

## 회계 보수주의와 경영자 초과보상

변설원\* · 박상봉\*\*

### 〈요 약〉

본 연구는 회계 보수주의와 경영자 초과보상 사이의 음(-)의 관련성을 분석하고 이들의 관계가 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 증가하는지에 대해 살펴본다. 이를 위해 2012년부터 2016년까지 한국 증권거래소의 상장기업 중 12월 결산 제조업만을 대상으로 총 2,755기업-연도를 최종 표본으로 분석에 활용하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 회계보수주의와 경영자 초과보상은 통계적으로 유의적인 음(-)의 관련성이 있는 것으로 분석되었다. 이는 경영자 보상이 기업성과와 연계될 경우 경영자는 자신의 보상을 극대화하기 위해 자산이나 회계이익의 과대계상을 통하여 미래 현금흐름 추정치를 왜곡할 유인을 가진다. 이에 대해 회계 보수주의가 경영자의 회계선택을 제한하여 기회주의적 행위를 감소시킬 수 있기 때문에 경영자에게 지급되는 초과보상 역시 감소한 것으로 해석할 수 있다.

둘째, 회계보수주의와 경영자 초과보상의 음(-)의 관련성은 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 증가한다는 실증결과를 발견하였다. 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 경영자는 자신의 보상을 극대화하고자 회계성과에 대한 이익조정 유인을 가지며 초과보상을 획득할 가능성이 높다. 따라서 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높다는 것은 초과보상으로 인한 사후정산문제가 심각해질 수 있다는 점을 의미한다. 이 경우 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 경영자 보상계약에 있어서 보수주의의 역할 및 유용성은 더욱 커질 것이므로 보수주의와 초과보상에 대한 음(-)의 관련성이 더욱 증가한 결과로 해석된다.

본 연구는 Watts(2003)에 의해 이론적으로 제시된 경영자 보상계약에 대한 회계보수주의의 유용성과 관련하여 실증적 증거를 제시했다는 측면과 보수주의가 정보이용자들의 투자의사결정에 유용한 도구로 활용될 수 있다는 추가적인 근거를 제시했다는 점에서 의미가 있을 것이다.

핵심주제어: 보수주의, 초과보상, 사후정산문제, 유인보상 강도

## I. 서론

본 연구는 회계 보수주의와 경영자 초과보상 사이의 관련성을 분석한다. 구체적으로 성과에 근거한 경영자 보상계약체결에서 보수주의가 경영자의 기회주의적 유인을 억제하고 이를 통하여 보상계약의 효율성을 제고시켜 대리문제를 완화하는지에 대해 분석한다.

소유와 경영이 분리됨에 따라 주주-경영자 사이의 정보비대칭(information asymmetry)이 존재하게 되고, 경영자는 주주를 포함한 다른 이해관계자들과 비교하여 기업가치에 대한 우월한 정보력을 가진다. 또한 주주는 분산투자를 통해 위험을 감소시킬 수 있기 때문에 위험중립적인 반면, 경영자는 자신의 인적자본(human capital)이 기업에 종속되어 있어 해당 기업에 대한 의존도가 높고 위험 회피적 성향을 가진다.

이와 같이, 주주와 경영자는 위험(risk)에 대한 태도가 상이하고 경영자의 제한된 임기로 인해 서로의 이해가 상충될 수 있다. 만약, 경영자가 자신의 우월한 정보력을 주주 부가 아닌 자신의 사적이익 극대화를 위해 활용한다면 주주-경영자 사이의 대리문제(agency problem)가 나타나게 되고 이로 인해 대리비용(agency cost)이 초래될 수 있을 것이다. 이러한 대리비용은 기업성 과뿐만 아니라 경제전체의 생산성에도 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 대리비용절감을 위한 효율적인 통제메커니즘의 개발은 매우 중요하다(Jensen and Meckling, 1976).

위임자인 주주는 경영자가 사적효익 극대화가 아닌 기업가치 극대화를 위해 노력할 수 있도록 동기를 부여하기 위한 다양한 통제메커니즘의 개발에 많은 노력을 기울여 왔다. 경영자에 대한 보설상계에 있어서 주주의 궁극적인 목적이 경영자가 자신의 노력과 사적정보를 주주 부의 극대화를 위해 활용하도록 유인을 제공하는 것이

라면, 경영자의 보상을 성과와 연계시킴으로써 주주-경영자 사이의 대리문제를 완화시킬 수 있을 것이다(Jensen and Meckling, 1976; Jensen, 1986).

경영자 보상을 성과와 연계시키는 유인보상제도의 경우 효율적 계약관점에서 주주-경영자의 이해를 일치시켜 대리문제를 완화할 수 있는 반면, 경영자가 자신의 보상을 극대화하기 위해 자산이나 회계이익을 과대평가하는 등 기회주의적 행위에 대한 가능성 역시 존재한다. 일반적으로 경영자가 보고하는 성과추정치는 주주측면에서 기업의 미래현금흐름에 대한 추정치이다. 따라서 경영자는 우월한 정보력을 바탕으로 미래현금흐름 추정치를 상향조정함으로써 초과보상을 획득할 가능성이 존재하고, 향후 미래현금흐름이 실현되지 못했을 때 초과 지급된 보상에 대한 사후정산문제(ex post settling up problem)가 발생하게 된다(Barclay et al., 2003; Watts, 2003; Leone, et al., 2004; 최종서와 이승태, 2005).

이와 관련하여 일부 선행연구들에서는 보수주의가 경영자의 기회주의적 행위를 억제시키고 효율적인 보상계약을 가능케 한다고 제시하였다(Watts, 2003; Leone, et al., 2004; Iwasaki, et al., 2012). 즉, 보수적인 회계정보의 경우 미실현 이익은 지연인식하고 손실은 신속히 반영한다. 따라서 경영자의 보상이 보수적으로 산출된 회계성과와 연계될 경우 경영자의 사적이익 추구를 위한 기회주의적 행위에 제약이 가해질 수 있다. 결과적으로 보수주의로 인하여 효율적인 보상계약의 실행이 가능하며 이로 인해 불확실성이 높은 미래현금흐름에 대한 초과보상지급은 감소할 것이다.

보수주의와 경영자 보상 사이의 관련성을 연구한 국내·외 선행연구에서는 주로 효율적인 보상계약체결을 위한 보수주의의 역할을 제시하거나(Watts, 2003), 경영자 보상이 양(+의 수익

를(호재, good news)과 음(-)의 수익률(악재, bad news)에 비 체계적으로 반응하는지를 실증 분석 함으로써 경영자 보상계약 체결 시 보수적으로 산출된 회계정보를 고려하는지에 대해 분석하였다(Leone, et al., 2004; 최종서와 이승태, 2005). 그러나 이들 연구들은 경영자 보상계약체결에 있어서 보수주의의 긍정적인 영향과 관련하여 기업들이 보수적으로 산출된 회계성과에 기초하여 보상을 지급하는지에 대한 현상만을 파악하고 있을 뿐, 성과와 연계한 보상계약에서 보수주의의 적용이 대리비용의 대표적 형태인 초과보상을 감소시키는지에 대한 직접적인 분석은 수행되지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 보수주의와 대리비용의 대리변수인 초과보상과의 관련성을 직접적으로 분석한다.

이상의 내용을 바탕으로 본 연구의 목적은 다음과 같다.

첫째, Watts(2003)의 주장에 따라 보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성을 분석한다. 즉, 보수주의와 초과보상 사이의 직접적인 관련성을 분석함으로써 실제 회계 보수주의가 경영자의 기회주의적 행위를 제한하며 경영자 보상계약의 효율성을 제고시키고 기업의 대리문제를 완화하는지에 대한 분석을 시도한다. 이를 위해 본 연구에서는 Basu(1997)의 보수주의 추정모형을 기초로 연구모형을 설정하였다. 또한 주식보상의 경우 권리행사와 주식처분에 대한 제약으로 인해 사후정산문제의 가능성이 존재하지 않기 때문에, 경영자 초과보상 산정 시 현금보상만을 고려하였다.<sup>1)</sup>

둘째, 회계보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성이 경영자 초과보상에 대한 사후정산

문제가 심각한 기업일수록 증가하는지를 분석한다. 경영자 초과보상에 대한 사후정산문제는 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 커질 것이다. 구체적으로 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 증가할수록 경영자는 자신의 보상을 극대화하고자 일시적인 이익조정을 수행할 가능성이 높으며, 이는 향후 미래현금흐름이 실현되지 못할 경우 발생할 수 있는 경영자 초과보상의 사후정산문제를 초래할 것이다.

회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도는 Bushman et al.(2006)의 방법론을 활용한 성과-보상 민감도로 추정한다. Bushman et al.(2006)은 회계이익과 주가수익률이 경영자보상에 미치는 영향에 대한 회귀분석에서 회계이익에 대한 추정계수를 회계성과와 관련한 경영자보상 민감도로 측정하였다.

본 연구를 통하여 다음 두 가지의 기대효과를 예상한다.

첫째, 경영자 보상계약설정에 대한 회계 보수주의의 유의적인 역할에 대해 Watts(2003)가 이론적인 논거를 제시했다면 본 연구는 보수주의와 경영자 초과보상 사이의 음(-)의 관련성을 직접적으로 분석함으로써 회계 보수주의가 경영자 보상계약의 효율성을 증가시킬 수 있다는 실증적 증거를 제시하고자 한다. 이는 회계학의 두 연구 주류인 회계보수주의와 경영자 보상 관련 연구의 확장에 기여할 것이다.

둘째, 경영자 보상에 대한 적절성 논란이 가중되는 현실을 감안하면, 본 연구를 통해 보상계약의 효율성을 제고시킬 수 있는 하나의 방안을 제시한다는 측면에서 시의적절한 것으로 판단된다. 또한 경영자 초과보상이 주주-경영자 사이의

1) 만약, 경영자에게 주식보상의 형태로 미실현 이익에 대한 보상을 지급하였을 경우, 주주는 보상계약체결 시 주식보상에 대한 경영자의 권리행사 및 주식처분에 관한 제약조항을 포함시킴으로써 미래 현금흐름이 실현되지 못할 경우 초래되는 비용(사후정산문제)을 경영자의 보상위험(compensation risk)으로 전가시키게 된다. 따라서 주식보상은 사후정산문제가 발생할 가능성이 존재하지 않는다(Leone, et, al., 2004; 최종서와 이승태, 2005).

대리문제에 기인한 비용이라는 측면에서 보수주의가 정보이용자들의 투자의사결정에 유용한 도구로 활용될 수 있다는 추가적인 근거를 제시할 것이다.

## II. 선행연구 및 가설설정

경영자는 기업정보에 대한 접근이 용이하기 때문에 다른 이해관계자들과 비교하여 상대적으로 높은 정보력을 보유하고 있다. 이와 동시에 제한된 임기와 유한책임으로 인해 경영자는 주주부가 아닌 자신의 사적이익을 추구하려는 강력한 유인을 가지게 된다(Ball, 2001; Watts, 2003). 또한 보상계약관점에서 경영자 보상이 기업성과와 연계될 경우, 경영자는 자신의 보상을 극대화하기 위해 자산이나 회계이익의 과대계상을 통하여 미래 현금흐름 추정치를 상향조정하려는 유인을 가진다. 이와 같이, 경영자는 자신들의 높은 정보력을 바탕으로 미래 현금흐름 추정치의 상향조정을 통하여 초과보상을 획득하게 되고, 향후 미래 현금흐름이 실현되지 못할 경우 사후정산문제(ex post settling up problem)가 발생될 수 있기 때문에 기업측면에서 비용으로 작용될 수 있다.

이와 관련하여 Watts(2003)는 회계정보의 보수주의가 주주-경영자 사이의 대리문제를 완화한다고 제시하면서, 회계보수주의는 경영자로 하여금 기회주의적인 행위를 제한하여 경영자 보상계약의 효율성을 증가시킬 것이라 주장하였다. 또한 Ball and Shivakumar(2004)은 경영자에게 회계성과에 근거하여 보상이 지급될 경우, 보수주의 회계처리를 통하여 미실현 이익은 지연인식하고 손실은 경영자 보상에 신속히 반영함으로써 이익전망이 불확실한 투자 안을 채택하려는 경영자의 의도를 억제시킬 수 있다고 주장하

였다. Leone, et al.(2004) 역시 미실현된 미래 현금흐름의 대가로 경영자에게 현금보상을 지급한 후 실제 실현된 현금흐름이 기대와 불일치할 때 기업이 부담하게 될 사후정산문제(ex post settling up problem)를 감소시키기 위해 보수주의가 선호된다고 주장하였다.

국내연구로써 최종서와 이승태(2005) 또한 보수적으로 산정된 회계이익에 근거한 경영자 보상이 호재성 기업가치보다 악재성 기업가치에 더욱 민감한 반응을 보이는 비대칭적 현상을 실증적으로 제시하면서 실제 기업들이 경영자의 기회주의적 행위로 인한 초과보상지급과 향후 발생될 사후정산문제를 방지하기 위하여 보수적 회계처리에 입각한 보상계약을 설계하고 있음을 간접적으로 제시하였다.

이상의 선행연구들을 종합해 볼 때, 경영자 보상이 기업성과와 연계될 경우 경영자는 자신의 보상을 극대화하기 위해 자산이나 회계이익의 과대계상을 통하여 미래 현금흐름 추정치를 왜곡할 유인을 가진다. 이에 대해 성과측정치로써 회계정보에 대한 보수주의의 적용은 경영자로 하여금 회계선택에 대한 제한을 두어 기회주의적 행위를 감소시킬 수 있기 때문에 경영자에게 지급되는 초과보상 역시 감소할 것으로 예상된다. 따라서 회계 보수주의와 경영자 초과보상은 음(-)의 관련성이 있을 것으로 기대할 수 있다.

이상의 내용을 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정한다.

*가설 1: 회계 보수주의와 경영자 초과보상은 음(-)의 관련성이 있을 것이다.*

본 연구의 첫 번째 가설을 통한 회계보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성은 초과보상으로 인한 사후정산문제가 심각한 기업일수록

높아질 것이며, 이러한 사후정산문제는 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 증가할 것으로 예상된다.

경영자 유인보상 관점에서 회계성과에 대한 보상 민감도가 높을수록 경영자는 주주 부의 극대화를 위해 노력하게 되고, 이는 경영자와 주주의 이해가 일치하여 경영자-주주 사이의 대리문제가 감소할 것으로 예상할 수 있다. 그러나 많은 선행연구들에서는 경영자의 유인보상 시스템이 자신의 보상을 극대화하기 위한 기회주의적 행위를 유발할 수 있다고 주장하였다(Healy, 1985; Barclay et al, 2003; Watts, 2003; Leone, et al., 2004). 가령 경영자의 보상이 회계성과와 연계될 경우 경영자는 자신의 보상을 극대화하기 위해 이익조정을 수행할 수 있다고 제시하였다(Healy, 1985).

이와 같이 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 경영자의 기회주의적 행위 또한 증가할 것으로 예상되며 초과보상으로 인한 사후정산문제 역시 심각할 것이기 때문에 회계 보수주의에 대한 요구 및 유용성은 증가할 것이다. 이러한 관점에서 회계보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성은 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 증가할 것으로 기대한다.

이상의 내용을 바탕으로 본 연구의 두 번째 가설은 다음과 같이 설정한다.

*가설 2: 회계 보수주의와 경영자 초과보상 사이의 음(-)의 관련성은 회계성과에 대한 경영자 유인보상강도가 높을수록 증가할 것이다.*

### III. 연구설계

#### 1. 주요변수들의 조작적 정의

##### 1.1. 회계보수주의

일반적으로 보수주의는 회계이익을 산정함에 있어서 미실현 손실은 즉시 인식하는 반면, 미실현 이익은 지연 인식하는 것으로 정의한다. 이에 대해 Basu(1997)는 보수주의를 회계이익에 대한 호재(good news)와 악재(bad news)의 비대칭적 인식으로 정의하였으며, 재무제표 작성에 있어서 호재(good news)보다 악재(bad news)에 대해 보다 엄격한 검증가능성(verifiability)을 요구하는 것으로 해석하였다.

Basu(1997)가 제시한 보수주의 측정모형은 <식 1>과 같다.

$$E_{it} = \alpha_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 DR_{it} + \beta_3 R_{it} \times DR_{it} + \epsilon_{it} \quad \text{<식 1>}$$

여기서,  $E_{it}$  = 주당순이익 / 기초주가,

$R_{it}$  = 주가수익률,

$DR_{it}$  = 주식수익률이 음이면 1, 아니면 0인 더미변수

Basu(1997)는 양(+)의 주식수익률과 음(-)의 주식수익률을 각각 호재(good news)와 악재(bad news)로 구분하고 이들이 회계이익에 반영되는 비대칭적 정도를 기초로 보수주의를 측정하였다. 언급하였듯이 Basu(1997)는 보수주의를 호재보다 악재가 회계이익에 반영되는 정도가 높다고 정의하였기 때문에 <식 1>에서  $\beta_3$ 의 계수가 유의한 양(+)의 값을 가질수록 회계보수성은 높은 것으로 해석한다.

### 1.2 경영자 초과보상(EXCOMP)

본 연구에서는 경영자 초과보상을 측정하기 위하여 Cooper et al.(2014)과 Core et al.(1999)이 제시한 측정방법을 활용하였다. 이들에 대한 구체적인 측정방법은 다음과 같다.

첫째, Cooper et al.(2014)은 경영자의 보상수준이 동종 산업 내 평균 보상수준과 유사한 점을 고려하여 초과보상을 측정하였다. 구체적으로 본 연구에서는 Cooper et al.(2014)에 따라 각 연도에 대하여 표본기업이 소속된 산업을 매출액 기준으로 2개의 그룹으로 구분한 뒤 그 그룹의 평균보상을 기대보상으로 고려하였으며 표본기업의 실제보상에서 기대보상을 차감한 초과보상을 기초 총자산으로 나누어 측정하였다.

<식 2>는 Cooper et al.(2014)의 초과보상 측정치에 대한 구체적인 조작적 정의를 제시한다.

$$EXCOMP_{cooper} = \frac{actual\ com_{it} - expect\ com_{it}}{asset_{it-1}}$$

<식 2>

여기서,  $EXCOMP_{cooper}$  =Cooper et al.(2014)에 의한 초과보상,

$actual\ com_{it}$  =실제보상수준,

$expect\ com_{it}$  =기대보상(표본기업이 소속된 산업을 매출액 기준으로 2개의 그룹으로 구분한 후 각 그룹의 평균보상 수준),

$asset_{it-1}$  =기초 총자산.

둘째, 초과보상에 대한 또 다른 측정방법으로 Core et al.(1999)이 제시한 경영자 보상의 경제적 결정요인을 고려하여 초과보상을 측정하였다 ( $EXCOMP_{core}$ ). Core et al.(1999)은 경영자보상을 결정하는 경제적 요인으로 기업규모(LNASSET), 연구개발비(RD), 매출액성장률(SALEG), 회계성과(ROA), 그리고 주식성과

(RET)를 제시하였으며 이들을 고려한 기대보상 모형은 <식 3>과 같다.

$$LNCOMP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNASSET_{it-1} + \alpha_2 RD_{it-1} + \alpha_3 SALEG_{it-1} + \alpha_4 ROA_{it-1} + \alpha_5 RET_{it-1} + \epsilon$$

<식 3>

여기서,  $LNCOMP_{it}$  =ln(경영자 보상),

$LNASSET_{it-1}$  =기업규모(ln(총자산)),

$RD_{it-1}$  =연구개발비(연구개발비/총자산),

$SALEG_{it-1}$  =매출액증가율(매출액 증가분/기초매출액),

$ROA_{it-1}$  =회계성과(법인세 차감전 이익/총자산),

$RET_{it-1}$  =주식성과(누적주식수익률).

<식 3>을 통한 기대보상은 연도별 · 산업별로 회귀분석을 실시하였으며, <식 3>의 잔차 값을 초과보상으로 고려하였다.

### 1.3 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도(CEC)

회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도는 표본기업의 회계성과-현금보상 민감도를 통하여 추정하였다. 구체적으로 본 연구에서는 Bushman et al.(2006)이 제시한 성과-보상민감도모형을 활용하여 회계이익에 대한 추정계수(compensation earnings coefficients : CEC)를 회계성과와 관련한 경영자 유인보상 강도로 측정한다.

Bushman et al.(2006)이 제시한 성과-보상민감도 모형은 <식 4>와 같다.

$$\Delta COMP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta ROA_{it} + \alpha_2 RET_{it} + \epsilon$$

<식 4>

여기서,  $\Delta COMP_{it}$  =경영자보상 변화,

$\Delta ROA_{it}$  =회계성과 변화(총자산이익률),

$RET_{it}$  =주식성과(주식수익률).

<식 4>를 통하여  $\alpha_1$  계수를 회계성과에 대한 유인보상 강도로 고려하며  $\alpha_1 > 0$  표본집단과  $\alpha_1 \leq 0$  표본집단을 각각 회계성과에 대한 유인보상 수준이 높은 집단과 낮은 집단으로 구분한다. 따라서 본 연구의 두 번째 가설을 분석하기 위해 각 집단에 대하여 보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성을 비교분석한다.<sup>2)</sup>

## 2. 연구모형

본 연구의 목적은 보수주의와 경영자 초과보상에 대한 음(-)의 관련성을 분석하고, 이들의 관계가 회계성과에 대한 경영자 유인보상강도가 높을수록 더욱 증가되는지를 분석한다. 본 연구의 가설을 검증하기 위한 실증모형은 Basu(1997)의 보수주의 측정모형을 기초로 설정하였으며 구체적인 연구모형은 <식 5>와 같다.

$$E_{i-1} = \alpha_0 + \beta_1 R_{i-1} + \beta_2 DR_{i-1} + \beta_3 R_{i-1} \times DR_{i-1} + \beta_4 R_{i-1} * EXCOMP_t + \beta_5 R_{i-1} \times DR_{i-1} \times EXCOMP_t + \beta_6 R_{i-1} \times MTBR_{i-1} + \beta_7 R_{i-1} \times DR_{i-1} \times MTBR_{i-1} + \beta_8 R_{i-1} \times LEV_{i-1} + \beta_9 R_{i-1} \times DR_{i-1} \times LEV_{i-1} + \beta_{10} R_{i-1} \times SIZE_{i-1} + \beta_{11} R_{i-1} \times DR_{i-1} \times SIZE_{i-1} + ID_j + YD_t + \epsilon_t$$

<식 5>

여기서,  $E_{i-1}$  = 주당순이익/ 기초주가,  
 $R_{i-1}$  = 주가수익률,  
 $DR_{i-1}$  = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수,  
 $EXCOMP_t$  = 경영자 초과보상,  
 $EXCOMP_{cooper}$  = Cooper et al.(2014)의 초과보상,  
 $EXCOMP_{core}$  = Core et al.(1999)의 초과보상,  
 $MTBR_{i-1}$  = 성장성(장부 대 시장가치),  
 $LEV_{i-1}$  = 부채비율(부채비율/자산총계),  
 $SIZE_{i-1}$  = 기업규모(LN(자산총계))  
 $ID_j$  = 산업더미,  $YD_t$  = 연도더미.

Basu(1997)는 보수주의를 호재(good news)와 악재(bad news)에 대하여 이익과 주식수익률의 비대칭적인 관련성으로 정의하고,  $\beta_3$  ( $R \times DR$ )가 유의한 양(+의 값)을 나타내면 보수주의적 성향을 가지는 것으로 제시하였다. 따라서 본 연구의 가설에서와 같이 보수주의가 경영자의 기회주의적 행위를 억제하여 경영자에게 지급되는 초과보상을 감소시킨다면, ( $R \times DR \times EXCOMP$ )의 계수  $\beta_5$ 는 유의한 음(-)값이 예상된다.

그리고 당기의 경영자 보상은 전기의 회계성과에 근거하여 지급된다는 점을 고려할 때, <식 5>에 대한 ( $R \times DR \times EXCOMP$ )의 유의적인 음(-)의 관련성은 전기의 회계보수주의수준이 높을수록 당기의 초과보상이 감소된다는 해석 또한 가능케 할 것이다.

언급하였듯이, <식 5>에 포함된 경영자 초과보상( $EXCOMP_t$ )은 Cooper et al.(2014)이 제시한 초과보상 측정치와 Core et al.(1999)이 제시한 초과보상 측정치를 이용하였다. 또한 보수주의와 초과보상의 보다 직접적인 관계를 분석하기 위해 보수주의에 영향을 미칠 수 있는 성장성( $MTBR_{i-1}$ ), 부채비율( $LEV_{i-1}$ ), 기업규모( $SIZE_{i-1}$ ), 산업더미( $ID_j$ ), 그리고 연도더미( $YD_t$ )를 통제변수로 모형에 포함하였다.

구체적으로, 기업의 성장성( $MTBR_t$ )의 경우 문상혁 외 2명(2006)은 기업의 성장성이 회계보수주의를 낮추는 효과가 있을 것이라 주장한 반면, 백원선과 박성진(2013)은 성장성이 높은 기업일수록 비용을 조기에 인식하여 보다 보수적인 회계처리를 할 것이라는 상반된 주장을 제시하였다. 이와 같이 성장성이 보수주의에 미치는 유의한 영향을 통제하기 위해 통제변수로 포함

2) 본 연구의 전체표본은 2012년부터 2016년까지 551기업(2,755 기업-연도)을 대상으로 한다. 여기서 가설2는 개별 기업에 대한 유인보상 강도(회계성과-현금보상민감도)를 추정하여야 하기 때문에 전체 표본기업에서 경영자 현금보상과 성과측정치(회계성과와 주식성과)에 대한 과거 10년 간 연속자료가 확보되는 기업만을 대상으로 분석하였다. 그 결과 가설2는 전체 표본기업 중 113기업(565 기업-연도)을 대상으로 분석을 실시하였다.

하였다. 부채비율( $LEV_{t-1}$ )의 경우, 부채비율이 높은 기업일수록 주주와 채권자 사이의 대리문제가 크기 때문에 보수주의의 필요성은 증가할 것이므로(Ahmed et al., 2002; Zhang, 2008; Ball et al., 2008; Beatty et al., 2008), 보수주의와 부채비율의 양(+)의 관련성을 통제하기 위해 연구 모형에 포함하였다. 또한 기업규모( $SIZE_{t-1}$ )가 클수록 시장에서 기업에 대한 정보를 구하기가 쉬우므로 정보비대칭이 줄어들 것이다. 따라서 대리문제를 완화하기 위한 보수주의의 역할은 감소할 것이기 때문에, 보수주의는 기업규모와 음(-)의 관련성이 있을 것이다(Givoly et al., 2007; Laffond and Watts, 2008). 그러나 일부 연구에서는 기업규모가 클수록 오히려 정보비대칭 현상이 심화될 것이고, 이로 인한 소송비용의 위험이 클 것이기 때문에 보수주의에 대한 요구가 증가할 것이라 주장하였다(Lys and Watts, 1994; Cahan and Zang, 2006). 이와 같이 선행연구에서는 기업규모와 보수주의에 대한 일관된 결과를 제시하지 못하고 있다. 그러나 상반된 주장에도 불구하고, 기업규모는 보수주의에 유의적인 영향력을 미치고 있기 때문에 이를 통제하고자 연구 모형에 포함하였다. 마지막으로 산업별·연도별 영향을 통제하기 위해 산업더미( $ID_j$ )와 연도더미( $YD_t$ )를 모형에 포함하였다.

본 연구의 두 번째 가설과 관련하여 회계보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성은 경영자 초과보상에 대한 사후정산문제가 심각한 기업일수록 증가할 것으로 예상된다. 이를 분석하기 위해 Bushman et al.(2006)이 제시한 성과-보상민감도 모형을 활용하여 회계이익에 대한 추정계수(compensation earnings coefficients : CEC)가 0보다 큰 집단과 같거나 작은 집단을 각각 사후정산문제가 높은 집단( $CEC > 0$ )과 낮은 집단( $CEC \leq 0$ )으로 구분한다. 그리고 이들 집단

에 대하여 <식 5>를 회귀분석한 후 집단별  $\beta_5$  ( $R \times DR \times EXCOMP$ )의 계수 값을 비교분석한다. 이 경우 본 연구의 두 번째 가설을 지지한다면 사후정산문제가 높은 집단( $CEC > 0$ )의  $\beta_5$ 가 낮은 집단( $CEC \leq 0$ )의  $\beta_5$  보다 큰 계수 값을 보일 것으로 예상된다.

### 3. 표본선정

본 연구는 보수주의와 초과보상의 관계를 분석하기 위하여 2012년부터 2016년까지 한국증권거래소의 상장기업 중 12월 결산 제조 기업을 대상으로 분석하였다. 본 연구의 구체적인 표본 선정 과정은 다음과 같다.

- ① 관리종목에 속하지 않는 12월 결산법인.
- ② 재무자료 및 주가자료가 공시되어 있는 기업.
- ③ 사업보고서 상 경영자 1인당 평균 현금보상이 공시되어 있는 기업.

이상의 표본선정 과정을 통해 2,755기업-연도(551개 기업)를 가설1을 분석하였으며, 이중 과거 10년에 대한 경영자 보상 및 성과측정치(회계성과와 주식성과)의 자료가 확보 가능한 565기업-연도(113개 기업)를 가설2의 표본자료로 선정하였다.

본 연구에서 재무자료 및 주가자료는 한국상장협의회 TS-2000을 통해 입수하였으며, 경영자 보상은 금융감독원의 전자공시시스템을 통하여 확보하였다.

## IV. 실증결과

### 1. 기술통계 및 상관관계 분석

본 절에서는 주요변수들의 기술통계 및 상관관계분석 결과를 제시한다. 우선 <표 1>은 주요 변수들의 기술통계 분석 결과를 제시한다. Basu(1997)의 보수주의 모형과 관련하여 회계이익인 E의 평균과 중위수는 각각 0.013과 0.011로 나타났으며 주식수익률(R)의 평균과 중위수는 각각 0.175과 0.025로 분석되었다. 그리고 음(-)의 주식수익률 더미변수인 DR의 평균이 0.453으로 나타나 본 연구의 전체표본에서 약 45%가 음(-)의 주식수익률을 보이는 것으로 분석되었다.

경영자 초과보상의 경우 Cooper et al.(2014)에

의한 초과보상( $EXCOM_{cooper}$ )의 평균과 중위수는 모두 0.000으로 나타났으며 Core et al.(1999)에 의한 초과보상의 평균과 중위수는 각각 0.000과 -0.013으로 분석되었다. 이는 경영자에게 지급되는 실제 보상수준이 산업평균 및 경제적 결정요인으로 추정된 기대보상수준과 유사하며 평균적으로 기업의 정상적 경영활동에 있어서는 기대수준에 준하는 정도의 실제보상이 지급되는 것으로 판단된다.

본 연구의 실증분석에 포함된 통제변수와 관련하여 성장성(MTBR)의 평균과 중위수는 각각 1.262과 0.943로 나타나 일부표본에서 극단적으로 높은 성장성을 가진 기업이 포함되어 있음을 유추할 수 있다. 그리고 부채비율(LEV)과 기업규모(SIZE)의 평균(중위수)은 각각 0.403(0.407)와 19.824(19.737)로 분석되었다.

<표 1> 기술통계 분석

변수	평균	중위수	최소	최대
E	0.013	0.011	-0.053	0.021
R	0.175	0.025	-0.492	24.62
DR	0.453	0.000	0.000	1.000
$EXCOM_{cooper}$	0.000	0.000	-0.027	0.015
$EXCOM_{core}$	0.000	-0.013	-3.449	2.881
MTBR	1.262	0.943	-32.932	14.611
LEV	0.403	0.407	0.001	0.983
SIZE	19.824	19.737	16.173	24.114

변수정의:  $E_{it-1}$  = 주당순이익/ 기초주가,  $R_{it-1}$  = 주가수익률,  $DR_{it-1}$  = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수,  $EXCOM_{cooper}$  = Cooper et al.(2014)의 초과보상,  $EXCOM_{core}$  = Core et al.(1999)의 초과보상,  $MTBR_{it-1}$  = 성장성(장부 대 시장기치),  $LEV_{it-1}$  = 부채비율(부채비율/자산총계),  $SIZE_{it-1}$  = 기업규모(LN(자산총계))

<표 2>는 주요변수들의 피어슨 상관관계 분석결과이다. 분석결과, 회계이익(E)은 주식수익률과 5%에서 유의한 양(+) 상관관계를 갖는 반면, 음(-)의 주식수익률인 DR과는 1%수준에서 유의적인 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 분석되었다.

초과보상의 경우  $EXCOM_{cooper}$ 과  $EXCOM_{core}$  모두 회계이익과 1%수준에서 유의적인 양(+)의 관련성이 있는 반면, 성장성(MTBR)과는 1%수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 분석되었다. 또한 부채비율(LEV)과  $EXCOM_{core}$

은 5% 수준에서 유의적인 음(-)의 상관성이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해서 회계 이익과 초과보상과의 양(+)의 상관관계는 회계 이익의 과대계상을 통하여 경영자 초과보상이 증가하며 선행연구에서 의해서 성장성과 부채비율이 높을수록 회계보수주의에 대한 요구가 증

가함에 따라 경영자 초과보상이 감소하는 결과로 유추할 수 있다(Ahmed et al., 2002; Zhang, 2008; Ball et al., 2008; Beatty et al., 2008). 그러나 이상의 결과들은 개별 변수들에 대한 단순 상관관계이므로 해석에 주의를 요한다.

<표 2> 상관관계 분석

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) E	1.000							
(2) R	0.045**	1.000						
(3) DR	-0.392***	-0.396***	1.000					
(4) $EXCOM_{cooper}$	0.052***	-0.038**	-0.031*	1.000				
(5) $EXCOM_{core}$	0.054***	0.001	-0.054**	0.423***	1.000			
(6) M/B	-0.022	0.234***	-0.161***	-0.068***	-0.068**	1.000		
(7) LEV	-0.201***	0.011	0.134***	-0.004	-0.093**	-0.031	1.000	
(8) SIZE	0.002	-0.132***	0.116***	0.284***	0.000	-0.013	0.201***	1.000

주1) 변수정의:  $E_{it-1}$  = 주당순이익/ 기초주가,  $R_{it-1}$  = 주가수익률,  $DR_{it-1}$  = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수,  $EXCOMP_{cooper}$  = Cooper et al.(2014)의 초과보상,  $EXCOMP_{core}$  = Core et al.(1999)의 초과보상,  $MTBR_{it-1}$  = 성장성(장부 대 시장가치),  $LEV_{it-1}$  = 부채비율(부채비율/자산총계),  $SIZE_{it-1}$  = 기업규모(LN(자산총계)).

주2) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임.

<표 3> 보수주의와 초과보상( $EXCOM_{cooper}$ )

$$E_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 DR_{t-1} + \beta_3 R_{t-1} \times DR_{t-1} + \beta_4 R_{t-1} * EXCOMP_t + \beta_5 R_{t-1} \times DR_{t-1} \times EXCOMP_t + \beta_6 R_{t-1} \times MTBR_{t-1} + \beta_7 R_{t-1} \times DR_{t-1} \times MTBR_{t-1} + \beta_8 R_{t-1} \times LEV_{t-1} + \beta_9 R_{t-1} \times DR_{t-1} \times LEV_{t-1} + \beta_{10} R_{t-1} \times SIZE_{t-1} + \beta_{11} R_{t-1} \times DR_{t-1} \times SIZE_{t-1} + ID_j + YD_t + \epsilon_t$$

변수	기대부호	EXCOM>0	EXCOM≤0
상수		0.041 (0.102)	0.072 (4.153)***
R		0.023 (-0.458)	0.092 (-0.453)
DR		0.017 (-0.621)	0.064 (-0.903)
R×DR	+	0.166 (2.103)**	0.174 (2.254)**
R×EXCOM		0.132 (7.925)***	-0.011 (-2.207)**
R×DR×EXCOM	-	-0.192 (-3.264)***	-0.066 (-0.821)

R×M/B		0.011 (4.327) <sup>***</sup>	0.001 (-0.294)
R×DR×M/B	+/-	0.011 (3.428) <sup>***</sup>	0.000 (0.521)
R×LEV		-0.003 (-25.823) <sup>***</sup>	-0.001 (-5.734) <sup>***</sup>
R×DR×LEV	+	0.012 (15.934) <sup>***</sup>	0.015 (7.735) <sup>***</sup>
R×SIZE		0.000 (3.643) <sup>***</sup>	0.000 (1.131)
R×DR×SIZE	+/-	0.032 (-2.014) <sup>*</sup>	0.154 (-2.032) <sup>**</sup>
산업더미		포함	포함
연도더미		포함	포함
F값		16.782 <sup>***</sup>	15.432 <sup>***</sup>
수정 R <sup>2</sup>		0.148	0.194

주1) 변수정의:  $E_{it-1}$  = 주당순이익/ 기초주가,  $R_{it-1}$  = 주가수익률,  $DR_{it-1}$  = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수,  $EXCOMP_{cooper}$  = Cooper et al.(2014)의 초과보상,  $EXCOMP_{core}$  = Core et al.(1999)의 초과보상,

$MTBR_{it-1}$  = 성장성(장부 대 시장기치),  $LEV_{it-1}$  = 부채비율(부채비율/자산총계),  $SIZE_{it-1}$  = 기업규모(LN(자산총계)).  
주2) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임.

## 2. 회귀분석결과

### 2.1 회계보수주의와 초과보상의 관계분석

본 연구의 첫 번째 가설은 회계보수주의와 초과보상에 대한 음(-)의 관련성을 분석한다. <표 3>과 <표 4>는 본 연구의 첫 번째 가설에 대한 회귀분석 결과이다. 구체적으로 <표 3>은 Cooper et al.(2014)에 의한 초과보상을 포함한 분석결과이며, <표 4>는 Core et al.(1999)의 초과보상 측정치를 포함한 회귀분석결과이다.

본 연구의 첫 번째 가설을 분석함에 있어서 경영자 초과보상은 기대보상보다 초과 지급된 보상으로 정의되는 것이 타당할 것이다. 따라서 <표 3>과 <표 4>에 대한 본 연구의 실증분석 결과는 Cooper et al.(2014)과 Core et al.(1999)에 의해 측정된 초과보상에 대하여 실제보상이 기대보상보다 큰 집단( $EXCOM > 0$ )과 작거나 같은 집단( $EXCOM \leq 0$ )으로 구분 후 각 집단에 대

한 회귀분석 결과를 제시한다. <표 3>의 분석결과를 살펴보면, 우선 Basu(1997)모형에 의한 회계보수주의 수준을 나타내는  $\beta_3$  (R×DR)의 계수가 두 집단 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 이는 본 연구의 표본을 대상으로 호재(good news)인 양(+)의 수익률보다 악재(bad news)인 음(-)의 수익률이 회계이익에 보다 민감하게 반응하는 결과로써 표본기업들은 평균적으로 보수적 회계처리를 실시하고 있는 것으로 분석되었다.

본 연구의 가설과 관련하여 회계보수주의와 경영자 초과보상이 음(-)의 관련성을 갖는다면 연구모형에서  $\beta_5$  (R×DR×EXCOM)의 회귀계수는 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 분석결과, 실제보상이 기대보상을 초과하는  $EXCOM > 0$ 인 표본집단에서  $\beta_5$ 의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 그러나 실제보상이 기대보상과

같거나 작은 EXCOM≤0의 표본집단에 대해서는 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 이는 실제보상이 기대보상을 초과하여 지급한 표본 집단에서

회계보수주의와 유의적인 음(-)을 관련성을 가지는 결과로써 본 연구의 첫 번째 가설과 일치하는 결과이다.

<표 4> 보수주의와 초과보상(EXCOM<sub>core</sub>)

$$E_{it-1} = \alpha_0 + \beta_1 R_{it-1} + \beta_2 DR_{it-1} + \beta_3 R_{it-1} \times DR_{it-1} + \beta_4 R_{it-1} * EXCOMP_t + \beta_5 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times EXCOMP_t + \beta_6 R_{it-1} \times MTBR_{it-1} + \beta_7 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times MTBR_{it-1} + \beta_8 R_{it-1} \times LEV_{it-1} + \beta_9 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times LEV_{it-1} + \beta_{10} R_{it-1} \times SIZE_{it-1} + \beta_{11} R_{it-1} \times DR_{it-1} \times SIZE_{it-1} + ID_j + YD_t + \epsilon_t$$

변수	기대부호	EXCOM>0	EXCOM≤0
상수		0.033 (0.225)	0.103 (-0.140)
R		-0.010 (-1.077)	0.003 (2.215)**
DR		-0.125 (-1.043)	-0.173 (0.702)
R×DR	+	0.008 (2.899)***	0.005 (2.204)**
R×EXCOM		0.029 (7.884)***	0.018 (3.936)***
<b>R×DR×EXCOM</b>	<b>-</b>	<b>-0.185</b> <b>(-3.257)***</b>	<b>0.010</b> <b>(0.943)</b>
R×M/B		0.002 (-5.735)***	0.002 (-5.935)***
R×DR×M/B	+/-	0.000 (2.987)***	0.000 (3.634)***
R×LEV		-0.002 (-22.004)***	-0.001 (-24.132)***
R×DR×LEV	+	0.010 (10.375)***	0.0013 (12.375)***
R×SIZE		0.001 (13.824)***	0.001 (13.325)***
R×DR×SIZE	+/-	0.000 (-5.735)***	0.000 (-4.828)***
산업더미		포함	포함
연도더미		포함	포함
F값		15.736***	13.254***
수정 R <sup>2</sup>		0.146	0.183

주1) 변수정의 : E<sub>it-1</sub> = 주당순이익/ 기초주가, R<sub>it-1</sub> = 주가수익률, DR<sub>it-1</sub> = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수, EXCOMP<sub>cooper</sub> = Cooper et al.(2014)의 초과보상, EXCOMP<sub>core</sub> = Core et al.(1999)의 초과보상,

MTBR<sub>it-1</sub> = 성장성(장부 대 시장기치), LEV<sub>it-1</sub> = 부채비율(부채비율/자산총계), SIZE<sub>it-1</sub> = 기업규모(LN(자산총계)).

주2) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임.

본 연구에서는 보수주의와 초과보상에 대한 보다 분명한 효과를 검증하기 위하여 회계보수주의에 영향을 미치는 성장성(MTBR), 부채비율(LEV), 그리고 기업가치(SIZE)를 통제변수로 포함하였다. 분석결과  $\beta_7$ ( $R \times DR \times MTBR$ )의 회귀계수가 두 집단 모두 1% 수준에서 유의적인 양(+)<sup>1)</sup>의 값을 나타내는 것으로 분석되었다. 이는 성장성이 높을수록 보수주의 수준이 증가하는 것으로써 백원선과 박성진(2013)의 연구결과와 일치한다. 그리고 부채비율과 관련하여  $\beta_9$ ( $R \times DR \times LEV$ )의 회귀계수가 1% 수준에서 유의적인 양(+)<sup>2)</sup>의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 이는 부채비율이 높을수록 주주-채권자 사이의 대리문제가 증가함에 따라 보수주의의 필요성 또한 증가하는 결과로써 회계보수주의에 대한 부채비율의 관련성을 분석한 기존 연구들의 결과와 일치한다(Ahmed et al., 2002; Zhang, 2008; Ball et al., 2008; Beatty et al., 2008). 마지막으로  $\beta_{11}$ ( $R \times DR \times SIZE$ )의 계수값이 두 집단 모두 통계적으로 유의적인 음(-)<sup>3)</sup>의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 기업규모가 클수록 기업 내 정보비대칭의 증가로 인하여 회계보수주의에 대한 요구가 높아진 결과로 해석된다(Lys and Watts, 1994; Cahan and Zang, 2006).

<표 4>는 본 연구의 첫 번째 가설에 대하여 Core et al.(1999)의 초과보상 측정치를 포함한 회귀분석 결과이다. <표 4> 역시 Core et al.(1999)의 방법론에 의해 측정된 초과보상에 대하여 실제보상이 기대보상보다 높은 집단( $EXCOM > 0$ )과 같거나 낮은 집단( $EXCOM \leq 0$ )으로 구분 후 각 집단에 대한 회귀분석 결과를 제시하였다.

분석결과, 실제 보상이 기대보상을 초과하는 표본집단( $EXCOM > 0$ )에 대해서 회계보수주의와 초과보상은 1% 수준에서 유의적인 음(-)을 관련

성을 갖는 것으로 분석되었다. 이는 본 연구의 첫 번째 가설인 회계보수주의와 대리비용의 대표적 형태인 초과보상의 음(-)의 관련성을 지지하는 결과이다. 그리고 통제변수와 관련하여 <표 4>의 분석결과는 <표 3>의 분석결과와 질적으로 유사한 결과를 보이는 것으로 분석되었다.

## 2.2 경영자 유인보상강도에 대한 보수주의와 초과보상의 관계 분석

본 연구의 두 번째 가설은 보수주의와 초과보상의 음(-)의 관련성이 초과보상으로 인한 사후정산문제가 높은 기업일수록 증가하는지에 대해 분석한다. 초과보상에 대한 사후정산문제는 회계성과에 대한 경영자 유인보상강도가 높을수록 커질 것으로 예상된다. 이에 본 연구에서는 회계성과에 대한 경영자 유인보상강도를 Bushman et al.(2006)이 제시한 성과-보상민감도 모형을 활용하여 회계이익에 대한 추정계수(compensation earnings coefficients : CEC)를 회계성과와 관련한 경영자 유인보상 강도로 측정하였다.

<표 5>와 <표 6>은 본 연구의 두 번째 가설에 대한 실증분석 결과이다. 구체적으로 <표 5>는 Cooper et al.(2014)에 의한 초과보상 측정치를 포함한 분석결과이며, <표 6>은 Core et al.(1999)의 초과보상 측정치를 활용한 회귀분석 결과이다. 그리고 본 연구의 두 번째 가설을 검증하기 위한 연구표본은 다음과 같이 설정한다.

첫째, 본 연구에 대한 첫 번째 가설의 분석결과를 통해 경영자의 실제보상이 기대보상을 초과하는 표본에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보이고 있다. 따라서 본 연구의 두 번째 가설은 전체 표본 중 실제보상이 기대보상을 초과하는 표본만을 대상으로 본 연구의 두 번째 가설을 분석한다.

둘째, 개별 기업을 대상으로 Bushman et al. (2006)의 성과-보상민감도 모형을 통해 회계성과에 대한 보상민감도를 추정한 후 0보다 큰 집단(CEC>0)을 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높은 집단으로 구분하고, 0보다 같거나 작은 집단(CEC≤0)을 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 낮은 집단으로 분류하였다. 따라서 본 연구의 두 번째 가설을 지지한다면, 보수주의와 초과보상의 음(-)의 관련성은 초과보상으로 인한 사후정산 문제가 심각할 것으로 기대되는 회계성과에 대한 유인보상강도가 높은 집단이 그렇지 않은 집단과 비교하여 더욱 클 것으로 예상된다.

<표 5>는 Cooper et al.(2014)에 의한 초과보상 측정치를 포함하는 회귀분석결과이다. 분석결과, 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높은 집단(CEC>0)과 낮은 집단(CEC≤0) 모두에서 보수주의와 경영자 초과보상에 대한 유의적인 음(-)의 관련성이 나타났다(각 5%와 10% 유의수준). 그러나 보수주의와 초과보상의 음(-)의 관련성에 대해서 경영자 유인보상강도가 높은 집단의 회계계수가 -0.324인데 반해 경영자 유인보상강도가 낮은 집단은 -0.103으로 분석되었다. 그리고 평행성 검정<sup>3)</sup>을 통해서 이들의 회귀

계수는 1% 수준에서 유의적인 차이를 보이는 것으로 분석되었다. 이는 회계보수주의와 경영자 초과보상에 대한 음(-)의 관련성은 회계성과에 대한 경영자 유인보상강도가 높은 집단이 낮은 집단과 비교하여 더욱 높다는 것으로써 본 연구의 두 번째 가설을 지지하는 결과이다.

<표 6>은 Core et al.(1999)에 의한 초과보상 측정치를 포함한 회귀분석 결과이다. 분석결과, 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높은 집단(CEC>0)의 (R×DR×EXCOMP) 계수가 -0.043으로 5% 수준에서 유의한 반면, 경영자 유인보상이 낮은 집단(CEC≤0)의 경우 (R×DR×EXCOMP)의 계수 값이 -0.002로 통계적 유의성을 발견하지 못하였다. 그리고 평행성 검증 결과 상이한 집단에 대한 이들의 계수는 1%수준에서 유의적인 차이를 보이고 있는 것으로 분석되었다. 즉, Core et al.(1999)의 초과보상 측정치를 활용하더라도 <표 5>의 분석결과와 같이 회계보수주의와 초과보상 사이의 음(-)의 관련성은 회계성과에 대한 유인보상 강도가 높을수록 증가하는 실증적 증거를 제시한다. 따라서 본 연구의 두 번째 가설을 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

3) 본 연구에서는 두 집단에 대한 동일한 회귀 계수 값이 집단 간 유의적인 차이를 보이는지를 분석하기 위해 평행성 검증을 실시하였다. 집단 간 차이분석에 대한 통계량(t-statistics)은 다음의 산식을 통해 정의되어진다(박현욱과 김동재, 2009).

$$t = \frac{(\hat{\alpha}_5 - \hat{\beta}_5)}{\sqrt{\text{var}(\hat{\alpha}_5) - \text{var}(\hat{\beta}_5)}}$$

여기에서  $\hat{\alpha}_5$ 는 회계성과에 대한 경영자유인보상 강도가 높은 표본(CEC>0)의 R×DR×EXCOMP 계수이며,  $\hat{\beta}_5$ 는 회계성과에 대한 경영자유인보상 강도가 낮은 표본(CEC≤0)의 R×DR×EXCOMP 계수를 의미한다. 그리고 Var는 분산을 나타낸다. 이 식을 통해  $\hat{\alpha}_5 - \hat{\beta}_5 = 0$ 이라는 귀무가설을 기각한다면 상이한 두 집단에 대해서 보수주의와 초과보상의 음(-)의 관련성은 유의적인 차이를 보이는 것으로 해석할 수 있다.

&lt;표 5&gt; 경영자 유인보상강도에 보수주의와 초과보상의 관계(Cooper et al.(2014)의 초과보상)

$$E_{it-1} = \alpha_0 + \beta_1 R_{it-1} + \beta_2 DR_{it-1} + \beta_3 R_{it-1} \times DR_{it-1} + \beta_4 R_{it-1} * EXCOMP_t + \beta_5 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times EXCOMP_t \\ + \beta_6 R_{it-1} \times MTBR_{it-1} + \beta_7 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times MTBR_{it-1} + \beta_8 R_{it-1} \times LEV_{it-1} + \beta_9 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times LEV_{it-1} \\ + \beta_{10} R_{it-1} \times SIZE_{it-1} + \beta_{11} R_{it-1} \times DR_{it-1} \times SIZE_{it-1} + ID_j + YD_t + \epsilon_t$$

변수	기대부호	CEC>0	CEC≤0
상수		0.012 (0.834)	0.025 (1.937)*
R		-0.006 (-1.386)	0.001 (0.362)
DR		0.015 (-1.284)	0.017 (1.274)
R×DR	+	0.002 (2.832)***	0.002 (3.143)**
R×EXCOM		-0.113 (-0.231)	0.012 (0.538)
<b>R×DR×EXCOM</b>	<b>-</b>	<b>-0.324</b> <b>(-2.221)**</b>	<b>-0.103</b> <b>(-1.734)</b>
R×M/B		0.012 (2.226)**	0.009 (2.358)**
R×DR×M/B	+	0.000 (2.021)**	0.000 (2.832)***
R×LEV		-0.004 (-4.24)***	0.002 (2.045)**
R×DR×LEV	+	0.004 (2.365)**	0.004 (3.143)***
R×SIZE		0.000 (-1.184)	0.000 (-0.449)
R×DR×SIZE	+/-	0.000 (0.394)	0.000 (0.954)
산업더미		포함	포함
연도더미		포함	포함
F값		8.274***	10.387***
수정 R <sup>2</sup>		0.385	0.584
평행성검정(R×DR×EXCOM)			
$\alpha_5 - \beta_5$	집단간 계수값 차이		t-stat
	0.194		3.324***

주1) 변수정의 :  $E_{it-1}$  = 주당순이익/ 기초주가,  $R_{it-1}$  = 주가수익률,  $DR_{it-1}$  = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 더미변수,  
 $EXCOMP_{cooper}$  = Cooper et al.(2014)의 초과보상,  $EXCOMP_{core}$  = Core et al.(1999)의 초과보상,  
 $MTBR_{it-1}$  = 성장성(장부 대 시장기치),  $LEV_{it-1}$  = 부채비율(부채비율/자산총계),  $SIZE_{it-1}$  = 기업규모(LN(자산총계)).

주2) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임.

<표 6> 경영자 유인보상강도에 보수주의와 초과보상의 관계(Core et al.(1999)의 초과보상)

$$E_{it-1} = \alpha_0 + \beta_1 R_{it-1} + \beta_2 DR_{it-1} + \beta_3 R_{it-1} \times DR_{it-1} + \beta_4 R_{it-1} * EXCOMP_t + \beta_5 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times EXCOMP_t + \beta_6 R_{it-1} \times MTBR_{it-1} + \beta_7 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times MTBR_{it-1} + \beta_8 R_{it-1} \times LEV_{it-1} + \beta_9 R_{it-1} \times DR_{it-1} \times LEV_{it-1} + \beta_{10} R_{it-1} \times SIZE_{it-1} + \beta_{11} R_{it-1} \times DR_{it-1} \times SIZE_{it-1} + ID_j + YD_t + \epsilon_t$$

변수	기대부호	CEC>0	CEC≤0
상수		0.013 (0.654)	0.009 (1.341)
R		0.004 (2.525)***	0.001 (-0.254)
DR		0.001 (-0.932)	0.000 (-0.749)
R×DR	+	0.012 (2.547)***	-0.013 (1.253)
R×EXCOM		0.0647 (0.587)	0.265 (-0.143)
<b>R×DR×EXCOM</b>	<b>-</b>	<b>-0.043</b> <b>-(2.132)**</b>	<b>-0.002</b> <b>-(0.545)</b>
R×M/B		0.000 (2.386)**	0.000 (-1.181)
R×DR×M/B	+	0.003 (3.546)***	0.155 (-1.049)
R×LEV		0.001 (5.257)***	0.000 (0.265)
R×DR×LEV	+	0.005 (2.938)***	0.005 (4.001)
R×SIZE		0.000 (-1.732)	0.000 (0.465)
R×DR×SIZE	+/-	0.010 (0.325)	0.003 (-0.360)
산업터미		포함	포함
연도터미		포함	포함
F값		6.785***	7.032***
수정 R <sup>2</sup>		0.412	0.438

평행성검정(R×DR×EXCOM)

$\alpha_5 - \beta_5$	집단간 계수값 차이	t-stat
	0.041	3.986***

주1) 변수정의 :  $E_{it-1}$  = 주당순이익/ 기초주가,  $R_{it-1}$  = 주가수익률,  $DR_{it-1}$  = 주식수익률이 음(-)이면 1, 아니면 0인 터미변수,  $EXCOMP_{cooper}$  = Cooper et al.(2014)의 초과보상,  $EXCOMP_{core}$  = Core et al.(1999)의 초과보상,  $MTBR_{it-1}$  = 성장성(장부 대 시장기치),  $LEV_{it-1}$  = 부채비율(부채비율/자산총계),  $SIZE_{it-1}$  = 기업규모(LN(자산총계)).

주2) \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임.

## V. 결 론

본 연구는 회계보수주의와 경영자 초과보상의 음(-)의 관련성을 분석하고 이들의 관계가 사후정산문제가 심각한 기업일수록 증가되는지를 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 Basu(1997)의 보수주의 측정모형을 기초로 연구모형을 설정하였다. 그리고 경영자 초과보상을 측정하기 위해 Cooper et al.(2014)과 Core et al.(1999)의 방법론 활용하였다. 본 연구의 두 번째 가설과 관련하여 경영자 초과보상에 대한 사후정산문제는 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 커질 것이라 예상한다. 이에 대해서 개별 기업을 대상으로 Bushman et al.(2006)이 제시한 성과-보상민감도 모형을 활용하여 회계이익에 대한 추정계수(compensation earnings coefficients : CEC)를 도출한 후 그 추정계수가 0보다 큰 집단과 같거나 작은 집단을 각각 경영자 초과보상에 대한 사후정산문제가 심각한 기업과 그렇지 않은 기업으로 구분하였다. 그리고 이들 기업들에 대한 보수주의와 초과보상의 음(-)의 관련성을 비교·분석 하였다.

이상의 내용을 분석하기 위해 본 연구에서는 2012년부터 2016년까지 한국 증권거래소의 상장 기업 중 12월 결산 제조업만을 대상으로 총 2,755기업-연도를 최종 표본으로 확보하였다. 아울러 두 번째 가설의 경우 개별 기업들의 회계성과에 대한 보상민감도 추정계수 값을 확보기 위해서 현금보상 및 성과추정치(회계성과와 주식성과)에 대한 과거 10년 간 연속자료가 확보되는 565기업-연도를 연구표본으로 활용하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다.

첫째, Basu(1997)의 보수주의 측정모형을 기초한 연구모형을 통해 회계보수주의와 경영자 초과보상은 통계적으로 유의적인 음(-)의 관련성이 있는 것으로 분석되었다. 이는 경영자 보상이 기

업성과와 연계될 경우 경영자는 자신의 보상을 극대화하기 위해 자산이나 회계이익의 과대계상을 통하여 미래 현금흐름 추정치를 왜곡할 유인을 가진다. 이에 대해 회계 보수주의가 경영자의 회계선택을 제한하여 기회주의적 행위를 감소시킬 수 있기 때문에 경영자에게 지급되는 초과보상 역시 감소한 것으로 해석할 수 있다.

둘째, 회계보수주의와 경영자 초과보상의 음(-)의 관련성은 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 증가하였다. 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 경영자는 자신의 보상을 극대화하고자 회계성과에 대한 이익조정 유인을 가지며 초과보상을 획득할 가능성이 높다. 따라서 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높다는 것은 초과보상으로 인한 사후정산문제가 심각해질 수 있다는 점을 의미한다. 이 경우 경영자 보상계약에 있어서 보수주의의 역할 및 유용성은 더욱 커질 것이므로 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도가 높을수록 보수주의와 초과보상에 대한 음(-)의 관련성은 더욱 증가한 결과로 해석한다.

회계보수주의가 경영자 보상계약에 미치는 영향에 대해서 기존 선행연구들에서는 효율적인 보상계약 체결을 위한 보수주의의 역할을 이론적으로 제시하거나(Watts, 2003), 기업들이 보수적으로 산출된 회계성과에 기초하여 보상을 지급하는지에 대한 현상만을 파악하고 있을 뿐(Leone, et al., 2004; 최종서와 이승태, 2005), 성과와 연계한 보상계약에서 보수주의의 적용이 대리비용의 대표적 형태인 초과보상을 감소시키는지에 대한 직접적인 분석은 수행되지 못하였다. 이에 대해 본 연구에서는 보수주의와 대리비용의 대리변수인 초과보상과의 관련성을 분석함으로써 회계보수주의가 경영자 보상계약의 효율성을 증가시키는지에 대한 직접적인 실증결과를 제시한다는 점에서 의미가 있을 것으로 판단된다.

다.

그럼에도 불구하고 본 연구의 한계점으로는 주요변수인 회계보수주의와 초과보상 그리고 회계성과에 대한 경영자 유인보상 강도를 추정함에 있어서 변수측정오류의 문제를 들 수 있다. 그러나 이들 변수들의 추정방법들은 많은 선행 연구들에 의해 활용되어진 점을 감안할 때 실증 분석 결과에 대한 타당성을 부여할 수 있을 것으로 판단된다.

## 참고문헌

- 김새로나 · 양동훈 · 조광희(2011), “대리인비용과 보수주의 관련성,” *회계학연구*, 36(3), 65-102.
- 김선미 · 유승원(2011), “외부감사인 강제교체에 따른 보수주의 성향,” *경영학연구*, 40(5), 1211-1246.
- 김정옥 · 배길수(2006), “보수주의와 발생액,” *회계저널*, 18(1), 1-31.
- 라기레 · 박상봉(2013), “이익조정과 보수주의-적자회피기업과 Big-bath기업을 중심으로,” *경영과 정보연구*, 32(5), 261-285.
- 문상혁 · 박종국 · 신세나(2006), “정보비대칭에 따른 보수주의의 차별적 인식,” *회계학 연구*, 31, 215-242.
- 박현욱 · 김동재(2009), “회귀모형의 기울기에 대한 평행성 검증, 한국통계학회논문집, 16(1), 75-83.
- 백원선 · 박성진(2013), “기업수명주기, 수익비용대응 및 차별적 비용인식,” *회계학연구*, 38(2), 215-245.
- 신성욱(2013), “경영성과와 경영자현금보상 민감도,” *경영과 정보연구*, 32(1), 259-272.
- 성욱(2016), “기업지배구조 통제장치와 경영자 유인보상제도의 상호관련성,” *경영과 정보연구*, 35(1), 287-305.
- 최종서 · 이승태(2004), “경영자 보상과 보수주의,” 한국회계학회발표논문.
- Ahmed, A. S., Duellman, S.(2007), “Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis,” *Journal of Accounting and Economics* 43, 411-437.
- Aoki, M.(1990), “Toward an economic model of the Japanese firm,” *Journal of Economic Literature* 28, 1-27.
- Ball, R.(2001), “Infrastructure requirements for an economically efficient system of public financial reporting and disclosure,” *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*, 127-169.
- Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A.(2000), “The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings,” *Journal of Accounting and Economics* 29, 1-51.
- Ball, R., Shivakumar, L.(2005), “Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness,” *Journal of Accounting and Economics*, 39, 83-128.
- Ball, R., Robin, A., Wu, J.S.(2003), “Incentives versus standards: Properties of accounting income in four East Asian countries,” *Journal of Accounting and Economics* 36, 235-270.
- Ball, R., Bushman, R. M., Vasvari, F.P.(2008), “The debt-contracting value of accounting information and loan syndicate structure,” *Journal of Accounting Research*, 46, 247-287.

18. Basu, S.(1997), "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
19. Beatty, A., Webber, J., Yu, J. J.(2008), "Conservatism and debt," *Journal of Accounting and Economics*, 45, 157-174.
20. Beaver, W. H., Ryan, S. G.(2005), "Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling," *Review of Accounting Studies*, 10, 269-309.
21. Bushman, R. M., Piotroski, J. D.(2006), "Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions," *Journal of Accounting and Economics*, 42, 107-148.
22. Bushman, R., Engel, E., Smith, A.(2006), "An analysis of the relation between the stewardship and valuation roles of earnings," *Journal of Accounting Research*, 44, 53-83.
23. Cooper, M. J., Gulen, H., Rau, P. R.(2014), "Performance for pay? the relation between CEO incentive compensation and future stock price performance," *The Relation between CEO Incentive Compensation and Future Stock Price Performance* (October 1, 2014)
24. Core, J. E., Holthausen, R. W., Larcker, D.F.(1999), "Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance," *Journal of Financial Economics*, 51, 371-406.
25. Dechow, P. M.(2006), "Asymmetric sensitivity of CEO cash compensation to stock returns: A discussion," *Journal of Accounting and Economics*, 42, 193-202.
26. Demski, J. S., Sappington, D. E. M.(1999), "Summarization with errors: A perspective on empirical investigations of agency relationships," *Management Accounting Research Res.* 10, 21-37.
27. Givoly, D., Hayn, C. K., Natarajan, A.(2007), "Measuring reporting conservatism," *The Accounting Review*, 82, 65-106.
28. Goldman, E., Slezak, S. L.(2006), "An equilibrium model of incentive contracts in the presence of income manipulation," *Journal of Financial Economics*, 80, 603-626.
29. Guay, W., Verrecchia, R.(2006). "Discussion of an economic framework for conservative accounting by Bushman and Piotroski (2006)," *Journal of Accounting and Economics*, 42, 149-165.
30. Healy, P. M.(1985). "The effect of bonus schemes on accounting decisions". *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.
31. Huson, M. R., Tian, Y., Wiedman, C. I., Wier, H. A.(2012), "Compensation committees' treatment of earnings components in CEOs' terminal years," *The Accounting Review*, 87, 231-259.
32. Jensen, M. and W. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Owership Structur," *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
33. Jensen, Michael(1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeover," *American Economics Review*, 76(2), 323-329.
34. Iyengar, R. J., Zampelli, E. M.(2010), "Does

- accounting conservatism pay?," *Accounting & Financance*, 50, 121-142.
35. LaFond, R., Roychowdhury, S.(2008), "Managerial ownership and accounting conservatism," *Journal of Accounting Research*, 46, 101-135.
  36. LaFond, R., Watts, R. L.(2008), "The information role of conservatism," *The Accounting Review*, 83, 447-478.
  37. Leone, A. J., Wu, J. S., Zimmerman, J. L.(2006), "Asymmetric sensitivity of CEO cash compensation to stock returns," *Journal of Accounting and Economics*, 42, 167-192.
  38. Milgrom, P., Roberts, J.(1992), *Economic, Organization, and Management*, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
  39. Mitsudome, T., Weintrop, J., Hwang, L-S.(2008), "The relation between changes in CEO compensation and firm performance: A Japanese/American comparison," *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(4), 605-619.
  40. Murphy, K. J.(1998), *Executive compensation*, Working Paper, University of Southern California.
  41. Petersen, M. A.(2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, 22, 435-480.
  42. Roychowdhury, S., Watts, R. L.(2007), "Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 44(1-2), 2-31..
  43. Ryan, S. G.(2006), "Identifying conditional conservatism," *European Accounting Review*, 15, 511-525.

## Abstract

### Accounting Conservatism and Excess Executive Compensation

Byun, Seol-Won\* · Park, Sang-Bong\*\*

This study examines the negative relationship between accounting conservatism and excess executive compensation and examines whether their relationship increases as managerial incentive compensation intensity increases. For this purpose, a total of 2,755 company-years were selected for the analysis of the companies listed on the Korea Stock Exchange from December 2012 to 2016 as the final sample.

The results of this study are as follows. First, there is a statistically significant negative relationship between accounting conservatism and manager overpayment. This implies that managers' incentives to distort future cash flow estimates by over booking assets or accounting profits in order to maximize their compensation when manager compensation is linked to firm performance. In this sense, accounting conservatism can reduce opportunistic behavior by restricting managerial accounting choices, which can be interpreted as a reduction in overpayment to managers.

Second, we found that the relationship between accounting conservatism and excess executive compensation increases with the incentive compensation for accounting performance. The higher the managerial incentive compensation intensity of accounting performance is, the more likely it is that the manager has the incentive to make earnings adjustments. Therefore, the high level of incentive compensation for accounting performance means that the ex post settling up problem due to over-compensation can become serious. In this case, the higher the managerial incentive compensation intensity for accounting performance, the greater the role and utility of conservatism in manager compensation contracts.

This study is based on the fact that it presents empirical evidence on the usefulness of accounting conservatism in managerial compensation contracts theoretically presented by Watts (2003) and the additional basis that conservatism can be used as a useful tool for investment decision.

Key Words: accounting conservatism, excess executive compensation, ex post settling up problem, managerial incentive compensation intensity

---

\* PH.D., School of Business, Pusan National University, bsw987@pusan.ac.kr

\*\* Associate Professor, Department of Accounting, Dong-Eui University, parksb@deu.ac.kr