

소유지배과리도가 이익조정과 경영자예측오차의 관련성에 미치는 영향

김효진(전주대) · 김갑룡(전주대) · 박민경(전남대)

I. 서론

소유지배과리도는 기업의 정보공개수준, 특히 자발적공시 성격이 강한 정보예측수준에 영향을 미칠 수 있다. 소유지배과리도가 커짐에 따라 지배주주가 사적이익을 추구하는 경향이 심해진다면 지배주주는 이러한 경향이 외부 소액주주나 이해관계자들에게 손쉽게 노출되지 않게 하기 위하여 기업의 내부정보를 외부에 공개하려 하지 않을 것이기 때문이다(Claessens et al. 2000). 그 결과 기업이 공시하는 자발적공시수준이 줄어들 수 있다는 예측이 가능하다. 예컨대, 선우혜정 등(2010)은 소유지배과리도가 큰 기업일수록 지배주주의 사적혜택추구 성향을 숨기기 위하여 시장에 정보를 제공하지 않으려 하므로 재무분석가가 제공하는 이익예측치의 정확성이 떨어지고, 편의도 커진다고 보았으며, 그들의 실증분석 결과 역시 이러한 주장을 지지하는 것으로 나타났다. Lee and Sohn(2005)은 기업의 지배구조가 우수한 기업들은 더욱 적극적으로 정보를 시장에 공시한다고 주장하였고, Chen and Jaggi(2000)와 Eng and Mak(2003)도 사외이사의 비율이 공시수준과 관련되어 있음을 보고하였다. 소유지배과리도는 지배주주의 현금흐름권에 해당되는 소유권 자체보다 지배주주의 사적혜택추구정도를 더욱 잘 나타낼 수 있는 적합한 변수라고 볼 수 있는데(Fan and Wong, 2002), 선행연구의 논리를 종합해 보면, 소유지배과리도가 증가할수록 정보공개수준이 감소하는 현상과 맥락을 같이 하여 경영자의 자발적 공시수준 및 예측정확성이 감소할 것이라는 예측이 가능하다.

그러나 반대 시각에서 살펴보면, 지배구조상의 문제가 있는 기업들이 시장의 투자자들을 안심시키기 위하여 오히려 더 열심히 노력할 유인 또한 존재한다(Wang 2006; Fan and Wong 2005; Lennox 2005). 즉, 소유지배과리도가 큰 기업들이 투자자들을 안심시키기 위하여 더 많은 정보를 공개하려는 유인이 있을 수 있다는 예측 또한 가능하다. 장기적 관점에서 기업의 가치를 증진시키기 위한 목적을 가진 지배주주라면 자본비용을 감소시켜 자본조달을 용이하게 하기 위한 목적 등으로 자발적 공시유인이 증가할 수도 있다. 기업가치를 증진시키기 위하여 자발적 공시유인이 증가하는 경우, 소유지배과리도가 큰 기업의 지배주주는 예측오차를 줄이기 위하여 가능한 범위 내에서 수월한 방법을 동원할 가능성이 있다.

한편, 경영자의 예측공시 후 이익조정형태를 살펴본 선행연구에서 재량발생액이 경영자 예측오차에 영향을 미치는 것으로 나타났는데(김효진과 박민경, 2014), 소유지배과리도가 이익조정의 형태에 영향을 미친다는 선행연구의 근거에 따르자면, 소유지배과리도는 이익조정과 경영자예측오차간의 관련성에 영향을 미칠 것이라고 기대한다. 따라서 본 연구는 경영자

의 예측공시 후 소유지배피리도와 관련한 이익조정 형태에 초점을 두고, 그 구조적 관계가 경영자예측오차에 미치는 영향을 알아보고자 한다. 소유지배피리도가 높은 기업은 이익의 수월한 조정으로(Morck et al. 1998; Shleifer and Vishny 1997; Claessens et al. 2000; Faccio and Lang 2002; Kim and Yi 2006; 안홍복 2004; 김명인과 최종학 2008; 김경태 2008) 예측오차를 줄일 수 있어서 발생액과 예측오차 간의 유의한 설명력이 관찰될 것으로 기대된다. 그러나 이익조정의 억제에 의해 경영자 의도대로 이익조정을 하지 못한 기업은 재량발생액이 예측오차를 설명하지 못할 수 있다. 이러한 경우는 이익조정전의 기업성과인 영업현금흐름(Sloan 1996)과 예측오차간의 관련성이 상대적으로 더욱 설명력을 가질 수 있다. 따라서 본 연구는 선행연구들과 달리 소유지배피리도에 따라 재량발생액 및 영업현금흐름과 경영자예측오차가 갖는 차별적인 관련성을 회계학적 관점에서 살펴보고자 하였다.

본 연구는 기존의 경영자예측오차에 대한 연구의 범위를 확장함으로써 기업지배구조의 중요한 변수인 소유지배피리도와 경영자예측오차간의 직접적인 관련성을 실증적으로 검증하였다. 더 나아가서 소유지배피리도와 이익조정간의 관련성이 경영자 예측오차에 미치는 영향을 검증하였다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어서 제2장에서는 선행연구 검토와 제3장에서 연구가설을 설정한다. 제4장에서는 표본선정과정과 연구방법을 설명하고, 제5장에서는 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 결론 및 한계점을 서술한다.

II. 선행연구 검토

2. 1. 소유지배피리도와 이익조정

공정거래위원회는 매년 한국 대기업집단의 의결권과 소유권 비율에 대한 정보를 공시하고 있다. 의결권은 기업의 의사결정에 투표를 통해 참여할 수 있는 권리로서 전체 주식 중 어느 정도 비율의 주식을 직접 또는 간접적으로 통제할 수 있는지에 의해서 측정된다. 반면 소유권은 기업이 지급하는 전체 배당금 중 어느 정도를 지급받는지의 비율에 의해서 측정된다. 한국 기업의 경우처럼 피라미드형 지배구조 및 주식의 상호 교차소유 형태가 팽배한 경우 의결권과 소유권 사이에 괴리가 발생하게 되어, 의결권이 소유권보다 높아지는 현상이 나타나게 된다(김효진과 윤순석, 2010). 이 때 지배주주의 의결권과 소유권의 차이를 소유지배피리도(Wedge)라고 칭한다.

의결권과 소유권 사이의 차이가 커질수록 지배주주들은 자신의 사적혜택을 위하여 소액주주들의 권리를 무시하거나 관계회사와의 내부거래 등의 방법을 통하여 이익을 자신의 실질 지분율이 높은 다른 기업으로 이전하여 사적이익을 추구할 유인이 있다(Morck et al. 1998; Shleifer and Vishny 1997; Claessens et al. 2000; Faccio and Lang 2002). 한국의 경우 소액주주들에 대한 보호수준도 미흡하기 때문에 이러한 지배구조의 역효과가 매우 명확하게 나타날 수 있다(La Porta et al. 1998).

Kim and Yi(2006) 및 안홍복(2004)은 소유지배피리도와 기업의 이익조정 사이에 유의한 양(+)의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 이들은 소유지배피리도가 클수록 지배주주가 사적

혜택을 추구하기 위하여 이익조정을 수행할 유인이 높다고 주장하였다. 또한 김명인과 최중학(2008)은 소유지배과리도가 클수록 적극적으로 이익조정을 수행하여 지배주주의 이익을 부풀리려고 한다면 재무보고의 보수주의 정도가 감소한다고 주장한 바 있다. 김정태(2008)는 보수주의뿐만 아니라 이익조정, 이익반응계수, 자본비용 등에 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 이러한 연구들은 모두 소유지배과리도가 클수록 지배주주의 이익조정 유인이 증가한다는 것을 실증적으로 밝히고 있다.

소유지배과리도가 높은 기업은 이익조정 등으로 인해 회계투명성이 낮을 가능성이 있고 이들 기업의 지배주주는 회사와 관련된 정보를 적극적으로 공시할 유인이 감소할 수 있다(Claessens et al. 2000). 이익조정을 수행하는 지배주주는 이러한 이익조정의 수행과 그에 따른 부(wealth)의 이전(transfer)이 외부에 공개되는 것을 두려워할 수 있기 때문이다. 즉, 이러한 정보가 외부에 알려지지 않도록 기업의 정보공개 수준을 감소시킬 수 있다. 이와 관련하여 선우혜정 등(2010)은 소유지배과리도가 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측치에 포함된 오차와 편의가 증가하는 경향이 있다는 것을 발견한 바 있다. 즉, 소유지배과리도가 클수록 기업의 투명성이 저해된다는 전제하에 재무분석가들의 이익예측정확성이 저해된다는 것이다. 이상을 종합하면 소유지배과리도가 증가할수록 지배주주는 사적혜택을 추구할 가능성이 증가하는 반면, 시장은 예측치 공시시점에 낙관적인 예측에 반응하지만 예측정확성을 알 수 있는 실제치 보고시점에는 이미 예측오차에 대해 무관심할 수 있다(김효진과 박민경, 2014). 따라서 소유지배과리도가 높은 집단일수록 낙관적 예측에서 비롯된 경영자예측오차가 증가할 유인이 존재한다는 것을 알 수 있다.

그러나 반대로 Wang(2006)은 기업집단에 속한 기업일수록 이익의 질이 높아진다고 보고한 바 있다. 지배구조에 문제가 있다고 판단된 기업들은 투자자들에게 그들의 지배구조적 약점을 숨기고 안심시키기 위하여 오히려 더 적극적으로 행동할 유인이 있으므로 공시수준을 높일 가능성 또한 존재한다. 그러나 소유지배과리도가 높은 기업의 낮은 예측오차는 보고이익의 조정에 의해 나타날 수 있는 결과라는 것을 간과해서는 안 된다(김효진과 박민경, 2014). 따라서 소유지배과리도와 공시수준 및 예측오차와의 관련성은 실증분석을 통해 검증해봐야 할 연구주제라고 할 수 있다.

2. 2. 경영자 예측오차

공정공시를 통한 경영자 예측오차에 관한 연구는 일반적으로 경영자 예측정보의 예측오차를 랜덤워크(random walk) 모형으로 추정된 예측정보나 재무분석가 예측정보의 예측오차와 비교하는 것으로 이루어져왔다. 초기의 연구결과는 일관성이 다소 낮은 모습을 보였으나 연구가 거듭될수록 경영자의 예측정보가 타 예측치에 비해 예측오차가 낮은 것으로 보고되고 있다.

초기연구로서 Basi et al.(1976)와 Ruland(1979)는 경영자 예측오차와 재무분석가 예측오차 간에 유의한 차이가 없는 것으로 보고하였다. 또한 Jaggi(1980)는 경영자 예측치가 재무분석가 예측치보다 시간적 우위를 가질 경우에만 오차가 낮아진다는 결과를 제시하였다. 반면 후속연구로서 Waymire(1986)는 재무분석가 수(analyst following)가 작은 경우에는 재무분석가의 예측치 발표시점이 경영자 예측정보 발표시점보다 이전 또는 이후에 관계없이 경영자 예측치가 재무분석가 예측치보다 오차가 낮다는 것을 관찰하였으며, Hessel and

Jennings(1986)는 경영자의 예측정보가 재무분석가 예측정보보다 유의하게 정확하며 이러한 낮은 오차의 우위는 공시 시점 이후 약 9주정도 지속됨을 보인 바 있다.

국내 연구로서 정우성(1997)은 1993부터 1996년까지 일간경제신문을 통해 자발적으로 공시된 경영자의 이익예측치를 이용한 분석에서 경영자 예측은 랜덤워크 예측치보다는 정확하지만 재무분석가 예측치와는 유의한 차이가 없는 것으로 보고하였다. 반면, 손성규(1997)는 동일한 기간 중 기업설명회(IR)를 통해 공시된 경영자 예측치를 이용한 분석에서 경영자 예측치가 재무분석가 예측치보다 오차가 낮음을 제시하였으며, 최근의 공정공시 자료를 이용한 권수영 등(2009)은 경영자 이익예측치가 재무분석가 이익예측치에 비해 유의하게 정확하며, 특히 예측기간이 짧거나 보수적인 예측성향을 가질수록 낮은 오차의 우위가 높아진다는 결과를 보고하였다. 한편 권수영 등(2010)에서는 경영자 이익예측정보의 시장반응에 영향을 미치는 공시정보의 특성과 보고이익의 질적 속성을 파악하는 등 정보효과 분석의 범위를 확장한 바 있다.

경영자 예측오차에 영향을 미치는 요인을 분석한 연구로서 Baginski and Hassell(1997)은 이익의 불확실성을 통제하면 재무분석가 수가 많을수록, 기업규모가 작을수록 경영자 예측오차가 낮아진다는 결과를 보고하였다.

한편 예측오차를 회계학적 관점에서 분석한 연구로서 Jaggi and Sannella(1999)는 경영자 예측오차의 크기와 재량적인 회계변경으로 인한 이익의 변화 크기 간에 유의한 음(-)의 상관관계를 보고하면서, 경영자가 그들이 발표한 이익예측치의 오차를 낮추기 위하여 재량적인 회계변경을 활용함을 제시하였다. 이와 유사하게 Kasznik(1999)은 경영자의 이익예측치보다 이익이 낮을 것으로 예상되는 경우 이익을 상향조정하기 위하여 재량적 발생액을 늘리는 것을 관찰하였다. 하지만 Gong et al.(2009)은 보고이익의 특성으로부터 경영자 예측치의 예측오류가 유추될 수 있음을 지적하며, 그 예로 전기 발생액수준과 경영자 예측오차간에 양(+)의 상관관계가 있음을 제시하고 있다. 즉, 불확실한 영업환경 하에서 경영자는 사업전망에 대하여 완벽하게 예측할 수 없기 때문에 발생액이 상대적으로 높은 경우 경영자는 낙관적인 예측을 할 것이라고 예상하였다. 실증분석 결과, 이러한 관계는 영업환경의 불확실성이 높거나 발생액과 성장관련 활동의 관련성이 높은 산업에 속한 경우에 더 강하게 나타나는 것을 발견하였다. 따라서 발생액 수준이 높은 기업에서 발표된 예측정보일수록 영업실적의 불확실성이 높은 한편 경영자의 재량성이 개입될 여지가 높아 이익예측치에 대한 신뢰성은 낮게 평가될 수 있다고 해석할 수 있다.

한편 경영자의 자발적 공시가 자본시장에서의 정보비대칭을 완화시켜 자본시장의 효율성을 증대시킬 수 있는 정도는 자발적 공시의 신뢰성에 달려있다고 할 수 있는데, 김효진과 박민경(2014)의 실증분석결과를 살펴보면 첫째, 낙관적 예측성향을 가진 기업들의 재량발생액이 높아지는 것으로 나타났다. 즉, 재무분석가의 시장예측치에 비해 경영자예측치가 보수적인 기업보다 낙관적인 기업에서 재량발생액을 높여 예측오차를 줄이려고 하는 유인이 존재한다고 볼 수 있다. 둘째, 재량발생액이 높을수록 예측오차가 실증적으로 감소하는 것으로 나타났다. 즉 예측오차를 줄이기 위한 수단으로써의 이익조정 가능성을 알 수 있으며, 이익조정의 수월성에 따라 예측오차에 미치는 영향 또한 달라질 수 있음을 시사한다.

그러나 기업지배구조 및 소유지배피리도와 경영자예측오차간의 관련성을 살펴본 연구는 부족한 형편이다. 따라서 기존 선행연구들의 실증결과를 바탕으로 소유지배피리도와 이익조정 및 경영자예측오차간의 구조적관계에 초점을 두고, 본 연구는 소유지배피리도가 이익조

정과 경영자예측오차간의 관련성에 영향을 미치는가를 실증적으로 검증함으로써 소유지배과리도와 이익조정 및 경영자 예측오차¹³⁾에 관한 연구범위를 확장하고자 한다.

III. 가설설정

Hope and Thomas(2008)는 경영자가 자신의 위치를 굳건히 하여 지배구조를 장악하는 형태(empire building)를 보이는 기업의 경우 자발적 공시수준이 감소한다고 보고하였다. 또한 Chen et al.(2008)도 가족경영 기업의 경우 자발적으로 이익예측치를 공시하거나 컨퍼런스콜(conference call)을 통해 정보를 시장에 공시할 가능성이 감소한다고 보고하였다. Francis et al.(2005)은 소유지배과리가 있는 기업들의 경우 회계정보에 대한 신뢰성이 감소한다고 주장하였는데, 이러한 연구들은 공통적으로 지배구조에 문제가 있는 기업들이 그들의 약점을 외부에 알리는 것을 회피하려는 유인을 가지고 있기 때문에 상대적으로 내부정보를 덜 공개한다는 것을 보여주고 있다. Lee and Shon(2005)의 연구도 기업지배구조가 우수한 기업들이 투명성에 대한 관심이 높으며, 그 결과 더욱 적극적으로 시장에 정보를 노출한다고 보고하였다.

소유지배과리도는 일부 선행연구들에서 사용된 사외이사비율이나 감사위원회 도입여부 등과는 다른 측면에서 기업지배구조를 대용하는 변수라고 볼 수 있다. 소유지배과리도는 지배주주의 초과지배권을 의미함으로써 기업의 회계투명성에 영향을 미칠 수 있는 중요한 변수이므로 공시수준에 차이를 가져올 것이다. 즉, 지배주주의 사적혜택추구 형태가 시장에 의해 감시받는 것을 두려워하기 때문에 기업이 공시를 통해 시장에 알리는 정보의 양이나 질을 감소시킬 만한 유인이 충분하다고 볼 수 있다. 앞에서 언급한 Hope and Thomas(2008)의 주장과 맥락을 같이 하여 소유지배과리도가 높은 기업일수록 기업이 공개하는 정보의 양이나 질이 감소하여 자발적공시 성격이 강한 경영자예측치의 신뢰성은 감소할 수 있다. 또한 예측당시의 시장반응에 민감한 지배주주의 낙관적 예측성향(김효진과 박민경, 2014)에서 비롯되어 소유지배과리도가 높은 집단의 예측오차는 증가할 것이라는 추론이 가능하다.

이상의 선행연구들을 종합해보면 소유지배과리도가 높은 기업은 공시수준이 낮아지고(심호석과 최중서, 2011), 단기적인 시장반응만을 고려하여 낙관적 예측을 할 가능성이 높아지므로 이들 기업에서 공시한 예측치의 정보성은 낮아질 것이다. 즉, 소유지배과리도가 높을수록 경영자의 예측오차는 증가할 것이라고 예상할 수 있다. 그러나 다른 시각에서 살펴보면, 소유지배과리도가 높은 기업은 자신의 긍정적인 가치를 시장에 적극적으로 알리기 위해 공시수준을 의도적으로 높일 수도 있고, 또한 상대적으로 이익조정이 수월하므로(Kim and Yi 2006; 안홍복 2004; 김명인과 최중학 2008; 김정태 2008) 사후적인 예측오차가 줄어들 가능성 또한 존재한다. 이에 따라 본 연구에서는 소유지배과리도가 경영자예측오차에 미치는 어느 방향의 영향이 통계적으로 유의한가를 실증적으로 검증하기 위하여 다음과 같이 연구가설을 설정한다.

13) 경영자 예측정확성의 측정치로 주로 선행연구는 예측치와 실제치의 차이인 예측오차를 사용하고 있다. 본 연구는 예측정확성이라는 용어대신 예측오차라는 용어를 주로 사용하기로 한다.

가설 1: 소유지배과리도는 경영자예측오차에 영향을 미칠 것이다.

소유지배과리도가 증가할수록 지배주주는 사적혜택을 추구할 가능성이 증가하며 그 결과 기업의 투명성이 감소한다는 주장과 함께 반대로 기업집단에 속한 기업일수록 이익의 질이 높다는 보고도 존재한다(Wang 2006; 김효진과 윤순석 2010). 따라서 이에 대한 명확한 결론을 내리기가 곤란한 상황이기는 하지만 지배주주는 예측오차를 줄여 시장의 긍정적인 반응을 유도하고자 할 유인 역시 가질 것이다. 즉, 소유지배과리도가 높은 기업의 지배주주는 이익조정을 통해서라도 상대적으로 높은 상태의 예측오차를 줄이고자 할 것이다.

이익조정과 예측오차간의 관련성에 대한 선행연구 중 김효진과 박민경(2014)의 실증분석 결과를 살펴보면 재량발생액이 높을수록 예측오차가 개선되는 것처럼 보이는 것으로 나타났다. 또한 영업현금흐름이 높은 기업 역시 예측오차가 유의하게 낮아지는 것으로 나타나 이 두 변수가 예측오차와 갖는 구조적 관련성에 대해 살펴볼 필요가 있음을 시사한 바 있다.¹⁴⁾ 이와 관련하여 안윤영과 장진호(2006)는 재무분석가가 발생액 정보를 현금흐름정보와 구분할 수 있는지에 대하여 검증한 결과, 재무분석가는 발생액과 현금흐름을 구분하여 미래 이익예측치를 반영하고 있음을 발견한 바 있다. 즉, 보고이익에서의 현금흐름과 발생액의 정보가 정보이용자의 이익예측에 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다.

선행연구결과를 바탕으로 본 연구는 이들 회계 구성요소와 경영자 예측오차와의 관련성에 주목한다. 또한 선행연구들과 달리 경영자의 예측공시 후 소유지배과리도와 관련한 이익조정 형태에 초점을 두고, 그 구조적 관계가 예측오차에 미치는 영향을 알아보기 위한 가설을 설정하고, 소유지배과리도에 따른 재량발생액 및 영업현금흐름과 경영자예측오차 간의 추가적인 관련성을 실증적으로 검증하고자 한다. 소유지배과리도가 높은 기업은 이익을 수월하게 조정하여(Morck et al. 1998; Shleifer and Vishny 1997; Claessens et al. 2000; Faccio and Lang 2002; Kim and Yi 2006; 안홍복 2004; 김명인과 최종학 2008; 김정태 2008) 형식적인 예측오차를 줄일 수 있어서 재량발생액과 경영자 예측오차간의 더욱 유의한 설명력이 관찰될 것으로 기대된다. 그러나 소유지배과리도가 낮은 기업은 비지배주주의 이익조정 억제에 의해 경영자 의도대로 이익조정을 하지 못하여 발생액이 예측오차를 설명하지 못할 것이다. 이러한 경우는 객관적인 기업성과인 영업현금흐름(Sloan 1996)과 예측오차와의 관련성이 상대적으로 더 큰 설명력을 가질 것이라 예상한다. 따라서 본 연구는 경영자의 예측오차에 영향을 미치는 요인을 재량발생액과 영업현금흐름으로 구분하고, 소유지배과리도가 발생액 및 영업현금흐름과 예측오차간의 구조적관계에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

14) 미래이익의 예측시에 회계이익의 구성요소인 현금흐름과 발생액의 역할에 대한 중요성이 강조되어 왔으며(Dechow 1994; Barth et al. 2001), 이는 현금흐름과 발생액의 우월성 논란과도 연결된다. 발생액은 영업현금흐름에 비해 상대적으로 경영자의 재량권을 허용하고 있고, 경영자의 사적인 정보가 회계이익에 반영이 되기 때문에 미래이익예측에 있어 유용하다는 장점이 있다. 그러나 경영자에게 주어진 재량권으로 발생액을 기회주의적 이익조정수단으로 활용할 경우에 회계이익의 유용성은 저하될 수 있다(Warfield et al. 1995; Dechow 1994). 더불어 발생액은 회계선택이나 회계추정 또는 원가배분방법에 따라서 차이가 날 수 있으므로 투자자의 평가에 위험이 있다. 그러나 영업현금흐름은 객관적이며 근본적인 기업성과이므로 투자자들이 이를 평가하는데 위험이 적다고 할 수 있다(Sloan 1996).

가설 2: 소유지배과리도는 재량발생액 및 영업현금흐름과 경영자예측오차간의 관련성에 영향을 미칠 것이다.

IV. 표본선정 및 연구방법

4.1 표본선정

본 연구의 표본은 2003년부터 2010년 말까지 유가증권 상장법인이 공정공시를 통해 발표한 연간 영업실적 예측정보 중 영업이익 예측치를 포함하고 있는 예측정보와 소유지배과리도 자료가 수집가능한 표본으로 구성한다. 본 연구에서의 표본은 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업을 대상으로 다음과 같은 제조건을 만족시키는 기업을 선정하기로 한다.

- (1) 12월 31일이 결산일인 기업
- (2) 금융업에 속하지 않은 기업
- (3) 공정공시를 통해 영업이익 예측정보를 공시한 기업
- (4) 공정거래위원회의 소유지배과리도 정보가 이용가능한 기업
- (5) 키스밸류에서 재무자료가 이용가능한 기업

조건 (1)은 표본기업의 동질성을 유지하기 위한 것이고, 조건 (2)는 동일한 조건을 지닌 산업에 속한 표본들을 통한 비교분석을 위한 것이다. 이하 조건들은 연구모형에 필요한 자료를 확보하기 위한 것이다. 2003년부터 2010년까지의 표본기간 동안 공정공시를 한번이라도 한 상장기업은 700여개 기업이다. 이 중 당기순이익 자료는 충분하지 않으므로, 본 연구에서는 영업이익¹⁵⁾을 경영자예측치의 대용치(proxy)로 이용하기로 한다. 분석에 필요한 경영자 예측정보는 금융감독원의 DART를 통해 수집하였으며, 재무자료 등은 한국신용평가(주)의 KisValueII에서 추출하였다. 이와 같은 표본선정과정은 다음 <표 1>과 같으며, 최종 표본은 170개 기업-연도 자료이다.

<표 1> 표본선정 과정

항 목		공시·기업 수
2003년~2010년 공정공시를 한번이라도 실시한 기업		713
(제외)	영업이익예측치 자료가 이용불가능한 기업	(169)
	공정거래위원회의 소유지배과리도 정보가 이용불가능한 기업 ¹⁶⁾	(319)
	금융업 및 결측치 제외	(55)
분석대상 표본		170

15) 경영자 예측치와 실제보고이익과의 비교를 통해 경영자예측오차를 측정하니, 당기순이익 예측치가 더 적합할 것이나 당기순이익 예측치를 보고하는 기업의 수는 실증분석을 실행하기에 충분치 않아 영업이익 예측치를 분석에 사용하기로 한다. 또한 정보이용자 등이 가장 중시하는 성과지표가 영업이익임을 고려할 때(전성빈 등, 2013) 영업이익의 예측이 합리적으로 이루어지고 있는지에 대한 분석이 필요하다고 할 수 있다.

4.2. 주요 변수정의 및 측정

앞에서 설정한 가설을 검정하기 위한 변수로써 소유지배과리도와 예측오차, 재량발생액과 영업현금흐름 등을 주요변수로 사용할 것이다. 변수정의와 측정방법에 대해 좀 더 구체적으로 기술하면 다음과 같다.

4.2.1. 소유지배과리도의 측정

소유지배과리도 자료는 대규모기업집단 정보공개시스템(groupopni.ftc.go.kr)에서 수집한다.¹⁷⁾ 공정거래위원회는 대규모기업집단에 소속된 기업에 대하여 지배주주의 소유지배과리도 측정방법을 살펴보면, 동일인 즉 지배주주를 식별하고 지배주주가 계열기업에 대하여 가지는 소유권과 지배권(의결권)의 차이를 소유지배과리도(WEDGE)로 보고 있다.

이 때 소유권은 지배주주가 소유하고 있는 지분을 의미하므로 동시에 배당을 분배받을 수 있는 권리정도를 의미한다. 소유권은 지배주주 본인의 지분과 친족의 지분을 합산하여 산출한다. 지배권은 지배주주가 실질적으로 행사할 수 있는 의결권을 의미하며, 지배주주 본인의 지분율을 통하여 직접 행사하는 의결권과 타인의 지분 중 지배주주가 통제력을 가지고 있어 지배주주의 의지대로 동원할 수 있는 모든 의결권을 포괄한다. 즉, 지배권은 지배주주 및 친족의 직접지분과 계열기업지분, 임원지분, 비영리법인지분 등까지 합산하여 산출한다. 이를 도식화하면 다음과 같다.

$$\text{소유권(A)} = \text{동일인보유지분(a)} + \text{친족지분(b)},$$

$$\text{지배권(B)} = \text{동일인보유지분(a)} + \text{친족지분(b)} + \text{계열기업지분(c)} + \text{임원지분(d)} + \text{비영리법인지분(e)} - \text{상호주(g)}$$

소유지배과리도(WEDGE)는 지배주주가 소유권을 초과하여 지배권을 행사하는 정도를 의미하므로, 다음과 같이 지배권과 소유권의 차이를 의결권행사가능주식총수로 나누어 계산한다.

$$\text{소유지배과리도(WEDGE)} = \{\text{지배권(B)} - \text{소유권(A)}\} / \{\text{보통주발생주식총수(h)} - \text{자기주식(f)} - \text{상호주(g)}\}$$

4.2.2. 예측오차의 측정

본 연구의 첫 번째 주제는 소유지배과리도가 경영자예측오차에 유의한 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. 이를 위해 예측오차(|FE|: Forecast Error)는 다음과 같이 경영자예측치와 실제치간 차이의 절대값으로 정의한다.

$$\text{예측오차}(|FE|) = |\text{영업이익예측치} - \text{실제 영업이익}| / \text{전기말 시가총액}^{18)}$$

16) 가설을 검정하기 위하여 중요한 정보인 공정거래위원회의 소유지배과리도를 추출하는 과정에서 불가피하게 표본이 많이 줄어들었다.

17) 공정거래위원회의 공식적인 소유지배과리도 자료는 2005년부터 2008년까지만 가능하여, 그 외의 기간은 지배권과 소유권 자료를 추출하여 직접 구하였다.

18) 권수영 등(2012)의 연구에 의하면 경영자 이익예측오차를 경영자 영업이익예측치에서 실제영업이익을 차감

4.2.3. 재량발생액의 측정

이익조정 검증에 필요한 재량발생액의 추정을 위해서는 적절한 모형을 설정해야 한다. 선행연구에 따르면 수정존스모형(Dechow et al. 1995)이 일반적으로 적절한 재량발생액 추정모형이라고 한다. 본 연구에서는 수정존스모형의 기본구조를 따르되 기업규모의 역수 대신 상수항을 포함하는 모형을 사용한다.(김효진과 윤순석, 2010)¹⁹⁾

즉, 본 연구에서 재량발생액(Discretionary Accruals: DA)을 추정하기 위하여 사용하는 모형은 다음과 같다.²⁰⁾

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta CREV_t/A_{t-1} + \beta_2 PPE_{t-1}/A_{t-1} + \varepsilon_t$$

[변수정의]

TA (총발생액) : NI (당기순손익) - CFO (영업현금흐름),

CREV : 현금매출액,

PPE : 토지를 제외한 유형자산,

A : 총자산,

Δ : 변동부호.

통계적 추정의 강건성을 확보하기 위해서 재량발생액의 추정을 위한 기간은 연구기간(2003년-2010년)보다 4년 더 많은 1999년부터 2010년까지로 한다.²¹⁾ 이 과정에서 필요한 모든 재무변수들은 KIS-Value Library에서 추출한다. 가능한 한 충분한 관측치를 사용하기 위해서 이상치를 제거하는 대신 조정(winsorizing)한다.²²⁾ 재량발생액(DA)은 총발생액에서 산업별로 추정한 비재량발생액을 차감하여 구한다.

4.3. 실증분석 모형

하여 전연도말 시가총액으로 나누어 측정한다. 본 연구는 권수영 등(2012)과 같은 방법을 사용하여 예측오차를 정의하기로 한다.

19) 수정존스모형은 기업규모의 역수를 변수로 이용하면서 상수를 제거하고 있다. 기업규모의 역수는 의도적으로 포함된 것이 아니라 종속변수 및 상수를 포함한 설명변수를 기초총자산으로 표준화하는 과정에서 상수가 기초자산의 역수가 되고 그 결과 상수가 배제된 것이다. 그 결과, 회귀선이 원점을 통과하도록 함으로써 회귀선이 구조적 추정오류를 갖도록 되어 있다. 따라서 본 연구에서는 발생액과 직접 관련이 없는 기업규모의 역수를 제거하고 상수를 포함하였다. Kothari et al. (2005)도 상수항을 포함하지 않으면 수정존스모형이 오류를 갖게 된다고 지적하고 있다.

20) 발생액과 그 구성요소에 대한 정보는 현금흐름표에서 직접 구하여 측정오류를 배제하였다. 재량발생액(DA)은 총발생액(TA)에서 위의 변형수정존스모형에 의한 비재량발생액(Non-Discretionary Accruals: 추정발생액)을 차감하여 구하며 이를 수식으로 표현하면 $DA_t = TA_t/A_{t-1} - \{b_0 + b_1 \Delta CREV_t/A_{t-1} + b_2 PPE_{t-1}/A_{t-1}\}$ 이다. 여기에서 b 는 β 의 추정계수를 의미한다.

21) 증권시장별 및 산업별로 발생액을 추정하기 때문에 일부 산업의 경우 관측치가 적어서 추정통계량의 통계적 강건성이 약화되는 것을 방지하기 위하여 연구기간(2003년부터 2010년까지)보다 4년이 더 많은 1999년부터 2010년을 재량발생액 추정을 위한 기간으로 사용하기로 한다.

22) 조정(winsorizing)은 모든 재무변수에 대해서 상하 양극단의 0.5% 수준에서 하였다.

본 연구의 가설을 검정하기 위한 변수로써 앞에서 정의한 소유지배피리도와 재량발생액, 예측오차 등을 주요변수로 사용할 것이다. 소유지배피리도와 재량발생액 및 영업현금흐름과 예측오차와의 관련성을 검정하기 위하여 상관분석과 평균차이분석 및 회귀분석을 실시하며, 각 가설을 검정하기 위한 회귀분석(regression analysis)모형에 대해 좀 더 구체적으로 기술하면 다음과 같다.

(1) 소유지배피리도와 경영자예측오차간의 관계 검증모형

다음은 본 연구의 첫 번째 주제인 소유지배피리도가 경영자예측오차에 미치는 영향을 알아보기 위한 연구모형이다. 종속변수인 예측오차($|FE|$)는 앞의 정의와 같으며 설명변수의 추정계수가 유의한 음(-)의 값을 가지면 당해 변수가 경영자예측오차를 감소시킨다는 의미이다. 소유지배피리도에 따라 경영자예측오차가 증가한다는 논리가 실증적으로 지지된다면 소유지배피리도($WEDGE$)의 회귀계수(β_1)는 양(+)의 값을 보일 것이다.

한편 재량발생액과 영업현금흐름은 각각 다른 의미에서 경영자의 예측오차를 감소시킨다는 주장(김효진과 박민경, 2014)에 따라 이들의 영향을 통제하기 위하여, 각각 (모형 1-1)에서 재량발생액의 절대값($|DA|$), (모형 1-2)에서 영업현금흐름(CFO), (모형 1-3)에서 종속변수에 미치는 설명변수의 민감성통제를 위하여 두 변수 모두를 회귀모형에 설명변수로 삽입하여 분석을 실시한다.

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 WEDGE_{it} + \beta_2 |DA|_{it} + \beta_3 HORIZON_{it} + \beta_4 NITEM_{it} + \beta_5 PBR_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1-1})$$

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 WEDGE_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 HORIZON_{it} + \beta_4 NITEM_{it} + \beta_5 PBR_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1-2})$$

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 WEDGE_{it} + \beta_2 |DA|_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 HORIZON_{it} + \beta_5 NITEM_{it} + \beta_6 PBR_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \beta_9 VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1-3})$$

여기에서,

- $|FE|_{it}$: 기업 i의 t기 경영자 예측오차크기,
- $WEDGE_{it}$: 기업 i의 t기 지배주주의 소유지배피리도,
- $|DA|_{it}$: 기업 i의 t기 수정존스모형에 의한 재량발생액의 절대값²³⁾,
- CFO_{it} : 기업 i의 t기 영업현금흐름을 매출액으로 나눈값,
- $HORIZON_{it}$: 기업 i의 t기 예측기간(=실제치공시일-예측정보공시일)의 자연로그값,
- $NITEM_{it}$: 기업 i의 t기 경영자 예측정보에 포함된 항목 수,
- PBR_{it} : 기업 i의 t기 주가 대 장부가치비율,
- $SIZE_{it}$: 기업 i의 t기 총자산의 자연로그값,

23) 예측오차를 줄이기 위하여는 양의 이익조정과 음의 이익조정이 함께 이루어질 것이므로 재량발생액의 절대값을 변수로 사용한다.

LEV_{it} : 기업 i 의 t 기 총부채를 기초총자산으로 나눈 값,

VOL_{it} : 기업 i 의 t 기 일별주가변동성.

선행연구(권수영 등, 2010)를 토대로 종속변수인 예측오차에 영향을 미칠 것으로 기대되는 예측기간과 공시항목 수를 통제변수로 설정하였다. 예측기간($HORIZON$)은 예측시점으로부터 대상기간의 실제치 공시시점까지의 잔여일수에 로그를 취해서 구한다. 공시항목 수($NITEM$)는 예측정보에 포함된 예측대상항목의 수로 측정한다. 주가대장부가치비율(PBR)은 다른 통제변수들($SIZE$, LEV)과 함께 기업고유요인을 통제하기 위한 변수로서 예측년도 기초시점의 자기자본장부금액 대비 시가총액의 비율로 산정한다. 주가변동성(VOL)은 재무적 위험성이 예측오차에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수로서 일별주가변동성을 의미한다.

(2) 소유지배과리도가 이익조정과 예측오차간의 관계에 미치는 영향 검증모형

다음은 본 연구의 두 번째 주제인 소유지배과리도가 재량발생액과 경영자 예측오차간의 관련성에 미치는 영향을 알아보기 위한 연구모형이다. 소유지배과리도가 높아 이익조정이 수월한 집단이 발생액을 통하여 예측오차를 줄이려 한다면, 소유지배과리도가 높은 집단에서 재량발생액과 예측오차간의 추정계수가 유의한 값을 가질 것이라 기대된다. 반대로 소유지배과리도가 낮아 이익조정이 어렵고 예측오차에 대한 이익조정 유인이 없는 집단이라면 이익조정에 의한 설명력보다는 상대적으로 영업현금흐름과 예측오차간의 추정계수가 유의한 값을 가질 것이라 기대된다. 이러한 관련성을 알아보기 위하여 다음과 같이 재량발생액과 소유지배과리도간의 상호작용변수 및 영업현금흐름과 소유지배과리도간의 상호작용변수를 모형에 삽입하여 추가적인 설명력을 확인함으로써 가설 2를 검증하고자 한다.

$$\begin{aligned} |FE|_{it} = & \beta_0 + \beta_1 |DA|_{it} + \beta_2 highWEDGE_{it} + \beta_3 |DA|_{it} * highWEDGE_{it} + \beta_4 CFO_{it} \\ & + \beta_5 HORIZON_{it} + \beta_6 NITEM_{it} + \beta_7 PBR_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} VOL_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(모형2-1)

$$\begin{aligned} |FE|_{it} = & \beta_0 + \beta_1 |DA|_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 lowWEDGE_{it} + \beta_4 CFO_{it} * lowWEDGE_{it} \\ & + \beta_5 HORIZON_{it} + \beta_6 NITEM_{it} + \beta_7 PBR_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} VOL_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(모형2-2)

$$\begin{aligned} |FE|_{it} = & \beta_0 + \beta_1 |DA|_{it} + \beta_2 highWEDGE_{it} + \beta_3 DA_{it} * highWEDGE_{it} + \beta_4 CFO_{it} \\ & + \beta_5 lowWEDGE_{it} + \beta_6 CFO_{it} * lowWEDGE_{it} + \beta_7 HORIZON_{it} + \beta_8 NITEM_{it} + \beta_9 PBR_{it} \\ & + \beta_{10} SIZE_{it} + \beta_{11} LEV_{it} + \beta_{12} VOL_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(모형2-3)

여기에서,

$highWEDGE_{it}$: 기업 i 의 t 기 소유지배과리도가 상위 25%이내이면 1 아니면 0인 더미변

수²⁴⁾,

$lowWEDGE_{it}$: 기업 i 의 t 기 소유지배피리도가 하위 25%이내이면 1 아니면 0인 더미변수.

(모형 2-1)의 $|DA| * highWEDGE$ 는 재량발생액과 소유지배피리도 상위 25%이내 여부의 상호작용변수로서 소유지배피리도가 낮은 기업과 비교하여 높은 기업의 경우 재량발생액 ($|DA|$)과 예측오차 ($|FE|$) 사이의 관련성이 얼마나 변화하는가를 보인다. 따라서 $|DA| * highWEDGE$ 의 회귀계수(β_3)가 유의한 음(-)의 값을 보인다면 소유지배피리도가 높은 기업의 지배주주는 재량발생액을 이용하여 추가적으로 예측오차를 감소시키려 한다는 의미로써, 소유지배피리도가 재량발생액과 예측오차간의 관련성에 영향을 미칠 것이라는 가설2를 지지한다고 볼 수 있다.

이익조정이 상대적으로 수월하지 않은 집단의 경영자예측오차에 대한 영향력 검증을 위하여 소유지배피리도가 낮은 기업 즉, 하위25% 이내의 기업을 대상으로 영업현금흐름과 예측오차와의 상대적인 관련성을 살펴보고자 한다. (모형 2-2)에서 $CFO * lowWEDGE$ 는 영업현금흐름과 소유지배피리도 하위 25%이내 여부의 상호작용변수로서 소유지배피리도가 높은 기업과 비교하여 낮은 기업의 경우 영업현금흐름과 예측오차 사이의 관련성이 얼마나 변화하는가를 보인다. 따라서 $CFO * lowWEDGE$ 의 회귀계수(β_4)가 유의한 음(-)의 값을 보인다면 소유지배피리도가 낮은 기업은 조정전 영업성과인 영업현금흐름과 예측오차와의 관련성이 상대적으로 높다는 것을 나타낸다.

(모형 2-3)은 종속변수에 미치는 설명변수에 의한 민감도 통제를 위하여 재량발생액과 소유지배피리도간 상호변수 ($|DA| * highWEDGE$) 및 영업현금흐름과 소유지배피리도간 상호변수($CFO * lowWEDGE$)를 모두 한 회귀분석에 포함한 상태의 연구모형이다.

V. 실증분석결과

(1) 기술통계량

<표 2>는 본 연구의 관심변수들의 기술통계량을 나타낸다. 분석결과에 의하면 예측오차 ($|FE|$)는 평균이 0.0738로 나타났으나 중앙값은 0.0179, 최대값은 1.0500에 달하는 것으로 나타났다. 지배주주의 소유권과 지배권의 차이를 나타내는 소유지배피리도($WEDGE$)의 경우 그 평균이 23.21%p로 나타나 실제로 소유권과 지배권의 상당한 차이가 존재한다는 것을 알 수 있으며, 최대값이 99%p를 초과함으로써 미미한 현금지출만으로 상호출자나 피라미드식 지배구조를 통해 전체 의결권의 대부분을 확보하고 있는 지배주주가 존재함을 확인할 수 있다. 재량발생액절대값 ($|DA|$)의 평균은 0.0484를 보였고 최대값은 0.1850을 나타내 재량발생액이 심각하게 높은 기업이 존재함을 보이고 있다. 매출액대비 영업현금흐름(CFO)의 평균은 0.0725를 보이고 있으며, -0.1804의 최소값과 0.3291의 최대값을 확인할 수 있다. 실

24) 소유지배피리도 기술통계량의 중위수 기준 즉, 50%이내이면 1인 더미변수를 부여하는 방법으로 회귀분석을 실시하였으나 25% 기준으로 더미변수를 부여하였을 때 통계적으로 더욱 유의한 회귀계수를 나타내는 것으로 확인되어 본문에는 25%기준에 의한 모형만 소개하기로 한다.

제치 보고일과 예측치 보고일까지의 일수에 자연로그값을 취한 예측기간(*HORIZON*)의 경우 평균이 5.1036으로 나타났고 그 중앙값은 5.7154를 보였으며, 최소값은 0.0000을 보임으로써 실제성과 보고일 하루 전에 경영자 예측치를 보고한 기업이 존재함을 알 수 있다. 경영자예측정보에 포함된 항목수(*NITEM*)는 평균적으로 3개 이상인 것으로 나타났으며 최대값은 4개 항목인 것을 확인할 수 있다.

주가대장부가치비율(*PBR*)의 경우 그 값이 약 3.6578에 달하는 기업이 존재하지만 전체 표본의 평균이 1미만으로 나타나 대체로 장부가에 비해 시장가격이 낮게 평가되고 있는 현상을 확인할 수 있다. 총자산에 로그를 취한 기업규모(*SIZE*)는 평균이 28.5015으로 나타났으며 중앙값(28.5372) 또한 평균과 비슷한 수치를 보였다. 표본 기업들의 부채비율(*LEV*)수준은 0.5677로 나타나 총자산 대비 부채비율이 50%를 상회하고 있는 현상을 관찰할 수 있으며, 최대값의 경우 1을 초과하는 것으로 나타나 조정(winsorizing) 후에도 기초총자산보다 부채값이 더 높은 기업이 존재함을 확인할 수 있다. 일별 주가변동성(*VOL*)의 평균은 44.2714로 나타나고 있다.

<표 2> 기술통계

Variables	Mean	Std. Dev.	Min.	Median	Max.
<i>FE</i>	0.0738	0.1794	0.0001	0.0179	1.0500
<i>WEDGE</i>	23.2111	21.1404	0.0000	21.4650	99.1700
<i>DA</i>	0.0484	0.0438	0.0001	0.0344	0.1850
<i>CFO</i>	0.0725	0.0819	-0.1804	0.0713	0.3291
<i>HORIZON</i>	5.1036	1.2951	0.0000	5.7154	5.9459
<i>NITEM</i>	3.0941	1.0392	1.0000	3.0000	4.0000
<i>PBR</i>	0.9053	0.5965	0.1387	0.8172	3.6578
<i>SIZE</i>	28.5015	1.3239	24.2807	28.5372	31.7072
<i>LEV</i>	0.5677	0.1935	0.1127	0.5865	1.0905
<i>VOL</i>	44.2714	13.1033	20.0000	43.1453	79.8000

변수정의: | *FE* | : 경영자 예측오차크기, *WEDGE*: 지배주주의 소유지배피리도, | *DA* | : 재량발생액의 절대값, *CFO* : 영업현금흐름(영업현금흐름/매출액), *HORIZON* : 예측기간(실제치공시일-예측정보공시일)의 자연로그값, *NITEM*: 경영자 예측정보에 포함된 항목 수, *PBR* : 주가 대 장부가치 비율, *SIZE* : 총자산의 자연로그값, *LEV* : 부채비율(부채/총자산), *VOL* : 일별주가변동성.

(2) 상관관계분석결과

<표 3>은 관심변수들의 상관관계 분석결과를 나타낸다. 경영자예측오차(| *FE* |)는 소유지배피리도(*WEDGE*)와 강한 양(+)의 상관관계(상관계수: 0.325)를 가지고 있다는 것을 알 수 있다. 반면 예측오차(| *FE* |)는 재량발생액(| *DA* |)과의 상관계수가 -0.174로 음(-)의 상관관계를 나타냈고, 영업현금흐름(*CFO*)과의 상관관계 또한 -0.287로 강한 음(-)의 값을 보이고 있다. 소유지배피리도(*WEDGE*)는 영업현금흐름(*CFO*)과 음(-)의 유의한 상관관계를 보임으로써, 소유지배피리도와 재량발생액 및 영업현금흐름과의 상반된 상관관계를 확인할 수 있다. 또한 소유지배피리도(*WEDGE*)는 예측기간(*HORIZON*)과 주가대장부가치비율(*PBR*) 및 주가변동성(*VOL*)과 통계적으로 유의한 양(+)의 상관계수를 보이지만 예측항목수(*NITEM*) 및 기업규모(*SIZE*)와는 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 영업현금흐름(*CFO*)

의 경우 부채비율(*LEV*), 주가변동성(*VOL*)과는 강한 음(-)의 상관관계를 나타내지만 예측항목수(*NITEM*) 및 기업규모(*SIZE*)와는 양(+)의 상관관계를 가지는 것을 알 수 있다.

예측기간(*HORIZON*)의 경우 예측항목수(*NITEM*)와 음(-)의 상관관계를 가지는데 주가변동성(*VOL*)과 양(+)의 상관관계를 보임으로써 예측시점부터 실제치보고시점까지의 기간이 길어질수록 주가변동성이 높아질 가능성을 제시한다. 예측항목수(*NITEM*)는 기업규모(*SIZE*)와는 양(+)의 상관관계를 보이는 반면 예측오차($|FE|$) 및 주가변동성(*VOL*)과는 강한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 부채비율(*LEV*)과 주가대장부가치비율(*PBR*)은 음(-)의 상관관계수를 보임으로써 부채비율이 높을수록 시장가격이 장부가액보다 낮게 계상됨을 알 수 있고 주가변동성(*VOL*)과는 강한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다.

<표 3> 상관분석결과

Variables	$ FE $	<i>WEDGE</i>	$ DA $	<i>CFO</i>	<i>HORIZON</i>	<i>NITEM</i>	<i>PBR</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEV</i>	<i>VOL</i>
$ FE $	1									
<i>WEDGE</i>	0.325 ($<.0001$)	1								
$ DA $	-0.174 (0.023)	0.116 (0.131)	1							
<i>CFO</i>	-0.393 ($<.0001$)	-0.287 ($<.0001$)	0.060 (0.436)	1						
<i>HORIZON</i>	0.123 (0.109)	0.243 (0.001)	0.105 (0.172)	-0.136 (0.077)	1					
<i>NITEM</i>	-0.284 ($<.0001$)	-0.245 (0.001)	-0.073 (0.347)	0.198 (0.010)	-0.245 (0.001)	1				
<i>PBR</i>	0.012 (0.872)	0.154 (0.045)	0.166 (0.031)	-0.057 (0.462)	0.025 (0.749)	-0.152 (0.047)	1			
<i>SIZE</i>	-0.022 (0.779)	-0.321 ($<.0001$)	-0.092 (0.233)	0.139 (0.070)	-0.030 (0.696)	0.135 (0.078)	-0.067 (0.388)	1		
<i>LEV</i>	0.055 (0.479)	-0.036 (0.640)	-0.042 (0.587)	-0.365 ($<.0001$)	0.086 (0.266)	-0.097 (0.210)	-0.146 (0.058)	0.047 (0.544)	1	
<i>VOL</i>	0.397 ($<.0001$)	0.296 ($<.0001$)	-0.098 (0.205)	-0.371 ($<.0001$)	0.296 ($<.0001$)	-0.420 ($<.0001$)	0.071 (0.356)	-0.122 (0.112)	0.278 ($<.0001$)	1

1) 변수정의: $|FE|$: 경영자 예측오차크기, *WEDGE*: 지배주주의 소유지배과리도, $|DA|$: 재량발생액의 절대값, *CFO* : 영업현금흐름(영업현금흐름/매출액), *HORIZON* : 예측기간(실제치공시일-예측정보공시일)의 자연로그값, *NITEM*: 경영자 예측정보에 포함된 항목 수, *PBR* : 주가 대 장부가치 비율, *SIZE* : 총자산의 자연로그값, *LEV* : 부채비율(부채/총자산), *VOL* : 일별주가변동성.

2) 피어슨 상관관계수 아래 (괄호)안의 값은 p-value를 의미함.

(3) 평균차이분석결과

소유지배과리도의 크기에 따른 경영자 예측오차와 재량발생액 및 영업현금흐름의 차이²⁵⁾를 분석하기 위하여 평균차이분석(mean difference test)을 실시하였다.

소유지배과리도(*WEDGE*)가 높은 집단의 이익조정 유인이 낮은 집단에 비해 상대적으로

25) 회계구성요소 특성상, 발생액을 이용한 분석과의 비교목적성을 위해 소유지배과리도에 따른 영업현금흐름차이도 평균차이분석을 통해 살펴본다.

높다면 재량발생액(DA)의 값이 두 집단에서 유의한 차이를 보일 것이다. 즉, 소유지배과리도가 높은 집단의 재량발생액이 낮은 집단에 비해 높게 나타날 것이라고 예상한다. 반면 소유지배과리도가 낮은 집단의 영업현금흐름(CFO)이 상대적으로 양호하다면, 영업현금흐름은 소유지배과리도가 낮은 집단에서 더 높게 나타날 것이라고 예상한다. 한편, 소유지배과리도에 따른 집단은 상하위 50% 이내(Panel 1)와 상하위 25%이내(Panel 2)에 해당하는 기업을 기준으로 구분하였다.

실증분석결과는 <표 4>의 Panel 1(50%기준)과 Panel 2(25%기준)에서 보여주는 바와 같다. 소유지배과리도의 크기에 따라 두 그룹으로 나누어 평균차이분석을 실시한 결과, 소유지배과리도가 높은 집단의 경영자예측오차($|FE|$)가 소유지배과리도가 낮은 집단의 경영자예측오차에 비해 유의하게 높은 것으로 나타났다($t=2.5224, 2.2895$). 이를 통해 본 연구의 첫 번째 가설에서 살펴보고자 했던 소유지배과리도와 경영자예측오차와의 직접적인 관련성을 예상할 수 있다.

소유지배과리도가 높은 기업이 낮은 기업에 비해 재량발생액(DA)이 높은 것으로 나타나($t= 1.7509, 2.4298$), 소유지배과리도와 이익조정간의 관련성을 분석한 선행연구를 지지하는 결과를 보이기는 하나 재량발생액의 절대값($|DA|$)의 경우 유의한 차이를 보이지는 않는다.

반면 영업현금흐름(CFO)의 경우 소유지배과리도가 낮은 기업보다 높은 기업에서 유의하게 낮은 것으로 나타나($t = -3.8604, -4.2769$), <표 3>의 상관분석결과와 일관되게 소유지배과리도가 재량발생액과 영업현금흐름에 동시에 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.

<표 4> 소유지배과리도($WEDGE$)에 따른 예측오차, 재량발생액, 영업현금흐름 차이분석

Panel 1: 50% 기준				
변수	높은집단(n=85)	낮은집단(n=85)	t-ratio	p-value
$ FE $	0.1080	0.0396	2.5224	0.0133
DA	0.0290	0.0125	1.7509	0.0818
$ DA $	0.0531	0.0437	1.4060	0.1616
CFO	0.0492	0.0958	-3.8604	0.0002
Panel 2: 25% 기준				
변수	높은집단(n=42)	낮은집단(n=42)	t-ratio	p-value
$ FE $	0.1553	0.0470	2.2895	0.0269
DA	0.0392	0.0147	2.4298	0.0173
$ DA $	0.0544	0.0464	1.1115	0.2697
CFO	0.0293	0.0866	-4.2769	0.0001

변수정의: $|FE|$: 경영자 예측오차크기, DA : 재량발생액(변형수정존스모형에 의한 잔차항), $|DA|$: 재량발생액의 절대값, CFO : 영업현금흐름(영업현금흐름/매출액).

(4) 회귀분석결과

<표 5>는 소유지배과리도에 따라 경영자 예측오차가 달라지는지 알아보기 위한 회귀분석결과를 보여준다. 다른 변수들의 영향을 통제한 상태인 회귀분석결과(Panel 1~Panel 3)에

서도 소유지배과리도(*WEDGE*)가 높아질수록 경영자예측오차($|FE|$)는 증가하는 것으로 나타남으로써($t=3.552, 2.551, 2.783$) 본 연구의 가설 1을 지지하고 있다.

또한 Panel 1과 Panel 3의 분석결과에서 알 수 있듯이, 재량발생액의 절대값($|DA|$)이 높은 기업일수록 경영자예측오차의 크기($|FE|$)가 감소하는 것($t=-2.422, -2.214$)으로 나타났다. 즉, 경영자 예측오차를 줄이기 위하여 사후적으로 이익조정 유인이 있을 수 있다는 것을 의미한다(김효진과 박민경, 2014). 반면, Panel 2와 Panel 3의 분석결과에서는 기업의 영업현금흐름(*CFO*)이 높아질수록 경영자 예측오차의 크기가 감소하는 것으로 나타나($t=-3.911, -3.770$) 현금흐름 또한 경영자예측오차와 관련이 있음을 보임으로써 선행연구의 결과를 지지하고 있다.

<표 5> 소유지배과리도가 예측오차에 미치는 영향(N=170)

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 WEDGE_{it} + \beta_2 |DA|_{it} + \beta_3 HORIZON_{it} + \beta_4 NITEM_{it} + \beta_5 PBR_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1-1})$$

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 WEDGE_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 HORIZON_{it} + \beta_4 NITEM_{it} + \beta_5 PBR_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1-2})$$

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 WEDGE_{it} + \beta_2 |DA|_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 HORIZON_{it} + \beta_5 NITEM_{it} + \beta_6 PBR_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \beta_9 VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1-3})$$

변수	종속변수: $ FE $					
	Panel 1: (모형 1-1)		Panel 2: (모형 1-2)		Panel 3: (모형 1-3)	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	-0.372	-1.267	-0.370	-1.301	-0.302	-1.070
<i>WEDGE</i>	0.002	3.552 ***	0.002	2.551 **	0.002	2.783 ***
$ DA $	-0.701	-2.422 **			-0.618	-2.214 **
<i>CFO</i>			-0.660	-3.911 ***	-0.631	-3.770 ***
<i>HORIZON</i>	-0.005	-0.472	-0.007	-0.739	-0.005	-0.484
<i>NITEM</i>	-0.025	-1.901 *	-0.022	-1.713 *	-0.024	-1.892 *
<i>PBR</i>	-0.013	-0.587	-0.025	-1.218	-0.018	-0.870
<i>SIZE</i>	0.014	1.416	0.018	1.863 *	0.016	1.724 *
<i>LEV</i>	-0.038	-0.570	-0.134	-1.935 *	-0.125	-1.836 *
<i>VOL</i>	0.004	3.336 ***	0.003	3.128 ***	0.003	2.741 ***
<i>YEAR, IND</i>	포함					
수정 R^2	0.224		0.265		0.283	

1) 변수정의: $|FE|$: 경영자 예측오차크기, *WEDGE*: 지배주주의 소유지배과리도, $|DA|$: 재량발생액의 절대값, *CFO* : 영업현금흐름(영업현금흐름/매출액), *HORIZON* : 예측기간(실제치공시일-예측정보공시일)의 자연로그값, *NITEM*: 경영자 예측정보에 포함된 항목 수, *PBR* : 주가 대 장부가치 비율, *SIZE* : 총자산의 자연로그값, *LEV* : 부채비율(부채/총자산), *VOL* : 일별주가변동성.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 6>은 소유지배과리도가 재량발생액 및 영업현금흐름과 경영자 예측오차간의 관련성에 영향을 미치는지를 알아보기 위한 가설 2를 검정하기 위한 회귀분석결과이다. 즉, <표 4>의 평균차이분석결과와 <표 5>의 회귀분석결과를 토대로 재량발생액과 예측오차간의 관

련성 및 영업현금흐름과 예측오차간의 관련성을 설명하는 집단의 소유지배과리도가 각각 다른 형태를 보일 것이라 판단하여, 소유지배과리도(*WEDGE*)와의 상호작용변수를 사용하여 회귀분석을 실시한 결과를 나타내면 다음과 같다.

<표 6> 소유지배과리도에 따라 재량발생액 및 영업현금흐름이 예측오차에 미치는 영향(N=170)

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 |DA|_{it} + \beta_2 highWEDGE_{it} + \beta_3 |DA|_{it} * highWEDGE_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 HORIZON_{it} + \beta_6 NITEM_{it} + \beta_7 PBR_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 2-1})$$

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 |DA|_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 lowWEDGE_{it} + \beta_4 CFO_{it} * lowWEDGE_{it} + \beta_5 HORIZON_{it} + \beta_6 NITEM_{it} + \beta_7 PBR_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 2-2})$$

$$|FE|_{it} = \beta_0 + \beta_1 |DA|_{it} + \beta_2 highWEDGE_{it} + \beta_3 DA_{it} * highWEDGE_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 lowWEDGE_{it} + \beta_6 CFO_{it} * lowWEDGE_{it} + \beta_7 HORIZON_{it} + \beta_8 NITEM_{it} + \beta_9 PBR_{it} + \beta_{10} SIZE_{it} + \beta_{11} LEV_{it} + \beta_{12} VOL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 2-3})$$

	종속변수: $ FE $					
	Panel 1: (모형 2-1)		Panel 2: (모형 2-2)		Panel 3: (모형 2-3)	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	-0.098	-0.359	-0.135	-0.492	-0.142	-0.526
$ DA $	-0.169	-0.551	-0.566	-1.990 **	-0.111	-0.357
<i>highWEDGE</i>	0.142	3.446 *			0.148	3.443 *
$ DA * highWEDGE$	-1.793	-3.089 *			-1.917	-3.296 *
<i>CFO</i>	-0.662	-3.987 *	-0.630	-3.663 *	-0.537	-3.116 *
<i>lowWEDGE</i>			0.027	0.608	0.069	1.554
<i>CFO*lowWEDGE</i>			-0.878	-2.099 **	-1.054	-2.590 **
<i>HORIZON</i>	-0.004	-0.423	-0.008	-0.791	-0.010	-1.012
<i>NITEM</i>	-0.026	-2.065 **	-0.023	-1.817 *	-0.024	-1.906 *
<i>PBR</i>	-0.006	-0.293	-0.010	-0.473	0.000	-0.006
<i>SIZE</i>	0.010	1.074	0.012	1.314	0.012	1.280
<i>LEV</i>	-0.092	-1.336	-0.153	-2.251 **	-0.090	-1.329
<i>VOL</i>	0.002	1.941 *	0.003	3.168 *	0.002	1.992 **
<i>YEAR, IND</i>	포함					
수정 R ²	0.299		0.272		0.321	

1) 변수정의: $|FE|$: 경영자 예측오차크기, $|DA|$: 재량발생액의 절대값, *CFO* : 영업현금흐름

(영업현금흐름/매출액), *HORIZON* : 예측기간(실제치공시일-예측정보공시일)의 자연로그값, *NITEM*: 경영자 예측정보에 포함된 항목 수, *PBR* : 주가 대 장부가치 비율, *SIZE* : 총자산의 자연로그값, *LEV* : 부채비율(부채/총자산), *VOL* : 일별주가변동성, *highWEDGE* : 소유지배과리도가 상위 25%이내이면 1 아니면 0인 더미변수, *lowWEDGE* : 소유지배과리도가 하위 25%이내이면 1 아니면 0인 더미변수.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

<표 6>의 Panel 1과 Panel 3의 회귀분석결과에서 알 수 있듯이, 소유지배과리도 상위 25% 기업을 나타내는 더미변수(*highWEDGE*)의 경영자예측오차에 대한 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 보임으로써($t=3.446, 3.443$), 소유지배과리도가 높을수록 경영자예측오차가 높아지는 것으로 나타난 <표 5>의 회귀분석결과와 일관된다. 한편, 상호작용변수($|DA| * highWEDGE$)를 통제한 후에는 $|DA|$ 자체가 오차크기에 미치는 영향은 통계적 유의성을 잃은 것($t=-0.551$)으로 나타났다. 그러나 재량발생액과 소유지배과리도의 상호작용변수($|DA| * highWEDGE$)의 회귀계수에 의하면 소유지배과리도가 높은 기업의 경우 낮은 기업보다 $|DA|$ 가 오차크기에 미치는 음(-)의 영향이 통계적으로 강해진다($t=-3.089$)는 것을 알 수 있다. 즉, 지배주주와 소액주주간의 대리인문제가 보다 심각하다고 볼 수 있는 소유지배과리도 상위 25% 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 경영자예측오차가 높기는 하지만, 이익조정을 통해 사후적인 예측오차를 감소시키고 있다는 실증결과를 보여주고 있다.

<표 6>의 Panel 2에서는 Panel 1과 다르게 영업현금흐름과 소유지배과리도의 상호작용변수($CFO * lowWEDGE$)를 통제한 후에도 영업현금흐름(*CFO*) 자체가 오차크기에 미치는 영향은 여전히 통계적으로 유의하다($t=-3.663$). 또한 영업현금흐름과 소유지배과리도의 상호작용변수($CFO * lowWEDGE$)의 분석결과에서 나타나듯이, 소유지배과리도가 높은 기업에 비해 상대적으로 낮은 기업의 경우에 영업현금흐름(*CFO*)이 오차크기에 미치는 음(-)의 영향이 통계적으로 유의하다($t=-2.099$)는 것을 알 수 있다. 즉, 지배주주와 소액주주간의 대리인문제가 상대적으로 안전하다고 볼 수 있는 소유지배과리도 하위 25% 기업은²⁶⁾ 그렇지 않은 기업에 비해 상대적으로 영업현금흐름이 예측오차를 더 감소시키고 있다는 실증결과를 보임으로써, 소유지배과리도에 따라 재량발생액과 영업현금흐름이 경영자예측오차에 차별적인 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 가설 2를 지지하고 있다.

설명변수들의 종속변수에 대한 민감성 통제를 위해 모든 관심변수들을 한 회귀모형에 포함한 (모형 2-3)의 경우, 소유지배과리도와 재량발생액간의 상호작용변수($|DA| * highWEDGE$) 및 소유지배과리도와 영업현금흐름간의 상호작용변수($CFO * lowWEDGE$)가 경영자 예측오차에 미치는 추가적인 설명력은 통계적인 유의도가 각각 더욱 강해진다는 것을 확인할 수 있다($t=-3.296, -2.590$).

26) 실증결과에 표로 제시하지 않았으나 소유지배과리도 50%기준으로 상하위집단으로 구분하여 상호작용변수를 이용한 회귀분석을 실시하였을 때도 상하위 25% 기준으로 구분하였을 때와 일관된 결과를 보였다.

VI. 결론

기존의 경영자예측정보에 대한 연구가 주로 예측정보의 정확성 또는 예측공시시점의 시장반응 등에 대해 관심을 가진 반면, 본 연구에서는 중요한 기업지배구조 변수인 소유지배괴리도가 경영자예측오차에 미치는 영향을 검증하고자 하였다. 더 나아가서 예측수준을 달성하기 위한 수단으로서의 소유지배괴리도에 따른 재량발생액에 초점을 맞추고, 소유지배괴리도가 이익조정과 예측오차간의 구조적 관련성에 영향을 미칠 수 있는지 실증적으로 확인하고자 하였다.

선행연구의 실증분석결과에서는 소유지배괴리도가 높은 기업은 대체로 재량발생액이 높은 것으로 나타났다(Morck et al. 1998; Shleifer and Vishny 1997; Claessens et al. 2000; Faccio and Lang 2002; Kim and Yi 2006; 안홍복 2004; 김명인과 최종학 2008; 김정태 2008). 재량발생액이 높은 기업일수록 경영자 예측오차가 감소하는 것처럼 보이는 최근의 실증분석결과(김효진과 박민경, 2014)를 전제한다면, 소유지배괴리도는 재량발생액이 경영자 예측오차를 설명하는데 중요한 영향을 미칠 수 있는 기업지배구조 변수라는 판단이 가능하다. 즉, 소유지배괴리도가 높은 기업은 자발적 공시의 유인이 감소하여 경영자예측오차가 증가할 것이라는 예상이 가능하지만, 상대적으로 이익조정이 수월하여 재량발생액이 경영자 예측오차를 감소시키는 역할을 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 소유지배괴리도와 경영자 예측오차간의 직접적인 관련성 및 소유지배괴리도와 재량발생액 및 경영자예측오차간의 구조적 관련성에 대한 가설을 설정하고 순차적으로 실증분석을 실시하였다.

분석결과를 살펴보면 우선 소유지배괴리도가 높을수록 경영자예측오차가 증가하는 것으로 나타났다. 더 나아가 소유지배괴리도에 따라 재량발생액 및 영업현금흐름이 예측오차를 설명하는 설명력에 차이가 있다는 것을 알 수 있었다. 즉 소유지배괴리도와 재량발생액 및 영업현금흐름과의 상호작용변수를 사용하여 회귀분석을 실시한 결과, 소유지배괴리도가 높은 기업들은 이익조정을 통해 예측오차를 줄이려고 하는 유인이 높은 반면, 소유지배괴리도가 낮아 상대적으로 이익조정이 수월하지 않은 기업들은 영업현금흐름이 예측오차를 줄이는 효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

본 연구는 우리나라의 기업지배구조 특성을 고려할 때 중요한 변수인 소유지배괴리도와 경영자예측오차간의 직접적인 관련성을 실증적으로 검증하였다. 더 나아가서 소유지배괴리도가 재량발생액 및 영업현금흐름과 경영자예측오차간의 관련성에 미치는 영향을 회계학적 관점에서 검증하였다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 주로 경영자 예측정확성을 단순히 예측치와 실제치간의 차이로 정의한 기존의 연구흐름에 소유지배괴리도와 재량발생액 및 영업현금흐름간의 구조적 관련성을 제시함으로써 새로운 연구방법론의 필요성을 검증하였다는 데 본 연구의 시사점이 있다고 본다.

"본 논문은 다른 학술지 또는 간행물에 게재되었거나 게재신청되지 않았음을 확인함"

The Impacts of the Wedge on the Association between Earnings Management and Management Forecast Errors

Abstract

This study examines the impacts of the Wedge on the association between earnings management and management forecast errors. Prior studies states that the shareholders with higher Wedge tend to more manage earnings compare to the shareholders with lower Wedge. Here, Wedge means the difference between voting rights and cash flow rights relatively. Futhermore, recent studies found that managers have the incentives of earnings management to decrease in the management forecast errors after management forecast disclosures. In perspective of these relation among Wedge, earnings management and management forecast errors, we can document that the companies with higher Wedge have the incentives to manage reported earnings in order to decrease the difference between the management forecasts and reported earnings.

We make comparisons of the management forecast errors between the higher Wedge group and the lower wedge groups, and investigate the impacts of the Wedge on the management forecast errors which are measured by the difference between the management forecasts and the reported earnings. Futhermore, we analyze what determines the management forecast errors in terms of the association between the Wedge and earnings managements.

We find some empirical results from the analysis to investigate the impacts of Wedge on the association between earnings management and the management forecast errors.

This study first could find out the statistical significance from the direct relation between the Wedge and management forecast errors. In other words, the management forecast errors are directly influenced by the Wedge.

However, the management forecast errors tend to be significantly decreased by the discretionary accruals for the higher Wedge firms than for the lower Wedge firms. This indicates that managers have the more incentives to manage earnings in order to be shorten the management forecast errors when the Wedge is relatively high. This suggests that we should check out the associations between the Wedge and managed earnings when we measure the management forecast errors, because we may say the accurate firms even though the firms have much more managed reported earnings with the Wedge.

Key words: Wedge, management forecast, forecast errors, earning management

참고문헌

- 권수영·이동현·황문호. 2009. 공정공시제도 도입 이후 경영자예측정보의 정확성. 회계학연구 (제34권 제1호): 107-141.
- 권수영·황문호·고영우. 2010. 경영자 이익예측정보의 시장반응과 그 결정요인. 경영학연구 (제39권 제4호): 995-1021.
- 김경태. 2008. 소유지배과리도 계층별 회계투명성에 관한 분석. 회계와감사연구 제48호: 73-108.
- 김명인·최종학. 2008. 지배권과 소유권의 차이로 측정된 기업지배구조와 기업의 보수주의 사이의 관계. 회계와감사연구 제47호: 181-210.
- 김효진·박민경. 2014. 경영자의 예측공시 후 이익조정형태와 시장반응. 회계정보연구 (제32권 제2호): 183-216.
- 김효진·윤순석. 2010. 소유지배과리도가 기업지배구조와 이익조정에 미치는 영향. 회계정보연구 제28권 제 2호: 1-32.
- 선우혜정·최종학·이병희. 2010. 지분율 과리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향. 회계학연구 (제35권 제2호): 1-34.
- 손성규, “경영자의 예측치와 재무분석가 예측치의 비교: IR에서의 예측을 중심으로”. 「회계학연구」 제22권 제3호, 1997, pp.107-129.
- 심호석·최종서. 2011. 애널리스트 이익예측치 충족: 이익조정과 기대치조정. 회계저널 (제20권 제4호): 91-121.
- 안윤영·장진호. 2006. 재무분석가의 활동과 이익의 질 간의 관계 및 기업가치에 미치는 영향. 대한경영학회지 (제19권 제3호): 933-959
- 안홍복. 2004. 지배주주의 지배-소유권 차이와 이익정보의 관련성 분석. 회계학연구 제29권 제4호: 117-154.
- 전성빈·이아영·김명인·김성혜·조은호. 2013. 공시정보와 사적정보에 대한 재무분석가의 인식과 이용행태. 회계저널 (제22권 제3호): 253-295.
- 정우성. 1997. 경영자 이익예측정보의 정확성과 시장기대이익 대응치로서의 적합성. 증권학회지(제21집):265-293.
- Baginski, S. and J. Hassell, “Determinants of Management Forecast Precision”. *The Accounting Review* 72(April), 1997, pp.303-312.
- Barth, M., D. Cram, and K. Nelson. 2001. Accruals and the Prediction of Future Cash Flows. *The Accounting Review* 76: 27-58.
- Basi, B., K. Carey, and R. Twark, “A comparison of the accuracy of corporate and security analysts’ forecasts of earnings”. *The Accounting Review* 51, 1976, pp.244-254.
- Chen, S., X. Chen, and Q. Cheng. 2008. Do Family Firms Provide More or Less Voluntary Disclosure? *Journal of Accounting Research* 46 (3): 499-536.
- Claessens, S., Djankov and L. Lang. (2000), “The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporation,” *Journal of Financial Economics* 58: 81-112.
- Dechow, P.M. 1994. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18: 3-42.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney. (1995), “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review* 70: 193-225.
- Eng, L., and Y. Mak. 2003. Corporate Governance and Voluntary Disclosure. *Journal of Accounting and Public Policy* 22(4): 325-345.
- Faccio, M. and L. H. Lang, “The Ultimate Ownership of Western European

- Corporations; *Journal of Financial Economics* Vol. 65, 2002, pp.365-395.
- Fan, P. H., and Wong, T. J. 2002. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics* 33: 401-425.
- Francis, J., Schipper, K., and Vincent, L. 2005. Earnings and Dividend informativeness when cash flow rights are separated from voting rights. *Journal of Accounting and Economics* 39: 329-360.
- Gong, G., L. Y. Li, and H. Xie, "The Association between Management Earnings Forecast Errors and Accruals". *The Accounting Review* 84(2), 2009, pp.497-530.
- Hessell, J. M. and R. Jennings. 1986. Relative forecast accuracy and the timing of earnings forecast announcements. *The Accounting Review* 61(1): 58-75.
- Hope, O. K., and W. B. Thomas. 2008. Managerial Empire Building and Firm Disclosure. *Journal of Accounting Research* 46 (3): 591-626.
- Jaggi, B., "Further Evidence on the Accuracy of Management Forecasts Vis-a-Vis Analysts' Forecasts". *The Accounting Review* 54(1), 1980, pp.96-101.
- Kasznik, R., "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management". *Journal of Accounting Research* 37(1), 1999, pp.57-81.
- Kothari, S., J. Andrew and E. Charles. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics*. 39 : 163-197.
- Kim, J-B., Yi. C. H., "Ownership Structure, Business Group Affiliation, Listing Status, and Earnings Management: Evidence from Korea", *Contemporary Accounting Research* 23, 2006, pp.427-464.
- Lee, J. H. and S. Sohn. 2005. An Empirical Analysis of the Relationship between Corporate Governance and Corporate Disclosure Practices in Korea. *Korean Accounting Review* 30(3): 33-69.
- Lennox, C., "Management Ownership and Audit Firm Size", *Contemporary Accounting Research* Vol. 22 No. 1, 2005, pp.205-227.
- Morck, R., A. Shleifer, and R.W. Vishny. 1988. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics* 20: 293-315.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1997). "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance* 52: 737-783.
- Sloan, R.G. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flow about Future Earnings. *The Accounting Review* 71(July): 289-316.
- Wang, D., "Founding Family Ownership and Earnings Quality", *Journal of Accounting Research* 44, 2006, pp.619-656.
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and L. L. Wild. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choice, and Informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20: 61-91.
- Waymire, G. 1986. Additional evidence on the accuracy of analyst forecasts before and after voluntary management earnings forecasts. *The Accounting Review* 61(1): 129-142.