

經營者報償에서 企業間 相對的 成果評價에 관한 時系列 實證研究*

김태수

부산외국어대학교 국제회계경제학부 강사
(tskim@taejo.pufs.ac.kr)

정준수

부산대학교 경영학부 교수
(juschung@hyowon.cc.pusan.ac.kr)

지성권

부산대학교 경영학부 부교수
(bigboy@hyowon.cc.pusan.ac.kr)

.....

대리인이론에서는 상대적 성과기준계약으로 대리인의 성과로부터 공통의 불확실성을 제거함으로써 경영자의 노력을 더 잘 평가할 수 있다고 주장한다. 본 논문의 주요목적은 우리 나라 상장기업들에서 상대적 성과가 고려되는지의 여부를 실증적으로 검증하는데 있다. 본 연구에서는 82개 기업에 대하여 1983-1995년 동안의 현금보상(급여+연간상여금)자료를 이용하여, 회계 및 추가성과 모두를 대상으로 동종산업의 성과에 대한 기울기계수의 부호를 시계열 및 횡단면 분석을 통해 조사하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 전체표본에 대하여, 상대적 성과평가개설은 모든 성과측정치에 대하여 지지되지 않았다. 따라서, 본 연구에서는 보상모형이 잘 명시된 것으로 보이는 기업들의 하위표본(첫 번째와 두 번째 하위표본은 각각 수정R²와 기업성과계수가 양(+)²의 값인 기업들로 구성됨)을 대상으로 분석을 반복하였다. 두 번째 하위표본에 대한 시계열 회귀분석에서 자기자본 경상이익률과 주식수익률을 성과측정치로 사용한 모형에서 상대적 성과평가개설을 지지하는 증거를 발견하였다. 본 논문에서는 상대적 성과평가의 사용정도가 산업에 따라 어떻게 달라지는지의 여부를 부수적으로 조사하였다. 산업별 분석결과에 의하면, 화학·석유·석탄·고무산업의 두 번째 하위표본과 종합건설업의 모든 하위표본에서 상대적 성과평가개설이 지지되는 것으로 나타났다.

.....

I. 序 論

우리 나라 기업들의 임금제도의 특징은 연공서열적인 임금인상구조라고 할 수 있다. 그러나 최근 들어 삼성물산, LG전자 등에서 고과승급제(merit pay system)가 도입되어 임금인상구조에 能力主義 혹은 成果主義가 도입되기 시작하였으며(박준성, 1995), 특히 오래 전부터 대부분의 대기업에서 임원에 대한 급여 및 상여금은 연공서열이 아니라 경영자의 성과를 반영하여 개별적으로 지급되고 있다. 이러한 현실에 비추어 보았을 때, 우리 나라

의 기업에서 경영자보상에 대한 明示的 契約은 존재하지 않지만, 경영자의 성과에 비례하여 임금이 지급되는 默示的 契約은 존재하는 것으로 추정할 수 있다.

그러나 絕對的 成果에 따라 경영자에게 보상을 지급하게 되면, 산업수요의 계절적·확률적 변동이나 시장요인에 의한 지분가치의 변동 및 경영성과의 변동 등 경영자들이 통제할 수 없는 공통의 위험을 경영자가 부담해야 하는 역기능이 발생할 수 있다. 이러한 경우에 경영자에게 인센티브를 부여하면서도 위험 회피적인 경영자들을 共通의 危險으로부터 보호하기 위한 最適 經營者報償契約은 다른

기업이나 기업내에서 다른 경영자들의 성과와 비교하여 성과를 평가하는 것이 상대적 성과평가방법이다.

相對的 成果評價制度는 준거집단의 공통적 불확실성을 여과함으로써 경영자의 報償危險을 경감시킬 수 있다. 이는 동일한 誘因效果를 보다 효율적으로 제공할 수 있음을 의미한다. 즉, 유인효과와 감소없이 대리인이 부담하는 보상위험을 감소시키고 계약의 효율성을 높이는 성과평가방법이다 (Holmstrom, 1982). 계약의 효율성 증대와 동기 부여효과와 증가는 추가된 상대적 성과측정치와 관찰불가능한 경영자의 투입노력에 대한 정보력을 높이기 때문이다. 상대적 성과평가는 준거집단의 차이에 따라 企業間 相對的 成果評價(inter-firm relative performance evaluation)와 企業內 相對的 成果評價(intra-firm relative performance evaluation)로 나눌 수 있다. 기업간 상대적 성과평가는 준거집단이 동종산업에 속한 기업이고, 기업내 상대적 성과평가는 준거집단이 유사한 경영환경에 처한 다른 사업부(또는 책임중심점)이다. 상대적 성과평가제도는 비슷한 환경에 처한 다른 기업(또는 기업내의 사업부)의 성과를 특정 기업(또는 특정 사업부) 경영자의 성과평가에 사용함으로써 특정 경영자의 성과를 보다 잘 평가하려는 유인제도이다. 즉, 다른 기업(또는 기업내의 사업부)의 성과는 특정 경영자가 통제할 수 없는 변수이나 유사한 환경에 처한 다른 여러 기업(또는 사업부)의 경영자에 대한 성과측정치를 사용하면 여러 기업(또는 사업부)이 처해있는 공통의 불확실성이 여과될 수 있다는 점을 이용한 성과평가방법이다. 상대적 성과평가는 특정 기업의 경영자가 통제할 수 없는 다른 기업의 성과를 평가기준으로 사용한다는 점에서 統制可能性의 原則에 위배되는 것 같으나, 실제로는 경영자의 성과를 보다 정확하게 평가함으

로서 보상의 효율성을 높일 수 있다는 情報力의 原則에 따른 평가제도라고 할 수 있다.

그러나, 상대적 성과평가제도가 초래할 역기능도 지적되고 있다(Gibbons와 Murphy, 1992). 상대적 성과평가제도가 채택될 경우에 대리인은 상대적 성과평가제도의 중심이 되는 준거집단의 성과를 자신의 이익에 유리한 방향으로 변경시키기 위해 노력할 유인을 갖게 된다. 즉, 대리인은 怠業(shirking)이나 준거집단 대리인간의 묵시적 共謀(collusion) 등을 통해 준거집단의 성과를 낮출 수 있다. 경우에 따라서는 자신이 속할 준거집단을 변경할 유인도 갖게 되고, 현재의 준거집단 경영자의 경영능력이 우수한 경우에는 비교적 열등한 경영진으로 구성된 산업으로 생산투자의사결정을 변경하여 기업의 소속 산업을 바꾸려는 유인도 갖게 된다. 그리고 상대적 성과평가의 준거집단이 개별 기업내부의 사업부이며 生産의 外部效果(production externalities)가 강한 팀생산(team production)의 성격일 경우에 경영자는 준거집단의 성과를 향상시킬 기술혁신이나 연구개발을 등한시할 유인도 갖게 된다. 이러한 역기능이 바로 상대적 성과평가제도가 초래할 대리문제라고 지적되어 왔다. 그러나 상술한 여러 가지 문제점에도 불구하고 상대적 성과평가제도는 미국의 우량기업에서 많이 사용되고 있는 실정이다.

본 연구의 목적은 우리 나라 기업에서 상대적 성과평가제도가 사용되고 있는지, 사용되고 있다면 성과측정치로서 어떤 변수가 경영자보상을 설명하는 데 정보력이 있는지를 개별 기업별로 시계열 회귀분석을 통해 실증검증하는 데 있다. 특히, 준거집단의 성과측정치로서 여러 성과변수(자기자본 경상이익률, 주식수익률, 그리고 매출액증가율 등)를 사용하여 분석함으로써 분석의 타당성을 높이고자 했다. 상대적 성과평가가설을 횡단면 자료를 사용

하여 분석할 경우에는 개별 기업 고유의 특징이 평균화되어 추정된다. 즉, 기업별로 성과측정치(의 계수가 다를 가능성이 높을 경우에는 기업별 시계열 분석을 수행하는 것이 바람직하다. 시계열 분석의 단점은 기업별로 상대적 성과계수를 추정할 경우에 추정된 회귀계수가 시계열로 안정적이어야 한다는 가정이다. 이런 가정이 성립하지 않으면 시계열 분석의 타당성이 감소한다. 따라서 본 연구에서는 기업별 시계열 분석과 횡단면 분석(panel data 분석방법)을 병행하여 상대적 성과평가가설을 분석하였다.

상대적 성과평가가 산업별로 다르게 사용되고 있는지에 대한 실증적 증거를 얻기 위해 산업별로 표본을 구분하여 상대적 성과평가가설을 다시 분석하였다. 산업별로 상대적 성과평가가 왜 다르게 적용되어야 하는지는 흥미로운 주제이지만, 이에 대한 이론적 근거는 아직 개발되지 않은 상태이다. 산업별로 생산함수가 다르고, 생산의 외부효과 및 공통의 불확실성이 다르기 때문에 상대적 성과평가가 산업별로 다르게 적용될 수 있다. 특히, 동종산업에 속한 기업의 생산함수나 경영성과에 영향을 미치는 불확실성이 동일적이기 때문에 상대적 성과평가가 산업별로 적용되는 방법이 유사할 것으로 기대된다.¹⁾ 따라서 산업별 상대적 성과평가가설을 실증분석하는 방법이 여러 산업을 혼합하여 분석하는 것보다 우월한 방법이라고 할 수 있다. 그러나 어떻게 상대적 성과평가방법이 다른지는 純粹한 實證的 問題(purely empirically question)라고 보기는 어렵다. 이에 대한 이론적 연구는 미래에 수행되어야 할 과제이다. 따라서 본 연구의 결과는 산

업별 상대적 성과평가이론의 개발에 필요한 概略的 實證을 제공할 수 있을 뿐이다. 산업별로 경영자보상제도가 다를 수 있다는 가설은 보다 엄밀하게 말하면, 다음의 두 가지 가설을 의미한다. ① 기업의 생산함수가 다르면 경영자보상과 특정 성과측정치와의 관계가 달라진다. 즉, 성과측정치가 동일한 경우에 보상함수는 기업의 생산함수에 따라 달라질 수 있다. ② 기업의 생산함수가 다르면 경영자보상을 결정하기 위해 사용하는 成果測定值의 集合이 달라지게 된다. 상대적 성과평가제도가 산업별로 다르다는 것도 상술한 報償函數의 差異와 成果測定值의 差異로 구분할 수 있다. 미래의 연구에서는 이러한 두 가지 차이를 결정하는 요인에 대한 이론적 연구가 수행되어야 하고, 본 연구는 이러한 연구를 수행하는데 있어서 기초가 되는 유용한 실증적 증거를 제공할 것으로 기대된다.

본 연구는 상대적 성과평가에 대한 우리나라의 선행연구와 다음과 같은 점에서 다르다. 상대적 성과평가모형을 실증분석한 국내 연구(황인태, 1996)의 특징은 기업 고유의 報償體系差異를 통제하지 않고 개별 기업의 성과측정치와 동종산업의 성과측정치(상대적 성과측정치)가 경영자보상으로 연계되는 횡단면 평균값을 검증하는 데에 있다. 따라서 보상제도의 기업별 차이²⁾를 통제하기 위해 13년간의 시계열 자료를 이용하여 개별 기업의 성과측정치와 상대적 성과측정치가 경영자보상으로 어떻게 연계되는지에 대한 상대적 성과평가를 실증검증한 것이 본 연구의 공헌도라고 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 본 연구와 관련있는 선행연구들을 살펴보았다. 제III장

1) Ely(1991)는 경영자보상과 경영성과와의 관계가 산업별로 차이가 있다는 가설을 실증분석하였다.

2) 대리문제나 정보비대칭문제, 통제문제 등이 기업별로 차이가 있고, 특히 생산함수가 기업별로 상이하기 때문에 경영자에 대한 보상관행도 이에 따라 달라지는 것이 일반적이다.

에는 대리인이론에 기초하여 가설을 설정하고, 실증분석을 하기 위한 변수의 조작적 정의, 표본선정 및 자료수집, 분석방법 그리고 절차가 제시되어 있다. 제Ⅳ장에서는 자료의 분석 및 가설검증을 통해 경영자에게 보상을 지급할 때, 상대적 성과가 고려되는지의 여부를 확인하는 한편, 이 관계가 산업별로 어떻게 달라지는지의 여부를 조사하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약·정리하고, 본 연구의 함의와 한계점을 기술한 후에 그와 관련된 미래의 연구과제를 제시하였다.

II. 先行研究의 檢討

대리인이론에서 위임자와 대리인간의 계약의 효율성을 개선시키는 데에는 절대적 성과평가방법과 상대적 성과평가방법이 있다. 경영자의 의사결정이나 숨겨진 행동에 대해 정보력이 있는 산출물은 보통 개별 기업의 경영성과이다. 그러나 여러 기업들 사이에 공통의 불확실성이 존재하면 위임자는 공통의 불확실성이 있는 여러 기업의 경영성과로부터 개별 기업 경영자의 성과측정치의 정확성을 높일 수 있는 追加的 要約情報를 추출할 수 있다(Baiman과 Demski, 1980, Holmstrom, 1979, 1982, Lazear와 Rosen, 1981, Demski와 Sappington, 1984, Wolfson, 1985). 이런 정보를 계약에 추가하면 경영자로부터 동일한 유인효과를 보다 효율적으로 얻을 수 있거나, 보상비용이 동일하면 보다 큰 동기부여효과를 얻을 수 있다. 즉, 보다 효율적인 보상계약을 설계함으로써 대리비용을 감소시킬 수 있다. 이러한 상대적 성과평가이론을 실증검증한 연구들을 소개하면 다음과 같다.

Antle와 Smith(1986)는 미국 기업 중에서 화학, 항공, 그리고 전자산업에 속한 39개 표본을 대상으로 1947-1966년 동안의 자료를 이용하여 상대적 성과평가가설을 실증분석하였다. 특히, 그들은 Holmstrom(1982)이 도출한 상대적 성과평가에 대한 분석결과 중 다음 두 가지 가설을 실증검증하였다. 첫째, 상관관계가 있는 다른 기업의 성과평균은 대리인의 노력투입에 대한 충분통계량(sufficient statistics)이다. 둘째, 경영자보상계약에서 다른 기업의 공통적 불확실성은 완전히 여과된다. Antle와 Smith는 성과측정치로 선정된 총자산 순이익률(당기순이익/총자산)과 주식수익률을 성과측정치의 산업평균에 의해 설명되는 體系的 成果測定値와 산업평균에 의해 설명되지 않는 非體系的(또는 기업 고유의) 成果測定値로 구분하여 상대적 성과평가가설을 분석하였다. 첫째 가설은 총자산 순이익률과 주식수익률에 대해 경영자보상을 회귀분석한 모형의 설명력과 두 성과측정치의 체계적 부분과 비체계적 부분을 모두 독립변수로 사용하여 경영자보상을 회귀분석한 모형의 설명력을 비교함으로써 검증할 수 있다. 둘째 가설은 총자산 순이익률의 체계적 부분과 비체계적 부분, 그리고 주식수익률의 체계적 부분과 비체계적 부분을 모두 독립변수로 사용하여 경영자보상을 회귀분석함으로써 검증할 수 있다. 즉, 상술한 회귀모형에서 각 성과측정치의 비체계적 부분에 대한 계수가 체계적 부분에 대한 계수보다 크게 나타나면 상대적 성과평가가설이 지지된다고 할 수 있다. 연구결과에 의하면 보상의 정의에 따라 상대적 성과평가의 지지여부가 다르게 나타났다. 총보상(주식관련보상을 포함)과 총보상에서 경영자 보유주식의 시장가치변동을 차감한 보상을 종속변수로 한 분석에서는 상대적 성과평가가설이 약하게 지지되고 있다. 그러

나 현금보상만을 사용한 분석에서는 상대적 성과평가가가설이 지지되지 않고 있다.³⁾

Jensen과 Murphy(1990)는 종속변수로 급여와 현금상여금을 합한 현금보상의 변동, 설명변수로 개별 기업의 지분가치의 변동, 상대적 성과측정치로 개별 기업의 주식수익률과 동종산업의 수익률과의 차이에 의한 개별 기업지분가치의 변동과 개별 기업의 주식수익률과 시장수익률과의 차이에 의한 개별 기업지분가치의 변동을 사용하였다(분석기간은 1974-1986년 동안이고 표본기업의 수는 1,049개임). 그들의 분석결과는 상대적 성과평가가가설이 지지되지 않는 것으로 나타났다. Jensen과 Murphy(1990)의 연구에 의하면 상대적 성과측정치로 사용된 기업 지분가치의 변동보다 회계이익의 변동이 경영자의 현금보상의 변동을 더 많이 설명하고 있으며 민감도도 더 큰 것으로 나타났다.

Gibbons와 Murphy(1992)는 주식수익률만을 성과측정치로 사용하여 상대적 성과평가가가설을 실증분석하였다(Jensen과 Murphy, 1990의 표본과 동일함). 상대적 성과측정치로는 주로 산업수익률과 시장수익률을 사용하였고 경영자보상변수로는 현금보상과 총보상(주식관련보상을 포함)을 사용하였다. 연구결과에 의하면 상대적 성과평가가가설이 지지되고 있다. 즉, 현금보상을 사용한 경우에 개별 기업의 주식수익률과 현금보상 사이에는 유의적인 양(+)의 상관관계가, 시장수익률과 산업수익률과 같은 상대적 성과측정치와 현금보상 사이에는 유의적인 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 종속변수로 총보상을 사용한 분석결과도 현금보상을 사용한 경우와 유사하나 차이점은 산업수익

률보다 시장수익률이 상대적 성과측정치로 더 적합한 것으로 보고되고 있다. 그러나 총자산 경상이익률과 같은 회계성과측정치를 성과측정치로 사용한 분석결과는 상대적 성과평가가가설이 지지되지 않는 것으로 나타났다.⁴⁾

Barro와 Barro(1990)는 미국의 83개 지방상업은행을 대상으로 상대적 성과평가가가설을 실증분석하였다. 연구결과에 의하면 상대적 성과평가가가설이 지지되지 않고 있다. 즉, 은행 경영자의 현금보상의 변화율은 개별 은행의 경영성과(주식수익률 및 당기순이익의 변동)와 유의적인 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로, 상대적 성과측정치인 지방은행산업의 평균 수익률과 평균 당기순이익의 변동과는 유의적인 음(-)의 상관관계가 없는 것으로 나타났다. Barro와 Barro의 연구는 현금보상을 측정할 때에 은행성과의 지역평균으로 조정하지 않았기 때문에 規模效果가 통제되지 않았다는 한계점이 있다.

Janakiraman, Lambert, 그리고 Larcker(1992)는 609개의 미국 기업을 대상으로(분석기간은 1970-1988년) 상대적 성과평가가가설을 실증검증하였다. 대리인 모형으로부터 보상함수를 유도하여 상대적 성과평가가가설을 실증검증한 점이 상술한 연구와의 차이라고 할 수 있다. 유도된 보상함수에 대한 가정을 달리함으로써, 그들은 두 가지 상대적 성과평가가가설을 도출하였다. 첫째 가정은 특정 경영자의 행위가 준거집단의 성과에 영향을 미치지 않는다는 것이다(제품시장이 완전경쟁인 경우에 이런 가정이 타당함). 이런 경우에 상대적 성과평가가가설은 다음과 같은 세 가지 조건이 충족되어야 성립한다; ① 개별 기업의 성과측정치에 대한 경영자보상의 민감

3) Antle과 Smith(1986)는 비모수분석을 사용하여 가설을 검증하였다. 가설의 지지정도가 다소 높아졌지만 일관된 결과를 얻지는 못하였다.

4) 산업의 총자산 경상이익률과 경영자보상 사이에는 음(-)의 관계가 아니라, 이론과는 반대로 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

도가 양(+)이다. ② 준거집단 또는 동종산업의 성과측정치에 대한 경영자보상의 민감도가 음(-)이다. ③ 개별 기업의 성과측정치와 동종산업의 성과측정치에 대한 특정 형태의 선형결합이 영(0)이다. 이런 가정에서의 상대적 성과평가를 강형(strong form)이라고 하고, 強形 相對的 成果評價에서는 개별 기업의 성과에 동종산업의 성과가 미친 영향이 완전히 제거될 수 있다고 주장하고 있다. 즉, 경영자는 기업 성과의 비체제적 부분에 의해서만 평가된다. 이에 비해 弱形 相對的 成果評價(weak form relative performance evaluation)는 강형에서의 세 가지 조건 중 처음 두 가지 조건만 충족되면 성립한다. 대리인의 행동이 준거집단의 성과에 영향을 미치지 않는다는 강형에서의 가정이 완화되면 약형 상대적 성과평가모형이 된다. 제품시장이 寡占(oligopoly)인 경우 즉, 몇 개의 기업이 고정된 산업이익을 더 갖기 위해 경쟁하는 경우에 바로 약형 상대적 성과평가모형이 타당하다. 약형에서는 산업 성과측정치와 개별 기업의 비체제적 성과부분이 모두 경영자의 행동에 대해 정보력이 있다. 따라서 약형 상대적 성과평가에서는 개별 기업의 성과에 동종산업의 성과가 미친 영향을 완전히 제거해서는 안 된다. 그들의 연구결과에 의하면 약형 상대적 성과평가모형만이 약하게 지지되는 것으로 나타났다. 특히, 회계이익이 아니라 주식수익률을 성과측정치로 선택한 경우에 약형에 대한 약한 실증적 증거가 존재한다.

황인태(1996)는 1992-1995년 동안 517개 상장기업을 대상으로 총임원급여와 평균임원급여(총임원급여/평균임원수)를 종속변수로 사용하고, 독

립변수로는 개별 기업의 성과를 나타내는 주식수익률과 동종산업의 성과를 나타내는 산업수익률, 시장수익률을 사용하여 회귀식을 구성하였다. 실증분석결과에 의하면 임원급여의 변화율은 기업의 주식수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 보였고, 산업수익률과는 유의적인 음(-)의 관계를 나타냈다. 그리고 시장수익률은 임원급여에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 황인태의 연구도 Gibbons와 Murphy(1992)의 연구와 동일하게 보상계약의 성과측정치로서 주식수익률만을 분석대상으로 했다는 한계점이 있다. 그리고 그는 기업별로 시계열 회귀분석을 실시하지 않고 4년간 자료를 pooling 한 횡단면 분석을 하였다. 연도별 차이는 연도더미를 사용하여 통제를 했지만 기업별 보상함수의 특징은 횡단면 분석이기 때문에 통제되지 못한 것이 단점이다.

Maher(1987)의 연구는 상대적 성과평가에 대한 다른 연구와는 구별된다. 그의 연구는 기업간 상대적 성과평가보다는 기업내 事業部管理者에 대한 상대적 성과평가를 분석했다는 점에서 다른 연구와 구별된다. Maher의 연구는 상대적 성과평가이론을 실증분석한 Antle과 Smith(1986)의 限界點⁵⁾을 극복하고, Holmstrom(1982)이 주장한 바와 같이 대리인들이 공통의 불확실성에 처해 있는 경우에 상대적 성과평가를 적용함으로써 다른 대리인의 성과가 특정 대리인의 성과에 대해 정보력이 있는지를 실증적으로 분석한 연구이다. 다시 말하면 Maher의 연구는 ① 어떠한 환경에서 상대적 성과평가가 사용되는지, ② 상대적 성과평가는 최고경영자와 사업부관리자간의 情報不均衡이 심한 경우

5) Antle과 Smith(1986)의 단점은 ① 상대적 성과평가를 보상과 연결시키고 있는 기업의 특성에 대한 연구가 없었으며, ② 연구의 범위가 최고경영자에 국한되었으며, 그리고 ③ 다수의 경영자가 상대적 성과평가에 의한 보상을 받는다고만 했을 뿐 기업이 어떻게 그것을 명시적으로 사용하는지에 대해서는 밝히지 못했다는 점이다.

에만 사용되는지, ③ 상대적 성과평가목적으로 성과측정치를 선택할 경우에 어떤 회계측정치와 절차가 사용되는지, 그리고 ④ 相對評價 對象集團(peer group)은 어떻게 선정되는지와 같은 상대적 성과평가의 적용실태에 대한 현장연구라고 할 수 있다. 연구결과에 의하면 최고경영자와 사업부관리자간의 정보불균형이 심하고 분권화된 사업부가 많을수록 기업내에서 사업부간의 성과를 비교하는 상대적 성과평가(inter-firm relative evaluation)를 적용할 것이라는 가설이 지지되는 것으로 나타났다.⁶⁾ 그리고 기업간 비교에 의한 상대적 성과평가의 적용을 결정하는 중요한 변수는 ① 사업부관리자가 부담하는 위험의 크기, 그리고 ② 최고경영자와 사업부관리자간의 정보불균형의 정도로 나타났다.

III. 研究設計

3.1 假說의 設定

선행연구에서 고찰한 바와 같이 상대적 성과평가 제도는 비슷한 환경에 처한 다른 기업(또는 기업내의 사업부)의 성과측정치를 특정 기업(또는 특정 사업부) 경영자의 성과평가에 사용함으로써 특정 경영자의 성과를 보다 정확하게 평가하여 報償契約의 效率性을 증가시키거나(동일한 보상비용으로 더 큰 동기부여효과를 얻거나) 동일한 動機附興效果를 더 작은 보상비용으로 유도할 수 있는 보상계약이다. 경영환경이 유사한 경우에는 경영자는 자신이

통제할 수 없는 공통의 불확실성에 노출되어 있다. 즉, 경영자의 성과측정치는 경영자 자신의 노력, 개별 기업 고유의 불확실성, 그리고 여러 기업에 공통적인 불확실성에 의해 결정된다. 공통의 불확실성을 갖고 있는 여러 경영자의 성과측정치를 이용하여 특정 대리인의 성과에 포함되어 있는 공통의 불확실성이 여과될 수 있다면 경영자의 노력에 대한 성과측정치의 정보력이 증가한다. Milgrom과 Roberts (1992)는 이러한 공통의 불확실성을 여과시키는 과정을 다음과 같은 간단한 예로 설명하고 있다.

경영자보상이 성과측정치의 선형함수이고, 주주가 위험중립형이고, 경영자는 위험회피형이고, 확률변수가 정규분포를 나타내며, 富의 效果(wealth effect)가 없다는 가정하에서 Milgrom과 Roberts는 상대적 성과평가가설을 검증할 수 있는 단순한 보상함수를 도출하였다(Milgrom과 Roberts, 1992, pp. 215-224를 참조). 그들이 예시로 사용한 단순한 대리인모형의 분석결과를 간단하게 정리하면 다음과 같다. 경영자의 노력에 대한 대리변수인 개별 성과측정치를 $z = e + x$ 라고 가정하자. 여기서 x 는 평균이 영(0)인 確率變數이고 努力水準 e 는 위임자가 관찰할 수 없는 변수이다. 따라서 보상계약은 e 의 함수가 아니라 z 의 함수가 된다. 만일 다른 하나의 경영자 성과측정치(동종산업의 성과인 상대적 성과측정치일 수도 있고 개별 기업의 다른 성과측정치일 수도 있음) y 를 정보시스템으로부터 얻을 수 있다고 가정하자. 여기서 y 는 개별 기업 경영자의 노력수준 e 에 의해 영향을 받지 않지만,⁷⁾ z 의 확률오차 부분인 x 와

6) 企業間 比較에 의한 상대적 성과평가를 적용하지 않는 경우는, ① 관리자가 처해 있는 위험의 정도가 낮아서 상대적 성과평가의 위험 여과효과가 그다지 크지 않은 경우와 ② 집권화 되고 생산이 집중된 환경에서 관리자가 활동하는 경우이다. 이런 경우에는 投入要素 監視(input monitoring)와 企業內 比較로써 기업간 비교를 대체할 수 있다.

는 상관관계가 있다고 가정하자. 이런 가정하에서 상대적 성과평가에 대한 증명이 가능하다.⁸⁾ 선형 보상함수(C)를 다음과 같이 가정하자.

$$C = \alpha + \beta(e + x + \gamma y)$$

위 식에서 α 는 固定給與이고, β 는 경영자에게 제공할 유인강도를 나타내는 두 성과측정치에 대한 報償의 敏感度이고, γ 는 정보변수에 주어지는 追加的 加重值이다. $\gamma = 0$ 이면 y 는 정보력이 없는 성과측정치가 된다. 위와 같은 선형함수로부터 도출되는 經營者 富의 確實性 等價額(certainty equivalent: CE)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{경영자 보상의 CE} \\ &= \alpha + \beta e - C(e) - \frac{1}{2} \beta^2 \text{Var}(x + \gamma y) \\ &= \alpha + \beta e - C(e) - \frac{1}{2} \beta^2 (\text{Var}(x) \\ &\quad + \gamma^2 \text{Var}(y) + 2\gamma \text{Cov}(x, y)) \end{aligned}$$

위 식에서 $C(e)$ 는 투입노력에 대한 經營者의 非效用을 의미한다. 즉, 경영자가 보상으로 부터 얻는 富는 보상의 평균값으로부터 투입노력에 대한 개인적 비용과 위험프리미엄(risk premium)의 합을 차감한 금액이다. 위 식에서 α, β, γ 를 구하면 최적 경영자보상함수가 유도된다. 여기서 분석의 관심은 γ 의 값이 어떻게 결정되는지에 달려 있다. γ 는 $\text{Var}(x + \gamma y)$ 의 크기를 최소화해야 함으로 최적 γ 는 위험프리미엄을 γ 로 미분하면 다음과 같은 식이 유도된다.

$$\gamma = \frac{-\text{Cov}(x, y)}{\text{Var}(y)}$$

따라서 γ 의 부호는 개별 기업 경영자의 성과측정치에 포함된 확률변수와 추가적 변수간의 공분산의 부호에 의해 결정된다. 만일 공분산이 양(+)이면 γ 는 음(-)의 부호를 갖게 된다. 개별 기업의 성과측정치는 그 기업이 속한 동종산업의 성과측정치와 양(+)의 상관관계를 갖는 것이 일반적이므로 y 를 산업의 성과측정치라고 가정하면 상대적 성과측정치가 갖는 부호는 음(-)이 된다. 상술한 Milgrom과 Roberts의 분석으로부터 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

[가 설] 상대적 성과평가가 이루어지고 있다면 경영자보상은 개별 기업의 성과측정치와는 양(+)의 상관관계를 갖고, 상대적 성과측정치(동종산업의 성과측정치)와는 음(-)의 상관관계를 가질 것이다.

3.2 分析方法 및 節次

본 연구에서는 상대적 성과평가가설을 실증분석하기 위해 세 가지 성과측정치를 사용하여 회귀모형을 구성하였다. Janakiraman 외(1992)의 연구는 다기간 대리인모형에서 相對的 成果評價 報償 函數를 유도하였다. 유도된 상대적 성과평가 보상함수는 경영자보상의 1次差分이 개별 기업의 非期待 成果測定値와 非期待 相對的 成果測定値(비기대 산업 성과측정치)의 선형함수로 나타났다. 그러나 그들은 유도된 보상함수에서 여러 성과측정치(자기 자본 경상이익률과 주식수익률)를 동시에 사용하여 상대적 성과평가가설을 실증분석하지 않고 각 성과측정치에 대해 개별 기업의 성과측정치와 상대적

7) 개별 기업 경영자의 노력수준이 개별 기업이 속한 산업의 성과에 영향을 미치지 못한다는 가정이다.

8) 분석의 편의를 위해 y 의 평균값도 영(0)이라고 가정한다.

성과측정치를 계산하여 회귀모형을 추정하였다. 예를 들면 자기자본 경상이익률을 성과측정치로 사용한 회귀모형에서는 경영자보상의 1차차분을 종속변수로, 자기자본 경상이익률의 1차차분과 자기자본 경상이익률의 산업 성과측정치(기업의 가치를 가중평균한 산업전체의 자기자본 경상이익률)를 독립변수로 한 모형을 추정하였다.⁹⁾ 본 연구에서는 경영자 일인당 연간 보상변화율의 자연로그값을 종속변수로 하고 독립변수로 자기자본 경상이익률과 주식수익률, 그리고 연간 매출액증가율을 성과측정치로 선정하여 다음과 같은 세 가지의 상대적 성과평가모형을 추정하였다.¹⁰⁾

$$\ln(COMP_{it}) = \beta_0 + \beta_{ROE} \Delta(ROE_{it}) + \beta_{PROE} \Delta(PROE_{it}) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln(COMP_{it}) = \beta_0 + \beta_{RET}(RET_{it}) + \beta_{PRET}(PRET_{it}) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln(COMP_{it}) = \beta_0 + \beta_{SAL} \ln(SAL_{it}) + \beta_{PSAL} \ln(PSAL_{it}) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$\ln(COMP_{it})$: i 기업의 t 기간에 있어서 경영자보상의 변화율

ΔROE_{it} : i 기업의 t 기간에 있어서 자기자본 경상이익률의 변동

$\Delta PROE_{it}$: i 기업의 t 기간에 있어서 산업 자기자본 경상이익률의 변동

RET_{it} : i 기업의 t 기간에 있어서 주식수익률

$PRET_{it}$: i 기업의 t 기간에 있어서 산업수익률

$\ln(SAL_{it})$: i 기업의 t 기간에 있어서 매출액변화율

$\ln(PSAL_{it})$: i 기업의 t 기간에 있어서 산업 매출액 변화율

ϵ_{it} : 확률적 교란항

위 식(1)-(3)은 각각 자기자본 경상이익률, 주식수익률, 매출액증가율을 성과측정치로 이용했을 경우의 상대적 성과평가모형이다. 본 장의 가설설정에서 언급한 것처럼 상대적 성과평가가설에 의하면 대리인의 성과를 평가할 때 산업의 공통요인은 여파되어야 하기 때문에, 개별 기업과 동종산업의 성과측정치에 대한 회귀계수는 각각 양(+), 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다. 위 식에서 자기자본 경상이익률(ROE), 매출액증가율(SAL)은 양(+), 자기상관성이 높기 때문에 실증측정치로서 자기자본 경상이익률의 변동, 매출액변화율을 사용하였다. 그러나 주식수익률(RET)은 일반적으로 양(+), 자기상관성이 낮은 것으로 간주되기 때문에 수익률의 수준(level)을 그대로 사용하였다.

본 연구에서는 상대적 성과평가가설을 검증하기 위하여, 식(1)-(3)에 대하여 기업별로 시계열 회귀분석을 실시한 후, 개별 기업의 성과측정치와 산업성과측정치의 회귀계수가 본 연구의 예측과 동일하게 각각 양(+), 음(-)의 값을 나타내는지의 여부를 검증하였다. 회귀계수의 유의성을 검증하기 위해 개별 기업의 시계열 회귀계수에 대한 t-통계량을 이용하여 Z-통계량을 구하고, 이를 근거로 회귀계수의 부호를 검증하였다. 각 회귀계수에 대한 Z-통계량은 아래의 식을 이용하여 계산하였다 (Sloan, 1993, p. 74.).

9) Janakiraman 외(1992)의 분석 중 주식수익률을 성과측정치로 사용한 회귀모형에서는 경영자보상의 1차차분을 종속변수로, 연간 주식수익률과 연간 주식수익의 산업 성과측정치(기업의 가치를 가중평균한 산업수익률)를 독립변수로 한 모형을 추정하였다. 주식수익률은 1차차분을 사용하지 않고 수준을 그대로 사용하였다.

10) 선행연구와 동일하게 경영자보상의 1차차분을 종속변수로 사용하여 모형을 추정하였지만 모형의 설명력이 매우 낮게 나타났다.

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{t_i}{\sqrt{k_i/(k_i-2)}}$$

t_i = 모수추정치와 관련된 기업 i 에 대한 t -통계량

k_i = 기업 i 에 대한 회귀식에서 자유도

N = 표본기업의 수

상술한 Z-통계량의 검증결과이외에 회귀계수부호의 실제비율과 기대비율을 이용한 二項檢證을 추가하여 상대적 성과평가가설을 검증하였다.¹¹⁾ 그리고 시계열 회귀모형이외에 선행연구에서 사용된(황인태, 1996 참조) 횡단면 분석도 병행하였다. 산업별 상대적 성과평가가설은 횡단면 분석만으로 실증 검증하였다.

본 연구에서는 상기의 검증절차를 통하여 상대적 성과평가가설이 지지되는 증거를 발견하지 못하였기 때문에, 다음의 두 가지 선정기준에 의해 표본 집단을 다시 재구성하였다. 첫째, 각 회귀식의 수정결정계수가 양(+)의 값인 기업, 둘째, 각 회귀식에서 개별 기업의 성과추정치에 대한 회귀계수가 양(+)의 값을 갖는 두 개의 하위표본을 구성하여, 각 하위표본별로 상술한 분석을 반복하였다.¹²⁾

3.3 變數의 操作的 定義

3.3.1. 從屬變數

본 연구에서는 경영자보상의 측정치로서 현금보상(급여와 현금상여금의 합)을 선정하였다. 즉, 우리 나라에서는 아직 경영자보상제도가 잘 발달되어 있지 않기 때문에 다양한 보상패키지가 개발되어 있지 못한 현실을 감안하여, 주식관련보상이나 주식매입선택권 같은 보상의 현재가치를 제외한 현금보상만을 선택하였다. 비록 현금보상이 경영자의 총보상패키지를 반영하지는 못하지만, 경영자보상제도가 가장 발달된 미국의 경우에도 급여 및 상여금의 합은 총보상(급여 및 상여금, 장기상여금, 특권적 소비, 연금, 주식교부)의 상당한 부분을 차지한다.¹³⁾ 그리고 본 연구에서는 企業全體의 成果測定值에 초점을 맞추고 있기 때문에 경영자 일인당 평균현금급여를 보상변수로 사용하였다. i 기업의 t 년도에 있어서 一人當 平均任員給與를 다음과 같이 측정하였다.

$$\text{일인당 평균임원급여}_i = \frac{(\text{임원급여}_i + \text{임원상여금}_i)}{(\text{임원수}_{i-1} + \text{임원수}_i)/2}$$

11) 본 연구에서는 다음 식에 따라 이항검증을 위한 z-통계량을 계산하였다.

$$z = \frac{(x \pm 0.5) - NP}{\sqrt{NPQ}}$$

N : 표본수

x : 음의 계수의 수

P : 범주들 중 하나에서 기대되는 경우들의 비율

$Q = 1 - P$

12) 본 연구에서 사용한 하위표본의 선정기준은 Janakiraman 외(1992)의 연구에서 사용한 네 가지 기준 중의 일부이다. 그들은 본 연구에서 사용한 기준이외에도 다음과 같은 두 가지 기준을 더 사용하고 있는데, 첫째, 개별 기업의 성과가 종속변수가 되고 동종산업의 성과가 독립변수가 되는 회귀식(産業指數模型)의 수정결정계수가 양(+)의 값인 기업, 둘째 그들이 報償模型이라고 부르는 본 연구의 식(1)-(3)에 해당되는 회귀식과 산업지수모형의 수정결정계수가 동시에 양(+)의 값인 기업이다.

13) 예를 들어, Hay Associates(1981), Booz, Allen 및 Hamilton(1983), Benston(1985)은 급여 및 상여금의 합이 총보상의 80%-90%임을 보고하였다.

또한 漏落變數¹⁴⁾로 인한 혼란을 감소시키고, 경영자보상과 성과간의 강력한 線形關係를 유도하기 위하여,¹⁵⁾ 본 연구에서는 經營者報償變數를 다음과 같이 변형하여 측정하였다

$$\ln(COMP_{it}) = \ln(\text{일인당 평균임원급여}_{it} / \text{일인당 평균임원급여}_{it-1}) \\ = \ln(\text{일인당 평균임원급여}_{it}) - \ln(\text{일인당 평균임원급여}_{it-1})$$

3.3.2. 獨立變數

(1) 個別企業의 成果測定值

일반적으로 주식수익률은 현재와 미래의 행동 및 사건 모두와 관련이 있는 기업의 재무상태변동에 대한 정보를 반영하고 있기 때문에, 주주의 목적이 企業價值極大化에 있다는 사실을 고려하면 일반적으로 주가기준 보상계획이 회계이익기준 보상계획보다 많이 사용될 것으로 기대할 수 있다. 그러나 실증연구(Lambert와 Larcker, 1987, Sloan, 1993)들은 주식수익률과 같은 시장성과측정치가 사용될 경우에 지분가치의 시장변동으로 인해 경영자가 부담해야 할 위험을 경감시킬 목적으로, 회계이익기준 보상계획도 함께 사용되고 있음을 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 많은 시장성과측정치와 회계성과측정치 중에서 선행연구들에서 일반적으로 사용하고 있는 주식수익률과 자기자본 경상

이익률을 독립변수로 사용하였다.

전술한 것처럼 자기자본 경상이익률과 주식수익률은 Lambert와 Larcker(1987) 등의 선행연구에서 사용된 성과측정치이다. 자기자본 경상이익률과 주식수익률은 기업을 평가하는데 적합한 정보를 반영하고 있지만, 경영자의 성과를 평가하는데 적합한 정보를 모두 반영하고 있는 것은 아니다. 즉 자기자본 경상이익률과 주식수익률에 포함된 정보 이외에 성과평가목적에 유용한 정보를 포함하고 있는 다양한 측정치들이 존재한다. 특히 우리 나라 기업들의 경우 企業規模의 增大를 중시하는 경향이 있는데, 이런 경향을 고려하면,¹⁶⁾ 매출액증가율에는 경영자의 성과를 평가하는데 유용한 정보가 포함되어 있을 가능성이 높다고 생각된다.

선정된 독립변수들은 비교가능성을 증대시키기 위하여 모두 비율로 측정되며, 본 장의 분석방법 및 절차에서 언급한 것처럼 자기자본 경상이익률은 양(+)의 자기상관성이 높기 때문에 1차차분을 사용하였다. 따라서 본 연구에서는 i기업의 t년도에 있어서 自己資本 經常利益率의 變動 [$\Delta(ROE_{it})$]을 다음과 같이 측정하였다.

$$ROE_{it} = \frac{\text{경상이익}_{it}}{(\text{자기자본}_{it-1} + \text{자기자본}_{it})/2} \\ \Delta(ROE_{it}) = ROE_{it} - ROE_{it-1}$$

주식수익률은 자기자본 경상이익률과는 달리 양(+)의 자기상관성이 낮은 것으로 선행연구들에서

14) 효율적 보상계약에 대한 경제이론에서는 현재의 성과뿐만 아니라 경영자의 교육수준, 책임, 과거의 성과 등이 경영자보상계약에 영향을 미친다고 주장한다. 그리고 Coughlan과 Schmidt(1985)는 누락변수들이 개별 기업과 경영자에 대하여 시간에 따라 변하지 않는다면, 경영자보상과 성과변수들의 1차차분을 분석함으로써 경영자보상과 기업성과간의 관련성을 정확하게 평가할 수 있다고 주장하였다.

15) 변수들을 log변환하게 되면, 규모 및 이분산성이 통제되어 변수들간에 보다 강력한 선형관계를 유도할 수 있다.

16) Kaplan(1994)은 미국과 일본의 경영자보상제도를 비교한 연구에서, 일본의 경영자들은 收益性보다 成長性을 강조하고 있음을 보고하였다. 그리고 호영진(1993)은 한국 기업인의 經營價值觀을 일본 기업인과 비교한 연구에서 한국의 경영자들이 일본의 경영자들보다 外形重視傾向을 보이고 있음을 보고하였다.

실증분석되었기 때문에, 연간 주식수익률(RET_{it})의 수준을 그대로 사용하였다. 세 번째 성과측정치로 선정한 매출액증가율도 양(+)의 자기상관성이 높을 것으로 생각되기 때문에, 본 연구에서는 다음과 같이 매출액증가율을 log함수로 변환시킨 賣出額變化率(ln(SAL_{it}))을 사용하였다.

$$\begin{aligned} \ln(SAL_{it}) &= \ln(\text{매출액}_{it}/\text{매출액}_{it-1}) \\ &= \ln(\text{매출액}_{it}) - \ln(\text{매출액}_{it-1}) \end{aligned}$$

(2) 相對的 成果測定值(同種產業의 成果測定值)

상대적 성과평가의 핵심은 경영자의 성과측정치로부터 공통의 불확실성을 제거하기 위해, 유사한 불확실성에 처해 있는 다른 기업의 성과측정치로 요약하여 상대적 성과측정치(aggregate measure)를 계산하는데 있다. 본 연구에서는 상대적 성과측정치로서 특정 기업이 속해 있는 동종산업의 상장된 모든 기업을 대상으로 선정된 성과측정치의 價値加重平均한 産業指標을 구하였다. 즉, 동종산업의 주식수익률은 한국신용평가(주)의 데이터베이스(KIS-SMAT)에서 입수한 연간 산업수익률(PRET_{it})의 수준을 그대로 사용하였고, 同種產業의 自己資本 經常利益率의 變動(Δ(PROE_{it}))과 賣出額變化率(ln(PSAL_{it}))은 다음과 같이 측정되었다.

$$\begin{aligned} PROE_{it} &= \frac{\text{산업 경상이익}}{(\text{산업 자기자본}_{it-1} + \text{산업 자기자본}_{it})/2} \\ \Delta(PROE_{it}) &= ROE_{it} - PROE_{it-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(PSAL_{it}) &= \ln(\text{산업 매출액}_{it}/\text{산업 매출액}_{it-1}) \\ &= \ln(\text{산업 매출액}_{it}) - \ln(\text{산업 매출액}_{it-1}) \end{aligned}$$

위 식들에서 *i*는 개별 기업을, *t*는 연도를 의미한다.

3.4 標本選定 및 資料蒐集

본 연구에서 이용한 표본기업은 1995년도말 증권거래소에 상장되어 있는 제조기업 중 아래의 조건을 충족하는 기업들로 구성되어 있다. <표 3-1>에서 볼 수 있는 것처럼, 제조기업 중에서 본 연구의 다섯 가지 표본선정기준을 충족시키는 기업은 총 82개로 나타났다.¹⁷⁾

본 연구의 분석기간은 1983-1995년 동안이지만, 보상 및 성과자료는 1次差分으로 측정되고, 임원급여와 자기자본 경상이익률의 경우에 평균값을 사용하기 때문에 연구대상기간 2년전까지의 자료가 더 필요하다. 따라서 <표 3-1>의 선정기준에서 1981년도 이후에 증권거래소에 상장된 기업은 제외시켰다.

본 연구에서 이용한 임원급여, 경상이익, 자기자본, 그리고 매출액에 관한 자료는 한국신용평가(주)의 데이터베이스(KIS-FAS)에서 입수하였다. 임원수에 관한 자료는 한국신용평가(주)에서 발간한 한국기업총람의 종업원인원현황과 전국경제인연합회에서 발간한 한국주요기업사전에서 입수하였다. 그리고 연간 주식수익률은 한국신용평가(주)의 데이터베이스(KIS-SMAT)에서 입수하였으며, 산업분류는 한국신용평가(주)의 자료이용책자에 나와 있는 産業中分類를 이용하였다.

분석에 사용한 자료들은 한국은행에서 발표한 大都市消費者物價指數로 수정하여 1990년도의 不變價格을 구하였다. 즉, 임원의 실질보상액, 실질경

17) 상대적 성과측정치로서 산업지수를 사용하기 때문에, 본 연구의 분석기간 동안 산업을 변경한 기업들은 표본에서 제외되어야 한다. 그러나 본 연구에서 선정한 표본기업은 분석기간 중 산업을 변경하지 않았다.

〈表 3-1〉 標本企業의 選定節次

1995년말 현재의 상장기업 중에서 제조기업의 수	648	
차감:		
1981년도 이후에 상장된 기업	(369)	
관리대상기업	(56)	
결산일이 12월 31일 아닌 기업	(46)	
1981-1995년도 동안 결산기를 변경한 기업	(16)	
임원급여를 제시하지 않는 기업	(79)	(566)
최종 표본기업수		82

상이익, 실질자기자본, 실질매출액은 명목급여, 명목경상이익, 명목자기자본, 명목매출액을 각 회계기간 동안의 소비자물가지수로 나눈 금액이다. 실질주식수익률은 연간 주식수익률에서 해당기간의 消費者物價增加率을 차감하여 구하였다.

IV. 實證分析結果

본 장에서는 가설검증절차에 따라 실증결과를 분석하였다. 본 장은 크게 세 개의 절로 구성되어 있다. 4.1절에서는 변수들에 대한 기술통계량을 제시하고, 4.2절에서는 全體標本에 대한 상대적 성과평가설의 검증결과를 제시하였다. 그리고 4.3절에서는 두 가지 선정기준을 충족하는 下位標本을 대상으로 상대적 성과평가설을 검증하였다.

4.1 標本의 記述統計量

본 연구에서 사용하고 있는 변수들을 時系列로

統合한 기술통계량과 이들 변수가 正規分布를 이루고 있는지의 여부를 Shapiro-Wilk통계량을 이용하여 검증한 결과가 〈표 4-1〉에 제시되어 있다. 〈표 4-1〉에 나타나 있는 것처럼, 모든 변수들은 정규분포를 이루고 있다.¹⁸⁾

〈표 4-2〉에는 각 산업별로 평균임원급여의 변화율, 자기자본 경상이익률의 변동, 주식수익률, 매출액변화율의 시계열 평균값을 제시하고 있다. 〈표 4-2〉에서 나타나 있는 것처럼, 총82개의 표본기업이 12개의 산업에 걸쳐 분포되어 있고, 각 성과측정치 크기는 산업별로 다르다는 것을 알 수 있다. 따라서 성과측정치들이 평균급여에 미치는 영향도 산업에 따라 상이할 것으로 생각되기 때문에, 본 연구에서는 산업에 따라 상대적 성과평가설의 지지유무가 어떻게 달라지는지의 여부도 살펴보았다.

4.2 全體標本에 대한 相對的 成果評價假說의 檢證結果

4.2.1 時系列 分析

본 절에서는 상대적 성과평가설을 검증하기 위

18) 변환전의 기술통계량은 〈부록표 1〉을, 산업별 기술통계량은 〈부록표 2〉를 참고할 것.

〈表 4-1〉 變數들의 記述統計量과 正規性 檢證結果

변 수 ^a / 통계량 ^b	평균값	중앙값	표준편차	Q1	Q3	W	p(W)
ln(COMP)	0.018	0.021	0.201	-0.090	0.117	0.924	0.449
ΔROE	-0.007	-0.013	0.179	-0.066	0.036	0.899	0.366
RET	0.117	0.044	0.491	-0.177	0.309	0.877	0.370
ln(SAL)	0.059	0.053	0.144	-0.022	0.127	0.904	0.383
ΔPROE	0.113	0.113	0.086	0.061	0.158	0.899	0.286
PRET	0.073	0.052	0.357	-0.162	0.229	0.904	0.465
ln(PSAL)	0.092	0.088	0.081	0.035	0.133	0.923	0.554

^a ln(COMP), ΔROE, RET, ln(SAL)은 각각 평균임원급여, 자기자본 경상이익률, 주식수익률, 매출액증가율을 나타낸다. 그리고 ΔPROE, PRET, ln(PSAL)은 각각 자기자본 경상이익률, 주식수익률, 매출액증가율의 산업지수를 의미한다.

^b Q1은 제1사분위수, Q3는 제3사분위수, W는 Shapiro-Wilk통계량을 나타내고, p(W)의 값이 제1종오차보다 클 경우에 변수들이 정규분포를 이루고 있다고 판단할 수 있다.

〈表 4-2〉 變數들의 産業別 記述統計量

산 업 / 변 수	기업수	ln(COMP)	ΔROE	RET	ln(SAL)	ΔPROE	PRET	ln(PSAL)
1. 어업	1	0.077	0.005	0.013	0.055	0.029	-0.114	0.056
2. 음식료품	10	0.015	-0.021	0.119	0.045	0.096	0.036	0.078
3. 섬유·의복·가죽	9	0.016	-0.010	0.119	0.036	0.116	0.064	0.084
4. 종이 및 종이제품	2	0.025	-0.001	0.249	0.096	0.149	0.100	0.119
5. 화학·석유·석탄·고무	15	0.019	-0.008	0.106	0.061	0.159	0.068	0.071
6. 비금속광물	10	0.026	-0.003	0.120	0.062	0.136	0.114	0.080
7. 1차금속	5	0.005	0.004	0.166	0.051	0.114	0.124	0.131
8. 조립금속·기계장비	10	0.026	0.006	0.048	0.085	0.141	0.090	0.179
9. 기타제조업	1	-0.022	-0.047	0.079	0.002	0.118	0.077	0.085
10. 종합건설업	11	0.010	-0.016	0.183	0.042	0.013	0.064	0.041
11. 도매업	5	0.013	-0.003	0.073	0.105	0.098	0.052	0.123
12. 운수창고업	3	0.027	0.018	0.089	0.057	0.149	0.079	0.086

^a ln(COMP), ΔROE, RET, ln(SAL)은 각각 평균임원급여, 자기자본 경상이익률, 주식수익률, 매출액증가율을 나타낸다. 그리고 ΔPROE, PRET, ln(PSAL)은 각각 자기자본 경상이익률, 주식수익률, 매출액증가율의 산업지수를 의미한다.

〈表 4-3〉 自己資本 經常利益率을 이용한 相對的 成果評價假說의 檢證結果^a

$$\ln(\text{COMP}_{it}) = \beta_0 + \beta_{ROE} \Delta \text{ROE}_{it} + \beta_{PROE} \Delta(\text{PROE}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

구분 ^b	평균	중앙값	표준편차	Q1	Q3
A. 기술통계량					
β_0	0.021	0.018	0.042	-0.002	0.044
β_{ROE}	0.218	0.218	1.159	-0.226	0.648
$t(\beta_{ROE})$	0.449	0.321	0.867	-0.070	0.915
β_{PROE}	0.029	-0.058	1.269	-0.748	0.850
$t(\beta_{PROE})$	0.500	0.578	1.482	-0.500	1.511
R ²	0.224	0.187	0.170	0.104	0.295
수정R ²	0.069	0.025	0.204	-0.076	0.154
DW	1.963	1.946	0.629	1.533	2.287
AR	-0.066	-0.042	0.284	-0.251	0.148
B. 가설검증: RPE가설은 $\beta_{ROE} > 0$ 이고 $\beta_{PROE} < 0$ 임을 암시한다. ^c					
평균 β_{ROE} :				0.218 (z = 4.131)***	
β_{ROE} 가 양(+)의 값인 비율:				68.29%(z = 3.203)***	
평균 β_{PROE} :				0.029 (z = 0.399)	
β_{PROE} 가 음(-)의 값인 비율:				52.44%(z = 0.331)	

^a 식(1)의 모형을 13개 시계열 관측치를 이용하여 각 기업에 대하여 개별적으로 추정한 82개 추정치에 대한 요약통계량이다.

^b β_0 는 추정된 절편, β_{ROE} 와 β_{PROE} 는 각각 ROE변수, PROE(산업ROE)변수의 추정된 기술기계수, $t(\beta_{ROE})$ 와 $t(\beta_{PROE})$ 는 각각 β_{ROE} 와 β_{PROE} 계수의 t-통계량, R²는 결정계수, 수정R²는 수정결정계수, DW는 Durbin-Watson통계량, AR은 잔차에서 추정된 1차 자기상관계수이다.

^c 계수값의 z-통계량은 각 표본기업에 대하여 개별적으로 추정된 t-통계량의 표본분포를 이용한 z-검증의 통계량을 나타내고, 비율의 z-통계량은 이항검증의 통계량을 나타낸다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

하여 각 성과측정치에 대하여 기업별로 시계열 회귀분석을 실시하였다. 먼저 자기자본 경상이익률에 대하여 상대적 성과평가가설이 채택되는지의 여부를 검증한 후에, 주식수익률, 매출액증가율의 순서로 실증검증하였다.

(1) 自己資本 經常利益率

보상과 개별 기업의 자기자본 경상이익률 및 동

종산업의 가치가중 자기자본 경상이익률간의 관계에 대한 시계열 회귀식의 분석결과가 〈표 4-3〉의 A부분에 제시되어 있다. 수정결정계수의 평균이 6.9%로 회귀식의 설명력이 낮게 나타났다. 〈표 4-3〉의 B부분은 상대적 성과평가가설의 검증결과를 제시하고 있는데, 상대적 성과평가가설이 지지되기 위해서는 회귀계수의 부호가 $\beta_{ROE} > 0$ 과 $\beta_{PROE} < 0$ 이어야 한다. β_{ROE} 계수의 평균은 0.218

〈表 4-4〉 株式收益率을 이용한 相對的 成果評價假說의 檢證結果^a

$$\ln(\text{COMP}_{it}) = \beta_0 + \beta_{RET}(\text{RET}_{it}) + \beta_{PRET}(\text{PRET}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

구분 ^b	평균	중앙값	표준편차	Q1	Q3
A. 기술통계량					
β_0	0.012	0.015	0.044	-0.010	0.038
β_{RET}	0.022	0.027	0.231	-0.053	0.159
$t(\beta_{RET})$	0.266	0.200	0.948	-0.311	0.736
β_{PRET}	0.043	0.007	0.332	-0.114	0.152
$t(\beta_{PRET})$	0.061	0.032	0.960	-0.509	0.539
R ²	0.147	0.118	0.132	0.041	0.205
수정R ²	-0.023	-0.058	0.158	-0.151	0.046
DW	1.926	1.912	0.540	1.625	2.360
AR	-0.053	-0.052	0.240	-0.250	0.119
B. 가설검증: RPE가설은 $\beta_{RET} > 0$ 이고 $\beta_{PRET} < 0$ 임을 암시한다. ^c					
평균 β_{RET} :	0.022 (z = 2.194)**				
β_{RET} 가 정의 값인 비율:	59.76%(z = 1.657)**				
평균 β_{PRET} :	0.043 (z = 0.504)				
β_{PRET} 가 음의 값인 비율:	46.34%(z = -0.552)				

^a 식(2)의 모형을 13개 시계열 관측치를 이용하여 각 기업에 대하여 개별적으로 추정된 82개 추정치에 대한 요약통계량이다.

^b β_0 는 추정된 절편, β_{RET} 과 β_{PRET} 은 각각 RET변수, PRET(산업RET)변수의 추정된 기울기계수, $t(\beta_{RET})$ 와 $t(\beta_{PRET})$ 는 각각 β_{RET} 과 β_{PRET} 계수의 t-통계량, R²는 결정계수, 수정R²는 수정결정계수, DW는 Durbin-Watson통계량, AR은 잔차에서 추정된 1차 자기상관계수이다.

^c 계수값의 z-통계량은 각 표본기업에 대하여 개별적으로 추정된 t-통계량의 표본분포를 이용한 z-검증의 통계량을 나타내고, 비율의 z-통계량은 이항검증의 통계량을 나타낸다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

로서 양(+)¹⁹의 값이고 유의수준 0.01에서 통계적으로 유의적이다. 또한 양(+)¹⁹의 β_{ROE} 비율도 통계적으로 50% 이상임을 보여준다. 그리고 개별 기업의 성과변수에 대한 회귀계수도 비교적 크다는 사실을 알 수 있다. 예를 들어, 자기자본 경상이익률이 100%증가하면 종속변수 $\ln(\text{COMP})$ 가 평균적으로 21.8% 증가할 것으로 기대할 수 있다. 그러나 동종산업의 성과계수인 β_{PROE} 의 평

균은 0.029로서 통계적으로 0이고, β_{PROE} 가 음(-)의 값인 비율도 통계적으로 50% 이상이 아니다. 따라서 모수 및 비모수검증 모두에서 상대적 성과평가가설이 지지되지 않았다. 즉 〈표 4-3〉의 결과(B부분)는 평균적으로 경영자의 현금보상이 자사의 자기자본 경상이익률과 양(+)¹⁹의 상관관계를 갖고 있으나, 동종산업의 자기자본 경상이익률과는 음(-)의 상관관계가 없음을 보여주고 있다.

19) 보고된 z-통계량은 연속성 수정(correction for continuity)을 이용한 비모수 이항검증에 기초하고 있다. 관측치들은 양(+)¹⁹의 상관관계가 있을 수 있기 때문에(기간과 산업효과로 인해), z-통계량이 다소 과대 추정될 수도 있다.

(2) 株式收益率

〈표 4-4〉는 주식수익률을 이용한 상대적 성과평가설의 검증결과를 보여주는데, A부분에는 시계열 회귀분석의 기술통계량이 제시되어 있다. 〈표 4-4〉의 B부분은 β_{RET} 의 평균값이 0.022로서 양(+)의 값이고 0.05에서 통계적으로 유의적이며(단측검증), β_{RET} 의 값이 양(+)인 비율도 59.76%로서 통계적으로 50% 이상임을 보여준다(유의수준 0.05, 단측검증). 따라서 주식수익률에 대한 회귀계수가 개별 기업의 자기자본 경상이익률의 회귀계수보다 상당히 적지만, 경영자의 보상은 주식수익률과 양(+)의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 그러나 산업수익률에 대한 회귀계수인 β_{PRET} 의 평균값은 0.043으로 양(+)의 값이고, 음(-)의 값을 갖는 기업의 비율도 46.34%로서 50% 이상이 아닌 것으로 나타났다. 따라서 모수 및 비모수검증 모두는 상대적 성과평가설을 지지하지 않는 것으로 나타났다. Jensen과 Murphy (1990), Gibbons와 Murphy(1992), 황인태(1996) 등의 선행연구들에서는 산업수익률 뿐만 아니라 시장수익률도 상대적 성과측정치로 사용하고 있다. 본문에는 제시하지 않았지만, 본 연구에서도 첫째, 식(2)에 산업수익률 대신 시장수익률을 사용한 모형, 둘째, 식(2)에 시장수익률을 추가한 모형에 대하여 별도의 분석을 실시하였다. 그러나 시계열 및 횡단면 회귀분석 모두에서 시장수익률이 상대적 성과측정치로 이용된다는 증거를 찾을 수 없었다. 즉, 시계열 회귀분석에서 시장수익률에 대한 회귀계수의 평균값(z-통계량)은 첫 번째 모

형의 경우에 0.053(2.042), 두 번째 모형의 경우에 0.041(2.147)로 나타났다. 그리고 횡단면 회귀분석에서도 회귀계수(t-통계량)는 각각 0.051(1.990), 0.044(1.488)로서 시계열 회귀분석의 결과와 유사하였다. 따라서 본 연구의 실증결과에 의하면 시장수익률은 상대적 성과측정치가 아니라 절대적 성과측정치로 사용되는 것으로 나타났다.

(3) 賣出額增加率

개별 기업의 매출액증가율 및 동종산업의 매출액증가율과 보상간의 관계에 대한 기업별 시계열 회귀식의 분석결과가 b(표 4-5)의 A부분에 요약되어 있다. 〈표 4-5〉의 B부분은 상대적 성과평가설의 검증결과를 제시하고 있는데, β_{SAL} 의 평균값과 양(+)의 비율은 0.137과 58.54%로서 본 연구의 예측과 일치하게 유의적인 양(+)의 값을 나타냈지만, β_{PSAL} 의 평균값과 음(-)의 비율은 0.442와 35.37%로서 본 연구의 예측과 상반되는 결과를 보였다. 따라서 모수 및 비모수검증 모두에서 상대적 성과평가설은 지지되지 않는 것으로 나타났다.

상대적 성과평가설에 대한 모든 시계열 회귀분석의 결과에서 볼 수 있는 것처럼, 산업요인들은 상대적 성과평가이론이 예측하는 부호를 나타내지 못하고 있다. 특히, 산업 매출액증가율의 경우에는 相對的 成果測定值가 아니라 絕對的 成果測定值로 사용되고 있는 것으로 나타났다(β_{PSAL} 의 평균값의 부호가 양(+)이다).²⁰⁾ 이런 실증결과를 상대적 성과평가모형이 실증적으로 타당하지 않다고 단순히 해석할 수도 있지만 다른 한편으로는 상대적 성과

20) 지금까지의 분석결과에서 볼 수 있는 것처럼 전체표본을 대상으로 실시한 시계열 회귀분석의 결과에 의하면 상대적 성과평가설이 지지되지 않았는데, 시차문제가 이러한 결과를 초래했을 수도 있다. 따라서 본 연구에서는 당해 연도의 보상과 직전 년도의 성과간의 관계를 추가적으로 분석하였다. 분석결과에 의하면 동종산업의 자기자본 경상이익률, 산업수익률, 산업 매출액증가율의 회귀계수(z-통계량)는 각각 0.203(2.416), 0.038(1.399), 0.309(2.524)로 나타났다. 그러므로 직전 년도의 성과측정치를 사용한 경우에도 상대적 성과평가설은 지지되지 않는 것으로 보인다.

〈表 4-5〉 賣出額增加率을 이용한 相對的 成果評價假說의 檢證結果^a

$$\ln(\text{COMP}_{it}) = \beta_0 + \beta_{\text{SAL}} \ln(\text{SAL}_{it}) + \beta_{\text{PSAL}} \ln(\text{PSAL}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

구분 ^b	평균	중앙값	표준편차	Q1	Q3
A. 기술통계량					
β_0	-0.034	-0.027	0.114	-0.075	0.039
β_{SAL}	0.137	0.133	0.767	-0.217	0.540
$t(\beta_{\text{SAL}})$	0.487	0.394	1.321	-0.525	1.414
β_{PSAL}	0.442	0.232	1.233	-0.214	0.856
$t(\beta_{\text{PSAL}})$	0.433	0.435	1.019	-0.251	1.036
R ²	0.203	0.169	0.157	0.074	0.285
수정R ²	0.044	0.003	0.189	-0.111	0.142
DW	2.043	2.046	0.558	1.650	2.366
AR	-0.103	-0.107	0.253	-0.238	0.101
B. 가설검증: RPE가설은 $\beta_{\text{SAL}} > 0$ 이고 $\beta_{\text{PSAL}} < 0$ 임을 암시한다. ^c					
평균 β_{SAL} :	0.137 (z = 4.023) ^{***}				
β_{SAL} 가 정의 값인 비율:	58.54%(z = 1.436) [*]				
평균 β_{PSAL} :	0.442 (z = 3.580) ^{***}				
β_{PSAL} 가 음의 값인 비율:	35.37%(z = -2.540) ^{***}				

^a 식(3)의 모형을 13개 시계열 관측치를 이용하여 각 기업에 대하여 개별적으로 추정된 82개 추정치에 대한 요약통계량이다.

^b β_0 는 추정된 절편, β_{SAL} 과 β_{PSAL} 은 각각 SAL변수, PSAL(산업SAL)변수의 추정된 기울기계수, $t(\beta_{\text{SAL}})$ 와 $t(\beta_{\text{PSAL}})$ 는 각각 β_{SAL} 과 β_{PSAL} 계수의 t-통계량, R²는 결정계수, 수정R²는 수정결정계수, DW는 Durbin-Watson통계량, AR은 잔차에서 추정된 1차 자기상관계수이다.

^c 계수값의 z-통계량은 각 표본기업에 대하여 개별적으로 추정된 t-통계량의 표본분포를 이용한 z-검증의 통계량을 나타내고, 비율의 z-통계량은 이항검증의 통계량을 나타낸다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

평가이론이 아직 초보단계에 있다는 인식속에서 보다 일반적인 상대적 성과평가이론을 개발할 수도 있다. 즉, 대리인들이 私的 情報을 기초로 하여 의사결정을 하거나 이들 의사결정이 투입노력의 크기를 결정하는 것 이상의 차원을 포함하는 더욱 일반적인 대리인모형에서는 시장 및 산업요인이 단순히

계 경영자의 성과를 평가할 때 제거되어야 하는 잡음으로 간주되지 않을 수도 있다.²¹⁾

경영자가 노력수준을 결정하기 이전에 사후에 실현될 결과(예를 들면 기업이 속한 산업의 성과 또는 산업의 수익률)에 대한 사적 정보를 갖고 있고 이런 결과와 경영자의 노력 사이에 양(+)의 상관

21) 본 연구의 상대적 성과평가모형에서는 대리인이 自社成果와 産業成果간의 분산 또는 공분산에 영향을 미칠 수 없다고 가정하고 있다. 그러나, 경영자는 이들 변수에 많은 영향을 미칠 수 있다(예를 들어, 투자안의 선택, 레버리지, 제품구성 등). Merchant(1987, 1989)는 기업들이 경영자의 성과측정치에서 통제불가능한 요인의 영향을 제거하지 않는 이유를 제시하였다. 상대적 성과평가의 장·단점에 대한 추가적인 논의는 Gibbons와 Murphy(1992)를 참고할 것.

관계가 있다면 산업의 불확실성을 완전히 제거하는 것은 노력에 대해 정보력이 있는 변수를 보상계약에 사용하지 않는 것이 된다. 이런 측면에서 상대적 성과평가의 확장된 모형을 개발할 필요가 있다.

4.2.2 橫斷面 分析

시계열 회귀분석결과의 신뢰성을 제고하기 위하여 각 성과변수별로 횡단면 회귀분석을 반복하였는데, 그 결과가 <표 4-6>에 제시되어 있다. <표 4-6>에서 볼 수 있는 것처럼 개별 기업의 성과를 나타내는 β_{ik} 계수(t-통계량)는 자기자본 경상이익률, 주식수익률 및 매출액증가율 각각에 대하여 0.099(5.835), 0.028(1.596), 0.151(3.692)로서 각각 유의수준 0.01, 0.10 및 0.01에서 유의적인 것으로 나타났다. 그러나 동종산업의 성과를 나타내는 β_{ip} 계수(t-통계량)는 자기자본 경상이익률, 주식수익률 및 매출액증가율 각각에 대하여 0.144(1.778), 0.037(1.394) 및 0.172(2.411)로서 상대적 성과평가가설이 예측하는 부호와 반대인 양(+)의 유의적인 부호를 나타냈다. 따라서 시계열 회귀분석의 결과와 동일하게 횡단면 회귀분석의 결과에서도 상대적 성과평가가설이 지지되

는 증거를 발견하지 못하였는데,²²⁾ 이러한 검증결과들은 황인태(1996)의 검증결과와는 반대되는 것이다.²³⁾

상대적 성과평가가 산업별로 다르게 사용되고 있는지에 대한 실증적 증거를 얻기 위해 산업별로 표본을 구분하여 상대적 성과평가가설을 다시 분석하였다. 본 연구에서는 경영자보상과 경영성과간의 관계가 유의적으로 나타난 음식료품, 화학·석유·석탄·고무, 조립금속 및 기계장비, 그리고 종합건설업에 대해 산업별로 상대적 성과평가가설을 검증하기 위해 횡단면 회귀분석을 수행하였는데, 그 결과가 <표 4-7>에 제시되어 있다.²⁴⁾ 상대적 성과평가가설을 산업별로 분석한 <표 4-7>의 결과에서도 화학·석유·석탄·고무 산업을 제외한 나머지 산업 모두에서 개별 기업의 성과를 나타내는 β_{ik} 계수(t-통계량)는 각각 0.119(4.128), 0.380(3.304), 0.164(1.953)로서 모두 유의적인 것으로 나타났지만, 동종산업의 성과를 나타내는 β_{ip} 계수는 화학·석유·석탄·고무산업과 종합건설업의 경우에만 각각 -0.002, -0.121로 상대적 성과평가가설의 예측 부호와 일치하는 것으로 나타났다. 그러나 회귀계수에 대한 t-통계량이 각각 -0.007, -0.808

22) 횡단면 회귀분석에서도 시계열 회귀분석과 마찬가지로 당해 연도의 보상과 직전 년도의 성과간의 관계를 추가적으로 분석하였는데, 분석결과에 의하면 동종산업의 자기자본 경상이익률, 산업수익률, 산업 매출액증가율의 회귀계수(t-통계량)는 각각 0.166(1.949), 0.033(1.223), 0.033(0.439)으로 나타났다. 따라서 시계열 회귀분석의 결과와 마찬가지로 횡단면 회귀분석에서도 시차문제가 상대적 성과평가가설의 지지유무에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

23) 황인태(1996)는 본 연구의 식(2)와 유사한 모형에서 상대적 성과평가가설이 지지되는 증거를 발견하였다. 즉, 황인태의 연구에서 주식수익률의 회귀계수(t-통계량)는 0.036(2.820), 산업수익률(PRET)의 회귀계수(t-통계량)는 -0.081(-2.529)로서 본 연구의 결과와는 달리 상대적 성과평가가설이 지지되는 것으로 나타났다. 황인태(1996)와 본 연구의 검증결과가 상이한 이유는 검증기간, 연구모형, 표본기업의 차이에 기인하는 것 같다. 즉, 황인태(1996)의 연구는 1992-1995년 동안 연도더미를 이용하여 517개 기업을 대상으로 상대적 성과평가가설을 검증하였다. 본 연구에서는 제시되지 않았지만, 검증기간과 연구모형을 황인태(1996)의 연구와 동일하게 설정한 회귀식을 검증한 결과에서도 상대적 성과평가가설이 지지되는 증거를 발견하지 못하였다. 결론적으로, 본 연구와 황인태(1996)의 검증결과의 차이는 표본기업의 차이에 그 원인이 있는 것으로 생각된다. 그러나 상대적 성과평가가설에 대한 외국의 선행연구들에서도 일치된 결론을 얻지 못하고 있다. 따라서 국내에서도 상대적 성과평가가설이 지지되는지의 여부를 판단하기 위해서는 더 많은 미래연구들이 필요할 것으로 생각된다.

〈表 4-6〉 相對的 成果評價假說에 대한 橫斷面 回歸分析結果

통계량 ^a \ 변수	ΔROE	RET	ln(SAL)
β_0	0.019	0.012	-0.007
β_{ix}	0.099	0.028	0.151
$t(\beta_{ix})$	5.835***	1.596*	3.692***
β_{id}	0.144	0.037	0.172
$t(\beta_{id})$	1.778**	1.394*	2.411***
R ²	0.036	0.013	0.024
수정R ²	0.034	0.011	0.022
DW	2.214	2.207	2.201
AR	-0.107	-0.104	-0.101

^a β_0 , β_{ix} 및 β_{id} 는 회귀식에서 각각 절편, 개별 기업의 성과측정치, 산업 성과측정치의 추정된 기울기계수이고, $t(\beta_{ix})$ 와 $t(\beta_{id})$ 는 각각 β_{ix} 및 β_{id} 에 대한 t-통계량, R²는 결정계수, 수정R²는 수정결정계수, DW는 Durbin-Watson통계량, AR은 잔차에서 추정된 1차 자기상관계수이다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

〈表 4-7〉 相對的 成果評價假說에 대한 産業別 橫斷面 回歸分析結果

통계량 ^a \ 산 업	음식료품 ΔROE	화학·석유·석탄·교무 ΔROE	조립금속·기계장비 ln(SAL)	종합건설업 ln(SAL)
β_0	0.019	0.020	-0.043	0.008
β_{ix}	0.119	0.167	0.380	0.164
$t(\beta_{ix})$	4.128***	1.270	3.304***	1.953**
β_{id}	0.116	-0.002	0.208	-0.121
$t(\beta_{id})$	0.371	-0.007	0.904	-0.808
R ²	0.123	0.009	0.098	0.027
수정R ²	0.109	-0.001	0.084	0.013
DW	2.059	2.141	2.121	1.872
AR	-0.030	-0.085	-0.065	0.056
관측수	130	195	130	143

^a β_0 , β_{ix} 및 β_{id} 는 회귀식에서 각각 절편, 개별 기업의 성과측정치, 산업 성과측정치의 추정된 기울기계수이고, $t(\beta_{ix})$ 와 $t(\beta_{id})$ 는 각각 β_{ix} 및 β_{id} 에 대한 t-통계량, R²는 결정계수, 수정R²는 수정결정계수, DW는 Durbin-Watson통계량, AR은 잔차에서 추정된 1차 자기상관계수이다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

로서 매우 낮기 때문에 상대적 성과평가가설이 지지되지 않았다.

4.3 下位標本에 대한 實證分析

4.3.1 時系列 分析

4.2절의 시계열 및 횡단면 회귀분석의 결과에서 살펴본 것처럼 자기자본 경상이익률, 주식수익률, 매출액증가율의 모든 경우에 있어서 상대적 성과평가 가설은 채택되지 못했다. 이러한 결과는 상대적 성과평가가 경영자에 대한 유인제도의 존재를 전제로 한다는 점에서 경영자보상계약이 보편화되어 있지 않는 우리 나라의 현실을 반영한 결과일 수도 있다. 그러나 회귀식의 추정은 측정오차에 의해 영향을 받을 수도 있다. 예를 들어, 실제의 명시적·묵시적 보상공식에서 사용되는 것들과는 상이한 성과측정치들 실증분석에 사용하였을 경우에 보상회귀식에서 기울기계수의 설명력과 통계적 유의성이 감소된다. 따라서 測定誤差의 影響을 통제하기 위해, 본 연구에서는 보상모형이 잘 명시된(보상함수의 추정에 사용된 측정치의 설명력이 높은) 것으로 보이는 기업들로 선정된 하위 표본을 대상으로 4.2절의 분석을 반복했다. 즉, 앞의 분석결과에서 경영자보상계약이 존재한다고 생각되는 기업들을 대상으로 4.2절의 분석을 재

실시하였다. 이렇게 본 연구의 초점을 이들 하위 표본으로 한정하게 되면, 회귀식의 설명력이 개선될 것으로 기대된다. 첫 번째 하위표본은 식(1)-(3)까지의 회귀식에서 수정결정계수가 양(+)의 값인 기업들로 구성된다. 이런 하위표본에서는 성과 측정치의 보상에 대한 설명력이 높기 때문에 경영자에 대해 유인보상제도가 사용되고 있다고 볼 수 있다. 따라서 상대적 성과평가가 이루어지는지에 대한 가설을 보다 적절하게 검증할 수 있다. 두 번째 하위표본은 식(1)-(3)까지의 회귀식에서 개별 기업의 성과계수가 양(+)의 값인 기업들로 구성된다. 사실상 모든 대리인이론은 경영자보상과 개별 기업의 성과 사이에 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 예측하기 때문에, 음(-)으로 추정된 계수는 자료에 문제가 있을 수 있음을 의미한다.²⁵⁾

이러한 두 가지 기준으로 선정한 하위표본에 대한 시계열 회귀분석의 결과들이 <표 4-8>에 제시되어 있다. <표 4-8>에서 알 수 있는 것처럼 첫 번째 선정기준의 경우, 앞의 분석결과와 동일하게 모든 경우에 있어서 상대적 성과평가가설이 기각되었다. 그러나 두 번째 선정기준의 경우에는 자기자본 경상이익률과 주식수익률을 사용한 모형에서 상대적 성과평가가설이 지지되는 증거를 발견하였다. 즉, <표 4-8>의 A에서 보상모형의 β_{ROE} 계수가 양(+)의 값인 기업들을 대상으로 상대적 성과평가

25) 개별 기업의 성과측정치의 계수가 음(-)이라는 것은 자료에 다음과 같은 한계가 있을 수 있음을 의미한다. ① 경영자들에 대한 상여금계획이 없는 기업이 있을 수도 있고, ② 1983-1995년 동안 기업의 보상정책에 변화가 발생했을 가능성이 있다. 이것에 관하여, 본 연구에서는 <표 4-3> - <표 4-6>의 각 회귀식에서 개별 기업의 성과계수가 음의 값인 기업들의 수정결정계수의 평균이 0이하거나 0과 동일하다는 사실을 발견하였다(본 본문에는 보고되지 않았음). 그러나 개별 기업의 성과계수가 양(+)의 값인 기업만을 대상으로 분석을 실시할 경우에 상대적 성과평가설의 통계적 검증에 편의가 초래될 수도 있다. 개별 기업의 성과는 일반적으로 동종산업의 성과와 양(+)의 상관관계가 있다. 따라서 회귀모형에서 두 독립변수간의 양(+)의 상관관계는 독립변수들의 기울기계수간에 음(-)의 관계를 초래할 수도 있다. 즉 개별 기업의 성과계수가 양(+)의 값인 기업만을 선정할 경우에 개별 기업의 성과측정치에 대한 측정오차가 양(+)의 값인 기업을 선정하는 결과가 될 수도 있다. 이것은 동종산업의 성과계수에 음(-)의 측정오차를 초래할 가능성이 있다. 그러므로, 동종산업의 성과에 대한 진실한 계수가 식(1)-(3)의 보상모형에서 零(또는 약간의 양의 값)일지라도, 추정된 계수는 음(-)의 값을 갖게 될 것이다. 이러한 사실로 인해 상대적 성과평가가설이 지지되는 것으로 잘못 해석할 가능성이 있다.

가설을 분석한 결과를 보면, β_{PROE} 계수의 평균값(z-통계량)은 -0.283(-1.534)이고, β_{PROE} 계수가 음(-)의 값인 비율도 60.71%로서 각각 0.10에서 통계적으로 유의적이다. 또한 주식수익률에 대해서도 <표 4-8>의 결과들은 상대적 성과평가가설을 지지한다. 즉 <표 4-8>의 B에서 β_{PRET} 계수의 평균값(z-통계량)은 -0.087(-2.194)로서 0.05에서 유의적이었으며, β_{PRET} 계수가 음(-)의 값인 비율도 63.31%로서 0.05에서 유의적이었다.²⁶⁾ 그러나 매출액증가율은 어떠한 표본에서도 상대적 성과평가가설이 채택되지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과들은 경영자의 성과측정치가 보상합수에 대한 설명력이 높은 기업, 즉 어떤 형태로든 경영자보상계약이 존재하는 기업의 경우에, 경영자들의 성과를 평가할 때 상대적 성과가 고려됨을 의미한다. 특히 4.2절의 경우와는 달리 상대적 성과평가측정치로서는 자기자본 경상이익률보다 주식수익률이 더욱 유의적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 회계성과보다는 주식수익률에 훨씬 강력한 산업요인이 존재하며, 주식수익률의 산업요인을 여과하는데 따른 잠재적인 이점이 더 크기 때문일 것으로 생각된다. 그러나 주식수익률의 설명력이 낮은

<表 4-8> 下位標本에 대한 相對的 成果評價假說의 時系列 回歸分析結果

선정기준 ^a	통계량 ^b	기업수	평균 β_p	평균 $t(\beta_p)$	β_p 의 z-통계량	비율 $\beta_p < 0$	$\beta_p < 0$ 의 z-통계량
A. 성과측정치 = ΔROE							
1. 수정 $R^2 > 0$		44	0.048	0.023	0.138	59.09	1.055
2. $\beta_{ROE} > 0$		56	-0.283	-0.225	-1.534*	60.71	1.470*
B. 성과측정치 = RET							
1. 수정 $R^2 > 0$		27	0.038	0.091	0.432	48.15	0.000
2. $\beta_{RET} > 0$		49	-0.087	-0.343	-2.194**	63.31	2.000**
C. 성과측정치 = ln(SAL)							
1. 수정 $R^2 > 0$		41	0.603	0.693	4.052***	31.71	-2.747***
2. $\beta_{SAL} > 0$		48	0.223	0.257	1.626*	45.83	-0.433

^a 수정 R^2 는 수정결정계수, β_{ROE} , β_{RET} , β_{SAL} 는 각각 ROE변수, RET변수 SAL변수의 추정된 기울기계수이다.

^b β_p 는 회귀식에서 산업 성과측정치의 추정된 기울기계수로서 β_{ROE} , β_{RET} , β_{SAL} 를 나타내고, $t(\beta_p)$ 는 β_p 에 대한 t-통계량을 나타낸다. 그리고 β_p 의 z-통계량은 각 표본기업에 대하여 개별적으로 추정된 t-통계량의 표본분포를 이용한 z-검증의 통계량을 나타내고, $\beta_p < 0$ 의 z-통계량은 이항검증의 통계량을 나타낸다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

26) 본문에는 제시되지 않았지만, 하위표본에 대해서도 전체표본의 검증절차와 동일하게 식(2)에서 산업수익률을 시장수익률로 대체한 모형, 식(2)에 시장수익률을 추가한 모형에 대하여 별도의 분석을 실시하였다. 모든 하위표본에 대한 시계열 및 횡단면 회귀결과에서 시장수익률이 상대적 성과측정치로 사용된다는 증거를 찾을 수 없었고, 다만 산업수익률이 상대적 성과측정치로 사용된다는 사실만을 재확인했을 뿐이다. 즉, 본문의 검증결과와 유사하게 두 번째 하위표본을 대상으로 시계열 회귀분석을 실시한 결과에 의하면, 식(2)에 시장수익률을 추가한 모형에서 시장수익률의 회귀계수(z-통계량)는 0.093(2.693)으로 나타난 반면에 산업수익률의 회귀계수(z-통계량)는 -0.478(-3.068)로 나타났다.

것은 현금보상계약에서 기업들이 주식수익률보다는 회계성과측정치(ROE)를 더 많이 사용하는 경향이 있음을 나타낸다. 이러한 결과는 현금보상계약에서 사용되는 성과측정치에 대한 Sibson(1989)의 조사결과와 일치하는 것이다. 더욱이, 본 연구의 결과들은 약 6%의 기업만이 보상계약에서 성과표준을 설정할 때 동종산업의 성과를 명시적으로 고려한다는 Sibson(1991)의 조사결과와도 일치하는 것이다.

4.3.2 橫斷面 分析

전체표본을 대상으로 한 가설검증절차와 동일하게 하위표본에 대해서도 횡단면 회귀분석을 이용하여 상대적 성과평가가설을 검증하였는데, 그 결과가 <표 4-9>에 제시되어 있다. <표 4-9>를 보면 동종산업의 성과를 나타내는 β_{ip} 계수(t-통계량)는 첫 번째 선정기준의 경우에는 모든 모형에서 상대

적 성과평가가설과는 반대되는 양(+)의 유의적인 값을 나타냈다. 그리고 두 번째 선정기준의 경우에는 자기자본 경상이익률, 매출액증가율 각각에 대하여 0.121(1.152), 0.100(1.339)로서 상대적 성과평가가설이 예측하는 음(-)의 부호를 갖지 않았지만, 주식수익률의 β_{ip} 계수는 -0.005로서 상대적 성과평가가설에 예측하는 음(-)의 부호를 나타냈다. 그러나 β_{ip} 계수의 t-통계량이 -0.170으로서 매우 낮기 때문에 주식수익률에 대해서도 상대적 성과평가가설이 채택되지 않았다. 이러한 결과는 시계열 회귀분석의 결과와 반대되는 것으로 경영자 보상계약의 실시여부는 기업에 따라 다르기 때문에, 개별 기업을 대상으로 한 시계열 분석이 횡단면 분석보다도 보상과 성과간의 관계를 더 잘 포착하기 때문인 것 같다.

그리고 전체표본에 대한 검증절차와 동일하게 하위표본에 대해서도 상대적 성과평가가설의 채택여

<表 4-9> 下位標本에 대한 相對的 成果評價假說의 橫斷面 回歸分析結果

통계량 ^b 선정기준 ^a	관측수	β_{ip}	t-통계량
A. 성과측정치 = ΔROE			
1. 수정 $R^2 > 0$	572	0.143	1.364 [*]
2. $\beta_{ROE} > 0$	728	0.121	1.152
B. 성과측정치 = RET			
1. 수정 $R^2 > 0$	351	0.069	1.439 [*]
2. $\beta_{RET} > 0$	637	-0.005	-0.170
C. 성과측정치 = $\ln(SAL)$			
1. 수정 $R^2 > 0$	533	0.102	2.988 ^{***}
2. $\beta_{SAL} > 0$	642	0.100	1.339 [*]

^a 수정 R^2 는 수정결정계수, β_{ROE} , β_{RET} , β_{SAL} 는 각각 ROE변수, RET변수 SAL변수의 추정된 기울기계수이다.

^b β_{ip} 는 회귀식에서 산업 성과측정치의 추정된 기울기계수로서 β_{ROE} , β_{RET} , β_{SAL} 를 나타낸다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

부가 산업별로 상이한지의 여부를 분석하였는데, 그 결과가 <표 4-10>에 제시되어 있다. <표 4-10>에서 알 수 있는 것처럼 동종산업의 성과를 나타내는 β_{ip} 계수(t-통계량)는 첫 번째 하위표본의 경우에는 종합건설업만 -0.357(-1.468)로서 유의수준 0.10의 단측검증에서 유의적인 것으로 나타났고, 두 번째 하위표본의 경우에는 화학·석유·석탄·고무산업과 종합건설업에서 각각 -0.437(-1.459), -0.385(-1.769)로서 각각 유의수준 0.10과 0.05에서 상대적 성과평가가설을 지지하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다음과 같은 이유 때문일 것으로 생각된다. 화학·석유·석탄·고무산업과 종합건설업의 경우에는 다른 산업들보다 需要的 季節的 變動 및 景氣循環에 따라 기업의 성과가 크게

좌우되기 때문에, 경영자의 성과평가시 공통의 불확실성을 제거해야 할 필요성이 높다는 사실을 고려하면 당연한 결과인 것으로 생각된다.

지금까지의 분석결과에서 볼 수 있는 것처럼, 본 연구의 검증결과는 상대적 성과평가가설에 대한 약한 증거만을 발견하였을 뿐이다. 즉 경영자의 보상을 결정할 때, 산업 및 시장요인이 제거되어야 한다는 강력한 실증적 증거를 발견하지 못하였다. 앞에서 간략하게 언급하였지만, 이러한 결과가 도출된 이유 중의 한 가지는 우리 나라 기업의 경우에 상대적 성과평가의 유용성을 모르고 있을 수도 있다는 점이다. 다른 한 가지 이유는 상대적 성과평가가설을 검증하기 위하여, 본 연구에서 사용하고 있는 대리인모형이 대리인의 노력투입을 유인하

<表 4-10> 下位標本에 대한 相對的 成果評價假說의 産業別 橫斷面 回歸分析結果

선택기준 ^a	통계량 ^b	관측수	β_{ip}	t-통계량
A. 음식료품 = ΔROE				
1. 수정 $R^2 > 0$		91	0.352	0.875
2. $\beta_{ROE} > 0$		117	0.210	0.643
B. 화학·석유·석탄·고무 = ΔROE				
1. 수정 $R^2 > 0$		78	0.124	0.332
2. $\beta_{ROE} > 0$		130	-0.437	-1.459*
C. 조립금속·기계장비 = $\ln(SAL)$				
1. 수정 $R^2 > 0$		65	0.744	2.255**
2. $\beta_{RET} > 0$		91	0.380	1.360*
D. 종합건설업 = $\ln(SAL)$				
1. 수정 $R^2 > 0$		65	-0.357	-1.468*
2. $\beta_{SAL} > 0$		78	-0.385	-1.769**

^a 수정 R^2 는 수정결정계수, β_{ROE} , β_{RET} , β_{SAL} 는 각각 ROE변수, RET변수 SAL변수의 기울기계수이다.

^b β_{ip} 는 회귀식에서 산업 성과측정치의 추정된 기울기계수로서 β_{ROE} , β_{RET} , β_{SAL} 를 나타낸다.

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임(단측검증).

기 위한 인센티브문제만이 있고 사적 정보가 존재하지 않는 모형이기 때문이다. 경영자가 산업 및 시장수익에 대한 사적 정보를 갖고 있을 경우에 상대적 성과평가이론의 함의는 달라질 수도 있다.

그리고 본 연구의 대리인모형은 기업이 속해 있는 산업이 외생적으로 고정되어 있다고 가정한다. 이러한 가정은 단기의 경우에는 유지되지만, 장기의 경우에 경영자는 기업을 다른 산업으로 이전하는 투자의사결정(예를 들어, 製品라인과 企業買受의 選擇)을 할 수 있다. 그러한 모형에서, Dye(1992)는 상대적 성과평가는 경영자들이 절대적으로 가장 높은 수익을 얻을 수 있는 산업에 투자하기 보다는 경쟁자의 성과를 능가할 수 있는 산업에 투자하도록 동기부여할 수도 있다고 주장하였다.²⁷⁾

또한 본 연구의 대리인모형은 산업에서 기업들간의 전략적인 상호작용을 무시한다. 경쟁적 상황에서, 기업의 보상계약은 自社經營者의 행동과 競爭者들의 행동에 영향을 미치도록 설계될 수도 있다. 예를 들어, 기업의 이익보다는 시장점유율에 기초한 보상계약은 경영자들에게 기업의 시장탈퇴를 유도하도록 동기부여할 수도 있고, 따라서 新規進入을 방지할 수도 있다. 이러한 형태의 과점모형에서 경영자의 인센티브에 대한 전략적 설계는 보상계약에서 산업 또는 시장요인의 역할에 대하여 상이한 함의를 가질 수 있다.

V. 結 論

본 논문의 목적은 경영자에게 보상을 지급할 때,

경영자가 통제할 수 없는 공통의 불확실성을 여과 시킴으로써 절대적 성과평가가 아닌 상대적 성과평가가 이루어지는지의 여부를 조사하는데 있다. 본 논문의 결과는 다음과 같이 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 82개 전체기업을 대상으로 실시한 時系列 回歸分析과 橫斷面 回歸分析(산업별 분석을 포함) 모두에서 동종산업의 성과계수는 본 연구에서 예측한 유의적인 음(-)의 값을 나타내지 않았다. 둘째, 회귀계수가 양(+)의 값인 기업들만으로 구성된 下位標本을 대상으로 실시한 시계열 회귀분석에서는 자기자본 경상이익률과 주식수익률을 사용한 모형의 경우에 상대적 성과평가가설이 지지되는 것으로 나타났으며, 횡단면 회귀분석에서는 상대적 성과평가가설이 지지된다는 어떠한 증거도 찾을 수 없었다. 셋째, 산업별 횡단면 회귀분석에서는 화학·석유·석탄·고무산업의 경우에는 자기자본 경상이익률을 성과측정치로 사용했을 때 첫 번째 하위표본(① 수정결정계수가 양(+))의 값인 기업에서 상대적 성과평가가설이 약하게 지지되고, 종합건설업의 경우에 매출액증가율을 성과측정치로 사용했을 때 모든 하위표본(① 수정결정계수가 양(+))의 값인 기업, ② 회귀계수가 양(+))의 값인 기업에서 상대적 성과평가가설이 지지되는 것으로 나타났다.

상기와 같이 본 연구에서는 상대적 성과평가가설에 대한 강력한 실증적 증거를 발견하지는 못했지만, 이 분야에 대한 체계적인 실증연구가 부족한 국내의 상황에서 상대적 성과평가에 대한 미래의 연구를 위한 틀을 마련했다는 점에 본 연구의 의의가 있다. 그러나 본 연구는 경영자보상제도가 확립되어 있지 않는 우리 나라의 현실 때문에 상대적

27) Dye(1992)는 상대적 성과평가의 가치는 경영자가 代替産業에 투자할 수 있는 柔軟性(flexibility)의 정도에 따라 결정됨을 입증하였다.

성과평가의 징후만을 발견하는데 그쳤다. 따라서 미래의 연구는 다음과 같은 방향으로 확장될 필요가 있다.

첫째, 우리 나라의 실무에서 유인보상제도의 현황에 대한 實態調査가 우선적으로 실시되어, 우리나라의 기업에서의 고유한 경영자보상제도의 유형을 식별할 필요가 있다. 예를 들어 경영자의 성과와 승진 및 해고간의 관계, 승진으로 인한 보상액의 변동 등을 조사할 필요가 있다. 둘째, 본 연구 결과가 더욱 강력한 증거가 되기 위해서는 기업의 持分構造에 대한 실증연구나 報償政策에 대한 설문 조사를 추가로 실시하여, 경영자 중심의 기업으로 판명된 표본만으로 본 연구의 결과를 재실시할 필요가 있다. 셋째, 상대적 성과평가를 실시하는 기업과 그렇지 못한 기업간의 成果差異, 상대적 성과평가의 도입 전·후의 成果差異를 조사할 필요가 있다. 넷째, 설문조사 등을 통하여 각 산업별로 적합한 성과측정치를 입수한 후에, 앞에서 언급한 본 연구의 분석 및 미래의 연구주제들과 관련시킬 필요가 있다.

參 考 文 獻

- 박준성 (1995), "한국대기업의 경영조직특성," **한국대기업의 인력관리특성**, 서울, 세경사, 253-322.
- 호영진 (1993), "한국기업인의 경영가치관," **서강 Havard Business Review**, March-April, 58-75.
- 황인태 (1996), "경영자보상의 상대성과평가에 관한 실증연구," **한국경영학회 추계학술발표회 발표논문집**, 719-739.
- Antle, R. and A. Smith (1986), "An Empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation of Corporate Executives," *Journal of Accounting Research*, 24, 1, 1-39.
- Baiman, S. and J. Demski (1980), "Economically Optimal Performance Evaluation and Control Systems," *Journal of Accounting Research*, 18, Supplement, 180-220.
- Barro J. R. and R. J. Barro (1990), "Pay, Performance, and Turnover of Bank CEOs," *Journal of Labor Economics*, 8, 4, 448-481.
- Benston, G. (1985), "The Self-Serving Hypothesis: Some Evidence," *Journal of Accounting and Economics*, 7, April, 67-84.
- Booz, Allen and Hamilton (1983), *Executive Pay in the Eighties: Major Exposures Ahead*, New York: Booz, Allen and Hamilton.
- Coughlan, A. T. and R. M. Schmidt (1985), "Executive Compensation, Management Turnover, and Firm Performance: An Empirical Investigation," *Journal of Accounting and Economics*, 7, April, 43-66.
- Demski, J. S. and D. Sappington (1984), "Optimal Incentive Contracts with Multiple Agents," *Journal of Economic Theory*, 33, 1, 152-171.
- Dye, R. (1992), "Relative Performance Evaluation and Project Selection," *Journal of Accounting Research*, Spring, 30, 1, 27-52.
- Ely, K. M. (1991), "Interindustry Differences in the Relation Between Compensation and Firm Performance Variables," *Journal of Accounting Research*, 29, 1, 37-58.
- Gibbons, R. and K. J. Murphy (1992), "Does Executive Compensation affect Investment?," *Journal of Applied Corporate Finance*, 5, 2, 99-109..
- Hay Associates (1981), "Fifth Annual Hay Report on Executive Compensation," *Wharton Magazine*, Fall, 50-56.
- Holmstrom, B. (1979), "Moral Hazard and Observability," *Bell Journal of Economics*, 10, 1, 74-91.

- _____ (1982), "Moral Hazard in Teams," *Bell Journal of Economics*, 13, 2, 324-340.
- Janakiraman, S. N., R. A. Lambert, and D. F. Larcker (1992), "An Empirical Investigation of the Relative Performance Evaluation Hypothesis," *Journal of Accounting Research*, 30, 1, 53-69.
- Jensen, M. C. and K. J. Murphy (1990), "Performance Pay and Top-Management Incentives," *Journal of Political Economy*, 98, 2, 225-264.
- Kaplan, S. (1994), "Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States," *Journal of Political Economy*, 102, 3, 510-546.
- Lambert, R. and D. Larcker (1987), "An Analysis of the Use of Accounting and Market Measures of Performance in Executive Compensation Contracts," *Journal of Accounting Research*, 25, Supplement, 85-125.
- Lazear, E. P. and S. Rosen (1981), "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts," *Journal of Political Economy*, 89, 5, 841-864.
- Maher, M. W. (1987), "The Use of Relative Performance Evaluation in Organization," in W. J. Bruns, and R. S. Kaplan (Eds.), *Accounting and Management: Field Study Perspective*, Boston, Harvard Business School Press, 295-315.
- Merchant, K. (1987), "How and Why Firms Disregard the Controllability Principle," in W. J. Bruns, and R. S. Kaplan (Eds.), *Accounting and Management: Field Study Perspective*, Boston, Harvard Business School Press, 316-338.
- _____ (1989), *Rewarding Results: Motivating Profit Center Managers*, Boston, Harvard Business School Press.
- Milgrom, P. and J. Roberts (1992), *Economics, Organization and Management*, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall.
- Sibson & Company, *Executive Compensation*, Princeton, N.J., Sibson & Co.
- _____ (1991), *Trends and Issues in Rewarding Executive Performance*, Princeton, N.J., Sibson & Co.
- Sloan, R. G. (1993), "Accounting Earnings and Top Executive Compensation," *Journal of Accounting and Economics*, 16, 55-100.
- Wolfson, M. (1985), "Tax, Incentive, and Risk-Sharing Issues in the Allocation of Property Rights: The Generalized Lease-or-Buy Problem," *Journal of Business*, 58, 2, 159-171.

〈附錄表 1〉 變數들의 記述統計量과 正規性檢證結果

(금액단위: 백만원)

변 수	통계량	평균값	중앙값	표준편차	Q1	Q3
임원수		15.28	14.5	4.10	12.55	17.35
평균급여		27.128	26.652	6.373	23.100	30.196
경상이익		7.233	6.822	5.922	4.090	9.906
평균자기자본		86.292	73.748	68.387	47.109	96.573
주식수익률		0.1169	0.0435	0.4906	-0.1770	0.3087
매출액		343,243	320,123	126,615	266,599	400,735

〈附錄表 2〉 變數들의 産業別 記述統計量

(금액단위: 백만원)

산 업	변 수	기업수	임원수	급여액	경 상 이 익	자 기 자 본	주 식 수익률	매출액
1. 어업		1	10.23	36.234	2.741	27.024	0.0133	69.703
2. 음식료품		10	12.22	28.471	2.553	30.138	0.1186	186.652
3. 섬유·의복·가죽		9	12.99	26.509	4.765	66.653	0.1188	203.781
4. 종이 및 종이제품		2	11.19	16.804	2.852	24.984	0.2487	67.817
5. 화학·석유·석탄·고무		15	12.25	28.455	5.770	43.169	0.1063	119.581
6. 비금속광물		10	15.22	31.809	12.369	102.762	0.1195	198.843
7. 1차금속		5	9.77	29.692	7.952	46.741	0.1658	142.903
8. 조립금속·기계장비		10	12.45	23.884	6.864	95.131	0.0483	224.662
9. 기타제조업		1	10.08	16.792	4.413	24.240	0.0793	39.878
10. 종합건설업		11	28.22	24.707	7.452	108.052	0.1826	421.126
11. 도매업		5	23.17	29.008	19.797	379.251	0.0729	2,487.392
12. 운수창고업		3	11.92	21.851	4.072	42.818	0.0888	129.170

A Time-Serial Empirical Study on the Relative Performance Evaluation of Korean Firms

Taesoo Kim* · Junsoo Chung** · Sungkwon Chi***

Abstract

Agency theory suggests that a relative performance-based contract can remove the common shock term from an agent's performance, which enables a better evaluation of the agent's efforts. The primary purpose of this paper is to empirically investigate whether a relative performance is considered in Korean listed companies. Using the cash compensation data(salary plus annual bonus) for 82 firms from 1983 to 1995, we examine the sign of the slope coefficients on peer-group performance for both accounting and stock price performance by time series as well as cross sectional regression analysis.

The results of the analysis were summarized as follows. For a full sample, RPE hypothesis was not supported for all the performance measures. Therefore, we repeat the analysis on selected subsamples of firms for which compensation model of this paper seem to be well specified(each of the first and second subsample contains firms with a positive adjusted R^2 and coefficient on firm performance). For the return on equity(ordinary income to stockholders' equity) and stock return, RPE hypothesis was weakly supported in the time series analysis which examine the second subsample. The additional purpose of this paper is to investigate inter-industry differences for RPE(relative performance evaluation) hypothesis. The results of industry analysis run as follows. RPE hypothesis was supported in the second subsample of chemical · petroleum · coal · rubber industry and for both subsamples in the case of construction industry.

Key Words : Relative Performance Evaluation, Cash Compensation, Inter-Industry Differences

* Lecturer, Division of International Accounting and Economics, Pusan University of Foreign Studies

** Professor, Division of Business Administration, Pusan National University

*** Associate Professor, Division of Business Administration, Pusan National University