

회계성과와 시장성과의 상대적 정보성이 이익반응계수 및 경영자 보상에 미치는 영향 - 외국인 및 국내 기관투자자별 차이 분석 -

김유진 (주저자)
KEB하나은행 하나금융경영연구소 수석연구원,
이화여자대학교 경영학과 박사과정
(jazzgene@naver.com)
안정인 (교신저자)
이화여자대학교 경영학과 박사과정
(jungin.an@ewhain.net)
서윤석 (공저자)
이화여자대학교 경영학과 교수
(ysuh@ewha.ac.kr)

본 연구는 Kim and Suh(1993)의 이론적 모형을 기반으로 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이가 이익반응계수(ERC) 및 경영자 보상계약에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 시장성과가 회계성과 등의 공적 정보에 영향 받기 때문에 회계성과와 시장성과 변수 간에는 상관관계가 존재한다. 그러나 기존 실증연구에서는 두 변수 간의 상관성을 통제하지 않고, 경영자 보상계약에 대한 각 성과변수의 가중치를 보여줌으로써 왜곡된 결과가 도출될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기관투자자 거래비중에 따른 성과변수의 가중치에 대한 왜곡효과를 실증적으로 검증한다.

분석 결과, 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크며, 경영자 보상에 있어 회계성과 대비 시장성과의 상대적 중요성이 과대평가된 것으로 나타난다. 이와 같은 결과는 국내 기관투자자 보다 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업에서 더욱 현저하다. 이는 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업은 회계성과의 정보성이 크고, 그 결과 ERC가 커지며 경영자 보상에서도 두 변수 간의 왜곡효과가 더욱 두드러지게 나타난다는 것을 의미한다.

본 연구는 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성이 ERC 및 경영자 보상계약에 미치는 영향에 대해 분석함으로써 회계 변수의 가치평가목적(valuation role)과 수탁책임목적(stewardship role)을 동시에 논의한 최초의 논문이다. 이를 통해 향후 경영자 보상계약 분야에서 기업의 재무성과와 관련된 실증연구를 진행함에 있어 시장성과에 포함된 회계성과의 간접적인 영향을 인식하고, 모형 설계 및 결과 해석에 있어 신중한 고려가 필요하다는 시사점을 제공한다. 또한 기관투자자를 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자로 구분하고, 두 집단 간의 차이에 대해 실증분석한 결과를 제시함으로써 규제기관 입장이 두 집단에 대해 감시, 감독을 위한 차별화된 제도 및 관리체계를 정립해야 한다는 주장을 뒷받침하는 논거를 제시한다.

주제어: 경영자 보상, 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성, 기관투자자, 외국인투자자, 국내기관투자자

I. 서론

본 연구에서는 Kim and Suh(1993)의 이론적

모형을 중심으로 기관투자자 거래비중에 따라 회계성과와 시장성과의 정보성 차이가 이익반응계수(Earnings Response Coefficients, 이하 ERC)에 미치는 영향에 대해 분석한다. 그리고 이와 같은

정보성의 차이가 경영자 보상에서 각 성과변수의 상대적 가중치에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 경영자 보상에서 고려되는 성과변수는 경영자의 노력을 추정할 수 있는 정보성(informativeness)을 가져야 한다(Hölmstrom, 1979)는 이론을 바탕으로 경영자 보상과 성과변수 간의 관계에 대한 다양한 연구가 진행되어 왔다. 경영자 보상함수에서 새로운 변수가 기존의 성과변수에서 제공하지 않은 새로운 정보를 제공한다면 추가적인 성과변수로 사용될 수 있으며(Hölmstrom, 1979), 경영자의 성과를 측정하는 각 성과변수에 대한 가중치는 민감도(sensitivity)와 정확도(precision)를 반영하여 결정된다(Banker and Datar, 1989). 또한 성과변수의 정보성 크기는 likelihood ratio의 분산에 의해 결정되며, likelihood ratio의 분산은 민감도와 정확도로 나타난다(Kim and Suh, 1991).

경영자 보상에 관한 기존 연구들에서는 경영자의 성과를 측정하는 대응치로 재무성과를 활용하고 있으며, 이는 회계성과와 시장성과로 구분된다(Lambert and Larcker, 1987; Cadman, Klasa, and Matsunaga, 2010; Banker, Darrrough, Huang, and Plehn-Dujowich, 2013). 기존 대다수의 연구에서는 두 변수 간의 상관성을 통제하지 않고, 경영자 보상에 대한 각 성과변수의 가중치를 도출하고 있다. 그러나 현실적으로 회계성과와 시장성과 간에는 높은 상관관계가 존재하며, 이와 같은 특성이 보상계약의 가중치 도출과정에 반영될 필요가 있다. 즉, 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과가 동시에 활용될 때 회계성과가 경영자 보상에 미치는 직접적인 영향과 회계성과가 시장성과를 통해 경영자 보상에 미치는 간접적인 영향이 함께 고려되어야 한다. 그렇지 않을 경우 시장성과(회계성과)에 대한 가중치가 과대(과소)평가될 수 있다. 따

라서 두 변수 간의 상관성을 고려하지 않고 각 성과변수를 그대로 사용할 경우 보상에 대한 각 성과변수의 가중치가 왜곡되어 나타날 수 있다.

한편, 전문가 집단으로 구성된 기관투자자는 개인투자자 대비 회계정보의 질이 높은 기업에 투자하며(Hansen, Miletkov, and Wintoki, 2013), 주주로서 경영자를 감시, 통제할 수 있는 능력을 갖추고 있다고 평가된다(Monks and Minow, 1995). 따라서 기관투자자 거래비중이 높은 기업의 시장성과에는 회계성과 정보가 상대적으로 크게 반영되어 있을 것이다. 즉, 시장성과가 회계성과에 얼마나 영향을 받는지는 시장 참여자가 보유한 정보 중 공적정보(회계성과 등)의 비중에 따라 달라진다. 따라서 기관투자자의 거래비중이 높은 기업은 회계성과의 정보성이 클 것이며, 이는 ERC와 경영자 보상에 영향을 미칠 수 있다. 이와 같은 논리 하에 본 연구에서는 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과의 정보성이 ERC에 미치는 영향을 분석하고, 경영자 보상에서 성과변수의 가중치에 왜곡을 야기하는지 확인하고자 한다.

연구대상 표본은 2010년부터 2015년까지 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 4,180 기업·연도이다. 실증분석 결과, 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크며, 경영자 보상에 있어 회계성과 대비 시장성과의 상대적 중요성이 과대평가된 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 국내 기관투자자 보다 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업에서 더욱 현저하다. 이는 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업은 회계성과의 정보성이 크고, 그 결과 ERC가 커지며 경영자 보상에서도 두 변수 간의 왜곡효과가 더욱 두드러지게 나타난다는 것을 의미한다. 반면 국내 기관투자자의 거래비중이 높은 기업은 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업 보다

시장성과 내 사적정보(회계성과 등의 공적정보)의 상대적 비중이 높아(낮아) 정보비대칭이 크다고 할 수 있다. 결과적으로 국내 기관투자자는 외국인 기관투자자 대비 공적정보(회계성과)에 대한 정보비대칭이 낮은 기업을 선택하지 못했거나, 주주로서 감시의 역할을 유의적으로 수행하지 않았다고 볼 수 있다.

본 연구는 회계성과와 시장성과의 정보성에 대한 이해를 바탕으로 ERC 및 경영자 보상과의 관계를 구체적으로 설명함으로써, 회계변수의 가치평가목적(valuation role)과 수탁책임목적(stewardship role)을 동시에 논의한 최초의 논문이다. 즉 가치평가목적에서 회계성과와 시장성과의 정보성 수준에 따라 ERC의 크기가 다르며, 이와 동시에 수탁책임목적 하에서 경영자 보상계약 시 회계정보의 비중이 상대적으로 큰 기업의 경우 회계성과 대비 시장성과의 상대적 중요성이 과대평가된다는 논리적 근거를 제시한다. 이와 같은 결과는 실제 보상계약과 관련한 기업 이해관계자의 의사결정에 있어 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 즉, 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과의 가중치는 각 성과변수의 정보성 수준에 따라 적합한 가중치가 분배되어야 한다. 따라서 향후 경영자 보상계약 등의 분야에서 기업의 재무성과와 관련된 실증연구를 진행함에 있어 회계성과와 시장성과 간의 상관관계를 인식하고, 모형설계 및 해석에 있어 신중한 고려가 필요하다는 시사점을 제공한다. 또한 기관투자자를 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자로 구분하고, 두 집단 간 정보성의 차이에 대해 실증분석한 결과를 제시함으로써 감독기관 입장에서 두 집단에 대해 감시, 감독할 수 있는 차별화된 제도 및 관리체계가 정립되어야 한다는 주장을 뒷받침하는 논거를 제시한다.

이하 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 이론적 배경 및 선행연구를 검토하고, III장에서 연구의 이론적 배경에 대해 살펴본 후 이를 바탕으로 가설을 제시한다. IV장에서는 연구에 사용될 모형을 설정하고 표본선정의 과정을 기술한다. V장에서는 실증분석의 결과를 보고하며, 마지막으로 VI장에서는 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

2.1 경영자 보상에 있어 성과변수의 활용

경영자 보상계약의 목표는 경영자의 노력과 성과에 대해 유용한 정보를 담고 있는 성과변수를 선택하여 최적의 보상함수를 설계하는 것이다. 따라서 선택된 성과변수는 경영자가 효율적으로 기업을 운영할 수 있도록 동기부여 할 수 있어야 하며, 동시에 경영자의 노력에 대해 유용한 정보를 담고 있어야 한다(Hölmstrom, 1979). 이와 같이 경영자 보상계약에서 고려되는 성과변수의 정보성에 초점을 둔 연구가 다양하게 진행되어 왔다.

먼저 Lambert and Larcker(1987)는 경영자 보상계약에 영향을 미칠 수 있는 추가적인 요인(성장성, 경영자 지분율)을 통제하고, 정보 속성(informational properties)에 따라 회계성과와 시장성과의 중요도가 어떻게 달라지는지 횡단면 및 시계열 분석을 진행하였다. 횡단면 분석 결과, 경영자 보상에서 회계성과와 시장성과의 상대적 가중치는 두 성과변수에 내재된 잡음(noise)인 분산의 정도와 반비례하는 것으로 나타났다. 또한 시계열 분석 결과에서는 회계성과(자기자본이익률)가 시장성과(주가수익률) 대비

경영자 보상과 더욱 강한 양(+)의 관계를 가진다는 결과를 제시하였다. 이후 Banker and Datar(1989)는 경영자 성과에 대한 신호(signal)가 갖는 상대적 가중치는 신호의 민감도와 정확도의 곱으로 표현된다는 연구 결과를 발표하였다. Kim and Suh(1991)는 likelihood ratio의 분산이 성과변수의 정보성 크기를 나타내며, 분산이 크면 클수록 정보성이 더 커진다는 이론을 제시하고, 구체적으로 likelihood ratio의 분산은 민감도와 정확도로 구성되어 있다고 주장하였다. 또한 Kim and Suh(1993)는 경영자 보상에서 회계성과와 시장성과의 상대적 가중치에 대해 고찰한 결과 보상계약에서 고려되는 두 성과변수 간의 상관관계를 고려할 필요가 있다는 이론적 분석의 결과를 제시하였다. 즉, 경영자 보상에서 각 성과변수의 가중치는 회계성과와 공적정보(회계성과 등)가 제거된 시장성과에 대해 계산되어야 하며, 그렇지 않을 경우 시장성과에 대한 가중치가 과대평가될 수 있다고 설명하였다. Sloan(1993)은 경영자 보상계약에서 시장성과와 함께 회계성과가 고려될 때 회계성과가 경영자 보상에 유용한 정보를 추가적으로(incrementally) 제공하는지에 대해 살펴보았다. 분석 결과, 일반적으로 주가에는 경영자가 통제할 수 없는 시장 전반의 잡음이 내포되어 있는데 반해, 회계성과는 대부분 경영자가 통제할 수 있는 정보로 구성되어 있기 때문에 의미 있는 정보가 될 수 있다고 주장하였다.

성과변수와 경영자 보상 간의 관계에 대한 국내 초기 연구에서는 회계성과(자기자본경상이익률, 매출액)와 시장성과(주식수익률)가 경영자 보상과 양(+)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다(황인태, 1995; 지성권 · 양준모 · 유승훈 · 이대식, 1998; 김태수 · 정준수 · 지성권, 1999; 지성권 · 장호일, 2000). 김태수 외(1999)는 성과-보상 관계가 기업이 속한

산업에 따라 차별적인 민감도를 가진다는 연구 결과를 제시하였으며, 지성권 · 장호일(2000)은 시장성과 변수인 주식수익률 보다 회계성과 변수인 자기자본경상이익률과 매출액이 경영자 보상을 더 잘 설명하고 있다고 주장하였다. 홍철규(2012)는 회계성과와 시장성과의 신호-잡음 비율(signal-to-noise ratio)이 경영자 보상에 미치는 영향을 분석하기 위해 회계성과와 시장성과의 신호-잡음 비율 차이에 관한 대리변수로 KOSPI 및 KOSDAQ 시장의 차이를 채택하였다. 분석 결과, 자기자본이익률은 KOSPI 소속 기업의 경영자 보상에만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 추가수익률은 경영자 보상에 양(+)의 영향을 미치며, 소속시장 간 차이는 발견되지 않았다. 이후 이용훈 · 홍철규(2014)는 국내 비금융 KOSPI 상장기업에 대한 패널자료를 활용한 경로분석을 통해 회계성과가 경영자 보상에 미치는 효과에 대해 살펴보았다. 직접효과와 변수 간 상호작용을 통해 매개되는 간접효과로 구분하여 분석한 결과, 시장성과가 경영자 보상에 미치는 영향의 상당 부분이 회계성과와 관련 있다는 결론을 제시하였다.

위의 선행연구들을 종합하면, 경영자 보상에 있어 성과변수 상호 간의 상관관계가 고려되지 않은 정보성의 원리에 기초하여 각 성과변수에 대한 가중치를 논의하고 있는 연구가 대부분이다. 즉, 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과가 동시에 포함된 경우 두 성과변수에 대한 계수값(가중치)을 해석함에 있어 회계성과가 경영자 보상에 미치는 직접적인 영향과 회계성과가 시장성과를 통해 경영자 보상에 반영되는 간접적인 영향이 함께 고려되어야 한다. 그러나 대부분의 연구에서는 이와 같은 내용이 언급되지 않고 있어 경영자 보상계약에 있어 각 성과변수에 대한 가중치가 과대(과소)평가될 수 있다는 한계

가 있다.

2.2 기관투자자의 투자의사결정과 회계성과의 정보성

기관투자자가 투자의사결정을 함에 있어 선호하는 기업 특성이 존재한다는 논리 하에 다양한 연구가 진행되어 왔다. 먼저 미국 자본시장을 대상으로 분석한 O'Brien and Bhushan(1990)의 연구에 따르면 기관투자자 및 재무분석가와 같은 전문가 집단은 초과주가수익률이 높고, 유동성이 크며, 체계적 위험이 큰 기업을 선호하는 것으로 나타났다. 그리고 기관투자자의 거래가 증가할수록 증권사 수익이 커지기 때문에 애널리스트는 기관투자자의 거래에 영향을 미칠 수 있는 정보력 있는 보고서를 제공할 경제적 동기가 커진다. 또한 Ayers and Freeman (2003)은 기관투자자 지분율이 높고, 애널리스트 분석 보고서가 많은 기업일수록 기업 내·외부자 간의 정보비대칭이 해소되는 경향이 있다는 연구 결과를 제시하였다. 기관투자자가 선호하는 기업에 대해서는 애널리스트 또한 관심을 두고, 분석 보고서를 많이 제공하고 있어 기업 재무정보에 대한 정보비대칭이 작아질 것으로 기대되기 때문이다.

이와 유사한 관점에서 기관투자자의 투자의사결정 과정에 있어 회계이익의 질에 대한 태도 및 관심에 대한 연구도 존재한다. Hansen et al.(2013)은 투명한 회계정보를 공시할 유인이 강한 기업일수록 외국인투자자가 크게 확대된다는 것을 확인하였다. Siegel (1982)은 회계전문가, 재무분석가, 기관투자자를 대상으로 회계이익의 질에 대해 설문조사한 결과, 응답자 중 90% 이상이 이익의 질 개념이 익숙하다고 답변하였으며, 응답자 중 80% 이상이 회계이익의 질이 의미 있고 유용한 개념이라고 답변하였다. 국내에서는 김문철·최관(1999)이 국내 재무분

석가, 신용분석가, 공인회계사를 대상으로 이익의 질에 대해 설문조사한 결과 응답자 중 60% 이상이 이익의 질에 대해 생각해 본적 있으며, 응답자 중 90% 이상은 이익의 질이 의사결정에 유용하다고 응답하였다. 이는 전문투자자의 투자의사결정에 있어 이익의 질이 유용한 투자 척도로 활용되고 있으며, 외국인 기관투자자 및 국내 기관투자자가 선호하는 기업의 이익은 그렇지 않은 기업 대비 질적으로 우수할 수 있다는 것을 의미한다(전영순, 2003).

기관투자자의 투자의사결정 요인 및 과정에 대한 선행연구를 종합하면 법인으로부터 자금을 모집하여 대규모 투자를 하는 전문가 집단인 기관투자자가 보유한 시장 및 피투자기업에 대한 정보는 양적·질적으로 우수할 것으로 기대된다. 외국인 기관투자자 및 국내 기관투자자는 기본적 분석(fundamental analysis)에 의한 내재가치 중심의 투자를 하며, 회계이익은 기업의 내재가치 평가 시 가장 중요하게 활용되는 정보이다(이돈혁, 1995; 연강흠, 1994). 따라서 전문가로 구성된 기관투자자(외국인 기관투자자 및 국내 기관투자자)는 풍부한 경험과 전문성을 바탕으로 질적으로 우수한 이익을 제공하는 기업을 식별할 수 있으며, 결과적으로 일반 개인투자자 대비 정보의 수집 및 분석능력이 뛰어난 것으로 인식된다(전영순, 2003). 이와 같은 관점에서 자본시장 개방 이후 전문가 집단인 기관투자자의 거래가 확대되면서 국내 시장 전반에 걸쳐 이익변화율에 대한 주가수익률의 민감도, 즉 ERC 또한 커졌다는 실증분석의 결과도 존재한다(송인만·박철우, 1998).

위의 선행연구들을 종합하면 일반적으로 외국인 기관투자자 및 국내 기관투자자와 같은 전문투자자는 우량기업을 선호하며, 개인 투자자 대비 시장 및 피투자기업에 대해 질 높은 정보를 보유하고 있는 것으로 평가된다. 따라서 기관투자자 거래비중이 높

은 기업은 회계이익의 질이 높고, 주가 내 반영된 공적정보(회계이익 등)의 비중이 커지며, 기업 내·외부 간의 정보비대칭이 작다고 할 수 있다. 그러나 기업의 재무성과 즉, 시장성과에 대한 회계성과의 비중과 관련하여 기관투자자를 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자로 구분하여 살펴본 연구는 없다. 즉, 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자 간 상대적인 재무정보의 정보성 크기가 다를 수 있으며, 이는 결과적으로 재무성과의 가치평가목적 및 수탁책임목적에 대해 차별화된 영향을 미칠 수 있다.

2.3 기관투자자의 감시역할과 회계성과의 정보성

대규모 자금을 투자하고 있는 기관투자자는 경영자를 감시, 감독할 수 있는 능력과 기회를 가지고 있으며(Monks and Minow, 1995), 이를 바탕으로 주주가치에 반하는 경영자의 사적이익 추구 행위를 견제할 유인이 발생한다(Grossman and Hart, 1980). 즉, 일반인 또는 법인으로부터 자금을 모집하여 대규모 투자를 하는 전문가 집단인 기관투자자의 경우 일반적으로 피투자기업의 경영자를 견제하고 감시할 유인이 상대적으로 크다. 또한 기관투자자는 이사회 의결을 기반으로 적극적으로 주주가치 극대화를 위해 노력하기 때문에(Brickley, Lease, and Smith, 1988) 기관투자자의 소유지분율과 기업가치 간의 관계는 통계적으로 유의한 양(+의) 관계를 가진다고 보고되고 있다(McConnell and Servaes, 1990; Smith, 1996; Del Guercio and Hawkins, 1999).

한편 회계이익의 질 관점에서 기관투자자는 기업 경영자에 대한 견제 및 감시활동을 통해 이익조정을 유의적으로 통제하고 있다는 연구결과도 다수 존재한다. Schipper(1989)는 기관투자자는 특정 기업에

대해 물리적으로 상당한 크기의 지분을 보유하고 있으며, buy-side 애널리스트를 이용하면서 장기적으로 투자하는 성향을 가지고 있기 때문에 단기적인 이익조정이 필요하지 않아 경영자의 이익조정을 감시, 억제할 수 있다고 주장하였다. Chung, Firth, and Kim(2002)은 기관투자자 지분율이 기업의 재무적 발생액 규모에 음(-)의 영향을 미친다는 결과를 통해 기관투자자가 효과적으로 경영자를 견제하는 역할을 하고 있다는 실증의 결과를 제시하였다.

기업 내 기관투자자의 감시역할에 대한 국내 연구를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 배기수·박범진(2007)은 기관투자자의 지분율이 높을수록 기업에 대한 견제와 감시 정도가 커져서 이익 정보의 유용성이 높아진다는 연구결과를 제시하였다. 전홍민·김현희·차승민(2011)은 기관투자자 지분율이 기업의 회계적 이익조정에 미치는 영향에 대해 살펴본 결과 대체적으로 기관투자자 지분율이 높은 기업에서 실질적 이익조정이 유의하게 감소한다는 결론을 도출하였다. 이후 윤정선·김유라(2015)는 기관투자자의 투자기간과 내부통제의 취약점 간의 관련성에 대해 분석한 결과 기관투자자의 지분율이 높을수록 내부통제 취약점 보고가 감소하며, 이와 같은 순기능은 기관투자자의 투자기간이 짧아질수록 현저히 약화된다는 결과를 제시하였다. 이를 통해 기관투자자가 기업지배구조에 미치는 영향은 기관투자자의 성격 및 투자행태에 따라 달라질 수 있다고 주장하였다.

위의 선행연구들을 종합하면, 기관투자자의 감시역할이 기업성과 또는 회계이익의 질에 미치는 영향에 대한 연구가 다양하게 진행되어 왔다. 다만, 기관투자자를 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자로 구분하여 감시의 역할이 적절히 이루어지고 있는지, 더 나아가 기업 재무성과의 정보성 차이에 미치는 영향에 대한 연구는 없다. 그러나 실제 기관투자자별 감

시역할 수준에 차이가 존재할 수 있고, 이는 기업의 회계이익의 질을 결정할 것이다. 그리고 이와 같은 회계이익의 질적 수준은 ERC, 더 나아가 경영자 보상 계약에서 회계성과와 시장성과의 상대적인 가치치에도 영향을 미칠 수 있다.

$$H(W_a) = -\exp\left(\frac{W_a - c(e)}{r_a}\right) \quad (2)$$

$H(\cdot)$: 경영자의 효용함수
 W_a : 경영자가 받는 보상
 r_a : 경영자의 위험부담능력(manager's risk tolerance level)
 $c(e)$: 경영자가 투입하는 노력에 대한 비용함수

III. 연구의 이론적 배경 및 가설설정

3.1 이론적 배경

본 논문의 이론적 배경을 설명하기 위해 Kim and Suh(1993)의 논문을 다음과 같이 요약한다. Kim and Suh(1993)는 주인(principal 이하, 주주)과 대리인(agent 이하, 경영자) 간의 최적 보상계약을 위한 모형을 설정한다. 이 모형에서 주주와 경영자는 모두 위험 회피적(risk averse) 성향을 가지는 것으로 가정하며, 주주와 경영자는 모두 음지수 효용함수(negative exponential utility function)를 가진다.

$$G(W) = -\exp\left(\frac{-W}{r}\right) \quad (1)$$

$G(\cdot)$: 주주의 효용함수
 W : 주주의 부(wealth)
 r : 주주의 위험부담능력(shareholder's risk tolerance level)

한 회계기간 동안 발생하는 사건은 다음과 같다.

(가) 주주와 경영자 간의 보상계약은 관찰 가능한 두 가지 성과변수, 회계이익(\tilde{y})과 주가(\tilde{P})¹⁾의 선형 함수로 표현된다. 총 보상은 주식 한 주당 경영자가 받는 보상($\alpha + \beta\tilde{y} + \gamma\tilde{P}$)과 주주 1인당 소유한 평균 주식수(\tilde{x})의 곱인 W_a 로 표시된다.

$$W_a = \tilde{x}(\alpha + \beta\tilde{y} + \gamma\tilde{P}) \quad (3)$$

(나) 경영자가 회계기간 동안 투입한 노력수준으로 인해 기업의 회계이익(\tilde{y})이 결정된다. 회계이익(\tilde{y})은 경영자의 노력(e)과 경영자의 노력과 무관한 불확실한 환경요인(\tilde{u}) 및 회계기준(K-IFRS)²⁾이 가지는 한계($\tilde{\eta}$)에 의해 영향을 받는다. 불확실한 환경요인(\tilde{u})은 평균(\bar{u})과 분산(h^{-1})을 가지며, 회계기준(K-IFRS)으로 인한 측정오차($\tilde{\eta}$)는 평균 0과 분산 m^{-1} 인 정규분포를 따르는 확률변수로 가정한다.

1) 여기서 관찰 가능한 주가(\tilde{P})는 시장성과를 의미하며, 본 연구에서 시장성과의 대리변수는 주가수익률이다. 또한 회계이익(\tilde{y})은 회계성과를 의미하며, 회계성과의 대리변수로는 자기자본이익률을 사용한다.
 2) 주주와 경영자는 기업의 실제이익(true income)을 관찰할 수 없기 때문에 실제이익의 대리변수로 회계이익을 사용한다. 한편 회계기준(K-IFRS)에 따라 산출된 회계이익은 기준서가 갖고 있는 기본적인 한계로 인한 측정오차가 발생할 수 있기 때문에 이에 대한 가정을 식 (2)에서 하고 있다.

$$\begin{aligned} \tilde{y} &= e + \tilde{u} + \tilde{\eta} \\ \tilde{u} &\sim N = (\bar{u}, h^{-1}) \quad \tilde{\eta} \sim N = (0, m^{-1}) \end{aligned} \quad (4)$$

(다) 또한 주주가 추가적으로 관찰할 수 있는 사적정보(\tilde{z}) 역시 모두 관찰가능한 정보가 아니므로 잡음($\tilde{\epsilon}_i$)이 존재한다. 잡음($\tilde{\epsilon}_i$)은 평균과 분산이 각각 0과 s^{-1} 인 정규분포를 따른다고 가정하며, 다음과 같은 선형함수로 표시된다.

$$\tilde{z} = e + \tilde{u} + \tilde{\epsilon}_i \quad \tilde{\epsilon}_i \sim N = (0, s^{-1}) \quad (5)$$

본 연구에서 관심을 두고 있는 것은 모두가 관찰 가능한 회계이익(\tilde{y})과 사적으로 관찰할 수 있는 사적정보(\tilde{z})의 측정오차($\tilde{\eta}$)와 잡음($\tilde{\epsilon}_i$)이다. 측정오차와 잡음의 분산이 작을수록 각 정보가 기업의 이익을 더 정확히 반영한다고 할 수 있으므로 정보의 정확도(precision)는 분산의 역수로 정의된다. 즉, 회계이익(\tilde{y})의 정확도는 m 으로, 추가적으로 관찰한 사적정보의 정확도는 s 로 정의된다.

(라) 위험자산에 대한 수요로 인한 유동성(\bar{d})은 정규분포함수를 가정하며, 평균 0과 정확도 t 로 가정한다.

3.2 가설 설정

회계성과(자기자본이익률)와 시장성과(주가수익률)를 성과변수로 하는 경영자 보상에 관한 다수의 선행연구(Jensen and Murphy, 1990; Lambert

and Larcker, 1987; Sloan, 1993; Banker et al., 2013; 김태수 외, 1999; 이용훈·홍철규, 2014)에서는 회계성과의 영향을 제거한 filtered price (\tilde{q})³⁾ 대신 관찰 가능한 주가(\tilde{P})에 기반하여 분석이 진행되어 왔다. 그러나 관찰 가능한 주가(\tilde{P})에는 회계이익(\tilde{y})의 정보가 포함되어 있다. 경영자의 보상 계약 변수로 관찰 가능한 두 성과변수, 주가(\tilde{P})와 회계이익(\tilde{y})을 그대로 사용하면 보상계약에서 도출된 각 성과변수의 가중치는 왜곡될 수 있다. 따라서 주가(\tilde{P})에서 회계이익(\tilde{y})의 영향을 제거한 변수, 즉 filtered price(\tilde{q})를 사용하는 것이 더 바람직하다. 즉, 경영자 보상계약에서 주가(\tilde{P})의 정보가치는 주가(\tilde{P})에 의해 전달되는 추가적인 정보(incremental information)에 근거해야 되기 때문에 최적의 선형 계약에서 성과변수의 가중치는 회계이익(\tilde{y})과 회계이익의 영향이 제거된 filtered price(\tilde{q})의 계수값으로 표현된다. 따라서 최적의 선형계약은 식 (3)이 아닌 식 (6)과 같은 선형함수로 표현되어야 한다.

$$W_a = \bar{x} (\alpha + \beta \tilde{y} + \gamma \tilde{q}) \quad (6)$$

Kim and Suh(1993)에 의하면 noisy rational expectations model에 기초하여 식 (7)이 도출된다.⁴⁾ 식 (7)은 관찰가능한 주가(\tilde{P})와 회계성과의 영향이 제거된 filtered price(\tilde{q})의 관계를 표현한다.

$$\begin{aligned} \tilde{P} &= \left(\frac{h(e + \bar{u})}{K} - \frac{\bar{x}}{rK} - \alpha \right) + \left(\frac{m}{K} - \beta \right) \tilde{y} \\ &\quad + \left(\frac{s + r^2 s^2 t}{K} + \gamma \right) \tilde{q} \end{aligned} \quad (7)$$

3) 본 연구에서는 Kim and Suh(1993)의 연구에 따라 일반적으로 관찰 가능한 주가(\tilde{P})에서 회계성과의 영향을 제거한 주가를 filtered price(\tilde{q})로 표현한다.

4) 식 (7)에 대한 도출과정은 Kim and Suh(1993)의 p.42를 참고한다.

여기서, K 는 다음과 같다.

$$K = h + m + s + r^2 s^2 t \quad (8)$$

전체 정보의 양(amount)을 의미하는 K 는 회계성과의 정보성(m)과 투자자가 가진 사적정보의 정보성(s)으로 구성된다.⁵⁾ 식 (7)에서 $\left(\frac{m}{K} - \beta\right)$ 는 ERC를 의미하며, 사적정보의 정보성(s) 비중이 클수록 m/K 값이 작아지므로 ERC는 작아진다. 다시 말해 전체 정보성 중 회계성과가 차지하는 정보성의 비중이 커질수록 ERC가 커진다. 결론적으로 ERC에 영향을 주는 것은 회계성과의 정보성(m)뿐만 아니라 전체 정보성 대비 회계성과의 상대적 가중치(m/K) 임을 알 수 있다.

한편, 기업에 투자하는 주체 간 정보성의 크기에 대해 살펴보면 일반적으로 전문가 집단으로 구성된 기관투자자는 피투자기업 및 시장에 대해 질 높은 정보를 보유하고 있는 것으로 알려져 있다. 즉, 기관투자자는 투자기업을 선택할 때 내재가치 분석 과정에서 이익의 질에 관심을 두고 있어 전문 투자자가 투자하는 기업의 회계이익은 그렇지 않은 기업의 회계이익과 체계적으로 다를 수 있다(전영순, 2003).⁶⁾ 또한 기관투자자는 주주로서 경영자를 감시, 해고할 수 있는 능력과 기회를 가지고 있으며(Monks and Minow, 1995), 피투자기업의 경영자를 견제하고 감시할 유인이 상대적으로 크다. 특히 회계이익의 질 관점에서 기관투자자는 기업 경영자에 대한 견제

및 감시활동을 통해 이익조정을 유의적으로 통제할 수 있다. 이와 같은 논리 하에 본 연구에서는 기관투자자가 투자한 기업의 회계성과에 대한 정보성(m) 수준에 차이가 존재하는지 살펴보고자 한다. 일반적으로 전문가 집단으로 구성된 기관투자자가 투자하는 기업의 경우 전체 재무성과의 정보성 중 회계성과가 차지하는 비중이 상대적으로 클 것으로 예상된다.⁷⁾ 더 나아가 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자가 투자한 기업 간 재무성과(회계성과, 시장성과)의 상대적인 정보성에 차이가 존재할 수 있어 기관투자자를 세분하여 추가적인 검증을 진행한다. 사전적으로 외국인 기관투자자는 국제적 경험과 전문성을 바탕으로 질적으로 우수한 이익을 제공하는 기업을 식별할 수 있는 능력을 보유하고 있으며, 이와 함께 사후적으로 주주로서 경영자에 대한 감시역할을 보다 잘 수행할 것으로 기대된다. 따라서 본 연구에서는 기관투자자를 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자로 구분하고, 각 투자주체별 역할의 차이가 있는지를 살펴보기 위해 다음과 같은 1-a, 1-b, 1-c의 가설을 설정한다.

가설 1-a: 기관 투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 이익반응계수(ERC)가 크다.

가설 1-b: 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 이익반응계수(ERC)가 크다.

가설 1-c: 국내 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 이익반응계수(ERC)가 크다.

5) 본 연구는 전체 정보(K)에서 회계성과의 정보성(m)과 사적정보의 정보성(s) 차이에서 발생하는 효과에 초점을 두고 있어 불확실성 환경요인의 정확도(h), 위험부담능력(r)과 위험자산에 대한 수요로 인한 유동성의 정확도(t)는 배제한다. K 에 대한 도출과정은 Kim and Suh(1993)의 p.31을 참고한다.

6) 외국인투자자 및 국내 기관투자자는 기본적 분석(fundamental analysis)에 의한 내재가치 중심의 투자를 하며, 회계이익은 기업의 내재가치 평가에 중요한 정보이다(이돈혁, 1995; 연강훈, 1994)

7) 이익이 질적으로 우수할수록 ERC는 증가한다(Holthausen and Verrecchia, 1988; Imhoff, 1992).

한편, 경영자 보상계약에 있어 관찰 가능한 주가(\tilde{P})에 기반한 시장성과 대비 회계성과의 상대적 가중치(β^*/γ^*)는 회계성과가 제외된 filtered price(\tilde{q})에 기반한 시장성과 대비 회계성과의 상대적 가중치(β/γ) 보다 작다. 또한 두 성과변수의 상대적인 가중치 간의 차이(discrepancy)는 전체 정보성(K) 중 사적정보의 정보성(s)이 작아질수록, 다시 말해 전체 정보성(K) 중 회계정보의 정보성(m)이 커질수록 더 커진다. 식 (9)의 $(\frac{\beta^*/\gamma^*}{\beta/\gamma})$ 는 두 성과변수의 상대적인 가중치 간의 차이를 나타낸다. 이와 같은 차이는 1보다 작은 값을 가지며, 전체 정보(K) 중 사적정보(s)의 비중이 차지하는 비중 에 따라 달라진다.

$$\frac{s}{K+s} < \frac{\beta^*/\gamma^*}{\beta/\gamma} < \frac{s}{K} < 1 \quad (9)$$

예를 들어, 관찰 가능한 주가(\tilde{P})에 대한 회계성과의 상대적인 가중치(β^*/γ^*)를 0.1이라고 가정할 때 식 (9)는 다음의 식 (10)으로 변형된다.

$$\frac{K}{10s} < \frac{\beta}{\gamma} < \frac{K+s}{10s} \quad (10)$$

이해를 높이기 위해 전체 정보 중 사적정보의 정보성(s)이 차지하는 비중이 10%인 경우와 33%인 경우를 가정하여 살펴보면 다음과 같다. 전체 정보 중 사적정보의 정보성(s) 비중이 10%인 경우(즉, s/K 가 0.1이 되는 경우) β/γ 는 1과 1.1 사이에 있게 되며, β^*/γ^* 의 값인 0.1과 비교했을 때 큰 차이를 보인다. 반면, 투자자의 사적정보의 정보성(s)의 비중이 커져서 s/K 가 33%가 되는 경우(즉, s/K 가

0.33이 되는 경우) β/γ 는 0.3과 0.4 사이에 놓이게 되며, β^*/γ^* 의 값인 0.1과 비교했을 때 왜곡의 정도가 작아지게 된다. 요약하면, 전체 정보 중 사적정보의 정보성(s) 비중이 작을수록 실제 주가(\tilde{q})가 갖는 상대적 가중치(β/γ) 보다 관찰 가능한 주가(\tilde{P})가 갖는 상대적 가중치(β^*/γ^*)가 훨씬 더 큰 것처럼 착각하게 된다. 다시 말해, 투자자가 가진 전체 정보 중 사적정보의 정보성(s)이 작은 기업일수록 또는 전체 정보 중 회계정보의 정보성(m)이 큰 기업일수록 이와 같은 차이가 더욱 심각해진다는 것을 알 수 있다. 위의 예는 경영자 보상계약에 대한 기존 실증연구(Lambert and Larcker, 1987; Sloan, 1993; 황인태, 1995; 지성권 외, 1998; 김태수 외, 1999; 지성권 · 장호일, 2000)에서 도출된 회계성과 대비 시장성과에 대한 상대적인 가중치가 과장되어 있을 수 있다는 것을 보여준다. 즉, 관찰 가능한 주가(\tilde{P})에 기반하여 결정된 시장성과 대비 회계성과의 상대적 가중치(β^*/γ^*)는 회계성과를 제외한 filtered price(\tilde{q})에 기반하여 도출된 시장성과 대비 회계성과의 상대적 가중치(β/γ) 보다 작고, 이는 전체 정보성(K) 대비 회계정보의 정보성(m)이 클수록 그 차이가 더욱 커진다. 이와 같은 이론적 논리를 바탕으로 다음과 같은 가설 2-a, 2-b, 2-c를 설정한다.

가설 2-a: 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상계약에서 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다.

가설 2-b: 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상계약에서 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다.

가설 2-c: 국내 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상계약에서 시장 성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다.

IV. 연구 설계

4.1 가설 검증 모형

본 연구의 가설을 검증하기 위해 다음과 같은 모형을 설정한다. 모형 (1)은 기관투자자의 거래비중에 따라 회계성과가 시장성과에 미치는 영향, 즉 가설 1을 검증하기 위한 모형이다. 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크게 나타나는지를 살펴보기 위해 기본 ERC 모형에 UE*INS의 교호항을 추가한다. 가설 1이 성립한다면 β_2 의 값이 양(+)의 값을 가질 것이며, 이는 기관투자자 거래비중이 높은 기업의 경우 주가에 포함된 회계정보(사적 정보)의 비중이 크다(작다)라고 해석할 수 있다. 본 연구의 종속변수인 누적주가수익률(CR)은 시장조정모형을 이용하여 t기 4월부터 t+1기 3월까지의 월별 추가수익률을 누적한 값으로 계산되었다. 독립

변수인 비기대이익(UE)은 t기의 순이익에서 t-1기 순이익을 차감한 후 기초총자산으로 나눈 값이다. 가설을 검증하기 위한 관심변수인 기관투자자 거래 비중(INS)⁸⁾은 t기 4월부터 t+1기 3월까지의 기간 동안 전체 투자주체의 거래량 중 기관투자자의 거래량이 차지하는 비중으로 계산되었다. 기관투자자는 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자를 합한 기관투자자(SUM_INS), 외국인 기관투자자(FOR_INS), 국내 기관투자자(DOM_INS)로 구분할 수 있다. 마지막으로 추가수익률에 미치는 다양한 요인을 통제하기 위해 총자산(SIZE), 부채비율(LEV), 장부가치 대비 시장가치(MTB), 시장위험(BETA), 외국인 기관투자자 지분율(FOR), 사외이사비율(ODR), 산업(IND)⁹⁾ 및 연도(YD) 변수를 포함하였다.

$$\begin{aligned}
 CR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 INS_{i,t} + \beta_3 (UE_{i,t} * INS_{i,t}) \\
 & + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} \\
 & + \beta_7 BETA_{i,t} + \beta_8 ODR_{i,t} \\
 & + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1})
 \end{aligned}$$

[변수정의]

$$\begin{aligned}
 CR_{i,t} &= t \text{기 4월부터 } t+1 \text{기 3월까지 월별} \\
 &\text{시장조정모형에 의한 누적수익률의} \\
 &\text{합계;} \\
 UE_{i,t} &= (t \text{기 당기순이익} - t-1 \text{기 당기순이익})
 \end{aligned}$$

8) 본 연구에서 기관투자자 지분율 대신 기관투자자 거래비율을 사용한 것은 다음과 같은 이유 때문이다. 첫째, 상장기업의 기관지분율 자료를 획득할 수 없다는 실무적 이유이다. 한국 기업의 추가 및 재무자료를 제공하는 FnGuide, Kis-Value 등에서는 5% 이상의 외국인지분율과 5% 이상 지분율 보유한 대규모 소유기관에 대한 지분율만 제공되고 있기 때문에 개별기업에 대한 완전한 기관지분율 자료를 확보할 수 없다. 다만 한국 주식시장에서는 상장된 모든 기업에 대해 투자주체별로 일별 거래량자료가 공시되고 있기 때문에 기관투자자의 거래비율에 대한 자료는 수집이 용이하고 질도 높다. 둘째, 한국시장에서 기관투자자는 국내자본을 기초로 한 기관투자자와 외국자본을 기초로 한 외국인투자자로 분류할 수 있다. 두 기관 모두 뮤추얼펀드, 연기금, 보험사 및 투자은행 등의 기관투자자에 해당된다. 다만, 국내 기관투자자는 주로 한국주식시장에 자산을 배분하는 반면, 외국인 기관투자자는 글로벌 시장을 대상으로 분산투자할 수 있어 두 집단 간 투자기간 및 효율성에 차이가 발생할 수 있다. 따라서 한국시장에서 제공하는 투자주체별 거래량 자료를 이용하면 두 기관의 유형을 구분하여 분석할 수 있는 장점이 존재한다. 셋째, 기관투자자 지분율은 특정시점에서 측정하지만 기관거래비율은 기간을 대상으로 측정하기 때문에 한 회계연도에 대한 기관투자자의 평균적 영향력을 측정할 수 있다. 이와 같은 이유를 바탕으로 본 연구에서는 한국시장의 거래량 자료를 이용하여 기관투자자의 영향력을 측정하여 실증분석에 사용한다(김경순·이진원, 2016).

9) 산업은 한국표준산업분류 9차(대분류)를 기준으로 구분한다.

/ 기초총자산);
 $INS_{i,t}$ = SUM_INS, FOR_INS, DOM_INS
 중 하나;
 $SUM_INS_{i,t}$ = t기 4월~t+1기 3월 동안 월별 기관
 투자자의 거래량/전체거래량의 평균;
 $FOR_INS_{i,t}$ = t기 4월~t+1기 3월 동안 월별 외국
 인 기관투자자의 거래량/전체거래량
 의 평균;
 $DOM_INS_{i,t}$ = t기 4월~t+1기 3월 동안 월별 국내
 기관투자자의 거래량/전체거래량의
 평균;
 $SIZE_{i,t}$ = 총자산의 자연로그 값;
 $LEV_{i,t}$ = (총부채 / 총자산);
 $MTB_{i,t}$ = (기말순자산 / 기말시가총액);
 $BETA_{i,t}$ = 시장위험;
 $ODR_{i,t}$ = (사외이사 수 / 등기임원 수);
 IND = 산업더미;
 YD = 연도더미.

모형 (2)는 가설 2를 검증하기 위한 모형이다. 모
 형 (1)을 통해 기관투자자의 거래비중이 높은 기업

일수록 ERC가 크다는 가설이 검증된다면, 기관투
 자자 거래비중이 높은 기업은 주가에 포함된 회계정
 보(사적정보)의 비중이 크다(작다)는 것을 알 수 있
 다. 이와 같은 결과를 바탕으로 모형 (2)를 통해 기
 관투자자 거래비중이 높은 기업의 경우 경영자 보
 상계약에 있어서도 시장성과의 직접적인 영향과 회
 계성과를 통한 간접적인 영향이 이중계산(double
 counting)됨으로써 시장성과의 상대적인 가중치가
 과대평가되어 있는지 확인하고자 한다. 즉, 경영자
 보상계약 식에서 회계성과와 시장성과 간의 상관성
 을 통제하고, 기관투자자 거래비중에 따라 회계성과
 또는 시장성과가 경영자 보상에 미치는 영향의 상대
 적 크기를 살펴볼 수 있다.¹⁰⁾ 본 연구에서는 회계성
 과에 초점으로 두고 검증하고자 하며, 관련 식을 정
 리하면 $\frac{\partial \ln COM}{\partial INS \partial \Delta ROE}$ 은 $\beta_4 + \beta_5 \hat{\beta}_1$ 로 나타난다. 여
 기서 β_4 와 β_5 는 모형 (2)에서 각각 $\Delta ROE * INS$,
 $RET * INS$ 에 대한 회귀계수 값이며, $\hat{\beta}_1$ 는 회계성과

10) 시장성과(RET)에 포함된 공적정보인 회계성과(ΔROE)의 상대적인 비중이 경영자 보상에 미치는 영향에 대해 살펴보기 위해 다음
 과 같은 식 (1)을 설계한다.

$$\ln COM = \beta_0 + \beta_1 \Delta ROE + \beta_2 RET + \beta_3 INS + \beta_4 \Delta ROE * INS + \beta_5 RET * INS \quad (\text{식 } 1)$$

여기서, 회계성과는 시장성과에 포함된 정보로 두 성과변수 간의 관계를 표시하면 다음과 같다.

$$RET = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta ROE + \varepsilon \quad (\text{식 } 3)$$

식 (1)의 RET에 식 (2)를 대입하고, 식 (1)을 회계성과(ΔROE)로 미분하면 식 (3)이 도출된다.

$$\frac{\partial \ln COM}{\partial \Delta ROE} = \beta_1 + \hat{\beta}_1 + \beta_4 INS + \beta_5 \hat{\beta}_1 INS \quad (\text{식 } 3)$$

식 (3)을 통해 회계성과가 경영자 보상에 미치는 영향은 회계성과가 시장성과를 설명하는 정도 및 기관투자자 거래비중임을 알
 수 있다.

그리고 식 (3)을 기관투자자 비중(INS)으로 미분하면, 식 (4)와 같다.

$$\frac{\partial \ln COM}{\partial INS \partial \Delta ROE} = \beta_4 + \beta_5 \hat{\beta}_1 \quad (\text{식 } 4)$$

즉, 기관투자자 거래비중에 따라 경영자 보상에 미치는 영향은 시장성과에 포함된 회계성과에 영향을 받는 것을 확인할 수 있다. 이
 는 회계성과에 초점을 둔 검증방법이며, 반대로 식 (2)를 ΔROE 에 대해 정리하고, 식 (1)의 ΔROE 에 식 (2)를 대입하고, 식 (1)
 을 시장성과(RET)로 미분하여 도출된 식을 통해 검증하는 것 또한 가능하다. 종합하면 회계성과와 시장성과 간의 관계를 나타내는
 식 (2)를 경영자 보상 식인 식 (1)에 대입함으로써 두 성과 간의 상관성을 통제할 수 있다. 그리고 경영자 보상에 있어 기관투자자
 거래비중에 따라 시장성과 대비 회계성과의 상대적 가중치(또는 회계성과 대비 시장성과의 상대적 가중치)를 평가할 수 있다.

와 시장성과 간의 관계를 나타내는 식의 회귀계수 값이다. 최종적으로 $\beta_4 + \beta_5\hat{\beta}_1$ 의 값이 음(-)의 값으로 유의할 때 기관투자자 거래비중이 증가할수록 회계성과가 경영자 보상에 미치는 영향 정도가 축소되며, 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다고 할 수 있다.

종속변수인 경영자 보상(lnCom)은 규모의 이분산성을 통제하기 위해 t+1기 등기임원 1인당 평균 총보상의 자연로그 값이다. 독립변수인 회계성과와 시장성과는 경영자 보상에 관한 선행연구를 참조하여(지성권·주태순·안광진, 2003; 김진배·최경수·이민영, 2015) 자기자본이익률과 주가수익률로 정하였다. 구체적인 변수 도출과정을 살펴보면 회계성과($\Delta ROE_{i,t}$)는 t기 ROE에서 t-1기의 ROE를 차감한 값이며, 시장성과의 경우 기업별 월간 주식수익률¹¹⁾을 연단위로 복리계산된 값이 활용되었다. 가설을 검증하기 위한 관심변수인 기관투자자 거래비중(INS)은 모형 (1)에서와 동일하게 기관투자자(SUM_INS), 외국인 기관투자자(FOR_INS), 국내 기관투자자(DOM_INS)로 구분되었다. 그 외 경영자 보상에 영향을 미칠 것으로 예상되는 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 장부가치 대비 시장가치(MTB), 산업(IND) 및 연도(YD)가 통제되었다.

$$\begin{aligned} \ln Com_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta ROE_{i,t} + \beta_2 RET_{i,t} \\ & + \beta_3 INS_{i,t} + \beta_4 (\Delta ROE_{i,t} * INS_{i,t}) \\ & + \beta_5 (RET_{i,t} * INS_{i,t}) + \beta_6 SIZE_{i,t} \\ & + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} \end{aligned}$$

11) 본 연구에서 사용된 주식수익률 값은 다음과 같다.

$$RET_{i,t} : \prod_{m=1}^{12} (1 + m_{i,t}) - 1$$

위 식에서 $m_{i,t}$ 는 i기업 t월의 월별 주식수익률이다.

$$+ \sum IND + \sum YD + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 2})$$

변수정의(추가):

$\ln Com_{i,t+1}$ = t+1기 등기임원 1인당 평균 총보상의 자연로그 값;

$\Delta ROE_{i,t}$ = (t기 당기순이익/t기 자본) - (t-1기 당기순이익/t-1기 자본);

$RET_{i,t}$ = 연간 추가수익률.

다른 변수는 모형 1과 동일함.

4.2 표본선정 및 자료수집

본 연구는 K-IFRS가 시행된 2011년부터 2015년까지의 유가증권(KOSPI) 및 코스닥(KOSDAQ) 상장기업을 대상으로 하며, 다음과 같은 조건들을 만족하는 기업을 최종표본으로 선정한다.

- (1) 금융업을 영위하지 않는 기업
- (2) 12월 말 결산법인
- (3) 재무 및 비재무 자료의 수집이 가능한 기업

경영자 보상 자료 및 주요 재무자료는 Fn-Guide에서 제공하는 Data Guide Pro를 통해 추출되었다. 본 연구에서 사용된 보상 자료는 사외이사 및 비상근 등기이사가 제외된 등기이사 1인당 평균보수액을 사용하였으며, 모든 재무정보는 K-IFRS 회계기준 하의 연결 기준으로 계산되었다. 먼저 재무제표 간 비교가 어려운 금융업과 결산 월 차이에 따른 영향을 통제하기 위해 12월 결산이 아닌 기업과 금융사가 표본에서 제외되었다. 또한 재무 및 비재무자

〈표 1〉 표본선정 절차

표본 선택 과정	기업·연도
① 12월 결산 상장사	34,974
② 금융업 제외	(2,152)
③ 결측치 및 변수 계산 과정에서의 표본 제외	(27,872)
④ 이상치 제거(1%)	(770)
⑤ 최종 표본(① - ② - ③ - ④)	4,180

료를 추출할 수 없는 기업을 정리하는 과정에서, 경영자 보상에 관한 자료 수집이 가능한 기업이 한정되어 다수의 표본이 제거되었다. 마지막으로 각 변수들의 극단치가 결과에 미치는 영향을 최소화하기 위하여 상·하위 1%가 제거된 결과 최종 표본은 4,180 기업-연도이다.

V. 실증분석 결과

5.1 기술통계 및 상관관계

〈표 2〉는 본 연구에서 사용되는 변수들의 기술통계량을 나타낸 것이다. 4월부터 t+1기 3월까지 월별 시장조정모형에 의한 주가수익률의 합계인 누적 주가수익률(CR)의 평균과 중앙값은 각각 0.141, 0.049로 평균값이 중앙값 대비 크며, 비교적 큰 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 표본의 누적 주가수익률(CR)이 정적편포(우향왜곡) 분포를 보이고 있다는 것을 의미한다. 비기대이익(UE)의 평균과 표준편차는 각각 0.005, 0.067로, 주가수익률의 평균(0.141) 및 표준편차(0.402) 대비 작은 값을 보이고 있어 표본 내 편차가 작다는 것을 알 수 있다. 등기임원 1인당 평균 총보상에 자연로그를 취

해 계산한 lnCOM 변수의 평균 및 중앙값은 각각 19.282, 19.237로 거의 차이가 없어 정규분포에 가까운 것으로 판단된다. t기 ROE에서 t-1기의 ROE를 차감한 ΔROE의 평균은 -0.008로 나타났는데, 이는 표본기간 동안 평균적으로 ROE가 전년대비 0.8% 하락했음을 뜻한다. 또한 월간 주식수익률을 연단위로 복리계산하여 도출한 연간 주가수익률(RET)의 평균과 표준편차는 각각 0.227, 0.606로 나타났다. 주요 관심변수인 SUM_INS, FOR_INS, DOM_INS의 평균은 각각 0.268, 0.126, 0.106이다. 이를 통해 전체 표본 중 기관투자자의 거래비중은 26.8%이며, 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자의 거래비중이 각각 12.6%, 10.6% 정도임을 알 수 있다. 한편, 기관투자자 거래비중의 표준편차의 경우 외국인 기관투자자(1.150)가 국내 기관투자자(0.137) 대비 큰 것으로 나타나 외국인 기관투자자의 거래대상 기업은 기관투자자의 거래대상 기업과 비교하여 한정된 분포를 보이는 것으로 추정된다. 그 외 통제변수로 사용된 SIZE, LEV, MTB, BETA, FOR, ODR의 평균은 각각 19.373, 0.873, 1.001, 0.798, 8.121, 0.898로 나타났다.

〈표 3〉은 변수 간의 상관관계를 보여준다. 먼저 CR은 UE, ΔROE, RET, MTB와 1% 유의수준에서 유의한 양(+의 상관관계)을 보인다. UE 또한 ΔROE, RET, MTB와 유의한 양(+의 상관관계)을

〈표 2〉 기술통계량

변수	표본수	평균	표준편차	Q1	중위수	Q3
CR _{i,t}	4,180	0.141	0.402	-0.101	0.049	.339
UE _{i,t}		0.005	0.067	-0.019	0.001	0.022
lnCOM _{i,t+1}		19.282	0.829	18.776	19.237	19.735
ΔROE _{i,t}		-0.008	1.147	-0.046	-0.005	0.032
RET _{i,t}		0.227	0.606	-0.129	0.087	0.402
SUM_INS _{i,t}		0.268	0.394	0.054	0.142	0.341
FOR_INS _{i,t}		0.126	1.150	0.031	0.057	0.126
DOM_INS _{i,t}		0.106	0.137	0.005	0.058	0.172
SIZE _{i,t}		19.373	1.462	18.352	19.124	20.081
LEV _{i,t}		0.873	7.961	0.300	0.638	1.193
MTB _{i,t}		1.001	1.298	0.375	0.644	1.163
BETA _{i,t}		0.798	0.415	0.490	0.773	1.074
ODR _{i,t}		0.893	0.537	0.667	0.750	1.000

주1) Q1은 1사분위수(25%), Q3은 3사분위수(75%)를 의미한다.

주2) 변수정의는 다음과 같다.

- CR_{i,t} = t기 4월부터 t+1기 3월까지 월별 시장조정모형에 의한 누적수익률의 합계;
- UE_{i,t} = (t기 당기순이익 - t-1기 당기순이익 / 기초총자산);
- lnCom_{i,t+1} = 등기임원 1인당 평균 총보상의 자연로그 값;
- ΔROE_{i,t} = (t기 당기순이익/t기 자본) - (t-1기 당기순이익/t-1기 자본);
- RET_{i,t} = 연간 추가수익률.
- SUM_INS_{i,t} = t기 4월~t+1기 3월 동안 월별 기관투자자의 거래량/전체거래량의 평균;
- FOR_INS_{i,t} = t기 4월~t+1기 3월 동안 월별 외국인 기관투자자의 거래량/전체거래량의 평균;
- DOM_INS_{i,t} = t기 4월~t+1기 3월 동안 월별 국내 기관투자자의 거래량/전체거래량의 평균;
- SIZE_{i,t} = 총자산의 자연로그 값;
- LEV_{i,t} = (총부채 / 총자산);
- MTB_{i,t} = (기말순자산 / 기말시가총액);
- BETA_{i,t} = 시장위험;
- ODR_{i,t} = (사외이사 수 / 등기임원 수).

가지는데, 이는 추가수익률과 회계이익률이 같은 방향으로 움직이고 있다는 것을 의미한다. 한편 lnCOM의 경우 ΔROE, RET, SUM_INS, FOR_INS, DON_INS, SIZE, BETA, ODR과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있어 회계 및 추가수익률이 높고, 기관투자자 거래비중이 크며, 규모가 큰 회사일수록 경영자 보상 규모가 크다는 것을 알 수 있다.

5.2 가설 검증 결과

5.2.1 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이 분석

일반적으로 전문가 집단으로 구성된 기관투자자는 개인투자자 대비 회계정보의 질이 높은 기업에 투자한다. 또한 주주로서 경영자를 감시, 해고할 수 있는

〈표 3〉 상관관계(Pearson Correlations, N=4,180)

	CR _{i,t}	UE _{i,t}	lnCOM _{i,t+1}	ΔROE _{i,t}	RET _{i,t}	SUM_INS _{i,t}	FOR_INS _{i,t}	DOM_INS _{i,t}	SIZE _{i,t}	LEV _{i,t}	MTB _{i,t}	MTB _{i,t}	ODR _{i,t}
CR _{i,t}	1												
UE _{i,t}	0.150 <.0001	1											
lnCOM _{i,t+1}	-0.101 0.538	0.011 0.474	1										
ΔROE _{i,t}	0.059 0.000	0.110 <.0001	0.026 0.088	1									
RET _{i,t}	0.432 <.0001	0.282 <.0001	-0.048 0.002	0.034 0.027	1								
SUM_INS _{i,t}	0.000 0.999	-0.021 0.177	0.381 <.0001	0.017 0.283	-0.075 <.0001	1							
FOR_INS _{i,t}	-0.013 0.409	0.004 0.779	0.036 0.020	0.005 0.753	-0.007 0.633	0.068 <.0001	1						
DOM_INS _{i,t}	-0.023 0.132	0.010 0.525	0.358 <.0001	0.006 0.704	-0.063 <.0001	0.597 <.0001	0.079 <.0001	1					
SIZE _{i,t}	-0.041 0.008	-0.052 0.001	0.582 <.0001	0.005 0.769	-0.179 <.0001	0.545 <.0001	0.042 0.006	0.493 <.0001	1				
LEV _{i,t}	-0.044 0.004	-0.019 0.220	-0.011 0.487	-0.751 <.0001	0.004 0.797	-0.018 0.255	-0.004 0.817	-0.005 0.762	0.008 0.596	1			
MTB _{i,t}	0.164 <.0001	0.142 <.0001	-0.015 0.329	0.011 0.487	0.346 <.0001	0.036 0.018	0.006 0.7019	0.033 0.034	-0.184 <.0001	-0.024 0.124	1		
BETA _{i,t}	-0.004 0.794	0.023 0.133	0.077 <.0001	-0.019 0.209	0.104 <.0001	-0.090 <.0001	-0.039 0.012	-0.122 <.0001	0.050 0.001	0.015 0.339	0.230 <.0001	1	
ODR _{i,t}	-0.020 0.199	-0.021 0.179	0.242 <.0001	-0.005 0.751	-0.075 <.0001	0.200 <.0001	0.011 0.493	0.162 <.0001	0.358 <.0001	0.014 0.381	-0.058 0.000	0.033 0.034	1

주) 변수의 두 번째 행은 p-value를 의미하며, 변수정의는 〈표 2〉를 참조한다.

능력을 가지고 있어 회계이익의 질 관점에서 이익조정과 같은 부정적 유인을 유의적으로 통제할 것으로 기대된다. 즉, 기관투자자의 투자이사결정 측면에서 활용되는 회계정보의 질적 수준, 그리고 기업지배구조 측면에서 기관투자자의 감시에서 비롯되는 회계정보의 질적 향상 등을 고려할 때 기관투자자 거래비중이 높은 기업은 시장성과에 포함된 회계성과의 상대적 비중이 클 것으로 기대된다. 이와 같이 회계성과와 시장성과의 상대적인 정보성 차이는 ERC, 더 나아가 경영자 보상에 성과변수의 가중치에 영향을 미칠 수 있다.

가설 1에 대해 실증분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 외국인 기관투자자 및 국내 기관투자자를 모두 포함하는 기관투자자에 대한 검증 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. <표 4>의 Panel A는 기관투자자(외국인 기관투자자 + 국내 기관투자자) 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 정보성 차이가 ERC에 미치는 영향에 대해 분석한 결과이며, Panel B는 이와 같은 회계성과와 시장성과의 정보성 차이가 경영자 보상식 내 성과변수의 가중치에 미치는 영향을 검토한 결과이다.

먼저 가설 1-a를 검증한 결과인 Panel A를 살펴보면, 기본적으로 비기대이익(UE)은 누적주가수익률(CR)에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 이와 함께 기관투자자의 거래비중(SUM_INS)이 높은

기업일수록 비기대이익(UE)이 누적주가수익률(CR)에 미치는 추가적인 영향을 나타내는 계수값이 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크다는 가설 1-a를 지지하는 결과로 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 회계이익이 주가를 설명하는 정도가 상대적으로 크다고 할 수 있다. 즉, 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 시장성과 내 회계성과의 상대적 정보성 비중이 크다는 것을 알 수 있다.

다음으로 Panel B에서는 가설 2-a를 검증한 결과가 제시되어 있다. 즉, 가설 1-a에서 검증된 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 회계성과 대비 시장성과의 상대적 중요성이 과대평가 된다는 결과를 바탕으로, 이와 같은 특성이 경영자 보상에 성과변수의 가중치에 미치는 영향에 대한 결과를 보여준다. 기본적으로 회계성과 및 시장성과와 기관투자자 거래비중은 경영자 보상에 양(+)의 영향을 미친다. 이와 함께 가설 검증을 위한 주요 결과를 살펴보면 다음과 같다. $\Delta ROE * SUM_INS$ 와 $RET * SUM_INS$ 에 대한 계수값이 각각 유의한 음(-)과 양(+)의 값으로 도출되면서 $\beta_4 + \beta_5 \hat{\beta}_1 = [-0.613 + (0.018 * 0.186) = -0.610]$ 이 음(-)의 값으로 나타났다.¹²⁾ 이는 회계성과가 경영자 보상에 미치는 정도가 기관투자자 지분율이 커질수록

12) 회계성과와 시장성과 간의 관계를 나타내는 회귀식 $RET = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta ROE + \varepsilon$ 에서 $\hat{\beta}_1$ 의 값은 5% 유의수준에서 유의한 0.018의 값을 가지는 것으로 나타났다.

13) 가설 1-a를 통해 기관투자자 거래비중이 높은 기업은 ERC가 크다는 것을 알 수 있다. 이는 기관투자자 거래비중이 높은 기업의 경우 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 높다는 것을 의미한다. 따라서 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과 간의 상관성을 고려한 후 회계성과에 대한 시장성과의 상대적 가중치를 비교하기 위해 표본을 구분하여 추가분석을 진행한다. 즉 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 높은 그룹(기관투자자 거래비중이 높은 그룹)과 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 낮은 그룹(기관투자자 거래비중이 낮은 그룹)으로 구분한 후 경영자 보상계약에서 각 성과의 가중치를 살펴본다. 분석 결과 기관투자자 거래비중이 높은 그룹에서는 ΔROE , RET 에 대한 각각의 계수값이 0.006(유의하지 않음), 0.053(5% 유의수준에서 유의)로 나타났으며, 기관투자자 거래비중이 낮은 그룹에서는 ΔROE , RET 에 대한 각각의 계수값이 0.070(10% 유의수준에서 유의), 0.046(유의하지 않음)로 나타났다. 이를 통해 기관 투자자 거래비중이 높은, 즉 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 높은 그룹의 경우 그렇지 않은 그룹 대비 경영자 보상계약에서 회계성과 대비 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다는 것을 알 수 있다. 이는 주분석과 일치하는 결과이다.

〈표 4〉 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이 분석

Panel A. 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성과 이익반응계수(ERC)				
		예측방향	Coef.	t-value
β_0	Intercept		0.217	1.803*
β_1	UE _{i,t}	+	0.338	5.004***
β_2	SUM_INS _{i,t}	?	-0.014	-0.576
β_3	UE _{i,t} *SUM_INS _{i,t}	?	0.045	2.976***
β_4	SIZE _{i,t}	+	-0.001	-0.170
β_5	LEV _{i,t}	-	-0.002	-2.348**
β_6	MTB _{i,t}	+	0.061	11.376***
β_7	BETA _{i,t}	-	-0.028	-1.779*
β_8	ODR _{i,t}	+	0.006	-0.534
ΣIND			included	
ΣYD			included	
F-value			12.18***	
Adjusted R ²			0.069	
No. of Obs.			4,180	
Panel B. 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성과 경영자 보상				
		예측방향	Coef.	t-value
β_0	Intercept		12.663	44.421
β_1	ΔROE _{i,t}	+	0.065	4.400***
β_2	RET _{i,t}	+	0.015	0.698
β_3	SUM_INS _{i,t}	?	0.150	4.235***
β_4	ΔROE _{i,t} *SUM_INS _{i,t}	?	-0.613	-7.099***
β_5	RET _{i,t} *SUM_INS _{i,t}	?	0.186	2.420*
β_6	SIZE _{i,t}	+	0.321	33.887***
β_7	LEV _{i,t}	+	-0.021	-5.676***
β_8	MTB _{i,t}	+	0.038	4.267***
β_9	ODR _{i,t}	+	0.062	3.063**
ΣIND			included	
ΣYD			included	
F-value			86.74***	
Adjusted R ²			0.373	
No. of Obs.			4,180	

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미하며, 변수정의는 〈표 2〉를 참조한다.

작아진다는 것을 의미한다. <표 4>의 Panel A와 Panel B에 제시된 회귀분석의 결과를 요약하면, 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크고, 이와 같은 특성은 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과의 상대적 가중치에도 반영된다. 즉, 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상에 대한 시장성과의 직접적인 영향과 회계성과를 통한 간접적인 영향이 이중계산되는 정도가 커 시장성과의 상대적인 가중치가 과대평가되어 있다고 할 수 있다.¹³⁾

5.2.2 외국인 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이 분석

<표 5>는 외국인 기관투자자 거래비중에 초점을 두고 회계성과와 시장성과의 정보성이 경영자 보상에 미치는 영향에 대해 검증한 결과를 보여준다. 먼저 Panel A는 가설 1-b를 검증하기 위해 외국인 투자자의 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 정보성 차이가 ERC에 미치는 영향에 대해 분석한 결과이다. 가설 검증을 위한 관심변수 $UE*FOR_INS$ 에 대한 회귀계수 값을 살펴보면 0.283으로 유의한 양(+)¹⁴⁾의 값이다. 이는 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크다는 가설 1-b를 지지하는 결과이며, 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 시장성과에 포함된 회계성과의 상대적 비중이 크다는 것을 의미한다.

다음으로 Panel B는 이와 같은 회계성과와 시장성과의 정보성 차이가 경영자 보상식 내 성과변수의 가중치에 미치는 영향을 검토한 결과이다. 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상계약에서 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다는 가설 2-b를 검증하기 위해 $\Delta ROE*FOR_INS$, $RET*FOR_INS$ 에 대한 회귀계수의 값을 살펴보면 각각 유의한 양(+)¹⁴⁾과 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 $\beta_4 + \beta_5\hat{\beta}_1 = [-0.675 + (0.018*0.217) = -0.671]$ 이 음(-)의 값으로 도출되었으며, 이는 회계성과가 경영자 보상에 미치는 영향 정도가 외국인 기관투자자 지분율이 커질수록 작아진다는 것을 의미한다. 즉, 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상계약에 있어 회계성과 대비 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다고 할 수 있다. <표 5>의 Panel A와 Panel B의 결과를 정리하면, 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 커지며, 경영자 보상계약에서 시장성과에 대한 회계성과의 간접적인 영향이 커 시장성과의 상대적인 가중치가 과대평가되어 있다는 것을 알 수 있다.¹⁴⁾

5.2.3 국내 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이 분석

국내 기관투자자 거래비중의 차이에 초점을 두고 회계성과와 시장성과의 정보성이 경영자 보상에 미

14) 가설 1과 같이 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 높은 그룹(외국인투자자 거래비중이 높은 그룹)과 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 낮은 그룹(외국인투자자 거래 비중이 낮은 그룹)으로 구분하고, 경영자 보상계약에서 각 성과의 가중치를 살펴본다. 분석 결과 외국인투자자 거래비중이 높은 그룹에서는 ΔROE , RET 에 대한 각각의 계수값이 0.002(유의하지 않음), 0.045(1% 유의수준에서 유의)로 나타났으며, 외국인 투자자 거래비중이 낮은 그룹에서는 ΔROE , RET 에 대한 각각의 계수값이 0.071(5% 유의수준에서 유의), 0.038(유의하지 않음)로 나타났다. 이를 통해 외국인투자자 거래비중이 높은, 즉 회계성과와 시장성과 간의 상관성이 높은 그룹의 경우 그렇지 않은 그룹 대비 경영자 보상계약에서 회계성과 대비 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다는 것을 알 수 있다. 이는 주분석과 일치하는 결과이다.

〈표 5〉 외국인 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이 분석

Panel A. 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성과 이익반응계수(ERC)				
		예측방향	Coef.	t-value
β_0	Intercept		0.227	1.801*
β_1	UE _{i,t}	+	0.459	7.858***
β_2	FOR INS _{i,t}	?	-0.000	-0.478
β_3	UE_{i,t}*FOR INS_{i,t}	?	0.283	2.812***
β_4	SIZE _{i,t}	+	-0.010	-1.491
β_5	LEV _{i,t}	-	-0.002	-1.925*
β_6	MTB _{i,t}	+	0.056	9.980***
β_7	BETA _{i,t}	-	-0.021	-1.258
β_8	ODR _{i,t}	+	0.004	
ΣIND			included	
ΣYD			included	
F-value			8.66***	
Adjusted R ²			0.047	
No. of Obs.			4,180	
Panel B. 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성과 경영자 보상				
		예측방향	Coef.	t-value
β_0	Intercept		12.154	45.019
β_1	ΔROE _{i,t}	+	0.038	2.763**
β_2	RET _{i,t}	+	0.028	1.440
β_3	FOR INS _{i,t}	?	-0.026	-0.956
β_4	ΔROE_{i,t}*FOR INS_{i,t}	?	-0.675	-6.537***
β_5	RET_{i,t}*FOR INS_{i,t}	?	0.217	2.652**
β_6	SIZE _{i,t}	+	0.348	43.177***
β_7	LEV _{i,t}	+	-0.027	-5.681***
β_8	MTB _{i,t}	+	0.045	5.147***
β_9	ODR _{i,t}	+	0.064	3.133**
ΣIND			included	
ΣYD			included	
F-value			84.68***	
Adjusted R ²			0.367	
No. of Obs.			4,180	

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미하며, 변수정의는 〈표 2〉를 참조한다.

〈표 6〉 국내 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이 분석

Panel A. 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성과 이익반응계수(ERC)				
		예측방향	Coef.	t-value
β_0	Intercept		0.194	1.562
β_1	UE _{i,t}	+	0.958	8.849***
β_2	DOM_INS _{i,t}	?	-0.172	-1.799*
β_3	UE_{i,t}*DOM_INS_{i,t}	?	-0.439	-1.172
β_4	SIZE _{i,t}	+	-0.009	-1.347
β_5	LEV _{i,t}	-	-0.002	-2.353**
β_6	MTB _{i,t}	+	0.055	9.947***
β_7	BETA _{i,t}	-	-0.023	-1.417
β_8	ODR _{i,t}	+	0.005	0.408
ΣIND			included	
ΣYD			included	
F-value			11.03***	
Adjusted R ²			0.063	
No. of Obs.			4,180	
Panel B. 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성과 경영자 보상				
		예측방향	Coef.	t-value
β_0	Intercept		12.569	44.887
β_1	ΔROE _{i,t}	+	0.022	1.609
β_2	RET _{i,t}	+	0.043	1.932
β_3	DOM_INS _{i,t}	?	0.483	5.110***
β_4	ΔROE_{i,t}*DOM_INS_{i,t}	?	-0.170	-0.707
β_5	RET_{i,t}*DOM_INS_{i,t}	?	0.024	0.127
β_6	SIZE _{i,t}	+	0.348	35.582***
β_7	LEV _{i,t}	+	0.001	0.640
β_8	MTB _{i,t}	+	0.045	5.097***
β_9	ODR _{i,t}	+	0.063	3.055**
ΣIND			included	
ΣYD			included	
F-value			83.81***	
Adjusted R ²			0.365	
No. of Obs.			4,180	

주) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미하며, 변수정의는 〈표 2〉를 참조한다.

치는 영향에 대해 살펴본 결과는 <표 6>과 같다. 먼저 Panel A는 가설 1-c를 검증하기 위해 국내 기관투자자의 거래비중에 따른 회계성과의 시장성과의 정보성 차이가 ERC에 미치는 영향에 대해 분석한 결과이다. 가설 검증을 위한 관심변수 UE*DOM_INS에 대한 회귀계수 값이 유의하지 않은 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 가설 1-c를 지지하지 않는 결과이며, 국내 기관투자자의 거래비중과 관련하여 시장성과에 미치는 회계성과의 추가적인 영향이 없는 것으로 해석된다.

다음으로 Panel B에는 국내 기관투자자의 거래비중과 관련하여 회계성과와 시장성과의 정보성 차이가 경영자 보상식 내 성과변수의 가중치에 미치는 영향을 검토한 결과가 제시되어 있다. 즉 국내 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 경영자 보상계약에서 시장성과의 상대적 가중치가 과대평가되어 있다는 가설 2-c를 검증하기 위한 관심변수인 $\Delta ROE * DOM_INS$, $RET * DOM_INS$ 에 대한 회귀계수의 값을 살펴보면 각각 음(-), 양(+),의 값이나, 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 $\beta_4 + \beta_5 \hat{\beta}_1 = [-0.170 + (0.018 * 0.024) = -0.169]$ 의 값 또한 의미를 가지지 못한다. 이는 가설 2-c를 지지하지 못하는 결과이며, 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업에 대한 분석 결과와 상반된다. 즉, 국내 기관투자자 거래비중이 높은 기업은 시장성과에 포함된 회계성과의 상대적인 수준과 관련하여 정확한 방향성이 없으며, 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과의 상대적인 가중치에 대한 영향 또한 관찰되지 않았다. 이는 국내 기관투자자의 거래비중이 높은 기업의 경우 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업과 비교할 때 상대적으로 시장성과에 포함된 회계정보(사적정보)의 비중이 작다(크다)고 할 수 있다. 결과적으로 국내 기관투자자는 외국인 기관투

자 대비 공적정보(회계성과)에 대한 정보비대칭이 낮은 기업을 선택할 수 있는 능력이 없거나, 주로로서 회계정보의 질적 향상과 관련된 감시의 역할을 유의적으로 수행하지 않는다는 해석이 가능하다.

VI. 결론

본 연구는 Kim and Suh(1993)의 이론적 모형을 기반으로 기관투자자 거래비중에 따른 회계성과와 시장성과의 상대적 정보성 차이가 이익반응계수(ERC) 및 경영자 보상계약에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 시장성과는 회계성과 등의 공적정보에 영향을 받기 때문에 회계성과와 시장성과 변수 간에는 상관관계가 존재한다. 그러나 기존 실증연구에서는 이 두 변수 간의 상관성을 통제하지 않고, 경영자 보상계약에 대한 각 성과변수의 가중치를 제시하고 있어 왜곡된 결과가 도출될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기관투자자의 거래비중에 따른 기업의 시장성과 대비 회계성과의 상대적인 정보성 크기 차이가 ERC, 더 나아가 경영자 보상계약에 미치는 영향에 대해 살펴보았다.

분석 결과, 기관투자자의 거래비중이 높은 기업일수록 ERC가 크며, 경영자 보상에 있어 회계성과 대비 시장성과의 상대적 중요성이 과대평가되는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 국내 기관투자자 보다 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업에서 더욱 현저하다. 이는 외국인 기관투자자의 거래비중이 높은 기업은 회계성과의 정보성이 크고, 그 결과 ERC가 커지며 경영자 보상에서도 두 변수 간의 왜곡효과가 더욱 두드러지게 나타난다는 것을 의미한다. 반면, 국내 기관투자자의 거래비중이 높은 기업

은 외국인 기관투자자 거래비중이 높은 기업 보다 시장성과 내 사적정보(회계성과 등의 공적정보)의 상대적 비중이 높아(낮아) 정보비대칭이 크다고 할 수 있다. 결과적으로 국내 기관투자자는 외국인 기관투자자 대비 공적정보(회계성과)에 대한 정보비대칭이 낮은 기업을 선택하지 못했거나, 주주로서 감시의 역할을 유의적으로 수행하지 않았다는 해석이 가능하다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 본 연구는 회계성과와 시장성과의 정보성에 대한 이해를 바탕으로 ERC 및 경영자 보상과의 관계를 구체적으로 설명함으로써, 회계변수의 가치평가목적(valuation role)과 수탁책임목적(stewardship role)을 동시에 논의한 최초의 논문이다. 가치평가목적에서 회계성과와 시장성과의 정보성 수준에 따라 ERC의 크기가 다르며, 이와 동시에 수탁책임목적 하에서 경영자 보상계약 시 회계정보의 비중이 상대적으로 큰 기업의 경우 회계성과 대비 시장성과의 상대적 중요성이 과대평가된다는 논리적 근거를 제시한다. 이와 같은 결과는 실제 보상계약과 관련한 기업 이해관계자의 의사결정에 있어 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 즉, 경영자 보상계약에서 회계성과와 시장성과의 가중치는 각 성과변의 정보성 수준에 따라 적합한 가중치가 분배되어야 한다. 따라서 향후 경영자 보상계약 등의 분야에서 기업의 회계성과 및 시장성과와 관련한 실증연구를 진행함에 있어 회계성과와 시장성과 변수 간에는 상관관계를 인식하고, 모형설계 및 해석에 있어 신중한 고려가 필요하다는 시사점을 제공한다. 또한 기관투자자를 외국인 기관투자자와 국내 기관투자자로 구분하고, 두 집단 간 정보성의 차이에 대해 실증분석한 결과를 제시함으로써 감독기관 입장에서 두 집단에 대해 감시, 감독할 수 있는 차별화된 제도 및 관리체계가 정립되어

야 한다는 주장을 뒷받침하는 논거를 제시했다는 데 의의가 있다.

참고문헌

- 김경순 · 이진환(2016), “한국에서 기관투자자 거래가 기회주의적 이익조정에 미치는 영향,” **한국재무학회 학술대회**, 2016(11), 67-101.
- 김문철 · 최관(1999), “이익의 질의 개념에 관한 연구,” **회계저널**, 8, 221-249.
- 김진배 · 최경수 · 이민영(2015), “실제 영업활동을 통한 이익조정 및 기업지배구조가 경영자 보상에 미치는 영향,” **경영학연구**, 44(2), 459-485.
- 김태수 · 정준수 · 지성권(1999), “한국기업에서 경영자보상과 경영성과간의 관계,” **회계학연구**, 24(2), 87-116.
- 배기수 · 박범진(2007), “기관투자자와 사외이사비율이 회계정보의 유용성에 미치는 영향,” **회계연구**, 12(3), 81-109.
- 송인만 · 박철우(1998), “주식시장개방과 주가행태: 회계정보의 역할,” **경영학연구**, 27, 63-92.
- 연강흠(1994), “증시개방 후의 투자주체별 투자행태에 관한 연구,” **증권학회지**, 16, 151-189.
- 윤정선 · 김유라(2015), “기관투자자의 투자기간이 내부통제의 효율성에 미치는 영향,” **재무연구**, 28(1), 109-133.
- 이돈혁(1995), “증권시장 개방이후 외국인 투자행태 및 성과분석,” **증권금융**, 5, 3-25.
- 이용훈 · 홍철규(2014), “회계 성과가 경영자 보상에 미치는 영향,” **회계저널**, 23(4), 229-266.
- 전영순(2003), “경영자 예측정보의 신뢰성에 대한 외국인 투자자 및 국내 기관투자자의 견제기능,” **대한경영학회**, 16(4), 891-913.
- 전홍민 · 김현희 · 차승민(2011), “기관투자자가 실물활동을 위한 이익조정에 미치는 영향,” **경영학연구**, 40(2),

- 383-406.
- 지성권 · 장호일(2000), "경영자 보상에 대한 경영성과측정치의 민감도에 관한 실증분석," **대한경영학회지**, 3(23), 69-98.
- 지성권 · 주태순 · 안광진(2003), "벤처기업 경영자보상에 대한 실증연구," **회계저널**, 12(4), 103-131.
- 지성권 · 양준모 · 유승훈 · 이대식(1998), "경영자 보상과 경영성과의 실증분석_한국과 일본기업의 비교연구," **회계정보연구**, 10(0), 49-97.
- 황인태(1995), "경영자보상과 기업성과," **회계학연구**, 20(3), 107-125.
- 홍철규(2012), "경영진 보상에서 재무성과 정보성의 역할: 시장차이를 통한 분석," **회계저널**, 21(6), 325-347.
- Ayers, B. C., and R. N. Freeman(2003), "Evidence that Analyst Following and Institutional Ownership Accelerate the Pricing of Future Earnings," *Review of Accounting Studies*, 8, 47-67.
- Banker, R. D., and S. M. Dartar(1989), "Sensitivity, Precision, and Linear Aggregation of Signals for Performance Evaluation," *Journal of Accounting Research*, 27(1), 21-39.
- Banker, R. D., M. N. Darrough., R. Huang, and J. M. Plehn-Dujowich(2013). "The Relation between CEO Compensation and Past Performance," *The Accounting Review*, 88(1), 1-30.
- Brickley, J. A., R. C. Lease, and C. W. Smith(1988), "Ownership Structure and Voting on Antitakeover Amendments," *Journal of Financial Economics*, 20, 267-291.
- Cadman, B., Klasa, S., and S. Matsunaga(2010), "Determinants of CEO Pay: A Comparison of ExecuComp and non-ExecuComp Firms." *The Accounting Review*, 85(5), 1511-1543.
- Chung, R., M. Firth, and J. B. Kim(2002), "Institutional Monitoring and Opportunistic Earnings Management," *Journal of Corporate Finance*, 8(1), 29-48.
- Del Guercio, D., and J. Hawkins(1999), "The Motivation and Impact of Pension Fund Activism," *Journal of Financial Economics*, 52(3), 293-340.
- Grossman, S. J., and O. D. Hart(1980), "Takeover Bids, the Free-rider Problem, and the Theory of the Corporation," *The Bell Journal of Economics*, 11(1), 42-64.
- Hansen, B., M. Miletkov and M. B. Wintoki(2013), "When does the Adoption and Use of IFRS increase Foreign Investment?," *American Accounting Association working paper*. (Available at: http://www.darden.virginia.edu/web/uploadedFiles/Darden/Faculty_Research/Research_Seminars/Bowe%20Hansen%20Paper).
- Hölmstrom, B.(1979), "Moral Hazard and Observability," *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 74-91.
- Holthausen, R. W., and R. E. Verrecchia(1988), "The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-asset Market," *Journal of Accounting Research*, 26(1), 82-106.
- Imhoff, E. A.(1992), "The Relation between Perceived Accounting Quality and Economic Characteristics of the Firm," *Journal of Accounting and Public Policy*, 11(2), 97-118.
- Kim, S. K., and Y. S. Suh(1991), "Ranking of accounting information systems for management control," *Journal of Accounting Research*, 29(2), 386-396.
- Kim, O., and Y. Suh(1993), "Incentive Efficiency of Compensation based on Accounting and Market Performance," *Journal of Accounting and Economics*, 16(1-3), 25-53.

- Lambert, R. A., and D. F. Larcker(1987), "An Analysis of the Use of Accounting and Market Measures of Performance in Executive Compensation Contracts," *Journal of Accounting Research*, 25, 85-125.
- Jensen, M. C., and K. J. Murphy(1990), "Performance pay and top-management incentives," *Journal of Political Economy*, 98(2), 225-264.
- McConnell, J. J., and H. Servaes(1990), "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics*, 27(2), 595-612.
- Monks, R. A. G., and N. Minow(1995), "Corporate Governance on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economic*, 20, 293-315.
- O'Brien, P., and R. Bhushan(1990), "Analyst Following and Institutional Ownership," *Journal of Accounting Research*, 28, 55-76.
- Schipper, K.(1989), "Commentary on Earnings Management," *Accounting Horizons*, 3(4), 91-102.
- Siegel, J.(1982), "The Quality of Earnings Concept-A Survey," *Financial Analysts Journal*, 38(2), 60-68.
- Sloan, R. G.(1993), "Accounting Earnings and Top Executive Compensation," *Journal of Accounting and Economics*, 16(1-3), 55-100.
- Smith, M. P.(1996), "Shareholder Activism by Institutional Investors: Evidence from CalPERS," *The Journal of Finance*, 51(1), 227-252.

The Effect of Relative Informativeness between Accounting and Market Performance Measures on Earnings Response Coefficients and Executive Compensation - An Analysis on the Differences of Foreign and Domestic Institutional Investors -

Yu Jin Kim* · Jung In An** · Yoon Suk Suh***

Abstract

Based on the theoretical model of Kim and Suh(1993), this study analyzes the effect of relative informativeness of accounting and market performance measures on Earnings Response Coefficients(hereafter, ERC) and executive compensation. Since market performance measure impounds public information such as earnings report, there is a correlation between accounting and market performance measures. However, prior empirical studies do not control the correlation between these two variables and thus the weight of each performance measure may be distorted in executive compensation contracts. This study empirically investigates the effect of distortion on the weights of performance measures according to the proportion of institutional investors.

As a result, this study finds that ERC is bigger in institutional investors and the relative importance of market performance measure to accounting performance measure is overestimated in executive compensation. These results are more significant for foreign institutional investors than domestic institutional investors. This implies that firms with a high portion of institutional investors are highly informative about accounting performance measure, resulting in a large ERC and more severe distortion effect between the two variables in executive compensation.

* Ph. D. Candidate, School of Business, Ewha Womans University, Senior Researcher of KEB Hana Bank, First Author

** Ph.D. Candidate, School of Business, Ewha Womans University, Corresponding Author

*** Professor, School of Business, Ewha Womans University, Co-Author

This study contributes to broaden the understanding of the valuation role and the stewardship role simultaneously by analyzing the effect of relative informativeness between accounting and market performance measures on ERC and executive compensation. In particular, our findings show that the empirical estimates of the extent to which accounting and market performance measures are related to compensation should be carefully designed and interpreted. In addition, institutional investors are classified into foreign investors and domestic institutional investors, and the results of the empirical analysis on the difference of informativeness between the two groups are presented. Therefore, it is necessary to establish a different management system that supervisory agencies can monitor and supervise two groups.

Key words: executive compensation, relative informativeness of market performance measure, accounting performance, institutional investors, foreign institutional investors, domestic institutional investors

-
- 저자 김유진은 현재 KEB하나은행 하나금융경영연구소 산업분석팀 수석연구원으로 재직 중이다. 이화여자대학교 경영대학 및 대학원 경영학과를 졸업하고, 동대학원에서 회계학 박사과정을 수료하였다. 주요 연구분야는 원가관리, 경영자 보상, 기업지배구조, 신용등급 등이다.
 - 저자 안정인은 현재 이화여자대학교 회계학 박사과정에 재학 중이며, 이화여자대학교 인문대학 및 대학원 경영학과를 졸업하였다. 주요 연구분야는 대리인이론, 경영자 보상, 기업지배구조와 내부통제, 기업윤리 등이다.
 - 저자 서윤석은 현재 이화여자대학교 경영대학 회계학 전공 정교수로 재직 중이다. 서울대학교 경제학과를 졸업하고 미국 텍사스대학교 오스틴에서 회계학 석사 및 박사를 취득하였다. 박사학위 취득 이후 미국 UCLA 조교수, 일리노이대학교 어바나-샴페인에서 종신교수를 역임하였다. 귀국 후 한국 이사협회 회장, 규제개혁위원회 위원 등으로 활동하였고 SK, POSCO, 엔씨소프트 등의 회사에서 사외이사를 역임하였다. 주요 연구분야는 대리인이론, 경영자 보상, 기업지배구조 등이다.