

감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향

정현욱(제1저자)
 영남대학교 경영학부 시간강사
 (biglotos@yu.ac.kr)
 이현주(공동저자)
 영남대학교 경영학박사
 (hyunjulee0328@gmail.com)
 이강일(교신저자)
 영남대학교 경영학부 부교수
 (kilee@ynu.ac.kr)

본 연구는 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소할 것이라는 가설을 설정하고 다변량 회귀 분석을 이용하여 실증분석을 수행하였다. 본 연구의 가설은 (비정상)감사시간이 증가하게 되면 이익조정 감소, 계속감사 기간이 짧음으로 인해 나타나는 이익의 질 감소현상 완화, 감사품질 향상, 감리지적 가능성 감소 등으로 인해 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 높아지게 되어 재무분석가의 낙관적인 이익예측이 감소할 것이라는 기대에 근거하여 설정하였다.

2006-2011 기간 동안 금융업을 제외한 상장기업을 대상으로 실증분석을 수행한 결과, (비정상)감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사시간이 증가할수록 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 높아지고, 이러한 공적정보의 신뢰성 개선이 분석대상기업에 대한 사적정보 수요의 감소를 유발하여 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소할 수 있음을 시사한다.

재무분석가의 낙관적 이익예측편의가 감소한다는 것은 재무분석가의 사적정보에 대한 수요가 감소함을 의미함과 동시에 재무분석가는 자신의 분석대상기업에 독립적인 의견을 표명할 수 있다는 점을 시사할 수 있다. 또한 감사시간에 대한 기존 선행연구는 감사시간의 증가를 감사위험의 증가로 해석하는 연구와 감사시간의 증가가 감사품질과 회계정보의 신뢰성을 제고시키는 것으로 해석하는 연구로 나누어지고 있고 일관된 결과를 보이지 않고 있다. 본 연구의 결과는 감사시간의 증가가 회계정보의 신뢰성을 제고시키고 재무분석가의 사적정보 의존 유인을 감소시킨다는 추가적인 증거를 제공하는 공헌점이 있다고 판단된다.

주제어: 감사시간, 공적정보, 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의

1. 서론

본 연구는 2006년부터 2011년까지 기간 동안 금융업을 제외한 상장기업을 대상으로 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소할 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 감사시간은 피감사기업의 내부통제시스템에

대한 분석에 근거하여 파악된 감사위험에 따라 결정된다. 감사위험이 증가할 경우 감사시간이 늘어날 것이 기대된다. 광수근·박종일(2008)의 연구는 감사투입시간이 정상 수준보다 많은(적은) 기업일수록 3월말과 6월말의 재무분석가 이익예측오차(이익예측편의의 절대값)가 유의하게 더 높다(낮다)는 결과를 보고하고 있다. 연구자들은 감사위험이 증가하면 기업에 대한 불확실성이 증가하고 재무제표의 신뢰

성이 낮아져서 재무분석가의 이익예측치가 더 부정확해지는 것으로 연구의 결과를 해석하고 있다. 한편, 감사시간을 감사노력에 대한 대용치(proxy)로 간주하는 일련의 연구들은 (비정상)감사시간이 증가할수록 이익조정이 감소되고(권수영 외, 2006; 김상천, 2007; 박종일·전규안, 2008; Caramanis and Lennox, 2008), 경영자 예측정보의 편위가 감소되고(권수영·기은선, 2011), 계속감사기간이 짧음으로 인해 나타나는 이익의 질 감소현상을 완화시키고(권수영 외, 2012), 감사품질이 향상되고(박종일·최관, 2009), 감리지적 가능성이 낮아지는(마회영 외, 2012) 결과를 보인다고 보고하고 있다. 감사시간이 감사위험과 관련성이 높은 것으로 해석하는 연구는 감사시간이 이익예측오차를 증가시키는 것으로 보고하고 있고, (비정상)감사시간을 감사노력의 대용치로 간주하는 연구는 (비정상)감사시간이 증가할수록 위에 요약된 바와 같이 여러 가지 긍정적인 결과를 초래하는 것으로 보고하고 있어서 추가적인 연구의 필요가 있음을 시사하고 있다. 본 연구는 감사위험 및 감사노력의 대용치인 (비정상)감사시간이 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의에 어떤 영향을 미치는지 실증분석을 수행함으로써 감사시간과 관련된 선행연구에 추가적인 증거를 제시할 수 있을 것으로 기대된다.

재무분석가는 기업에 대한 정보를 자본시장에서 제공하는 매개자(intermediaries)의 역할을 수행함으로써, 시장참여자들이 기업을 이해하는데 도움을 주고 있다(Schipper, 1991; Bradshaw et al., 2001; 조중석·조문희, 2009). 이는 자본시장에서 재무분석가의 활동이 기업과 투자자 간의 정보비대칭 해소에 기여할 수 있음을 시사한다(Foster, 1986; Das et al., 1998; 최수영 외, 2012). 그러나 분석대상기업의 이익조정 수준이 높거나 이익의 질이

낮아 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 낮을 경우, 재무분석가는 경영진이 보유한 사적정보에 의존할 유인을 가지게 된다. 따라서 재무분석가는 사적정보에 대한 접근성을 높이기 위해 분석대상 기업 경영진의 호감을 살 필요가 있고, 경영진의 성향에 따라 재무분석가는 상이한 이익예측(낙관적인 이익예측 및 비관적인 이익예측)을 제시할 수 있다(Schipper, 1991; Das et al., 1998; Duru and Reeb, 2002; Breton et al., 2011; 정석우, 2003; 정석우 외, 2012). 하지만 공적정보(회계정보)의 신뢰성이 높을 경우 즉, 회계이익에 경영자의 기회주의적인 이익조정(노이즈)이 많이 포함되어 있지 않고 이익의 질이 높을 경우 재무분석가는 경영진과의 우호적인 관계유지를 위한 필요성이 낮아지기 때문에 재무분석가의 분석대상기업에 대한 낙관적인 이익예측은 감소하는 것으로 나타나고 있다.

재무분석가의 이익예측편의와 관련된 선행연구에서는 재무분석가의 이익예측편의에 영향을 미치는 요인으로 이익조정, 이익의 질, 재무분석가의 업무복잡성, 자율공시 등을 설명하고 있다(Bradshaw et al., 2001; 안운영 외, 2006; 임태균·정석우, 2006; 조현우·백원선, 2007; 손성규 외, 2008; 임태균 외, 2009; 조중석·조문희, 2009; 김지홍 외, 2010). 그러나 감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향을 실증분석한 연구는 없는 실정이다. 재무분석가의 경우 감사품질이 높은 회계이익을 신뢰성 있는 정보로 이용한다는 이현경 외(2010)의 연구를 고려해 볼 때, 감사시간이 감사 품질을 증가시키는 유인으로 작용하여 공적정보인 회계정보의 신뢰성을 제고시킬 경우 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소할 것으로 기대된다.

실증분석에서 재무분석가의 이익예측편의는 정석우(2003)와 정석우 외(2012)의 연구를 바탕으로

측정하였으며, 감사시간은 마회영 외(2012)와 박종일·박찬웅(2007)의 연구에 감사인의 특성을 나타내는 변수(산업별 전문화된 감사인, 계속감사기간, 감사인 규모(회계법인에 소속된 공인회계사의 수))를 추가하여 측정된 비정상감사시간을 사용하였다. 재무분석가의 이익예측편의(실제 보고된(reported) 주당순이익-재무분석가의 주당순이익 예측치)를 종속변수로 하고 비정상감사시간을 독립변수로 포함하는 다변량 회귀분석에서 선행연구가 제시한 통제변수의 영향을 반영한 후, 비정상감사시간의 회귀계수가 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사시간이 증가할수록 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 높아져 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소하고 있음을 시사한다.

재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소한다는 것은 재무분석가의 사적정보에 대한 수요가 감소함을 의미함과 동시에 재무분석가는 자신의 분석대상기업에 독립적인 의견을 표명할 수 있다는 점을 시사한다. 또한 감사시간에 대한 기존 선행연구는 감사시간의 증가를 감사위험의 증가로 해석하는 연구와 감사시간의 증가가 감사품질과 회계정보의 신뢰성을 제고시키는 것으로 해석하는 연구로 나누어지고 있고 일관된 결과를 보이지 않고 있다. 본 연구의 결과는 감사시간의 증가가 회계정보의 신뢰성을 제고시키고 재무분석가의 사적정보 의존 유인을 감소시킨다는 추가적인 증거를 제공하는 공헌점이 있다고 판단된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 선행연구를 검토하고, 연구가설을 제시하였다. III장에서는 연구방법론으로 연구모형과 변수측정 그리고 표본의 선정을 기술하였고, IV장에서는 실증분석 결

과를 제시하였다. 마지막으로 V장에서는 연구의 결과 및 시사점을 제시하였다.

II. 선행연구의 검토 및 가설 설정

2.1 재무분석가 이익예측편의에 대한 선행연구

재무분석가는 이익예측치를 추정하고 매수 혹은 매도 의견을 정함에 있어서 크게 두 가지 정보 원천에 의존하게 된다. 첫 번째 정보 원천은 접근성에 제한이 없는 공적정보(public information, 회계정보)이고 다른 하나는 분석 대상 회사 경영진이 보유하고 있는 사적정보(non-public information, private information)이다.¹⁾ Das et al.(1998)의 연구는 공적정보에 대한 의존만으로는 이익의 예측가능성(earnings predictability)이 낮은 기업에 대해서 사적정보의 접근성을 높이기 위해 재무분석가는 체계적으로 낙관적인 예측을 하는 경향이 있음을 보고하고 있다. 사적정보가 필요한 재무분석가는 경영진의 호감을 사고 사적정보에 대한 접근성을 높이기 위해 체계적으로 낙관적인 예측을 한다는 것이다(Francis and Philbrick, 1993). 또한 재무분석가들이 독자적인 분석보다 기업이 제공하는 정보에 과도하게 의존하는 경우에도 낙관적인 예측을 하는 경향이 있다. 한편 재무분석가가 소속된 기업이 기업분석과 영업을 모두 하는 경우, 재무분석가가 부정적인 이익예측을 하게 되면 해당기업의 주식이나 회사채 발행 건을 유치하지 못하는 영업상 불이익을 받을 수도 있고, 일부 기업은 부정적인 전망을 하는

1) 공적정보는 모든 경제주체들이 알고 있는 정보를 의미하고, 사적정보는 특정 경제주체만 알고 있는 정보를 의미한다(이영환, 1999, p.99).

재무분석가의 기업 방문을 막는 경우도 있다.²⁾

이익조정과 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 간의 관련성을 분석한 선행연구에서는 경영자의 이익조정이 증가할수록 재무분석가는 낙관적인 이익예측을 하는 것으로 보고하고 있다. 임태균·정석우(2006)는 회계이익에 포함되어 있는 경영자의 이익조정크기(대응재량발생의 절대값)가 커질수록 재무분석가는 낙관적인 이익예측치를 발표한다고 보고하였다. 그리고 조중석·조문희(2009)는 경영자의 기회주의적인 이익조정을 재량발생으로 측정하여 이익조정과 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 간의 관련성을 실증분석하였는데 분석결과에 따르면, 재무분석가의 이익예측치는 재량발생의 값이 커질수록 낙관적인 것으로 나타났다.³⁾ 이러한 점에서 이세용·노밖은(2011)은 회계이익에 잡음(noise)이 많이 포함되어 회계이익의 불확실성이 높아지게 되면, 재무분석가들은 미래이익을 낙관적으로 예측할 것으로 판단하여 실제이익조정(real earnings management) 수준과 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 간의 관련성을 실증분석하였다. 분석결과, 실제이익조정 수준이 증가할수록 재무분석가의 이익예측편의는 낙관적인 것으로 나타났다. 선우혜정 외(2010)는 지분율과리도⁴⁾가 증가할수록 지배주주의 사적이익 추구를 위한 기회주의적 이익조정이 증가하므로, 지분

율과리도가 높은 기업일수록 재무분석가는 낙관적인 이익예측치를 보고한다는 실증결과를 제시하였다. 이는 다른 한편으로, 경영자의 이익조정 수준이 낮고 회계이익에 노이즈가 많이 포함되어 있지 않을 경우 재무분석가는 경영자의 사적정보에 대한 필요성이 낮아져 분석대상기업에 낙관적 예측을 할 유인을 가지지 않게 된다.

이익의 질⁵⁾과 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 간의 관련성을 분석한 선행연구에서는 이익의 질이 낮을수록 재무분석가는 낙관적인 예측을 하는 경향이 있음을 보고하고 있다. 정석우·임태균(2005)은 이익의 질을 회계이익의 지속성으로 측정하였는데, 실증분석결과에 따르면 회계이익의 지속성이 높은 구간에 소속된 기업들보다 회계이익의 지속성이 낮은 구간에 소속된 기업들에 대해 재무분석가의 이익예측이 더 낙관적인 것으로 나타났다. 정석우 외(2012)는 경제적 환위험⁶⁾이 이익의 질을 결정하는데 중요한 요인인 이익의 변동성과 이익예측의 복잡성을 증가시키므로, 경제적 환위험이 높은 기업일수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 나타난다는 결과를 보고하였다. 손성규 외(2008)는 이익의 질이 낮은 기업일수록 강제공시에 비하여 상대적으로 규제가 약한 자율공시를 활용하여 기업에 대한 좋은 정보(good news)를 제공할 유인(Francis et

2) 매일경제 기사, '증권사 영터리 실적예측(도) 넘었다', 2013. 8. 9.

3) 이는 재무분석가의 경우 이익예측시 재량발생의 지속성(persistence)에 대한 특징을 제대로 이해하지 못하고 있음을 의미한다(Ahmed et al., 2005). 즉, 재무분석가는 높은 재량발생으로 인해 나타나게 되는 미래이익의 감소(발생액의 반전)를 인식하지 못하고 미래이익을 과대 예측하는 것으로 볼 수 있다(Bradshaw et al., 2001; 정성환·한승수, 2011).

4) 지분율과리도(또는 소유지배과리도)는 의결권이 배당권(소유권)을 초과하는 비율을 의미한다(선우혜정 외, 2010; 정현욱 외, 2013). 지분율과리도와 관련된 선행연구에 따르면, 지분율과리도가 높을수록 감사품질, 회계정보의 신뢰성 및 유용성이 저하되는 것으로 나타나고 있다(Fan and Wong, 2002; Haw et al., 2004; Francis et al., 2005; 안홍복 외, 2002; 박수근·최종학, 2009; 선우혜정 외, 2010).

5) 이익의 질의 개념은 이익의 지속성, 보수주의, 현금전환가능성, 이익의 변동성 그리고 이익의 예측가능성 등으로 나눌 수 있다(김문철·최관, 1999).

6) 환위험(foreign exchange risk or currency risk)은 예상하지 못한 환율변동이 초래하는 기업 보유 외화자산·부채의 기대현금흐름 변동이다(정석우 외, 2012).

al., 2008)이 높기 때문에, 자율공시수준이 높은 기업일수록 재무분석가는 낙관적인 이익예측치를 발표한다는 실증결과를 보고하였다. 이러한 관점에서 안윤영 외(2006)와 김지홍 외(2010)는 이익의 질이 높아질수록 재무분석가의 이익예측 어려움(difficulty)과 복잡성(complexity)은 낮아진다고 설명하였다. 이는 이익의 질이 높은 기업의 경우, 재무분석가는 분석대상기업의 경영진과 긴밀한 관계를 유지할 필요성이 낮아져 낙관적 예측을 제공할 유인을 가지지 않는다.

이익조정 수준 및 이익의 질과 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 간의 관련성에 대한 선행연구 결과는 Das et al.(1998)의 연구결과와 맥락을 같이 한다. 즉, 이익조정 수준이 높거나 이익의 질이 낮을 경우 회계정보에 대한 신뢰성이 낮아져 공적정보에 근거한 이익의 예측가능성은 낮아지고, 재무분석가는 경영진이 보유한 사적정보에 의존할 유인을 가지게 된다. 재무분석가는 사적정보에 대한 접근성을 높이기 위해 분석대상 기업 경영진의 호감을 살 필요가 있고, 이러한 유인이 낙관적 이익예측편의로 연결된다는 것이다.

하지만, Breton et al.(2011)은 경영진의 사적정보에 대한 접근성을 용이하게 하기 위해 재무분석가는 분석대상기업에 대해 비관적인 이익예측치(pessimistic forecasts)를 보고할 수 있다고 설명하고 있다. Breton et al.(2011)에 따르면, 경영자가 기업의 이익예측치를 초과달성(beating the forecasts) 하는데 관심이 있을 경우 재무분석가는 이러한 기업의 경영자와 우호적인 관계를 유지하기 위하여 비관적인 이익예측치를 발표한다고 설명하고 있다. 이러한 관점에서 이동현·유승원(2012)은 재무분석가의 경우 경영자의 이익예측정보를 예측수정에 적극적으로 반영한다고 보고하고 있다. 이는 재

무분석가의 이익예측치가 기업실적의 시장기대치로 자본시장에서 평가받을 경우, 일부 경영자는 시장기대치를 충족시키지 못함으로 인하여 나타나게 되는 여러 가지 문제들(주가하락 및 경영자의 평판 감소 등)을 감수하는 위험을 부담하게 되기 때문에 일부 경영자는 이러한 시장기대치를 낮추기 위해 재무분석가의 이익예측치를 비관적으로 유도한다는 것이다. 재무분석가는 시장기대치를 근소(marginal)하게 초과하는 것에 관심이 있는 기업의 경영자에게 비관적인 이익예측치를 보고함으로써 경영자와 긴밀한 관계를 유지하면서 사적정보의 접근성을 높일 수 있다는 것이다. 시장의 기대를 근소하게 초과달성하고자 하는 경영자는 재무분석가에게 시그널(ex. 경영자 이익예측정보)을 제공할 것으로 기대된다.

이상의 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 및 비관적인 이익예측편의와 관련된 선행연구를 종합해 보면, 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의 및 비관적인 이익예측편의는 다음 <그림 1>과 같이 공정정보(회계정보)에 대한 신뢰성에 따라 다르게 나타날 수 있다. 먼저 기업의 공시정보인 공적정보(회계정보)가 신뢰성이 낮을 경우 즉, 회계이익에 경영자의 기회주의적인 이익조정(노이즈)이 많이 포함되어 있고 이익의 질이 낮은 기업에 대해 재무분석가의 사적정보에 대한 수요는 증가할 수도 있고 감소할 수도 있다. 즉, 재무분석가의 사적정보에 대한 수요(경영진과의 우호적인 관계의 필요성)에 따라 낙관적인 이익예측을 할 수도 있고, 편의 없는 이익예측을 할 수도 있을 것으로 기대된다. 하지만, 이러한 재무분석가의 이익예측과 관련된 선택행위는 경영자의 시장기대치 초과달성 유인에 따라 달라질 수 있다. 즉, 경영자가 시장기대치 초과달성 유인을 가지면, 경영자는 재무분석가에게 비관적인 이익예측을 유도할 것으로 판단된다. 그러나 경영자가 시장기대

정보환경 (공적정보의 신뢰성)	재무분석가 유인 (예측치 공급자)		경영자 유인 (예측치 수요자)		
	사적정보 수요	선택행위	시장기대치 초과달성 유인		수용/유도 행위
낮음	· 사적정보 수요가 높다 → 경영진과 우호적인 관계 필요성 높음	낙관적 편의(bias) 유인 있음	시장기대치 초과달성 유인 있음	비관적 편의(bias) 유인 있음	비관적 예측 유도
			시장기대치 초과달성 유인 없음	편의(bias) 유인 없지만	낙관적 편의(bias) 수용
	· 사적정보 수요가 낮다 → 경영진과 우호적인 관계 필요성 낮음	편의(bias) 유인 없음 (정확하게)	시장기대치 초과달성 유인 있음	비관적 편의(bias) 유인 있음	비관적 예측 유도
			시장기대치 초과달성 유인 없음	편의(bias) 유인 없지만	재무분석가 예측 수용
높음	· 사적정보 수요가 낮다	편의(bias) 유인 없음 (정확하게)	시장기대치 초과달성 유인 있음	비관적 편의(bias) 유인 있음	비관적 예측 유도
			시장기대치 초과달성 유인 없음	편의(bias) 유인 없지만	재무분석가 예측 수용

Assumptions(전제): ① 낙관적 예측 → 주가에 긍정적 역할, 비관적 예측 → 주가에 부정적 역할
 ② outcome(예측치): a. 정확하게, b. 낙관적, c. 비관적
 ③ 일부 경영진은 재무분석가의 비관적 이익예측을 유도할 유인이 있음
 (예를 들면, 경영자예측정보를 공시하는 경우).

〈그림 1〉 이익예측과 관련된 재무분석가와 경영자의 유인

치 초과달성 유인을 가지지 않을 경우, 경영자는 재무분석가의 낙관적 혹은 정확한 이익예측을 수용할 것으로 기대된다.

이와 반대로, 공적정보(회계정보)의 신뢰성이 높을 경우 즉, 회계이익에 경영자의 기회주의적인 이익조정(노이즈)이 많이 포함되어 있지 않고 이익의 질이 높을 경우 재무분석가는 분석대상기업의 사적 정보에 의존할 필요가 없게 된다(Das et al., 1998; 안윤영 외, 2006; 김지홍 외, 2010). 따라서 재무분석가는 공적정보의 신뢰성이 높은 기업일수록 경

영진과의 우호적인 관계유지를 위한 필요성이 낮아지기 때문에, 재무분석가는 이러한 기업에 편의 없는 이익예측을 할 것으로 기대된다. 하지만, 예측치의 수요자인 경영자의 경우 시장기대치 초과달성 유인 여부는 재무분석가에게 비관적인 이익예측을 유도할 수도 있고, 정확한 이익예측을 수용할 수도 있을 것으로 판단된다(Breton et al., 2011; 이동현·유승원, 2012). 위의 논의를 요약하면 공시되는 정보인 공적정보에 대한 신뢰성의 높고 낮음은, 재무분석가 유인과 경영자 유인이라는 제약이 있기

는 하지만, 재무분석가의 이익예측편의에 중요한 영향을 미치는 요인인 것으로 판단되어 진다.

2.2 감사시간에 대한 선행연구 및 가설의 설정

O'Keefe et al.(1994)과 Bell et al.(2001)은 피감사기업의 감사위험이 높을수록 감사인의 감사시간이 증가하는 것으로 설명하고 있다. 다른 한편 감사시간과 관련된 선행연구는 감사시간을 감사노력(audit efforts)에 대한 대용치(proxy)⁷⁾로 설정하고 감사시간이 이익조정, 경영자의 이익예측, 이익의 질 그리고 감사품질에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증분석하고 있다.

감사시간이 이익조정에 미치는 영향을 다룬 연구는 다음과 같다. 박종일·전규안(2008)은 비정상감사시간⁸⁾과 이익조정 간의 관련성을 실증분석하였다. 분석결과, 비정상감사시간은 회계이익과 과세소득 간의 차이로 측정된 이익조정과 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 김상현(2007)은 박종일·전규안(2008)의 연구방법론과 달리 실제 투입한 감사시간을 측정하여, 감사시간(감사투입시간/자산총액)이 이익조정(회계이익과 과세소득 간의 차이)에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석결과, 박종일·전규안(2008)의 연구 결과와 일관되게 감사시간은 이익조정을 감소시키는 것으로 나타났다. 권수영 외(2006)는 구조방정식모형을 이용하여 비정상감사시간과 이익조정(수정재량발생) 간의 상관관계를 분석하였다. 분석결과, 비정상감사시간과 이익조정 간에는 음(-)의 상관관계가 존재하는 것으로

나타났다. Caramanis and Lennox(2008)는 그리스 기업을 대상으로 감사노력(감사시간)과 이익조정(비정상재량발생) 간의 관련성을 실증분석하였다. 분석결과, 감사시간이 낮아질수록 비정상재량발생은 증가하는 것으로 나타났다. 연구자들은 감사인의 감사노력(감사시간)이 낮을수록 경영자가 공격적으로 높은 이익을 보고하는 것으로 해석하였다.

권수영·기은선(2011)은 비정상감사시간이 증가할수록 경영자의 재량권을 제약하기 때문에, 경영자는 이익예측 발표시 과대 이익예측을 자제할 것으로 판단하여 실증분석하였다. 분석결과, 비정상감사시간이 증가할수록 경영자 예측정보의 편의는 감소하고 경영자 예측정보의 정확성은 높아지는 것으로 나타났다.

감사시간과 이익의 질 간의 관련성을 분석한 연구는 다음과 같다. 권수영 외(2012)는 감사시간이 증가하게 되면 경영자의 재량적인 회계보고 및 이익조정에 대한 증거를 보다 많이 수집할 수 있으므로, 감사인의 계속감사기간이 짧더라도 감사시간이 정상수준보다 높아질 경우 피감사회사의 이익의 질은 높아질 것으로 판단하여 실증분석하였다. 분석결과, 계속감사기간이 짧을 경우 피감사기업의 이익의 질은 감소하는 것으로 나타났으나, 감사시간이 정상수준보다 높아질 경우 계속감사기간이 짧음으로 인해 나타나는 이익의 질 감소현상은 완화되는 것으로 나타났다.

감사시간이 감사품질에 미치는 영향을 살펴본 연구로는 박종일·최관(2009)의 연구가 있는데, 연구자들은 재량발생으로 측정된 감사품질에 감사시간이

7) 최관(1999)과 박종일(2006)은 감사시간을 감사인의 노력에 대한 가장 대표적인 측정치(proxy)라고 설명하였다.

8) 비정상감사시간은 적정 감사시간을 초과하는 감사시간의 투입으로 정의할 수 있다(권수영 외, 2006; 권수영 외, 2012). 따라서 감사시간과 관련된 선행연구에서는 '비정상감사시간'을 '초과감사시간' 또는 '비정상적인 감사시간'으로 표현하기도 한다. 하지만 본 연구에서는 표현의 일관성을 위해 '비정상감사시간'으로 표현하였다.

어떠한 영향을 미치고 있는 지를 실증분석하였다. 분석결과, 비정상감사시간이 높은(상위 15%, 20% 그리고 30%) 구간에 소속된 기업의 경우, 비정상감사시간은 재량발생과 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 감사시간이 정상수준보다 과대 투입될 경우, 감사품질은 향상되는 것으로 해석할 수 있다. 같은 맥락에서 마희영 외(2012)는 감사시간과 감사품질 간에는 양(+)의 관련성이 존재하므로 비정상감사시간이 높은 기업일수록 감리직 가능성이 낮아진다고 보고하였다.

이상의 감사시간과 관련된 선행연구를 종합해보면, 감사위험이 높아질수록 감사시간이 증가하기 때문에 감사시간을 감사위험의 대용치로 보는 연구도 존재한다(O'Keefe et al., 1994; Bell et al., 2001; 광수근·박종일, 2008). 하지만, (비정상) 감사시간은 이익조정과 음(-)의 관련성을 가지고, 경영자 예측정보의 편의를 감소시키고, 이익의 질을 향상시키고, 감사품질과는 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타나고 있다(Caramanis and Lennox, 2008; 권수영, 외 2006; 김상현, 2007; 박종일·전규안, 2008; 박종일·최관, 2009; 권수영·기은선, 2011; 권수영 외, 2012). 피감사기업의 감사시간이 증가할수록 감사품질의 증가로 인하여 경영자의 기회주의적인 이익조정은 감소하고 피감사기업의 이익의 질은 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

재무분석가는 공시정보인 공적정보에 대한 신뢰성이 낮을 경우 사적정보에 대한 접근성을 높이기 위해 경영진의 상이한 유인에 따라 낙관적인 이익예측치를 보고할 수도 있고 비판적인 이익예측치를 보고할 수도 있다. 하지만, 재무분석가는 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 높아질 경우, 편의(bias)가 포함

된 예측을 제공할 유인을 가지지 않게 된다. 이는 재무분석가의 경우 감사품질이 높은 회계이익을 신뢰성 있는 정보로 이용한다는 이현경 외(2010)⁹⁾의 연구를 고려해 볼 때, 감사품질이 높아 회계정보의 신뢰성 및 이익의 질이 높은 기업일수록 회계정보의 정보효과가 높으므로(이세용, 2009) 재무분석가는 분석대상기업의 공적정보인 회계정보를 이용하더라도 이익예측을 용이하게 할 수 있음을 시사한다. 이러한 점에서 피감사기업의 감사시간이 증가하여 감사품질이 높아질 경우, 이러한 증가된 감사시간은 경영자의 이익조정을 감소시키고 피감사기업의 이익의 질을 증가시킬 것으로 기대되므로, 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측은 감소할 것으로 기대된다. 이러한 기대에 근거하여 본 연구에서는 다음과 같이 가설을 설정하였다.

가설: 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소할 것이다.

2.3 감사시간과 회계정보의 신뢰성 간의 평균차이분석

〈표 1〉은 감사시간이 높을 경우 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 증가하는 지를 평균차이분석을 통하여 분석한 결과이다. 본 논문은 감사시간이 증가할수록 이익조정이 감소하고 이익의 질이 개선되는 등 공적정보인 회계정보의 신뢰성이 제고된다는 기대에 근거하고 있다.

재무분석가와 관련된 선행연구에서는 이익의 질(재량발생, 회계이익의 지속성)과 경영자의 기회주의적 이익조정(성과대응재량발생, 재량발생)과 같은 변수를 회계정보의 신뢰성을 나타내는 지표로 측정

9) 이현경 외(2010)에 따르면, 재무분석가가 분석대상기업의 이익예측을 수행할 때, 감사품질이 높은 회계법인에게 감사를 받는 기업의 발생액과 현금흐름을 더 많이 반영한다고 설명하고 있다.

하고 있으며, 또한 감사시간과 관련된 연구에서도 이익의 질(성과대응 재량발생, 발생액의 질)과 경영자의 이익조정(재량발생)을 회계정보의 신뢰성에 대한 변수로 측정하고 있다. 따라서 본 연구에서는 재량발생의 절대값(|DA|)을 회계정보의 신뢰성으로 측정한 후, 비정상감사시간이 양(+의 값을 가질 때와 음(-)의 값을 가질 때 회계정보의 신뢰성이 어떠한 차이를 보이는지 분석하였다. 구체적으로 권수영 외(2006)는 비정상감사시간이 커질수록 이익조정(재량발생의 절대값)이 감소한다고 보고하였다. 따라서 비정상감사시간이 높을 경우 회계정보의 신뢰성은 개선될 것으로 기대되므로, 비정상감사시간이 양(+인 기업의 재량발생 절대값은 비정상감사시간이 음(-인 기업의 재량발생 절대값보다 낮을 것으로 판단된다.

〈표 1〉은 2005년부터 2010년까지 결산일이 12월 31일인 기업들 중 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인을 대상으로 본 연구의 감사시간 및 감사보수 결정모형에 필요한 재무자료를 구할 수 있는 3,148개(기업-년) 기업을 대상으로 평균차이분석을 실시한 결과이다. 〈표 1〉의 분석결과를 살펴보면, ABAH1이 양(+인 기업의 재량발생 절대값

평균은 0.0823으로 나타났고, ABAH1이 음(-인 기업의 재량발생 절대값 평균은 0.0919로 나타나 비정상감사시간이 양(+인 기업의 재량발생 절대값 평균이 유의($p < 5\%$)하게 낮은 것으로 나타났다. 그리고 ABAH2가 양(+인 기업의 재량발생 절대값 평균은 0.0824로 나타났고, ABAH2가 음(-인 기업의 재량발생 절대값 평균은 0.0916으로 나타나 비정상감사시간이 양(+인 기업의 재량발생 절대값 평균이 유의($p < 5\%$)하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 권수영 외(2006)와 일관된 결과로, 감사시간이 높을 경우 회계정보의 신뢰성을 개선시키는 역할을 수행하는 것으로 해석할 수 있다.

III. 연구방법론

3.1 연구모형

본 연구는 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소할 것이라는 가설을 검증하기 위하여 다음 식(1)과 같은 모형을 설정하였다.¹⁰⁾

〈표 1〉 비정상감사시간(ABAH)과 회계정보의 신뢰성(|DA|) 간의 평균차이분석

변수	감사시간	평균	표준편차	t-value
DA	ABAH1이 양(+인 기업	0.0823	0.0984	2.55**
	ABAH1이 음(-인 기업	0.0919	0.1172	
	ABAH2이 양(+인 기업	0.0824	0.1056	2.45**
	ABAH2이 음(-인 기업	0.0916	0.1098	

1) **는 5% 수준에서 유의함.

2) 변수의 정의: DA는 재량발생(재량발생은 Dechow et al.(1995)의 수정된 Jones모형으로 횡단면 회귀분석을 통해 추정함), ABAH1은 비정상감사시간1(식(3)의 잔차), ABAH2는 비정상감사시간2(식(5)의 잔차).

10) 감사시간과 감사보수는 TS-2000 데이터베이스에서 추출하였다.

$$\begin{aligned}
 SE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 AH_{i,t-1} + \beta_2 AF_{i,t-1} + \beta_3 BIG_{i,t} \\
 & + \beta_4 RPT_{i,t} + \beta_5 OWN_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} \\
 & + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 EXP_{i,t} \\
 & + \beta_{10} SM_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} BETA_{i,t} \\
 & + \beta_{13} MB_{i,t} + \beta_{14} MFA_{i,t} + \beta_{15} YD_{i,t} \\
 & + \beta_{16} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}
 \end{aligned}$$

YD : 연도더미
IND : 산업더미

SE_{i,t} : 재무분석가의 이익예측편의((실제 EPS-EPS 예측치)/ t-1기 증가)
 AH_{i,t-1} : 감사시간
 ABAH1_{i,t-1} : 비정상감사시간1(식(3)의 잔차)
 ABAH2_{i,t-1} : 비정상감사시간2(식(5)의 잔차)
 AF_{i,t-1} : 감사보수
 ABAF1_{i,t-1} : 비정상감사보수1(식(4)의 잔차)
 ABAF2_{i,t-1} : 비정상감사보수2(식(6)의 잔차)
 BIG_{i,t} : 대형회계법인(대형회계법인 이면 1, 아니면 0)
 RPT_{i,t} : 특수관계자거래 금액((특수관계자와의 매출+매입+기타수익+기타비용)/ t기 매출액)
 OWN_{i,t} : 대주주지분율(특수관계자 포함)
 LEV_{i,t} : 부채비율(t기 부채총액/ t기 자산총액)
 ROA_{i,t} : 총자산이익률(당기순이익/ t-1기 자산총액)
 SIZE_{i,t} : 기업규모(ln(t기 자산총액))
 EXP_{i,t} : 수출비율(t기 수출액/t기 매출액)
 SM_{i,t} : 이익평준화 지수
 VOL_{i,t} : 연간 일별 주식수익률의 표준편차
 BETA_{i,t} : 베타¹¹⁾
 MB_{i,t} : 시장-장부가치비율(t+1기 3월말 주주지분의 시장가치/t기 장부가치)
 MFA_{i,t} : 경영자의 이익예측정보 공시 여부¹²⁾

식(1)의 β_1 은 가설을 위한 검증계수이며, 가설과 일관된 결과를 위해서 β_1 은 유의한 양(+)의 값을 제시하여야 한다. 즉, β_1 이 유의한 양(+)의 값을 가지면, 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적 이익예측편의는 감소한다는 것을 나타낸다.

(비정상)감사시간 이외에 선행연구에 보고된 재무분석가의 이익예측에 영향을 줄 수 있는 요인을 통제하기 위하여 다음의 변수를 모형에 포함하였다. (비정상)감사보수(AF)는 감사인의 특징을 통제하기 위하여 모형에 포함하였다. 광수근·박종일(2008)은 감사보수의 경우 감사품질과 밀접한 관계가 있기 때문에, 감사보수가 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측정확성은 높아진다고 보고하였다. 하지만 권수영 외(2006), 박종일·전규안(2008) 그리고 박종일·최관(2009)은 감사보수의 증가로 인해 이익조정이 억제되지 않으며, 감사보수가 감사품질에 미치는 영향은 매우 제한적인 것으로 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 비정상감사보수의 기대부호를 예측할 수 없다. Behn et al.(2008)은 대형회계법인은 재무분석가의 이익예측에 영향을 미친다고 설명하였고, 고운성 외(2011)는 재무분석가의 경우 대형회계법인일수록 비관적인 이익예측치를 발표할 것으로 예상하였으나 실증분석에서는 대형회계법인일수록 재무분석가는 낙관적인 이익예측을 하는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 대형회계법인(BIG) 여부가 재무분석가의 이익예측에 미치는

11) 베타는 Fn-Guide의 DataGuide5 데이터베이스에서 제공하는 자료(beta, 60개월)를 사용하였다.

12) 본 연구에서 경영자의 이익예측정보 공시 여부(MFA)는 금융감독원 전자공시시스템(<http://dart.fss.or.kr/>), '영업실적 등에 대한 전망'을 통하여 자료를 수집하고 더미(dummy)변수로 측정하였다. 구체적으로 경영자의 이익예측정보(영업이익 예측치 또는 순이익 예측치)를 공시하는 기업이면 '1', 그렇지 않으면 '0'으로 측정하였다.

영향을 통제하기 위해 모형에 포함하였다.

고윤성 외(2011)는 특수관계자거래 금액이 커질수록 재무분석가는 낙관적인 이익예측편의를 가진다고 보고하였다. 따라서 이를 통제하기 위해 특수관계자거래 금액(RPT)을 모형에 포함하였으며, 특수관계자 거래금액과 재무분석가의 이익예측편의 간에는 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 선우혜정 외(2010)는 기업지배구조를 지분율피리도르 측정하여 기업지배구조와 재무분석가의 이익예측 간의 관련성을 분석하였다. 따라서 기업지배구조가 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향을 통제하기 위하여 본 연구에서는 대주주지분율(OWN)을 측정하여 모형에 포함하였다.¹³⁾ 대주주지분율과 재무분석가의 이익예측편의 간에는 음(-)의 관련성이 있을 것으로 기대된다.

부채비율(LEV)이 높은 기업일수록 경영자의 이익조정 유인이 증가할 것으로 판단하여 이를 통제하기 위해 부채비율(LEV)을 모형에 포함하였다(선우혜정 외, 2010; 고윤성 외, 2011). 부채비율은 재무분석가의 이익예측편의와 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 총자산이익률은 개별 기업의 수익성을 나타내는 변수로, 수익성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측이 용이할 것으로 판단하여 이를 통제하기 위해 총자산이익률(ROA)을 모형에 포함하였다(조중석·조문희, 2009; 김지홍 외, 2010; 선우혜정 외, 2010; 고윤성 외, 2011). 총자산이익률(ROA)은 재무분석가의 이익예측편의와 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. Bhushan(1989)은 기업의 규모가 클수록 이익예측치를 발표하는 재무분석가의 수가 증가한다고 설명하고 있다. 따라서

기업규모가 클수록 기업에 대한 정보가 시장에 많이 제공될 것으로 판단하여 이를 통제하기 위해 기업규모(SIZE)를 모형에 포함하였다(이운원·정우성, 1993; 최관, 1999; 정석우, 2003; 선우혜정 외, 2010; 고윤성 외, 2011). 기업규모(SIZE)는 재무분석가의 이익예측편의와 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 정석우 외(2012)는 매출에서 수출비중이 높은 기업일수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소한다고 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 이를 통제하기 위하여 수출비율(EXP)을 모형에 포함하였다. 양동훈 외(2007)는 순이익의 안정적인 시계열흐름은 미래현금흐름에 대한 불확실성을 감소시킨다고 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 순이익의 안정적인 시계열흐름을 이익유연화 지수(SM)로 측정하여 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향을 통제하였다. 구체적으로 이익평준화 지수(SM)가 높다는 것은 영업이익의 변동이 크다는 것을 의미하므로 재무분석가의 이익예측편의 간에는 음(-)의 관련성이 있을 것으로 기대된다.¹⁴⁾

기업의 정보불확실성(information uncertainty)이 커질수록 재무분석가의 이익예측편의는 높아지게 된다(선우혜정 외, 2010). 따라서 본 연구에서는 정보불확실성을 나타내는 변수로 일별 주식수익률의 표준편차(VOL)를 측정하여 모형에 포함하였다. 일별 주식수익률의 표준편차는 재무분석가의 이익예측편의와 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다(고윤성 외, 2011). 선우혜정 외(2010)는 기업의 위험은 재무분석가의 이익예측에 영향을 미친다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 개별 기업의 체계적인 위험을 나타내는 베타(BETA)를 측정하여

13) 대주주지분율(OWN)은 대주주 1인과 특수관계인 보통주식비율로 측정하였으며, 이에 대한

14) 이익평준화 지수(SM)는 영업이익의 변동($\sigma(OpInc)$, 5년)을 영업현금흐름의 변동($\sigma(CFO)$, 5년)으로 나누어 측정하였다(Leuz et al., 2003; 김영철·고종권, 2011).

모형에 포함하였다. 시장-장부가치비율(MB)은 베타(BETA)로 측정하지 못하는 위험을 통제하기 위하여 모형에 포함하였다(정성환·유승원, 2012). 따라서 시장-장부가치비율(MB)과 재무분석가의 이익예측편의 간에는 음(-)의 관련성이 있을 것으로 기대된다.

이동현·유승원(2012)은 재무분석가의 경우 경영자의 이익예측정보를 예측수정에 반영하고 있다고 보고하였다. 이러한 점에서 경영자의 이익예측정보는 재무분석가의 이익예측편의를 비관적으로 유도할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 경영자의 이익예측정보가 재무분석가의 비관적인 이익예측편의에 미치는 영향을 통제하기 위하여 경영자의 이익예측정보 공시 여부(MFA)를 모형에 포함하였다. 공적정보인 회계이익의 신뢰성이 낮은 기업을 분석하는 재무분석가의 경우 분석대상기업에 낙관적인 이익예측을 함으로써 경영진의 사적정보에 대한 접근성을 높일 수 있다. 하지만, 경영자의 입장에서 볼 때, 실적공시 이후 기업의 실제이익이 재무분석가의 낙관적인 이익예측치와 괴리가 존재할 경우 즉, 기업의 보고이익이 재무분석가의 이익예측치(시장기대치)보다 작을 경우 이러한 기업의 주가는 하락하고 경영자의 평판(명성)은 감소할 가능성이 높다. 따라서 일부 경영자는 기업의 이익예측정보를 공시하여 재무분석가의 낙관적인 이익예측을 감소시키려고 하는 유인을 가질 수 있다. 이러한 점에서 경영자의 이익예측정보 공시 여부(MFA)와 재무분석가의 이익예측편의 간에는 양(+)의 관련성이 있을 것으로 기대된다. 그리고 연도더미(YD)와 산업더미(IND)는 연도별 차이와 산업별 차이를 통제하기 위하여 모형에 포함하였다.

3.2 변수측정

3.2.1 재무분석가의 이익예측편의

본 연구에서는 감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 영향을 미치는 지를 검증하기 위하여 당해연도의 4월 1일과 6월 1일에 발표된 재무분석가의 주당순이익 예측치를 사용하여 재무분석가의 이익예측편의(SE)를 측정하였다(정석우, 2003; 정석우 외, 2012).

이익예측편의(SE)는 재무분석가의 이익예측 경향을 나타내는 변수로, 본 연구에서는 재무분석가의 이익예측편의(SE)를 아래 식(2)와 같이 기업이 실제 보고한 주당순이익 발표치와 재무분석가의 주당순이익 예측치 간의 차이로 측정하였다. 따라서 재무분석가의 이익예측치가 실제 보고된 이익발표치보다 낮을(높을) 경우에는 비관(낙관)적인 이익예측을 하는 것으로 해석할 수 있다.¹⁵⁾ 즉, 재무분석가의 낙관적 이익예측편의가 감소할 경우 이익예측편의(SE) 값은 증가할 것이고, 반대로 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 증가할 경우 이익예측편의(SE) 값은 감소할 것이다.

$$SE_t = \frac{EPS_t - FEPS_t}{P_{t-1}} \quad \text{식(2)}$$

SE_t : 재무분석가의 이익예측편의

EPS_t : 당해 연도에 실제 보고된(reported) 주당순이익

$FEPS_t$: 당해 연도의 4월 1일과 6월 1일에 발표된 재무분석가의 주당순이익 예측치

P_{t-1} : 직전 연도말 주가

15) 재무분석가의 주당순이익 예측치와 직전연도말 주가는 Fn-Guide의 DataGuide5 데이터베이스에서 추출하였다.

3.2.2 비정상감사시간 및 비정상감사보수

본 연구의 비정상감사시간 및 비정상감사보수는 마회영 외(2012)와 박종일·박찬웅(2007)의 감사시간 및 감사보수 결정모형을 이용하여 측정하였다. 하지만, 마회영 외(2012)와 박종일·박찬웅(2007)의 감사시간 및 감사보수 결정모형에서는 피감사기업의 특성(client characteristics)을 나타내는 변수들은 포함되어 있지만, 감사법인의 특성(auditor characteristics)을 나타내는 변수들이 포함되지 못한 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 마회영 외(2012)와 박종일·박찬웅(2007)의 감사시간 및 감사보수 결정모형에 감사법인의 특성을 나타내는 변수¹⁶⁾(산업별 전문화된 감사인(MS), 계속감사기간(TENURE) 그리고 감사인 규모(ASIZE))를 포함하여 비정상감사시간 및 비정상감사보수를 측정하였다. 아래 식(3)과 식(4)는 마회영 외(2012)의 감사시간 및 감사보수 결정모형에 감사법인의 특성을 나타내는 변수를 포함한 감사시간 및 감사보수 결정모형(확장모형)이고, 아래 식(5)와 식(6)은 박종일·박찬웅(2007)의 감사시간 및 감사보수 결정모형에 감사법인의 특성을 나타내는 변수를 포함한 감사시간 및 감사보수 결정모형(축소모형)이다.

구체적으로 본 연구의 비정상감사시간 및 비정상감사보수는 아래 식(3), 식(4), 식(5) 및 식(6)의 감사시간 및 감사보수 결정모형(확장모형과 축소모형)을 이용하여 구한 예측치(정상감사시간 및 정상감사보수)를 실제감사시간 및 실제감사보수에서 차

감하여 측정하였다. 비정상감사시간 및 비정상감사보수가 양(+)이나 음(-)의 값을 갖는다면 과대 또는 과소한 감사시간 및 감사보수를 의미한다.

$$\begin{aligned} LAH_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 CONFM_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} \\ & + \beta_4 INVREC_{i,t} + \beta_5 LIQUID_{i,t} + \beta_6 ISSUE_{i,t} \\ & + \beta_7 INCSALE_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} \\ & + \beta_9 OPINION_{i,t} + \beta_{10} PARTNER_{i,t} \\ & + \beta_{11} FIRST_{i,t} + \beta_{12} MS_{i,t} + \beta_{13} TENURE_{i,t} \\ & + \beta_{14} ASIZE_{i,t} + \beta_{15} YD_{i,t} + \beta_{16} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(3)}$$

$$\begin{aligned} LAF_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 CONFM_{i,t-1} \\ & + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 INVREC_{i,t-1} \\ & + \beta_5 LIQUID_{i,t-1} + \beta_6 ISSUE_{i,t-1} \\ & + \beta_7 INCSALE_{i,t-1} + \beta_8 LOSS_{i,t-1} \\ & + \beta_9 OPINION_{i,t-1} + \beta_{10} PARTNER_{i,t} \\ & + \beta_{11} FIRST_{i,t} + \beta_{12} MS_{i,t} + \beta_{13} TENURE_{i,t} \\ & + \beta_{14} ASIZE_{i,t} + \beta_{15} YD_{i,t} + \beta_{16} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(4)}$$

$$\begin{aligned} LAH_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 MS_{i,t} + \beta_3 TENURE_{i,t} \\ & + \beta_4 ASIZE_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(5)}$$

$$\begin{aligned} LAF_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 MS_{i,t} + \beta_3 TENURE_{i,t} \\ & + \beta_4 ASIZE_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(6)}$$

16) 산업별 전문화된 감사인(MS)은 정문종·이재맹(1996)의 방법론에 따라 회계법인의 산업별 시장점유율(감사인 i의 산업 j에 속한 피감사기업(고객)의 자산 합/산업 j에 속한 기업의 자산 합)로 측정된 후, 이 값이 20% 이상이면 산업 전문화된 감사인으로 간주한 박재환·박수근(2007)의 방법론에 따라 회계법인의 산업별 시장점유율이 20% 이상이면 1 아니면 0으로 측정하였다. 그리고 계속감사기간(TENURE)은 이명곤 외(2011)의 방법론에 따라 측정하였고, 감사인 규모(ASIZE)는 정문종·이재맹(2000)에 따라 회계법인에 소속된 공인회계사의 수로 측정하였다. 이때 회계법인에 소속된 공인회계사의 수는 금융감독원 홈페이지(<http://www.fss.or.kr>)에서 수집하였다.

LAH	: 실제감사시간(ln 감사시간(시간단위))
LAF	: 실제감사보수(ln 감사보수(원단위))
SIZE	: 피감사기업의 기업규모(ln(자산총액))
CONFM	: 연결자회사의 수(연결자회사 수의 자연로그)
LEV	: 부채비율(부채총액/자산총액)
INVREC	: 당좌비율((재고자산+매출채권)/자산총액)
LIQUID	: 유동비율(유동자산/유동부채)
ISSUE	: 외부자금조달활동((사채총계 + 주식발행 대금)/자산총액)
INCSALE	: 매출액성장률
LOSS	: 당기순손실여부(당기순손실이면 1, 아니 면 0)
OPINION	: 비적정 감사의견(감사의견이 비적정이면 1, 아니면 0)
PARTNER	: 외국 대형회계법인과의 제휴여부(외국 대 형회계법인과 제휴한 회계법인이면 1, 아 니면 0)
FIRST	: 초도감사여부(초도 감사인이면 1, 아니면 0)
MS	: 산업별 전문화된 감사인(시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면 0)
TENURE	: 계속감사기간(ln(피감사기업에 대한 동 일 감사인의 계속감사기간(연도)))
ASIZE	: 감사인규모(ln(회계법인에 소속된 공인 회계사 수))
YD	: 연도더미
IND	: 산업더미

3.3 표본의 선정

본 연구에서는 감사시간과 재무분석가의 이익예측 편의 간의 관련성을 분석하기 위해 2005년부터 2010년 기간 동안 비정상감사시간 및 비정상감사보수를 측정할 수 있는 기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 2006년부터 2011년까지 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인
- (2) 결산일이 12월 31일인 기업
- (3) 자본이 양(+)인 기업 및 감사의견이 적정인 기업
- (4) 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value와 TS-2000 데이터베이스에서 재무제표자료, 대주주지분율, 감사시간 및 감사보수 자료를 추출할 수 있는 기업
- (5) Fn-Guide의 DataGuide5 데이터베이스에서 재무분석가의 이익예측치 및 베타 자료를 추출할 수 있는 기업

본 연구의 연구기간은 2006년부터 2011년까지 6년간으로 하였다. 조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 일반 제조업이나 상품매대기업 등과 비교할 때 회계처리 절차나 자본구조 등이 크게 차이가 나기 때문이다. 조건 (2)는 표본의 동질성을 확보하기 위해 12월 결산법인으로 하였다. 조건 (3)은 자본이 잠식된 경우와 감사의견이 적정이 아닌 기업은 편의(bias)를 발생시켜 본 연구의 내적타당성을 위협할 것으로 예상되어 제외하였다. 조건 (4)와 조건 (5)는 실증분석에 사용되는 변수에 필요한 정보 수집을 할 수 있는 기업으로 한정하기 위함이다.¹⁷⁾ <표 2>는 이상의 조건을 만족시키는 최종표본에 대한 산업-연도별 분포를 제시하고 있다. 제시된 기준은 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value 데이터베이스 산업분류(대분류)에 따라 분류된 것이다. <표 2>를 살펴보면, 최종표본 981개(기업-년) 중 제조업은 606개(기업-년), 전문, 과학 및 기술 서비스업은 120개

17) 극단치가 회귀분석에 미치는 영향을 배제하기 위하여, 본 연구에서는 감사시간의 값이 상·하위 5% 범위에 해당되는 표본을 제거하였다.

〈표 2〉 표본기업의 산업-연도별 분포

대분류(산업명)	2006	2007	2008	2009	2010	2011	합계
건설업	15	15	15	16	15	9	85
도매 및 소매업	12	14	13	11	13	9	72
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	1	1	2	2	1		7
예술, 스포츠 및 여가관련서비스업	1	1	1	1	1	2	7
운수업	3	4	5	3	1	5	21
전기, 가스, 증기 및 수도사업	5	5	5	2	5	6	28
전문, 과학 및 기술 서비스업	26	23	23	22	15	11	120
제조업	106	105	109	94	93	99	606
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	3	4	5	8	9	6	35
합계	172	172	178	159	153	147	981

(기업-년), 건설업은 85개(기업-년), 도매 및 소매업은 72개(기업-년), 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업은 35개(기업-년)로 5개 산업이 전체 표본의 약 93%를 초과하고 있다. 〈표 2〉를 통해 제시된 산업효과의 영향을 제거하기 위해, 본 연구에서는 산업효과를 모형에 포함하여 통제하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 감사시간 및 감사보수 결정모형의 회귀분석결과

〈표 3〉은 비정상감사시간 및 비정상감사보수를 측정하기 위하여 2005년부터 2010년까지 결산일이 12월 31일인 기업들 중 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인을 대상으로 감사시간 및 감사보수 결정모형에 필요한 재무자료를 구할 수 있는 3,148개(기업-년) 기업을 회귀분석한 결과이다. 〈표 3〉의 패널 A는 확장형 감사시간 및 감사보수 결정모형이고, 패널 B는 축소형 감사시간 및 감사보수 결정모

형이다.

먼저, 패널 A 모형 1의 회귀분석 결과를 살펴보면, 실제감사시간(LAH)은 피감사기업의 기업규모(SIZE), 연결자회사의 수(CONFM), 부채비율(LEV), 당좌비율(INVREC), 외부자금조달활동(ISSUE), 당기순손실여부(LOSS), 산업별 전문화된 감사인(MS) 그리고 감사인규모(ASIZE)와 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났으며, 유동비율(LIQUID)과는 유의한 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 매출액성장률(INCSALE), 비적정 감사의견(OPINION), 외국 대형회계법인과의 제휴여부(PARTNER), 초도감사여부(FIRST), 그리고 계속감사기간(TENURE)은 실제감사시간(LAH)과 관련성이 없는 것으로 나타났다.

패널 A 모형 2의 회귀분석 결과를 살펴보면, 실제감사보수(LAF)는 피감사기업의 기업규모, 연결자회사의 수, 부채비율, 당좌비율, 외부자금조달활동, 당기순손실여부 그리고 계속감사기간과 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났으며, 유동비율, 매출액성장률과는 유의한 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 비적정 감사의견, 외국 대형

〈표 3〉 감사시간 및 감사보수 결정모형

패널 A: 확장형 감사시간 및 감사보수 결정모형

변수	모형 1(LAH)			모형 2(LAF)			
	마희영 외(2012)의 부호	Estimates	t-value	마희영 외(2012)의 부호	Estimates	t-value	
Intercept	-	-3.9934	-16.92***	+	7.0048	36.59***	
SIZE	+	0.3893	45.39***	+	0.4076	58.59***	
CONFM	+	0.0805	7.84***	+	0.0705	8.46***	
LEV	+	0.1058	1.96*	+	0.2424	5.53***	
INVREC	+	0.1335	2.06***	+	0.1963	3.74***	
LIQUID	-	-0.0038	-5.24***	-	-0.0033	-5.52***	
ISSUE	+	0.2291	6.59***	+	0.2920	10.36***	
INCSALE	-	-0.0030	-0.34	-	-0.0165	-2.34**	
LOSS	+	0.0915	3.62***	+	0.0347	1.69*	
OPINION	+	0.1727	0.83	+	0.0699	0.42	
PARTNER	+	-0.0174	-0.39	+	0.0470	1.30	
FIRST	-	0.0098	0.25	-	0.0305	0.98	
MS ¹⁸⁾		0.0412	1.78*		0.0227	1.21	
TENURE ¹⁹⁾		-0.0208	-0.75		0.0826	3.69***	
ASIZE		0.0914	6.46***		0.0128	1.12	
YD		포함			포함		
IND		포함			포함		
F-Value		222.91***			326.18***		
Adj.R ²		0.6519			0.7329		

패널 B: 축소형 감사시간 및 감사보수 결정모형

변수	모형 1(LAH)			모형 2(LAF)			
	박종일·박찬웅(2007)의 부호	Estimates	t-value	박종일·박찬웅(2007)의 부호	Estimates	t-value	
Intercept	-	-4.4186	-26.33***	+	6.6860	48.09***	
SIZE	+	0.4120	62.07***	+	0.4275	77.74***	
MS		0.0339	1.43		0.0115	0.59	
TENURE		-0.0257	-1.57		0.0651	4.78***	
ASIZE		0.0862	12.29***		0.0253	4.36***	
F-Value		316.66***			441.13***		
Adj.R ²		0.6313			0.7048		

1) 변수의 정의: LAH는 실제감사시간(ln 감사시간), LAF는 실제감사보수(ln 감사보수), SIZE는 기업규모(ln(자산총액)), CONFM은 연결자회사의 수(ln 연결자회사의 수), LEV는 부채비율(부채총액/자산총액), INVREC는 당좌비율((재고자산+매출채권)/자산총액), LIQUID는 유동비율(유동자산/유동부채), ISSUE는 외부자금조달활동((사채총계+주식발행대금)/자산총액), INCSALE는 매출액성장률, LOSS는 당기순손실여부(당기순손실이면 1, 아니면 0), OPINION은 비적정 감사의견(감사의견이 비적정이면 1, 아니면 0), PARTNER는 외국 대형회계법인과의 제휴여부(외국 대형회계법인과 제휴한 회계법인이면 1, 아니면 0), FIRST는 초도 감사여부(초도 감사인이면 1, 아니면 0), MS는 산업별 전문화된 감사인(시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면 0), TENURE는 계속감사기간(ln(피감사기업에 대한 동일 감사인의 계속감사기간(연도))), ASIZE는 감사인규모(ln(회계법인에 소속된 공인회계사 수)), YD는 연도더미, IND는 산업더미.

18) 박재환·박수근(2007)과 기은선·권수영(2013)은 산업별 전문화된 감사인은 감사시간 및 감사보수와 각각 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하였다. 따라서 이들 연구에 기초하여 산업별 전문화된 감사인(MS)은 실제감사시간 및 실제감사보수와 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다.

19) 이명곤 외(2011)에 따르면, 계속감사기간의 경우 감사시간과는 음(-)의 관련성을 가지지만 감사보수와는 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하였다. 따라서 이명곤 외(2011)의 연구결과에 기초하여 계속감사시간(TENURE)은 실제감사시간과는 음(-)의 관련성을 가지고 실제감사보수와는 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다.

회계법인과의 제휴여부, 초도감사여부, 산업별 전문화된 감사인 그리고 감사인규모는 실제감사보수와 관련성이 없는 것으로 나타났다.

패널 B 모형 1과 모형 2의 회귀분석 결과를 살펴보면, 실제감사시간과 실제감사보수는 피감사기업의 기업규모 및 감사인규모와 각각 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 계속감사기간은 실제감사시간과는 관련성이 없는 것으로 나타났으나 실제감사보수와는 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 산업별 전문화된 감사인은 실제감사시간 및 실제감사보수와 각각 관련성이 없는 것으로 나타났다.

4.2 주요변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

〈표 4〉는 본 연구의 회귀분석에서 이용되고 있는 각 변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 기술통계량으로는 각 변수들의 평균, 표준편차 그리고 4분위수를 제시하였다. 〈표 4〉를 살펴보면, 당해연도 4월 1일에 발표된 재무분석가의 주당순이익 예측치로 측정한 이익예측편의(이하 'SE4'라 칭함)의 평균(중위수)은 $-0.0417(-0.0159)$ 이고 표준편차는 0.1639 로 나타났으며, 당해연도 6월 1일에 발표된 재무분석가의 주당순이익 예측치로 측정한 이익예측편의(이하 'SE6'라 칭함)의 평균(중위수)은 $-0.0368(-0.0157)$ 이고 표준편차는 0.1556 으로 나타났다.²⁰⁾ 이들 변수는 전규안 외(2007)의 평균보다 다소 높게 나타났으나 그 분포는 유사한 것으로 보이고 있다. SE4와 SE6의 평균(중위수)값은 낙관적 이익예측이 지배적인(dominant) 현상임을 시사하고 있다.

기타 통제변수들의 기술통계량을 살펴보면, 대형 회계법인(BIG)의 평균(중위수)은 $0.9011(1.0000)$ 로 나타나 고윤성 외(2011)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 나타났다. 특수관계자거래 금액(RPT)의 평균(중위수)은 $0.2811(0.1932)$ 로 나타나 평균이 중위수보다 높게 나타났지만 고윤성 외(2011)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 보이고 있다. 대주주지분율(OWN)의 평균(중위수)은 $0.3973(0.3820)$ 으로 나타나 평균을 기준으로 고르게 분포되어 있는 것을 알 수 있으며 박수근·박종일(2008)의 평균 및 중위수와 비슷한 것으로 보이고 있다.

부채비율(LEV)의 평균(중위수)은 $0.4389(0.4479)$ 로 나타나 평균과 중위수가 비슷한 것으로 나타났으며, 전규안 외(2007)의 평균 및 중위수와 비슷한 것으로 보이고 있다. 총자산이익률(ROA)의 평균(중위수)은 $0.0615(0.0566)$, 기업규모(SIZE)의 평균(중위수)은 $27.6840(27.6130)$ 으로 나타나 평균과 중위수가 큰 차이가 없으며, 선우혜정 외(2010)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 보이고 있다. 수출비율(EXP)의 평균(중위수)은 $0.3022(0.1628)$ 로 나타나 고윤성 외(2011)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 보이고 있다. 이익평준화 지수(SM)의 평균(중위수)은 $0.8911(0.7367)$ 로 나타나 평균이 중위수보다 다소 높은 것으로 나타났으나 김영철·고종권(2011)의 평균 및 중위수와 비슷한 것으로 보이고 있다.

일별 주식수익률의 표준편차(VOL)의 평균(중위수)은 $0.0258(0.0251)$ 로 나타나 평균과 중위수가 큰 차이가 없으며, 선우혜정 외(2010)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 보이고 있다. 베타(BETA)

20) 전규안 외(2007)의 SE6 평균(중위수)은 $0.0607(0.0105)$ 이다. 전규안 외(2007)는 SE 측정시 예측치에서 실제치를 차감했기 때문에 부호는 본 연구와 반대로 나왔지만, 전규안 외(2007)의 SE 평균(중위수) 값을 고려할 때 낙관적 이익예측이 지배적인 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 주요변수의 기술통계량

변수	평균	표준편차	최소값	1분위수	중위수	3분위수	최대값	
SE	SE4	-0.0417	0.1639	-2.4561	-0.0808	-0.0159	0.0217	0.5793
	SE6	-0.0368	0.1556	-2.4729	-0.0745	-0.0157	0.0194	0.5731
AH	ABAH1	0.0391	0.3401	-1.0379	-0.1783	0.0230	0.2486	1.0307
	ABAH2	0.0350	0.3598	-0.9791	-0.1962	0.0240	0.2652	1.1291
AF	ABAF1	0.0465	0.3483	-1.1170	-0.1801	0.0477	0.2807	1.9831
	ABAF2	0.0430	0.3635	-1.0462	-0.1959	0.0456	0.3010	2.0057
BIG	0.9011	0.2987	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	
RPT	0.2811	0.2611	0.0000	0.0936	0.1932	0.4166	1.3380	
OWN	0.3973	0.1447	0.0000	0.3049	0.3820	0.4871	0.8731	
LEV	0.4389	0.1903	0.0170	0.2953	0.4479	0.5827	0.9732	
ROA	0.0615	0.0659	-0.2337	0.0227	0.0566	0.0963	0.4207	
SIZE	27.6840	1.3553	24.4198	26.6657	27.6130	28.6576	31.7826	
EXP	0.3022	0.3183	0.0000	0.0000	0.1628	0.5778	1.0000	
SM	0.8911	0.6743	0.0000	0.4351	0.7367	1.1046	4.0449	
VOL	0.0258	0.0065	0.0099	0.0214	0.0251	0.0291	0.0643	
BETA	1.0920	0.4432	-0.1021	0.7738	1.0582	1.3882	2.2854	
MB	1.4313	1.2319	0.1519	0.6662	1.0470	1.7273	9.3957	
MFA	0.2314	0.4219	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	

1) 변수의 정의: SE4는 당해연도 4월 1일에 발표된 재무분석가의 주당순이익 예측치로 측정한 이익예측편의, SE6는 당해연도 6월 1일에 발표된 재무분석가의 주당순이익 예측치로 측정한 이익예측편의, ABAH1은 비정상감사시간1(식(3)의 잔차), ABAH2는 비정상감사시간2(식(5)의 잔차), ABAF1은 비정상감사보수1(식(4)의 잔차), ABAF2는 비정상감사보수2(식(6)의 잔차), BIG는 대형 회계법인, RPT는 특수관계자거래 금액((특수관계자와의 매출+매입+기타수익+기타비용)/t기 매출액), OWN은 대주주지분율(특수관계자 포함), LEV는 부채비율(부채총액/자산총액), ROA는 총자산이익률(당기순이익/t-1기 자산총액), SIZE는 기업규모($\ln(t$ 기 자산총액)), EXP는 수출비율(수출액/매출액), SM은 이익평준화 지수, VOL은 연간 일별 주주수익률의 표준편차, BETA는 베타, MB는 시장-장부가치비율($t+1$ 기 3월말 주주지분의 시장가치/t기 장부가치), MFA는 경영자의 이익예측정보 공시 여부.

의 평균(중위수)은 1.0920(1.0582)으로 나타나 평균을 기준으로 고르게 분포되어 있다는 것을 알 수 있으나 선우혜정 외(2010)의 평균 및 중위수보다 다소 높은 것으로 나타났다. 이는 표본의 차이로 인해 발생한 것으로 판단된다. 시장가치 대비 장부가치 비율(MB)의 평균(중위수)은 1.4313(1.0470)으로 나타나 평균이 중위수보다 높은 것으로 나타났으나 정성환·유승원(2012)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 보이고 있다. 그리고 경영자의 이익예

측정보 공시 여부(MFA)의 평균(중위수)은 0.2314(0.0000)로 나타나 표본 중 약 23%가 경영자 이익예측정보를 공시하는 것으로 나타났다.

비정상감사시간1(이하 'ABAH1'이라 칭함)의 평균(중위수)은 0.0391(0.0230)이고 표준편차는 0.3401로 나타났으며, 비정상감사시간2(이하 'ABAH2'라 칭함)의 평균(중위수)은 0.0350(0.0240)이고 표준편차는 0.3598로 나타났다. 그리고 비정상감사보수1(이하 'ABAF1'이라 칭함)의 평균(중위수)은

0.0465(0.0477)이고 표준편차는 0.3483으로 나타났다으며, 비정상감사보수2(이하 'ABAF2'라 칭함)의 평균(중위수)은 0.0430(0.0456)이고 표준편차는 0.3635로 나타났다.

〈표 5〉는 실증분석에 사용된 변수들 간의 피어슨(Pearson) 상관계수를 보여주고 있다. 〈표 5〉를 살펴보면, 재무분석가의 이익예측편의 측정치(SE4와 SE6)는 비정상감사시간1(ABAH1)과는 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나, 비정상감사시간2(ABAH2)와는 통계적으로 유의한 상관관계를 나타내지 않고 있다. 이는 다른 변수들이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향을 통제하지 않은 상태에서 두 변수들 간의 상관관계를 보여주는 것으로 비정상감사시간1과 비정상감사시간2의 경우 재무분석가의 이익예측편의 측정치와 각각 양(+)의 상관관계를 제시하고 있지만 유의성에는 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서 통제변수를 포함한 다변량 회귀분석을 통해서 보다 심도 있는 검증이 필요하다고 판단된다.

재무분석가의 이익예측편의 측정치들과 연구모형에서 사용된 통제변수 간의 관련성을 살펴보면, 부채비율(LEV), 연간 일별 주식수익률의 표준편차(VOL) 그리고 베타(BETA)는 재무분석가의 이익예측편의 측정치(SE4와 SE6)와 유의한 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 그러나 특수관계자거래 금액(RPT)은 이익예측편의 측정치 중 SE4와 유의(P<5%)한 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 비정상감사보수(ABAF1), 대형회계법인(BIG), 총자산이익률(ROA), 기업규모(SIZE) 그리고 시장-장부가치비율(MB)은 이익예측편의 측정치(SE4와 SE6)와 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다.

선행연구 검토에서 다룬 바 있는 경영자 이익예측 정보 공시 여부는 표본 기준 약 23%의 빈도로 나타

나고 있고(〈표 4〉 참조), SE4 및 SE6와 상관계수가 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 본 연구의 표본기업의 경우 경영자 이익예측정보는 연말결산(반기결산) 직전에 공시되는 경우가 많기 때문에 본 연구에서 사용된 SE4 및 SE6와는 시점의 차이로 인해 두 변수 간의 상관계수가 통계적 유의성을 가지지 않을 가능성이 높은 것으로 판단된다. 하지만 경영자 이익예측정보를 공시하는 기업은 재무분석가의 비판적 이익예측을 유도하여 시장기대 대비 근소한 초과달성을 선호할 유인이 있는 것으로 판단된다.

〈표 5〉에서 일부 독립변수들 사이에 서로 유의한 상관관계가 존재하여 회귀분석시 다중공선성이 분석 결과에 영향을 미치는지를 알아보기 위해 분산팽창계수(VIF: Variance Inflation Factor)값을 확인하였다. 확인 결과, 일반적으로 다중공선성 문제가 있다고 보는 임계치인 10보다 낮은 2.05 이하로 나타나 분산팽창계수가 10 이상의 경우는 발견할 수 없었다.

4.3 가설 검증결과

〈표 6〉은 본 연구의 가설에서 예측하는 바와 같이 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의(SE)가 감소하는 지를 검증한 회귀분석 결과이다. 구체적으로 모형 1과 모형 3은 SE4를 종속변수로 설정하여 회귀분석한 결과이고, 모형 2와 모형 4는 SE6을 종속변수로 설정하여 회귀분석한 결과이다. 그리고 모형 1 및 모형 2의 ABAH1과 모형 3 및 모형 4의 ABAH2는 비정상감사시간을 나타내는 변수로, 가설과 일관된 결과를 제시하기 위해서는 ABAH1과 ABAH2의 회귀계수가 모두 양(+)의 값을 가져야 한다. 〈표 6〉의 실증분석결과를 살

〈표 5〉 주요변수 간의 상관관계

변수	SEA	SE6	ABAH1	ABAH2	ABAF1	ABAF2	BIG	RPT	OWN	LEV	ROA	SIZE	EXP	SM	VOL	BETA	MB
SE6	0.9268***																
ABAH1	0.0833***	0.0729**															
ABAH2	0.0289	0.0191	0.9581***														
ABAF1	0.0626**	0.0620*	0.6351***	0.5982***													
ABAF2	0.0132	0.0119	0.6225***	0.6685***	0.9538***												
BIG	0.0884***	0.0739**	0.0382	0.0549*	0.0252	0.0594*											
RPT	-0.0718**	-0.0484	0.0044	-0.0018	0.0404	0.0327	-0.0720**										
OWN	-0.0457	-0.0312	-0.1854***	-0.2205***	-0.1995***	-0.2412***	-0.0635**	-0.0060									
LEV	-0.2212***	-0.2247***	-0.0478	0.0713**	-0.0313	0.1416**	0.0327	-0.0036	-0.1056**								
ROA	0.5974**	0.6107***	0.0201	-0.0724*	0.0846***	-0.0180	0.0609*	-0.0046	-0.0236	-0.3871***							
SIZE	0.1019***	0.0871***	-0.0474	0.0310	0.0022	0.0903***	0.2137***	-0.0107	-0.1662***	0.3392***	-0.0176						
EXP	0.0057	-0.0050	0.0612*	0.0960***	0.0123	0.0559*	-0.1265***	0.0241	-0.2087***	0.2119***	-0.0394	0.1522***					
SM	0.0199	0.0061	0.0527*	0.0811**	0.0273	0.0429	-0.0123	-0.0266	-0.0756**	-0.1077**	0.0450	0.0457	0.0483				
VOL	-0.1046***	-0.0882**	-0.0013	0.0422	0.0119	0.0658**	-0.1050***	0.0134	-0.0016	0.2078***	-0.1011**	-0.0506*	0.1307***	-0.0102			
BETA	-0.1582**	-0.1674***	0.0568*	0.1398***	-0.0010	0.1016**	-0.0077	-0.0386	-0.1174**	0.3350***	-0.2303***	0.1924*	0.2862***	-0.0036	0.3312***		
MB	0.1866***	0.1850***	0.1798***	0.1763***	0.2397***	0.2462***	0.0927***	0.0270	-0.2020***	0.0778**	0.4258***	0.1580**	0.0627**	0.0870***	0.0334	-0.1461***	
MFA	0.0398	0.0395	0.0693**	0.1034***	0.0990***	0.1355***	0.0441	-0.0112	-0.0431	0.0711**	0.0737**	0.0800**	-0.0469	0.0008	0.0821**	0.0985***	0.1933***

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의는 〈표 4〉참조.

해보면, 모형 1 및 모형 2의 ABAH1과 모형 3 및 모형 4의 ABAH2 회귀계수는 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따르면, 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

통제변수인 특수관계자거래 금액(RPT)의 회귀계수는 모형 4를 제외한 모형 1, 모형 2 그리고 모형 3에서 모두 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 따라서 특수관계자거래 금액이 높을수록 재무분석가의 이익예측치는 낙관적이라고 보고한 고운성 외(2011)와 일관된 결과를 제시하고 있다. 총자산이익률(ROA)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값을 나타내고 있어, 기업의 수익성이 높을수록 재무분석가의 이익예측편의는 비관적이라고 보고한 선우혜정 외(2010)의 연구와 일관된 결과를 제시하고 있다. 기업규모(SIZE)의 회귀계수는 모형 1, 모형 2, 모형 3 그리고 모형 4에서 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값을 나타내고 있다. 따라서 기업의 규모가 클수록 재무분석가의 비관적인 이익예측편의가 증가한다고 보고한 선우혜정 외(2010)와 고운성 외(2011)의 연구와 일관된 결과를 제시하고 있다.

베타(BETA)와 시장-장부가치비율(MB)의 회귀계수는 모형 1, 모형 2, 모형 3 그리고 모형 4에서 모두 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 위험이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측편의는 낙관적일 수 있음을 나타낸다. ABAF1, ABAF2, 대형회계법인 여부(BIG), 대주주지분율(OWN), 부채비율(LEV), 수출비율(EXP), 이익평준화 지수(SM) 그리고 연간 일별 주식수익률의 표준편차(VOL)는 통계적으로 유의성을 보이지 않았다.

경영자 이익예측정보 공시 여부(MFA)는 표본 기

준 약 23%의 빈도로 나타나고 있고(〈표 4〉 참조), SE4 및 SE6와 양(+)의 관련성을 가지지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 본 연구의 표본기업들의 경우 경영자 이익예측정보는 연말결산(반기결산) 직전에 공시되는 경우가 많았기 때문에 SE4 및 SE6와는 시점의 차이로 인해 두 변수 간에 통계적 관련성이 나타나지 않을 가능성이 있다. 하지만, 경영자 이익예측정보를 공시하는 기업은 재무분석가의 비관적 이익예측을 유도하여(예측 수정, forecast-revision) 시장기대 대비 근소한 초과달성을 선호할 유인이 있는 것으로 판단된다.

〈표 6〉의 결과를 요약해 보면, 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이는 감사시간이 증가할수록 회계정보의 신뢰성을 증가시키는 유인으로 작용하여, 재무분석가는 분석대상기업의 공적정보인 회계정보를 이용하더라도 이익예측을 용이하게 할 수 있음을 시사한다. 그리고 재무분석가는 경영자의 사적정보에 의존할 유인이 감소하는 것으로 판단된다.

앞선 〈그림 1〉은 재무분석가의 유인(사적정보에 대한 수요)과 경영자의 유인(시장기대치 초과달성 유인)에 따라 재무분석가는 상이한 이익예측을 하는 것으로 설명하고 있다. 하지만, 〈표 6〉의 결과는 〈그림 1〉에서 설명하고 있는 재무분석가의 이익예측과 관련된 상이한 관점(재무분석가 유인과 경영자 유인)을 체계적으로 검증하지 못하고 있다. 따라서 본 연구에서는 재무분석가의 사적정보에 대한 수요와 경영자의 시장기대치 초과달성 유인과 관련된 변수들과 감사시간 간의 증분(increment)효과를 분석하였다.

전성빈 외(2013)는 공시정보의 신뢰성이 낮을 경우, 재무분석가는 사적정보에 대한 의존도가 높아진다고 설명하고 있다. 그리고 김지홍 외(2010)는 연

〈표 6〉 가설 검증결과

가설: 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소할 것이다.

$$SE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AH_{i,t-1} + \beta_2 AF_{i,t-1} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 RPT_{i,t} + \beta_5 OWN_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 EXP_{i,t} + \beta_{10} SM_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} BETA_{i,t} + \beta_{13} MB_{i,t} + \beta_{14} MFA_{i,t} + \beta_{15} YD_{i,t} + \beta_{16} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.5504	-5.23***	-0.5324	-5.41***	-0.5770	-5.55***	-0.5601	-5.77***
ABAH1	0.0612	3.88***	0.0531	3.60***				
ABAH2					0.0519	3.30***	0.0455	3.10***
ABAF1	-0.0142	-0.92	-0.0092	-0.63				
ABAF2					-0.0146	-0.94	-0.0095	-0.65
BIG	0.0161	1.13	0.0111	0.83	0.0173	1.20	0.0120	0.90
RPT	-0.0428	-2.75***	-0.0261	-1.79*	-0.0404	-2.57**	-0.0238	-1.62
OWN	-0.0371	-1.21	-0.0302	-1.06	-0.0357	-1.16	-0.0276	-0.96
LEV	0.0358	1.20	0.0434	1.55	0.0270	0.90	0.0346	1.23
ROA	1.6268	20.63***	1.5997	21.70***	1.6437	20.51***	1.6160	21.59***
SIZE	0.0167	4.65***	0.0153	4.55***	0.0164	4.55***	0.0151	4.47***
EXP	-0.0041	-0.26	-0.0136	-0.94	0.0033	0.21	-0.0068	-0.47
SM	-0.0059	-0.96	-0.0080	-1.39	-0.0071	-1.13	-0.0092	-1.57
VOL	0.3181	0.39	1.0911	1.45	0.5019	0.64	1.2093	1.62
BETA	-0.0253	-2.19**	-0.0263	-2.43**	-0.0358	-3.14***	-0.0361	-3.40***
MB	-0.0198	-4.52***	-0.0209	-5.10***	-0.0209	-4.78***	-0.0218	-5.35***
MFA	0.0100	0.97	0.0100	1.04	0.0086	0.83	0.0083	0.86
YD	Included							
IND	Included							
F-Value	27.35***		29.29***		28.19***		30.37***	
Adj.R ²	0.4115		0.4287		0.3997		0.4183	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의는 〈표 4〉참조.

간 일별 주식수익률의 표준편차가 큰 기업일수록 기업의 내재적 불확실성이 높다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 재무분석가의 사적정보에 대한 수요와 감사시간 간의 증분효과는 '감사시간(ABAH)×연간 일별 주식수익률의 표준편차더미(VOLDM)'로

측정하였다. 재무분석가의 사적정보에 대한 수요와 감사시간 간의 증분효과를 분석하기 위해 연간 일별 주식수익률의 표준편차(VOL)를 수준(level)변수로 사용할 경우, 분산팽창계수가 18.93 이상으로 나타나 다중공선성 문제가 유발될 것으로 판단되어 본

〈표 7〉 가설 검증결과: 재무분석가 유인과 경영자 유인

$$SE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AH_{i,t-1} + \beta_2 AF_{i,t-1} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 RPT_{i,t} + \beta_5 OWN_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 EXP_{i,t} + \beta_{10} SM_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} BETA_{i,t} + \beta_{13} MB_{i,t} + \beta_{14} MFA_{i,t} + \beta_{15} AH_{i,t-1} \times VOL_{i,t} + \beta_{16} AH_{i,t-1} \times MFA_{i,t} + \beta_{17} YD_{i,t} + \beta_{18} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.5546	-5.25***	-0.5359	-5.43	-0.5784	-5.54***	-0.5595	-5.74***
ABAH1	0.0628	3.00***	0.0494	2.52**				
ABAH2					0.0426	2.10**	0.0335	1.77*
ABAF1	-0.0135	-0.87	-0.0084	-0.58				
ABAF2					-0.0140	-0.89	-0.0092	-0.62
BIG	0.0168	1.18	0.0117	0.88	0.0176	1.22	0.0121	0.90
RPT	-0.0426	-2.73***	-0.0258	-1.77*	-0.0400	-2.54**	-0.0234	-1.59
OWN	-0.0365	-1.19	-0.0300	-1.05	-0.0364	-1.18	-0.0288	-1.00
LEV	0.0354	1.18	0.0430	1.54	0.0270	0.90	0.0350	1.24
ROA	1.6249	20.57***	1.5982	21.64***	1.6445	20.47***	1.6183	21.57***
SIZE	0.0168	4.67***	0.0154	4.56***	0.0164	4.55***	0.0151	4.45***
EXP	-0.0044	-0.28	-0.0135	-0.93	0.0037	0.23	-0.0063	-0.43
SM	-0.0059	-0.96	-0.0080	-1.38	-0.0070	-1.12	-0.0091	-1.56
VOL	0.3258	0.40	1.0844	1.43	0.4874	0.63	1.1872	1.63
BETA	-0.0251	-2.17**	-0.0260	-2.40**	-0.0353	-3.10***	-0.0357	-3.35***
MB	-0.0198	-4.50***	-0.0209	-5.09***	-0.0210	-4.78***	-0.0220	-5.37***
MFA	0.0111	1.05	0.0105	1.06	0.0081	0.76	0.0070	0.71
AH×VOLDM	0.0025	0.10	0.0104	0.47	0.0180	0.79	0.0205	0.96
AH×MFA	-0.0166	-0.55	-0.0109	-0.39	-0.0014	-0.05	0.0061	0.23
YD	Included							
IND	Included							
F-Value	25.36***		27.16***		26.00***		28.04***	
Adj.R ²	0.4104		0.4277		0.3988		0.4177	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의: VOLDM은 연간 일별 주식수익률의 표준편차(VOL)가 중위수 이상이면 1, 아니면 0, 그 외 변수는 〈표 4〉참조.

연구에서는 연간 일별 주식수익률의 표준편차를 더미(dummy)로 측정하였다. 그리고 경영자의 시장 기대치 초과달성 유인과 감사시간 간의 증분효과는 '감사시간(ABAH)×경영자의 이익예측정보 공시 여

부(MFA)'로 측정하였다.

〈표 7〉의 결과를 살펴보면, 'AH×VOLDM'의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 양(+)의 값으로 나타났다. 'AH×MFA'의 회귀계수는 모형 4를 제외한

각각의 모형에서 모두 음(-)의 값으로 나타났지만, 이들 두 변수는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 재무분석가의 사적정보에 대한 수요와 경영자의 시장기대치 초과달성 유인과 관련된 변수들과 감사시간 간의 증분효과는 통계적 유의성을 나타낼 만큼 강하지는 않은 것으로 판단된다. 하지만, 감사시간(ABAH1과 ABAH2)의 회귀계수는 각각의 모형(모형 1, 모형 2, 모형 3 그리고 모형 4)에서 모두 유의한 양(+)의 값을 제시하는 것으로 나타났다. 이는 <표 6>의 결과와 일관된 것으로, 재무분석가의 사적정보 수요 유인과 경영자의 시장기대치 초과달성 유인을 추가적으로 통제하여도 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소하고 있음을 시사하고 있다.

4.4 추가분석

<표 6>과 <표 7>의 실증분석결과는 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소한다는 실증결과를 제시하고 있다. 하지만 피감사기업 별로 상이한 감사시간 및 감사보수가 존재할 경우, 감사시간이 일관되게 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의를 감소시키는 지를 분석할 필요가 있다고 판단된다. 따라서 본 연구에서는 비정상감사시간 및 비정상감사보수를 각각 '0'을 기준으로 두 표본으로 나누어 감사시간과 재무분석가의 이익예측편의 간의 관련성을 추가분석하였다. 구체적으로 <표 8>의 패널 A는 비정상감사시간이 양(+)인 기업을 대상으로 추가분석한 결과이고, <표 8>의 패널 B는 비정상감사시간이 음(-)인 기업을 대상으로 추가분석한 결과이다. 그리고 <표 8>의 패널 C는 비정상감사보수가 양(+)인 기업을 대상으로 추가분석한 결과이고, <표 8>의 패널 D는 비정상감사보수가 음

(-)인 기업을 대상으로 추가분석한 결과이다.

<표 8>의 모형 1과 모형 3은 SE4를 종속변수로 설정하였고, 모형 2와 모형 4는 SE6을 종속변수로 설정하였다. 그리고 모형 1 및 모형 2의 ABAH1과 모형 3 및 모형 4의 ABAH2는 비정상감사시간을 나타내는 변수이다.

<표 8>의 결과를 살펴보면, 패널 A, 패널 B, 패널 C 그리고 패널 D의 감사시간(ABAH1과 ABAH2) 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 이는 <표 6>과 <표 7>의 결과와 일관된 것으로, 피감사기업 별로 상이한 감사시간 및 감사보수가 존재하더라도 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의는 감소하고 있음을 시사하고 있다.

<표 8>은 피감사기업의 상이한 감사시간 및 감사보수가 존재하더라도 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소할 수 있다는 실증결과를 제시하고 있다. 또한 본 연구에서는 감사인(auditor)의 유형별로 나누어 감사시간과 재무분석가의 이익예측편의 간의 관련성을 추가분석하였다. 구체적으로 <표 9>의 패널 A는 대형회계법인을 대상으로 감사시간과 재무분석가의 이익예측편의 간의 관련성을 추가분석한 결과이고, 패널 B는 비대형회계법인을 대상으로 감사시간과 재무분석가의 이익예측편의 간의 관련성을 추가분석한 결과이다.

<표 9>의 결과를 살펴보면, 패널 A와 패널 B의 감사시간(ABAH1과 ABAH2) 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 이는 감사시간이 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의를 감소시킴에 있어 감사인의 유형에 따른 차이는 없는 것으로 해석할 수 있다.

Caramanis and Lennox(2008)는 당기(t기)의 감사시간과 당기(t기)의 경영자의 이익조정(DA,

〈표 8〉 추가분석 결과: 비정상감사시간 및 비정상감사보수

$$SE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AH_{i,t-1} + \beta_2 AF_{i,t-1} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 RPT_{i,t} + \beta_5 OWN_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 EXP_{i,t} + \beta_{10} SM_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} BETA_{i,t} + \beta_{13} MB_{i,t} + \beta_{14} MFA_{i,t} + \beta_{15} YD_{i,t} + \beta_{16} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

패널 A: 비정상감사시간 > 0, N=522

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.5626	-5.18***	-0.5448	-5.01***	-0.5499	-5.02***	-0.5351	-4.92***
ABAH1	0.0384	1.75*	0.0459	2.09**				
ABAH2					0.0407	1.86*	0.0452	2.08**
control variables	Included							
F-Value	17.91***		16.18***		19.32***		17.63***	
Adj.R ²	0.4576		0.4311		0.4591		0.4351	

패널 B: 비정상감사시간 < 0, N=459

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.4941	-2.57**	-0.4533	-2.62***	-0.6461	-3.38***	-0.5996	-3.48***
ABAH1	0.0909	2.08**	0.1103	2.80***				
ABAH2					0.0717	1.72*	0.0925	2.47**
control variables	Included							
F-Value	13.04***		15.65***		12.40***		14.99***	
Adj.R ²	0.4060		0.4541		0.3725		0.4215	

패널 C: 비정상감사보수 > 0, N=535

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.4005	-3.52***	-0.3533	-3.20***	-0.4934	-4.16***	-0.4364	-3.82***
ABAH1	0.0329	1.83*	0.0342	1.96*				
ABAH2					0.0411	2.21**	0.0362	2.02**
control variables	Included							
F-Value	20.73***		20.18***		23.88***		23.50***	
Adj.R ²	0.4900		0.4829		0.5112		0.5071	

패널 D: 비정상감사보수 < 0, N=446

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.6235	-3.31***	-0.6440	-3.78***	-0.6692	-3.66***	-0.6906	-4.16***
ABAH1	0.0960	3.55***	0.0750	3.07***				
ABAH2					0.0722	2.68***	0.0574	2.35**
control variables	Included							
F-Value	12.96***		15.39***		11.39***		13.59***	
Adj.R ²	0.4019		0.4470		0.3448		0.3895	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 2) 변수의 정의는 〈표 4〉참조.

〈표 9〉 추가분석 결과: 감사인의 유형

$$SE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AH_{i,t-1} + \beta_2 AF_{i,t-1} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 RPT_{i,t} + \beta_5 OWN_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 EXP_{i,t} + \beta_{10} SM_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} BETA_{i,t} + \beta_{13} MB_{i,t} + \beta_{14} MFA_{i,t} + \beta_{15} YD_{i,t} + \beta_{16} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

패널 A: 대형회계법인, N=884

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.5257	-4.97***	-0.5059	-5.09***	-0.5569	-5.32***	-0.5369	-5.45***
ABAH1	0.0588	3.61***	0.0541	3.53***				
ABAH2					0.0482	2.97***	0.0453	2.96***
control variables	Included							
F-Value	25.44***		26.97***		26.04***		27.65***	
Adj.R ²	0.4090		0.4237		0.3947		0.4098	

패널 B: 비대형회계법인, N=97

	모형1(SE4)		모형2(SE6)		모형3(SE4)		모형4(SE6)	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-1.5248	-2.06**	-1.8668	-2.68***	-1.6339	-2.22**	-1.7818	-2.56***
ABAH1	0.1604	2.39**	0.1424	2.26**				
ABAH2					0.1698	2.46**	0.1403	2.14**
control variables	Included							
F-Value	5.39***		5.29***		6.04***		5.78***	
Adj.R ²	0.5233		0.5176		0.5358		0.5228	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의는 〈표 4〉참조.

discretionary accruals) 간의 관련성을 분석함에 있어, 감사시간과 이익조정 간의 내생성(endogeneity)을 통제하기 위해 2단계최소제곱법(2SLS, two-Stage Least Squares)을 통하여 감사시간과 이익조정 간의 관련성을 분석하였다. 따라서 본 연구에서는 Caramanis and Lennox(2008)의 방법론에 근거하여 전기(t-1)의 감사시간 및 감사보수를 도구 변수로 이용한 2단계최소제곱법을 통하여 감사시간

과 재무분석가의 이익예측편의 간의 관련성을 추가 분석하였다.

〈표 10〉의 결과를 살펴보면, 모형 1과 모형 2의 비정상감사시간(ABAH) 회귀계수는 모두 유의(p < 1%)한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 이는 〈표 6〉 및 〈표 7〉과 일관된 결과로, 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소하고 있음을 시사하고 있다.

〈표 10〉 추가분석 결과(2단계최소제곱법)

$$SE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{AH}_{i,t-1} + \beta_2 \widehat{AF}_{i,t-1} + \beta_3 \widehat{BIG}_{i,t} + \beta_4 \widehat{RPT}_{i,t} + \beta_5 \widehat{OWN}_{i,t} + \beta_6 \widehat{LEV}_{i,t} + \beta_7 \widehat{ROA}_{i,t} + \beta_8 \widehat{SIZE}_{i,t} + \beta_9 \widehat{EXP}_{i,t} + \beta_{10} \widehat{SM}_{i,t} + \beta_{11} \widehat{VOL}_{i,t} + \beta_{12} \widehat{BETA}_{i,t} + \beta_{13} \widehat{MB}_{i,t} + \beta_{14} \widehat{MFA}_{i,t} + \beta_{15} \widehat{YD}_{i,t} + \beta_{16} \widehat{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형1(SE4), N=981		모형2(SE6), N=981	
	Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	-0.2832	-1.61	-0.3270	-1.99**
\widehat{ABAH}	0.0473	3.04***	0.0417	2.87***
\widehat{ABAF}	-0.0062	-0.41	-0.0013	-0.09
control variables	Included			
F-Value	28.12***		30.25***	
Adj.R ²	0.4089		0.4273	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의: \widehat{ABAH} 는 비정상감사시간 추정치, \widehat{ABAF} 는 비정상감사보수 추정치, 그 외 변수는 〈표 4〉참조.

V. 결론

본 연구는 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소하는 지를 분석하였다. 실증분석에서 사용된 재무분석가의 이익예측편의는 Fn-Guide의 DataGuide5 데이터베이스에서 제공하는 자료를 이용하였고 정석우(2003)와 정석우 외(2012)의 연구를 바탕으로 측정하였으며, 감사시간은 마회영 외(2012)와 박종일·박찬웅(2007)의 연구에 감사인의 특성을 나타내는 변수(산업별 전문화된 감사인, 계속감사기간, 감사인 규모(회계법인에 소속된 공인회계사의 수))를 추가하여 측정된 비정상감사시간을 사용하였다.

감사시간은 피감사기업의 내부통제시스템에 대한 분석에 근거하여 파악된 감사위험에 따라 결정된다. 감사위험이 증가할 경우 감사시간이 늘어날 것이 기

대된다. 광수근·박종일(2008)의 연구는 감사투입시간이 정상 수준보다 많은(적은) 기업일수록 3월말과 6월말의 재무분석가 이익예측오차(이익예측편의의 절대값)가 유의하게 더 높다(낮다)는 결과를 보고하고 있다. 연구자들은 감사위험이 증가하면 기업에 대한 불확실성이 증가하고 재무제표의 신뢰성이 낮아져서 재무분석가의 이익예측치가 더 부정확해지는 것으로 연구의 결과를 해석하고 있다. 한편 감사시간을 감사노력에 대한 대응치로 간주하는 일련의 연구들은 (비정상)감사시간이 증가할수록 이익조정이 감소되고, 경영자 예측정보의 편의가 감소되고, 계속감사기간이 짧음으로 인해 나타나는 이익의 질 감소현상을 완화시키고, 감사품질이 향상되고, 감리지적 가능성이 낮아지는 결과를 보고하고 있다(권수영 외, 2006; 김상현, 2007; 박종일·전규안, 2008; Caramanis and Lennox, 2008; 박종일·최관, 2009; 권수영·기은선, 2011; 권수영 외, 2012;

마희영 외, 2012). 감사시간이 증가하면 재무제표의 신뢰성이 낮아지는 것으로 보는 연구도 있고, 감사시간이 증가할수록 회계정보의 신뢰성이 증가하는 것으로 보는 선행연구도 있기 때문에 본 연구에서는 감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향에 관한 추가적인 실증분석 결과를 보고하고자 한다.

재무분석가의 이익예측편의와 관련된 선행연구에서는 재무분석가의 이익예측편의에 영향을 미치는 요인으로 이익조정, 이익의 질, 재무분석가의 업무 복잡성, 자율공시 등을 설명하고 있다(Bradshaw et al., 2001; 안윤영 외, 2006; 임태균·정석우, 2006; 조현우·백원선, 2007; 손성규 외, 2008; 임태균 외, 2009; 조중석·조문희, 2009; 김지홍 외, 2010). 그러나 감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향을 실증분석한 연구는 없어서 실증분석의 필요성이 있음을 시사하고 있다. 본 연구에서는 감사시간의 증가가 공적정보인 회계정보의 신뢰성을 증가시키고, 재무분석가의 사적정보에 대한 의존을 낮추어, 낙관적인 이익예측편의를 감소시킬 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다.

구체적으로 본 연구는 감사인의 감사시간이 증가할수록 재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소하는 지를 실증분석하였다. 실증분석결과, 재무분석가의 이익예측편의에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제한 후에 감사시간의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 감사시간이 증가할수록 회계정보의 신뢰성을 증가시키는 요인으로 작용하여, 재무분석가는 분석대상기업의 공적정보인 회계정보를 이용하더라도 이익예측을 용이하게 할 수 있음을 시사한다.

재무분석가의 낙관적인 이익예측편의가 감소한다는 것은 재무분석가의 사적정보에 대한 수요가 감소

함을 의미할 수 있다. 본 연구의 결과는 감사시간의 증가가 공적정보인 회계정보의 신뢰성을 제고시킨다는 추가적인 정보를 제공하는 것으로 판단된다.

본 연구에서 재무분석가의 이익예측편의 계산시 EPS 예측치가 필요한데, 재무분석가 예측치의 경우 규모가 작은 기업은 이 자료가 데이터베이스에 제공되지 않는 경우가 있다. 따라서 규모가 큰 기업 위주로 표본이 선정된 편의(bias)가 있다.

참고문헌

- 고윤성, 유혜영, 이명건(2011), "특수관계자 거래가 재무분석가 예측에 미치는 영향," *경영학연구*, 40(5), 1139-1161
- 곽수근, 박종일(2008), "감사보수와 감사시간이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향," *회계·세무와 감사연구*, 47, 211-246
- 곽수근, 최종학(2009), "의결권 및 배당권의 차이와 기업규모 및 기업의 위험과의 상호작용이 감사보수에 미치는 영향," *회계정보연구*, 27(2), 33-60
- 권수영, 신현걸, 정재연(2006), "감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향," *회계학연구*, 31(4), 175-201
- 권수영, 기은선(2011), "감사품질이 경영자 예측정보의 편익성 및 정확성에 미치는 영향: 감사능력 대 감사노력," *회계학연구*, 36(1), 71-124
- 권수영, 기은선, 허진숙(2012), "감사노력이 계속감사기간과 이익의 질의 관계에 미치는 영향," *회계학연구*, 37(4), 83-120
- 기은선, 권수영(2013), "회계감사에서 이익동조성의 유용성과 감사인의 산업전문성," *한국회계학회 학술대회 논문집(하계)*, 1-42
- 김문철, 최관(1999), "이익의 질의 개념에 관한 연구," *회계*

- 저널, 8(1), 221-249
- 김상현(2007), "감사품질이 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향," **세무와회계저널**, 8(1), 47-78
- 김영철, 고종권(2011), "회계이익과 세무이익의 차이와 이익의 질," **세무학연구**, 28(4), 87-119
- 김지홍, 백해원, 고재민(2010), "발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향," **회계학연구**, 35(3), 1-35
- 마희영, 박성중, 허광복, 이만우(2012), "비정상 감사보수 및 비정상 감사시간이 감리지적 가능성에 미치는 영향," **회계정보연구**, 30(2), 91-113
- 박재환, 박수근(2007), "감사인의 산업별 전문화가 감사보수에 미치는 영향-기업규모 및 산업특성을 중심으로," **회계·세무와 감사연구**, 45, 325-354
- 박종일(2006), "감사위원회 특성과 감사노력 간의 관계," **회계·세무와 감사연구**, 43, 119-154
- 박종일, 박찬용(2007), "비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향," **회계·세무와 감사연구**, 45, 119-159
- 박종일, 전규안(2008), "감사품질이 회계이익과 과세소득의 차이에 미치는 영향," **회계학연구**, 33(2), 65-109
- 박종일, 최관(2009), "비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향," **세무와회계저널**, 10(3), 265-301
- 선우혜정, 최종학, 이병희(2010), "지분을 피리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향," **회계학연구**, 35(2), 1-34
- 손성규, 광병진, 김연화(2008), "자율공시가 재무분석가 이익예측에 미치는 영향," **회계정보연구**, 26(2), 1-26
- 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호(2006), "재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 31(4), 1-24
- 안홍복, 최강득, 송준협(2002), "소유구조와 이익정보의 관련성 분석," **회계학연구**, 27(4), 1-30
- 양동훈, 박연희, 최신재, 권수천(2007), "이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구," **회계저널**, 16(4), 57-77
- 이동천, 유승원(2012), "경영자 이익예측 공시 이후 재무분석가 예측수정의 특성," **회계학연구**, 37(3), 309-344
- 이명곤, 장석진, 조한석(2011), "계속감사시간이 감사시간과 감사보수에 미치는 영향," **회계·세무와 감사연구**, 53(1), 333-362
- 이세용(2009), "발생액의 질과 회계이익의 정보효과," **세무와회계저널**, 10(4), 9-41
- 이세용, 노باط은(2011), "실제이익조정이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향," **회계연구**, 16(2), 169-194
- 이영환(1999), **정보경제학**, 서울, 율곡출판사.
- 이운원, 정우성(1993), "기업특성과 재무분석가 예측정도의 정확성," **회계학연구**, 17, 89-108
- 이현경, 노باط은, 이세용(2010), "재무분석가의 이익예측치와 회계이익의 구성요소간의 관련성에 관한 연구: 감사품질의 영향을 중심으로," **회계연구**, 15(1), 389-417
- 임태균, 정석우(2006), "이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향," **회계·세무와 감사연구**, 44, 311-334
- 임태균, 김진희, 정재욱(2009), "감사품질과 재무분석가의 이익예측정확성," **회계정보연구**, 27(4), 1-27
- 전규안, 최종학, 박종일, 이병희(2007), "기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구," **회계학연구**, 32(1), 141-171
- 전성빈, 이아영, 김명인, 김성혜, 조은호(2013), "공시정보와 사적정보에 대한 재무분석가의 인식과 이용형태," **회계저널**, 22(3), 253-295
- 정문중, 이재맹(1996), "회계감사 품질대용치와 산업별 전문감사인: 우리 회계감사 시장의 현황을 중심으로," **회계저널**, 5(2), 239-274
- 정문중, 이재맹(2000), "감사인 규모와 감사인 집중 수준의 변화 추세: 소속 공인회계사 수에 근거한 분석," **회계저널**, 9(1), 129-159
- 정석우(2003), "재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인," **회계학연구**, 28(4), 61-84

- 정석우, 임태균(2005), "회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향," *회계학연구*, 30(2), 209-235
- 정석우, 배성호, 임태균(2012), "환위험 기업에 대한 재무분석가 이익예측 특성," *회계학연구*, 37(4), 1-35
- 정성환, 한승수(2011), "재무분석가의 발생액 구분 능력과 경영자 이익조정과의 관계에 관한 연구," *회계학연구*, 36(3), 103-133
- 정성환, 유승원(2012), "자율공시와 보수주의가 자기자본비용에 미치는 영향," *회계학연구*, 37(1호), 267-308
- 정현욱, 이현주, 이강일(2013), "지주회사 전환이 자기자본비용에 미치는 영향," *회계정보연구*, 31(2), 107-140
- 조중석, 조문희(2009), "경영자의 기회주의적 재량권이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향," *회계연구*, 14(1), 147-173
- 조현우, 백원선(2007), "유효법인세변동액이 발생액의 질과 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향," *세무학연구*, 24(4), 41-75
- 최관(1999), "감사서비스의 생산과 피감사회사의 특성," *경영학연구*, 28(3), 609-635
- 최수영, 조정은, 이상수, 고재민(2012), "이익조정이 재무분석가의 허당에 미치는 영향," *회계저널*, 21(6), 59-95
- Ahmed, A. S., S. M. Khalid Nainar, and J. Zhou (2005), "Do Analysts' Earnings Forecasts Fully Reflect the Information in Accruals?" *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 22(4), 329-342
- Behn, B. K., J. H. Choi, and T. Kang(2008), "Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 83(2), 327-349
- Bell, T., W. Landsman, and D. Shackelford(2001), "Auditors' Perceived Business Risk and Audit Fees: Analysis and Evidence," *Journal of Accounting Research*, 39(1), 35-43
- Bhushan, R.(1989), "Firm Characteristics and Analyst Following," *Journal of Accounting and Economics*, 11(2/3), 255-274
- Bradshaw, M. T., S. A. Richardson, and R. G. Sloan(2001), "Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals?" *Journal of Accounting Research*, 39(1), 45-74
- Breton, R., S. Galanti, C. Hurlin, and A. G. Vaubourg(2011), "Does soft information matter for financial analysts' forecasts? A gravity model approach," *Working paper*
- Caramanis, C., and C. Lennox(2008), "Audit Effort and Earnings Management," *Journal of Accounting & Economics*, 45(1), 116-138
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan (1998), "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 73(2), 277-294
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70(2), 193-225
- Duru, A., and D. M. Reeb(2002), "International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias," *The Accounting Review*, 77(2), 415-433
- Fan, J., and T. J. Wong(2002), "Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia," *Journal of Accounting and Economics*, 33(3), 401-425
- Foster, G.(1986), *Financial Statement Analysis*, New Jersey, Prentice-Hall.
- Francis, J., and D. Philbrick(1993), "Analysts' Decisions as Products of a Multi-Task Environment," *Journal of Accounting Research*, 31(2), 216-230

- Francis, J., K. Schipper, and L. Vincent(2005), "Earnings and dividend informativeness when cash flow rights are separated from voting rights," *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 329-360
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson(2008), "Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53-99
- Haw, I. M., B. Hu, L. S. Hwang, and W. Wu(2004), "Ultimate Ownership, Income Management, and Legal and Extra-Legal Institutions," *Journal of Accounting Research*, 42(2), 423-462
- Leuz, C., D. Nanda, and P. D. Wysocki(2003), "Earnings Management and Investor Protection : an International Comparison," *Journal of Financial Economics*, 69(3), 505-527
- O'Keefe, T., D. Simunic, and M. Stein(1994), "The Production of Audit Services: Evidence from a Major Public Accounting Firm," *Journal of Accounting Research*, 32(2), 241-261
- Schipper, K.(1991), "Analysts' forecasts," *Accounting Horizons*, 5(4), 105-121

The Effect of Audit Hours on Bias in Analysts' Earnings Forecasts

Hyun-Uk Jung* · Hyun-Ju Lee** · Kang-il Lee***

Abstract

This study examines the relation between abnormal audit hours and bias in analysts' earnings forecasts. We expect a negative relation between abnormal audit hours and optimistic forecast error. This study is motivated by prior studies which report positive association between abnormal audit hours and overall reliability of accounting information. The increase in the reliability of public information would likely induce analysts to depend less on private information. The relative independence from private information may allow decrease in analysts' issue of optimistic forecasts.

The proxy for forecast error is measured as signed error(SE, actual-forecast) following Jeong (2003) and Jeong et al.(2012). Forecast greater than actual EPS is interpreted as optimistic forecast. As SE decreases, the forecast becomes more optimistic. Abnormal audit hours are estimated following Ma et al.(2012) and Park and Park(2007).

The hypothesis is tested by using sample firms listed on the Korean Stock Exchange(KOSPI) from the year of 2006 to the year of 2011 inclusively. After controlling for variables related with bias in analysts' earnings forecasts as reported in previous studies, the results of multiple regression show a significantly positive coefficient for audit hour variable. The decrease in the optimistic bias indicates decrease in the demand for private information.

In addition we performed additional tests by dividing the sample based on several firm characteristics (abnormal audit hours above zero vs. abnormal audit hours below zero; abnormal audit fee above zero vs. abnormal audit fee below zero; big4 vs. non-big4). The results of the additional tests provide similar results. We also performed 2-Stage Least Squares(2SLS) test to control

* Part-time Lecturer, School of Business, Yeungnam University, Kyongsan, Korea, First Author

** Ph. D. in Business Management, School of Business, Yeungnam University, Kyongsan, Korea, Co-author

*** Associate Professor, School of Business, Yeungnam University, Kyongsan, Korea, Corresponding Author

for potential endogeneity. The additional result is consistent with our main findings. Our results indicate decrease in optimistic bias increases analysts' independence from management's private information.

Overall, the results of this study suggest that the quality of accounting information is increasing in audit hours. And the improvement of the quality of accounting information reduces analysts' dependence on management's private information.

Key words: audit hours, public information, optimistic bias in analysts' earnings forecasts