

산업전문감사인이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향

정현욱* · 이현주**

<요 약>

본 연구는 산업 전문감사인이 감사하는 기업의 순이익 가치관련성과 순자산 가치관련성은 비산업 전문감사인이 감사하는 기업보다 높을 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 산업 전문감사인과 관련된 선행연구에 따르면, 산업 전문감사인은 피감사기업에 높은 감사품질을 제공하여 회계이익의 질을 개선시키는 것으로 나타나고 있다.

한편, 산업 전문감사인은 산업내 피감사기업들을 계속 감사하므로 감사시간당 감사원가(노력과 시간)를 낮출 수 있다. 하지만, 산업 전문감사인은 비산업 전문감사인보다 높은 감사보수를 받는다는 것으로 선행연구에서는 보고하고 있다. 이는 산업 전문감사인에 대한 피감사기업의 수요가 증가하여 나타난 것으로 판단된다. 즉, 피감사기업의 정보문제(대리인문제 및 정보비대칭 수준)가 높을 경우, 이러한 피감사기업은 높은 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인에 대한 수요가 높아져, 결과적으로 산업 전문감사인은 비산업 전문감사인보다 더 높은 감사보수를 받는 것으로 판단된다. 이러한 점에서 이세용(2014)은 발생액의 질이 낮아질수록 순이익의 가치관련성은 감소하지만, 순자산의 가치관련성은 증가한다고 보고하고 있다. 이는 기업에 정보문제가 있을 경우, 투자자는 청산가치인 순자산에 가치를 부여하고 있음을 시사한다. 따라서 본 연구는 산업 전문감사인이 감사한 기업의 순이익 가치관련성과 순자산 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 높을 것으로 기대하여 실증분석을 수행하였다.

2000-2011년 기간 동안 금융업을 제외한 상장기업을 대상으로 실증분석을 수행한 결과, 산업 전문감사인과 순이익 간의 교호변수와 산업 전문감사인과 순자산 간의 교호변수는 각각 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따르면, 투자자는 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 회계이익의 질이 개선된 것으로 판단하여 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익에 보다 많은 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다. 하지만, 정보문제가 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 가능성 높다는 선행연구를 고려해 볼 때, 투자자는 산업 전문감사인을 선임한 피감사기업의 순자산에도 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다.

* 영남대학교 경영학부 시간강사, biglotos@yu.ac.kr, 제1저자
** 영남대학교 경영학박사, hyunjulee0328@gmail.com, 교신저자

본 연구는 산업 전문감사인인 감사를 수행할 경우, 피감사기업의 회계정보 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 실증분석한 자료를 제공한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다. 회계이익의 질과 정보문제는 학문적인 개념으로, 일반 투자자들이 그 속성을 이해하고 측정하는 데는 한계가 있다. 따라서 산업 전문감사인인 회계정보의 가치관련성에 체계적으로 영향을 미친다는 본 연구의 결과는 투자자들의 의사결정에 중요한 자료를 제공할 것으로 기대된다. 즉, 피감사기업의 산업 전문감사인 선임여부는 투자자에게 중요한 투자지표로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

〈주제어〉 산업 전문감사인, 순이익 가치관련성, 순자산 가치관련성

I. 서 론

본 연구는 산업 전문감사인인 감사를 수행할 경우, 피감사기업의 회계정보 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 실증분석하는데 목적이 있다. 구체적으로 투자자는 산업 전문감사인인 감사한 기업의 순이익과 순이익에 대하여 가치를 높게 평가할 것으로 기대하여 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다.

회계정보의 가치관련성과 관련된 선행연구에서는 Ohlson(1995)이 제시한 모형을 근거로 감사인의 품질관리에 대한 공적규제, 대형감사법인, 회계기준, 회계이익의 질 및 이익조정이 회계정보(순자산 및 순이익)의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 분석하고 있다. 하지만, 산업 전문감사인인 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 실증분석한 연구는 없는 실정이다.

산업 전문감사인과 관련된 선행연구에 따르면, 산업 전문감사인은 피감사기업에 높은 감사품질을 제공하여 회계이익의 질을 개선시키는 것으로 나타나고 있다. 또한 산업 전문감사인의 피감사기업은 그렇지 않은 기업보다 공시의 질이 우수하며, 재무오류(financial fraud)와 자기자본 비용이 낮은 것으로 보고되고 있다. 특히 Barth et al.(1998)과 김정옥(2010)에 따르면, 재무건전도(financial health)와 정보비대칭을 해소시키기 위해 회계정보의 신뢰성을 제고시킬 경우, 투자자는 청산가치인 순자산보다 미래의 잠재적인 성과를 나타내는 회계이익을 더 중시한다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 산업 전문감사인인 피감사기업에 높은 감사품질을 제공하여 회계이익의 질을 제고시킬 경우, 산업 전문감사인인 감사한 기업의 순이익 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 높을 것으로 기대된다.

산업 전문감사인은 피감사기업에 높은 감사품질을 제공하는 대신 높은 감사보수를 받는 것으로 나타나고 있다(Craswell et al. 1995 ; 나종길 · 최기호 2006 ; 기은선 · 권수영 2013). 하지만, 산업 전문감사인은 산업내 피감사기업들을 계속 감사하므로 감사시간당 감사원가(노력과 시간)를 낮출 수 있다(나종길 · 최기호 2006). 이러한 점에서 산업 전문감사인인 비산업 전문감사인보

다 높은 감사보수를 받는다는 것은 산업 전문감사인에 대한 피감사기업의 수요가 증가하여 나타난 것으로 판단된다. 즉, 피감사기업의 정보문제(대리인문제 및 정보비대칭 수준)가 높을 경우, 이러한 피감사기업은 높은 감사품질을 제공하는 감사인에 대한 수요가 높아질 것(Chow 1982 ; 정문종 1997)이고, 이는 산업 전문감사인의 감사보수를 증가시키는 유인으로 작용할 것으로 판단된다.

한편, 이세용(2014)은 발생액의 질이 낮아질수록 순이익의 가치관련성은 감소하지만, 순자산의 가치관련성은 증가한다고 보고하고 있다. 이는 기업에 정보문제가 있을 경우, 투자자는 회계 이익보다 청산가치인 순자산에 가치를 더 부여하고 있음을 시사한다. 따라서 산업 전문감사인이 감사하는 피감사기업의 순자산 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 높을 것으로 기대된다.

실증분석에서 사용된 산업 전문감사인은 Palmrose(1986), 정문종·이재맹(1996) 그리고 정문종(1997)의 방법론에 따라 회계법인의 산업별 시장점유율로 측정하였고, Ohlson(1995)이 제시한 모형을 이용하여 실증분석을 실시하였다. 실증분석결과, 산업 전문감사인과 순이익 간의 교호변수와 산업 전문감사인과 순자산 간의 교호변수는 각각 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 추가분석으로 Biddle et al.(1995)과 김정옥·배길수(2013)의 방법론에 따라 영업활동 현금흐름(CFO) 및 대형 회계법인(BIG4)을 모형에 각각 포함하여도 일관된 것으로 나타났다.

이러한 결과에 따르면, 투자자는 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 회계이익의 질이 개선된 것으로 판단하여 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익에 보다 많은 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다. 하지만, 정보문제(대리인문제 및 정보비대칭 수준이 높은 경우)가 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 가능성 높다는 선행연구를 고려해 볼 때, 투자자는 산업 전문감사인을 선임한 피감사기업의 순자산에도 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다.

또한, 본 연구에서는 추가적으로 정보문제가 높은 기업군(발생액의 질이 낮은 기업 및 비정상 감사보수가 높은 기업)과 낮은 기업군(발생액의 질이 높은 기업 및 비정상 감사보수가 낮은 기업)으로 분리하여 산업 전문감사인과 회계정보의 가치관련성을 분석하였다. 분석결과, 산업전문감사인과 순이익 간의 교호변수는 정보문제가 높은 기업군과 낮은 기업군에서 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 하지만, 산업전문감사인과 순자산 간의 교호변수의 경우 정보문제가 높은 기업군에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났으나, 정보문제가 낮은 기업군에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지거나 또는 통계적 유의성을 가지지 않는 것으로 나타났다. 이는 정보문제가 높은 기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우, 투자자는 청산가치를 나타내는 순자산에 가치를 부여하고 있음을 시사한다. 하지만, 투자자는 정보문제가 낮은 기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우에는 순자산에 가치를 부여하지 않거나 또는 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 피감사기업의 회계정보 가치관련성에 어

떠한 영향을 미치는 지를 실증분석한 자료를 제공한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다. 회계이익의 질과 정보문제는 학문적인 개념으로, 일반 투자자들이 그 속성을 이해하고 측정하는 데는 한계가 있다. 따라서 산업 전문감사인 회계정보의 가치관련성에 체계적으로 영향을 미친다는 본 연구의 결과는 투자자들의 의사결정에 중요한 자료를 제공할 것으로 기대된다. 즉, 피감사기업의 산업 전문감사인 선임여부는 투자자에게 중요한 투자지표로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고, 연구가설을 제시하였다. 제Ⅲ장에서는 연구방법론으로 연구모형과 표본의 선정을 기술하였고, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구의 결과 및 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설 설정

1. 산업 전문감사인에 대한 연구

산업 전문감사인과 관련된 선행연구에서는 시장점유율(market share)을 산업 전문감사인의 대용변수(proxy)로 측정하여, 산업 전문감사인이 (피감사기업의)회계이익의 질에 어떠한 영향을 미치고 있으며, 감사보수는 비산업 전문감사인과 어떠한 체계적인 차이가 있는 지를 실증분석하고 있다. 먼저, 산업 전문감사인이 회계이익의 질에 미치는 영향을 분석한 연구를 살펴보면, 권수영 외(2008)는 산업 전문감사인의 경우 산업에 대한 지식과 경험이 축적되어 있으므로, 산업 전문감사인의 피감사기업은 Kothari et al.(2005)의 수정된 재량발생이 낮다는 실증결과를 보고하고 있다. 따라서 권수영 외(2008)는 산업 전문감사인의 피감사기업은 감사품질이 높다고 설명하고 있다. 또한 권수영 외(2008)는 계속감사기간이 길지 않더라도 산업 전문감사인이 있을 경우, 감사품질은 높아진다고 보고하였다.

Balsam et al.(2003)은 표본기업을 대형감사법인(Big 6)의 피감사기업(clients)으로 한정하여 산업별 전문감사인과 재량발생의 절대값 및 이익반응계수(ERC, earnings response coefficients) 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 산업별 전문감사인의 피감사기업의 재량발생 절대값은 그렇지 않은 기업보다 더 낮은 것으로 나타났고, 이익반응계수는 더 높은 것으로 나타났다. 또한 나종길·최기호(2005)도 대체적으로 산업별 전문감사인의 피감사기업은 그렇지 않은 기업보다 회계이익의 질(재량발생의 절대값)이 높다(낮다)는 실증결과를 보고하고 있어 우리나라의 경우에도 Balsam et al.(2003)의 결과와 일관된 것으로 보이고 있다.

Dunn and Meyhew(2004)는 산업 전문감사인과 공시(disclosures)의 질 간에는 양(+)의 관련성이 있다고 보고하고 있다. 그리고 Carcello and Nagy(2004)는 산업 전문감사인과 재무오류

(financial fraud) 간에는 음(-)의 관련성이 있다고 보고하고 있다. 특히, 도경분·이진수(2010)는 산업 전문감사인이 피감사기업을 감사한 경우, 자본시장은 이러한 기업의 회계정보에 대하여 높은 신뢰성을 부여하므로 산업 전문감사인이 감사를 수행하는 기업일수록 자기자본비용은 감소한다고 보고하고 있다. 또한 도경분·이진수(2010)는 이익조정(재량발생의 값이 0.75이상이면 1, 아니면 0)과 산업 전문감사인 간의 교호작용이 자기자본비용에 미치는 영향도 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 이익조정과 산업 전문감사인 간의 교호작용 변수 회귀계수는 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 이익조정이 있을 경우에도 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 투자자의 기대수익률이 낮아질 수 있음을 시사한다.

Francis et al.(2004)과 Bhattacharya et al.(2012)은 회계이익의 질이 낮을 경우, 정보위험이 증가한다고 설명하고 있다. 특히 Bhattacharya et al.(2012)에 따르면, 자기자본비용은 정보비대칭에 의해 영향을 받기도 하지만, 회계이익의 질에 영향을 많이 받는다고 설명하고 있다.¹⁾ 이러한 점에서 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 자기자본비용이 감소한다는 도경분·이진수(2010)의 연구결과는 산업 전문감사인이 높은 감사품질을 피감사기업에 제공하여 피감사기업의 회계이익의 질이 개선되어 나타난 것으로 해석할 수 있을 것이다.

안치현·정형록(2013)은 산업 전문감사인과 감사시간 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 산업 전문감사인과 감사시간 간에는 일반적으로 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 산업 전문감사인의 경우 산업내 명성을 유지하려는 유인이 높기 때문에 이러한 결과가 나타났다고 안치현·정형록(2013)은 해석하였다. 한편, 권수영 외(2006)와 박종일·최관(2009)은 적정감사시간 이상으로 감사인이 감사노력을 기울일 경우 경영자의 기회주의적 이익조정(재량발생)이 억제된다고 보고하고 있다. 따라서 산업 전문감사인과 감사시간 간에 양(+)의 관련성이 존재한다는 것은 산업 전문감사인이 피감사기업을 감사할 경우 회계이익의 질이 개선될 수 있음을 시사한다.

한편, 산업 전문감사인과 감사보수 간의 관련성을 분석한 연구에 따르면, 산업 전문감사인의 경우 높은 감사품질을 제공하는 대신 높은 감사보수를 받는 것으로 나타나고 있다(Craswell et al. 1995 ; 나종길·최기호 2006 ; 기은선·권수영 2013). 일반적으로 감사보수는 감사노력(감사시간)에 대한 보상(마회영 외 2012)으로 지급되는데, 권수영·기은선(2011)에 따르면 정보위험(발생액의 질)이 높은(낮은) 기업일수록 감사보수는 증가한다고 보고하고 있다.

하지만, 산업 전문감사인은 산업내 피감사기업들을 계속 감사하므로 감사시간당 감사원가(노력과 시간)를 낮출 수 있다(나종길·최기호 2006). 이러한 점에서 산업 전문감사인이 비산업 전

1) 구체적으로 Bhattacharya et al.(2012)은 자기자본비용을 감소시키는 주요 변수는 회계이익의 질이라고 설명하고 있다. 즉, 회계이익의 질은 직접적으로 자기자본비용에 영향을 미치기도 하지만, 회계이익의 질이 정보비대칭에 영향을 주어 간접적으로 영향을 미치기도 한다고 보고하고 있다. 따라서 Bhattacharya et al.(2012)은 정책적 관점에서 기업의 정보의 접근성(정보비대칭)을 제고(감소)시키는 것보다 회계이익의 질을 제고시키는 것이 정책적 관점에서 더 효율적이라고 보고하고 있다.

문감사인보다 높은 감사보수를 받는다는 것은 산업 전문감사인에 대한 피감사기업의 수요가 증가하여 나타난 것으로 판단된다. 즉, 피감사기업이 정보문제(대리인문제 및 정보비대칭 수준)가 높을 경우, 이러한 피감사기업은 높은 감사품질을 제공하는 감사인에 대한 수요가 높을 것 (Chow 1982 ; 정문종 1997)이고, 이는 결과적으로 산업 전문감사인의 감사보수를 증가시키는 유인으로 작용할 것으로 판단된다. 이상의 산업 전문감사인과 관련된 선행연구를 정리해보면, 피감사기업의 감사위험(대리인 문제 및 정보비대칭)이 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 유인이 높고, 이러한 산업 전문감사인은 피감사기업에 높은 감사품질을 제공하여 회계이익의 질을 제고시키는 것으로 나타나고 있다.

2. 회계정보의 가치관련성에 관한 연구

회계정보의 가치관련성은 투자자들이 기업가치 평가시 회계정보(순이익 및 순자산)를 어느 정도 반영하고 있는 지를 나타낸다(Ohlson 1995 ; 김정옥 · 배길수 2013 ; 김정옥 2014 ; 정태범 2014). 따라서 회계정보의 가치관련성과 관련된 선행연구에서는 Ohlson(1995)이 제시한 모형을 근거로 감사인의 품질관리에 대한 공적규제, 대형감사법인, 회계기준, 회계이익의 질 및 이익조정 수준이 회계정보(순자산 및 순이익)의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 분석하고 있다.

최정호 · 이재은(2012)은 감사인의 품질관리에 대한 공적규제가 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였다. 구체적으로 최정호 · 이재은(2012)은 금융감독원의 품질관리대상 혹은 외국 감독기구에 등록된 감사인이 감사한 기업의 회계정보 가치관련성이 그렇지 않은 기업과 어떠한 차이가 있는 지를 분석하였다. 분석결과, 금융감독원의 품질관리대상 혹은 외국 감독기구에 등록된 감사인이 감사한 기업의 순이익 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 더 높은 것으로 나타났으나, 순자산의 가치관련성은 그렇지 않은 기업과 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 최정호 · 이재은(2012)은 투자자의 경우, 공적규제 대상이 되는 감사인이 감사한 기업의 회계정보(순이익)를 더 높게 인식한다고 해석하였다.

김정옥 · 배길수(2013)는 감사품질이 회계정보에 대한 신뢰성으로 이어질 경우, 감사인의 고품질 감사서비스는 피감사기업의 회계정보에 대한 높은 신뢰성을 부여하는 지를 실증분석하였다. 구체적으로 김정옥 · 배길수(2013)는 피감사기업이 비대형감사인(non-BIG4)에 감사를 받을 때보다 대형감사인(BIG4)으로부터 감사를 받을 때 순자산의 가치관련성과 순이익의 가치관련성이 높아지는 지를 분석하였다. 분석결과, 대형감사인이 감사한 피감사기업의 순자산 및 순이익의 가치관련성은 비대형감사인이 감사한 피감사기업의 순자산 및 순이익의 가치관련성보다 높은 것으로 나타났다. 따라서 김정옥 · 배길수(2013)는 투자자의 경우, 대형감사인이 감사한 회계정보에 대하여 더 높은 신뢰성을 부여하고 있다고 설명하였다. 또한 김정옥 · 배길수(2013)는 표

본을 대형감사인과 비대형감사인으로 나누어 회계정보의 상대적 가치관련성을 분석하였다. 분석결과, 대형감사인이 감사한 회계정보에 대해서는 순이익에 대한 가치관련성이 순자산의 가치관련성보다 높은 것으로 나타났다. 반대로, 비대형감사인이 감사한 회계정보의 경우, 순자산의 가치관련성이 순이익의 가치관련성보다 높은 것으로 나타났다.

최정호(2013)는 회계기준의 적용에 따라 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 구체적으로 최정호(2013)는 기업회계기준(K-GAAP)으로 작성된 회계정보와 한국채택 국제회계기준(K-IFRS)으로 작성된 회계정보 중 어느 기준으로 작성하였을 때, 회계정보의 가치관련성이 더 높아지는지를 분석하였다. 분석결과, K-GAAP으로 작성된 순자산 및 순이익의 가치관련성은 K-IFRS으로 작성된 순자산 및 순이익의 가치관련성과 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 최정호(2013)는 투자자의 경우, 기업가치 평가시 두 회계기준을 동일하게 평가한다고 해석하였다.

이상의 내용을 정리해 보면, 투자자의 경우 감사인의 품질관리에 대한 공적규제에 대해서는 순자산과 순이익을 차별적으로 인식하는 것으로 보이고 있다. 그리고 투자자는 대형회계법인에 감사를 받는 기업의 회계정보(순자산 및 순이익)를 주가에 많이 반영하고 있는 보이고 있다. 하지만, 투자자는 회계기준에 대해서는 주가에 차별적으로 반영하고 있지 않는 것으로 보이고 있다.

회계이익의 질 및 이익조정과 회계정보의 가치관련성을 분석한 연구를 살펴보면, 지현미 외(2008)는 이익조정의 감소로 인하여 회계이익의 질이 제고될 경우, 기업의 회계투명성은 증가할 것으로 판단하여, 지주회사로 전환한 기업을 대상으로 전환 이전과 전환 이후 순이익의 가치관련성이 어떠한 차이를 보이고 있는지를 분석하였다. 이러한 점에서 지현미 외(2008)는 지주회사 전환 이전과 전환 이후 이익조정이 감소하였는지 분석하였다. 분석결과, 지주회사로 전환한 기업의 경우, 전환 후 이익조정이 감소한 것으로 나타났다. 그리고 지현미 외(2008)는 지주회사 전환 이전보다 전환 이후 회계이익의 가치관련성이 증가하였는지를 분석하였다. 분석결과, 지주회사 전환 이후 순이익의 가치관련성이 증가한 것으로 나타났다.

또한, 박원·박상규(2009)는 수익의 증가로 인해 이익이 증가된 기업은 비용의 감소로 인해 이익이 증가된 기업보다 이익지속성 및 회계이익의 질이 높으므로, 수익의 증가로 인해 이익이 증가된 기업은 비용의 감소로 인해 이익이 증가된 기업보다 순이익의 가치관련성이 높다고 보고하고 있다. 그리고 Barth et al.(1999)의 연구에서도 회계이익의 지속성이 증가할 경우 순이익의 가치관련성이 높아진다고 보고하고 있다.

이세용(2014)은 발생액의 질에 따라 순자산 및 순이익의 가치관련성이 어떻게 변화하는지를 실증분석하였다. 분석결과, 발생액의 질과 순이익의 회귀계수는 양(+)의 값으로 나타났으나, 발생액의 질과 순자산의 회귀계수는 음(-)의 값으로 나타났다. 특정 시점의 기업가치는 고정된 값을 가지기 때문에, 발생액의 질이 높은 기업일수록 회계이익의 가치관련성은 증가하지만, 순자산의 가치관련성은 감소한다고 이세용(2014)은 설명하였다.

이상의 회계이익의 질과 순자산 및 순이익의 가치관련성 간의 관련성을 분석한 연구에서는 앞서 보고한 연구결과와 상이한 결과를 제시하고 있다. 즉, 회계이익의 질이 높은 기업일 경우 순이익의 가치관련성이 높아지지만, 순자산의 가치관련성은 통계적으로 유의하지 않거나 또는 낮아지는 것으로 나타나고 있다(지현미 외 2008 ; 김정옥 2010 ; 이세용 2014). 이는 투자자의 경우 회계이익의 질이 높은 기업에 대해서는 미래의 잠재적 성과를 나타내는 회계이익을 더 중요하게 판단하지만, 회계이익의 질이 낮은 기업에 대해서는 청산가치인 순자산을 더 중요하게 판단하기 때문에 이러한 결과가 나타난 것으로 해석할 수 있다(김정옥 2010).

3. 가설 설정

산업 전문감사인의 피감사기업은 공시의 질이 우수하며, 재무오류(financial fraud)가 작고, 투자자의 요구수익률인 자기자본비용이 감소한다고 보고하고 있다. 그리고 Balsam et al.(2003)과 나종길·최기호(2005)는 산업 전문감사인의 피감사기업은 재량발생의 절대값이 작은 것으로 나타나 산업 전문감사인은 피감사기업의 회계이익의 질을 개선시킨다고 보고하고 있다. 회계이익의 질이 개선될 경우, 지현미 외(2008)와 이세용(2014)은 순이익의 가치관련성이 증가한다고 보고하고 있다. 이는 회계이익의 질이 제고될 경우, 투자자는 미래 잠재적 성과를 나타내는 회계이익에 가치를 더 많이 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 점에서 산업 전문감사인이 피감사기업의 회계이익의 질을 제고시키는 유인으로 작용할 경우, 피감사기업의 순이익 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 높은 것으로 기대된다. 이러한 기대에 근거하여 본 연구의 가설 1은 다음과 같이 설정하였다.

가설 1 : 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익 가치관련성은 비산업 전문 감사인이 감사한 피감사기업의 순이익 가치관련성보다 높을 것이다.

피감사기업의 정보문제(대리인문제 및 정보비대칭 수준)가 높아질수록 피감사기업은 높은 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 유인이 높고, 이로 인해 산업 전문감사인은 보다 높은 감사보수를 받는다고 산업 전문감사인과 관련된 선행연구에서는 설명하고 있다. 이는 피감사기업의 정보문제가 높을 경우, 피감사기업은 높은 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임하여 이러한 정보문제를 해소하려고 하는 유인이 있음을 시사한다(정문종 1997).

하지만, 투자자는 이러한 피감사기업의 사전적 정보문제를 주가에 반영할 것으로 기대된다. 김정옥(2010)은 금융기관 차입금비용이 높은 기업일수록 채무기업과 채권자 간의 정보비대칭 문제를 해소하려는 유인이 낮으므로, 금융기관 차입금비용이 일반부채의 비율보다 높은 기업의 경우 순자산의 가치관련성이 순이익의 가치관련성보다 높다고 보고하고 있다. 이와 같은 맥락에서, 이세용(2014)은 발생액의 질이 낮아질수록 순자산의 가치관련성은 증가한다고 보고하고 있

다. 이는 기업에 정보문제가 있을 경우, 투자자는 청산가치인 순자산에 가치를 부여하고 있음을 시사한다. 이러한 점에서 투자자는 산업 전문감사인이 감사하는 피감사기업의 경우 정보문제가 높은 것으로 판단할 것이고, 이는 투자자에게 청산가치의 중요성을 제고시킬 유인으로 작용할 것으로 기대된다. 따라서 산업 전문감사인이 감사하는 피감사기업의 순자산 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 높을 것으로 기대된다.²⁾ 이러한 기대에 근거하여 본 연구의 가설 2는 다음과 같이 설정하였다.

가설 2 : 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순자산 가치관련성은 비산업 전문 감사인이 감사한 피감사기업의 순자산 가치관련성보다 높을 것이다.

III. 연구방법론

1. 연구모형

다음의 식(1)은 본 연구의 가설 1과 가설 2를 검증하기 위하여 설정한 모형이다.

$$PRICE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 SPE_{i,t} + \beta_4 SPE_{i,t} \times EPS_{i,t} + \beta_5 SPE_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_6 YD_{i,t} + \beta_7 IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

PRICE : 주가(기말주가)

EPS : 순이익(주당순이익)

BV : 순자산(주당순자산)

SPE : 산업전문감사인

SPE_1 : 산업전문감사인1(회계법인의 산업별 시장점유율³⁾이 1위이면 1, 아니면 0)

SPE_2 : 산업전문감사인2(회계법인의 산업별 시장점유율이 20%이상이면 1, 아니면 0)

YD : 연도더미

IND : 산업더미

- 2) 최정호·이정우(2008)는 대형회계법인(BIG4)이 감사한 피감사기업의 회계이익의 질은 비대형회계법인(Non-BIG4)이 감사한 피감사기업이 회계이익의 질보다 우수하다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 김정옥·배길수(2013)는 대형회계법인과 순자산의 교호변수는 양(+)의 값을 제시하는 것으로 보고하고 있어, 이세용(2014)의 결과와 상반된 것처럼 보이고 있다. 하지만, 피감사기업이 정보위험을 해결하기 위해 대형회계법인을 선정하였을 경우, 투자자는 이러한 피감사기업의 정보위험을 주가에 반영할 것이므로, 대형회계법인과 청산가치인 순자산의 교호변수가 양(+)의 값으로 나타난 것으로 판단되어 진다. 따라서 김정옥·배길수(2013)와 이세용(2014)의 연구결과는 일관된 것으로 볼 수 있다.
- 3) 회계법인의 산업별 시장점유율(감사인 i의 산업 j에 속한 피감사기업(고객)의 자산 합/산업 j에 속한 기업의 자산 합)은 Palmrose(1986), 정문중·이재맹(1996) 그리고 정문중(1997)의 방법론에 따라 측정하였

식(1)의 β_4 는 가설 1을 검증하기 위한 회귀계수이며, β_5 는 가설 2를 검증하기 위한 회귀계수이다. 본 연구의 가설과 일관된 결과를 제시하기 위해서는 β_4 와 β_5 는 각각 유의한 양(+)의 값을 제시해야 한다. β_4 와 β_5 가 각각 유의한 양(+)의 값을 제시하면, 산업 전문감사인인 감사한 피감사기업의 순이익 및 순자산의 가치관련성이 비산업 전문 감사인인 감사한 경우보다 높은 것으로 해석할 수 있다. 그리고 본 연구에서는 김정옥·배길수(2013)의 방법론에 따라 연도더미(YD)와 산업더미(IND)를 모형에 포함하였다.

2. 표본의 선정

본 연구는 산업 전문감사인인 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 2000년부터 2011년까지 금융업을 제외한 유가증권상장법인
- (2) 결산일이 12월 31일인 기업
- (3) 자본이 양(+)인 기업 및 감사의견이 적정인 기업
- (4) 한국신용평가(주)의 Kis-Value에서 재무자료 및 주가 자료를 추출할 수 있는 기업

조건 (1)은 금융업에 속한 기업은 일반 제조업이나 상품매매기업 등과 비교할 때 회계처리 절차나 자본구조 등이 크게 차이가 나기 때문에 본 연구에서 제외하였다. 조건 (2)는 표본의 동질성을 확보하기 위해 12월 결산법인이 아닌 기업을 제외하였기 때문이다. 조건 (3)은 자본이 잠식된 경우와 감사의견이 적정이 아닌 기업의 경우 표본의 편의(bias)를 발생시켜 본 연구의 내적타당성을 위협할 것으로 예상되어 제외하였다. 조건 (4)는 실증분석에 사용되는 변수에 필요한 정보 수집을 할 수 있는 기업으로 한정하기 위함이다.

<표 1>은 이상의 조건을 만족시키는 최종표본에 대한 산업-연도별 분포를 제시하고 있다. 제시된 기준은 한국신용평가정보(주) Kis-Value의 산업분류(중분류)에 따라 분류된 것이다. <표 1>에서 보는 바와 같이, 최종표본 6,382개(기업-년) 중 화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외)은 657개(기업-년), 전문서비스업은 484개(기업-년), 1차 금속 제조업은 454개(기업-년) 그리고 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업은 426개(기업-년)로 4개 산업이 전체 표본의 약 31%를 초과하고 있다. 따라서 본 연구의 실증분석에서는 산업더미를 모형에 포함하였다.

다. 그리고 정석우 외(2014)와 박재환·박수근(2007)의 방법론에 따라 회계법인의 산업별 시장점유율이 1위인 경우 및 회계법인의 산업별 시장점유율이 20% 이상이면 1 아니면 0으로 측정하였다. 구체적으로 본 연구의 회계법인의 산업별 시장점유율은 Kis-Value의 산업분류(중분류)를 이용하여 2000년부터 2011년까지 기업(7,607개(년도-기업))을 대상으로 측정하였다.

〈표 1〉 표본의 산업-연도별 분포

산 업	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	합계
1차 금속 제조업	28	30	35	37	37	38	39	40	41	42	43	44	454
가구 제조업	3	3	3	3	3	5	5	5	5	5	5	6	51
가죽, 가방 및 신발 제조업	3	4	4	4	4	4	4	4	4	3	4	4	46
건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	2	2	2	2	1	2	2	2	2	4	5	6	32
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	13	14	14	14	14	15	15	15	15	16	17	17	179
교육 서비스업					1	1	1	1	1	1	1	1	8
금속가공제품 제조업 ; 기계 및 가구 제외	4	5	5	5	6	6	6	7	7	8	9	9	77
기타 기계 및 장비 제조업	17	21	22	23	23	25	26	26	29	30	31	31	304
기타 운송장비 제조업	3	4	5	5	5	5	5	6	6	6	6	7	63
기타 전문, 과학 및 기술 서비스업		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
기타 제품 제조업	1		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
담배 제조업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	12
도매 및 상품중개업	19	22	26	28	28	29	30	29	31	33	37	37	349
목재 및 나무제품 제조업 ; 가구제외	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	33
방송업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	13
부동산업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	3	4	17
비금속 광물제품 제조업	18	19	20	20	20	19	19	21	21	21	21	22	241
사업지원 서비스업	2	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	44
석탄, 원유 및 천연가스 광업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	12
섬유제품 제조업 ; 의복제외	8	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	118
소매업 ; 자동차 제외	4	4	7	7	7	7	8	8	8	8	9	12	89
수상 운송업	2	3	2	3	3	3	3	5	5	6	5	6	46
스포츠 및 오락관련 서비스업	1	2	2	2	2	2	2	2	3	4	4	4	30
식료품 제조업	25	25	26	27	27	28	28	29	28	29	29	31	332
어업	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	60
영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	20
육상운송 및 파이프라인 운송업	8	8	8	8	8	9	9	9	9	9	9	10	104
음료 제조업	4	4	4	4	4	4	3	3	3	4	4	4	45
음식점 및 주점업		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	3	2	2	3	3	3	3	3	3	3	4	4	36
의료용 물질 및 의약품 제조업	25	29	30	32	32	32	32	31	33	33	35	35	379
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	8	9	9	9	9	10	12	12	13	14	14	15	134
자동차 및 트레일러 제조업	26	27	28	29	29	30	31	32	32	33	35	37	369
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	8	8	8	8	8	8	9	9	9	9	11	11	106
전기장비 제조업	11	12	13	13	13	13	13	13	14	14	14	14	157

〈표 1〉 표본의 산업-연도별 분포 (계속)

산 업	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	합계
전문서비스업	34	34	35	37	38	40	41	43	46	45	44	47	484
전문직별 공사업			1	1	1	1	1	2	2	3	3	3	18
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	29	30	34	34	34	35	36	37	37	38	40	42	426
정보서비스업			1	1	1	1	1	1	1	1	3	3	14
종합 건설업	24	27	28	28	28	28	28	28	28	27	27	24	325
창고 및 운송관련 서비스업	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	31
출판업	2	2	3	4	5	5	5	6	7	7	7	7	60
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	4	4	4	4	4	4	4	4	4	5	5	5	51
코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	48
통신업	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	36
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	13	15	17	17	18	18	19	19	19	20	20	20	215
항공 운송업	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	24
화학물질 및 화학제품 제조업 ; 의약품 제외	43	47	49	50	53	54	59	59	59	60	61	63	657
합 계	418	453	485	501	510	526	541	555	569	585	609	630	6,382

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량 및 상관관계분석

<표 2>는 본 연구의 회귀분석에서 이용된 각 변수들에 대한 기술통계량을 제시하고 있다. 기술통계량으로는 평균 및 표준편차 그리고 4분위수를 제시하였다. <표 2>를 살펴보면, 주가(PRICE)의 평균(중위수)은 27,170.7457(6,900.0000)이고, 표준편차는 75,635.1100으로 나타났다.

순이익(EPS)의 평균(중위수)은 2,502.9113(569.0000)으로 나타났으며, 표준편차는 9,478.4999로 나타났다. 그리고 순자산(BV)의 평균(중위수)은 27,781.1695(9,102.1190)로 나타났으며, 표준편차는 61,532.4602로 나타났다. 이들 변수들의 평균 및 중위수는 지현미 외(2008)의 평균 및 중위수보다 다소 높은 것으로 보이고 있다. 지현미 외(2008)의 연구에서는 지주회사로 전환한 기업으로 표본을 한정하였기 때문에 본 연구의 평균 및 중위수와 다소 차이가 있는 것으로 판단되어 진다. 하지만, 이들 변수의 분포는 지현미 외(2008)와 유사한 것으로 보이고 있다.

산업전문감사인1(SPE1)의 평균은 0.2956이고, 중위수는 0.0000으로 나타났으며, 표준편차는 0.4564로 나타났다. 그리고 산업전문감사인2(SPE2)의 평균은 0.3886이고, 중위수는 0.0000으로 나타났으며, 표준편차는 0.4875로 나타났다.

〈표 2〉 주요변수의 기술통계량

	평 균	표준편차	최소값	1분위수	중위수	3분위수	최대값
PRICE	27,170.7457	75,635.1100	24.0000	2,155.0000	6,900.0000	21,400.0000	1,210,000.0000
EPS	2,502.9113	9,478.4999	-228,113.0000	69.1750	569.0000	2,293.0000	177,233.0000
BV	27,781.1695	61,532.4602	8.9800	2,931.8025	9,102.1190	27,472.5300	1,060,557.9200
SPE1	0.2956	0.4564	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
SPE2	0.3886	0.4875	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

변수의 정의 : PRICE는 주가(기말주가), EPS는 순이익(주당순이익), BV는 순자산(주당순자산), SPE1은 산업전문감사인1(회계법인의 산업별 시장점유율이 1위이면 1, 아니면 0), SPE2는 산업전문감사인2(회계법인의 산업별 시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면 0).

<표 3>은 본 연구에서 사용된 주요변수 간의 상관관계를 보여주고 있다. <표 3>을 살펴보면, 주가(PRICE)는 주당순이익(EPS) 그리고 순자산(BV)과 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 또한 주가(PRICE)는 산업전문감사인1(SPE1) 및 산업전문감사인2(SPE2)와 1%수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 기대부호와 일관된 결과이지만, 다른 변수들이 두 변수(주가(PRICE)와 산업전문감사인1(SPE1) 및 산업전문감사인2(SPE2))에 미치는 영향을 고려하지 않은 상태이므로, 보다 심도 있는 검증(다변량 회귀분석)이 필요할 것으로 판단된다.

〈표 3〉 주요변수 간의 상관관계

	PRICE	EPS	BV	SPE1
EPS	0.6870***			
BV	0.7902***	0.6848***		
SPE1	0.0638***	0.0460***	0.0104	
SPE2	0.0702***	0.0356***	0.0082	0.6904***

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

2) 변수의 정의는 <표 2>참조.

2. 산업 전문감사인과 회계정보의 가치관련성

<표 4>는 본 연구의 가설 1과 가설 2를 실증분석한 결과이다. 모형 1, 모형 2, 모형 3, 모형 4 그리고 모형 5의 종속변수는 주가(PRICE)이다. 모형 1은 Ohlson모형을 재검증한 분석결과이고, 모형 2와 모형 5는 Ohlson모형에 산업 전문감사인 변수(SPE1과 SPE2)를 포함하여 산업 전문감사인이 주가에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석한 결과이다. 그리고 모형 3과 모형 6은 연도더미(YD)와 산업더미(IND)를 포함하지 않고 산업전문감사인1(SPE1) 및 산업전문감사인2

(SPE2)가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 실증분석한 결과이고, 모형 4과 모형 7은 연도더미(YD)와 산업더미(IND)를 포함하여 실증분석한 결과이다.

먼저, <표 4>의 모형 1 결과를 살펴보면, 순이익(EPS)과 순자산(BV)의 회귀계수는 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값으로 나타나 기대부호와 일관된 것으로 보이고 있다. 모형 2와 모형 5의 결과를 살펴보면, 산업전문감사인1(SPE1)과 산업전문감사인2(SPE2)는 주가와 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 산업 전문감사인이 피감사기업을 수행할 경우, 주식의 가치가 높아지고 있음을 시사하고 있다.⁴⁾

가설 1의 검증계수인 β_4 는 모형 3, 모형 4, 모형 6 그리고 모형 7에서 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익 가치관련성은 비산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익 가치관련성보다 높은 것으로 해석할 수 있다.

가설 2의 검증계수인 β_5 는 모형 3, 모형 4, 모형 6 그리고 모형 7에서 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값으로 나타났다. 따라서 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순자산 가치관련성은 비산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순자산 가치관련성보다 높은 것으로 해석할 수 있다.

<표 4>의 결과를 요약해 보면, 투자자는 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 회계이익의 질이 개선된 것으로 판단하여 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익에 보다 많은 가치를 부여하고 있는 것으로 나타났다. 하지만, 정보문제가 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 가능성 있으므로, 투자자는 산업 전문감사인을 선임한 피감사기업의 순자산에도 가치를 부여하는 것으로 판단되어 진다.

<표 5>는 정보문제가 높은 기업과 정보문제가 낮은 기업으로 표본기업을 나누어 본 연구의 가설 1과 가설 2의 타당성을 재검증한 결과이다. Bhattacharya et al.(2012)은 발생액의 질이 높은 기업일수록 정보비대칭 수준은 낮아진다고 설명하고 있다. 또한 권수영·기은선(2011)은 발생액의 질이 낮을수록 기업의 정보위험은 증가한다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 발생액의 질 중위수 값을 기준으로 정보문제가 높은 기업(발생액의 질이 낮은 기업)과 낮은 기업(발

4) 모형 4, 모형 6 그리고 모형 7의 산업전문감사인(SPE1과 SPE2)의 회귀계수는 모형 2와 달리, 유의한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 모형 4, 모형 6 그리고 모형 7의 SPE1과 SPE2는 교호변수('SPE1×EPS'과 'SPE2×EPS')의 효과가 통제된 결과이다. 이러한 점에서 단독변수(본 연구의 경우 SPE1 및 SPE2)가 기대부호와 다른 부호를 가질 수도 있다. 특히, 김정옥·배길수(2013)의 연구(감사인의 규모가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향)에 따르면, 감사인의 규모를 나타내는 대형 회계법인(BIG, 대형 회계법인이면 1, 아니면 0)의 회귀계수가 본 연구의 모형 4, 모형 6 그리고 모형 7의 산업전문감사인(SPE1과 SPE2) 결과와 동일하게 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다. 즉, 주(main) 관심변수가 교호변수인 경우 단독변수는 교호변수로 인하여 기대부호와 반대인 결과가 나타날 수 있다. 따라서 Tucker and Zarowin(2006)은 주 관심변수가 교호변수인 경우, 단독변수는 통제변수로서 그 중요성만을 확인(confirming their importance as control variables, p.259)하고 있다(통계적 유의성 여부만 기술하고 해석은 하지 않고 있다).

생액의 질이 높은 기업)으로 표본을 나누어 가설 1과 가설 2를 실증분석하였다.

본 연구의 발생액의 질은 손성규 외(2009)의 방법론에 근거하여 측정하였다. 구체적으로 손성규 외(2009)는 아래 식(2)와 같이 Francis et al.(2005)의 모형에 근거하여 발생액의 질을 측정하고 있다. 아래 식(2)의 잔차($\epsilon_{i,t}$)의 경우 현금흐름으로 전환되지 않는 발생액을 의미하므로, 손성규 외(2009)는 아래 식(2)의 잔차($\epsilon_{i,t}$)에 절대값을 취하여 발생액의 질로 측정하였다. 그리고 손성규 외(2009)는 잔차의 절대값($|\epsilon_{i,t}|$)이 커질수록 발생액의 질은 낮아진다고 해석하고 있다.

$$TCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \Delta SALES_{i,t} + PPE_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

TCA : ((Δ 유동자산 - Δ 현금) - (Δ 유동부채 - Δ 유동성장기부채))/평균자산총액
 CFO : 영업현금흐름/평균자산총액
 SALES : 매출액/평균자산총액
 PPE : (유형자산총액 - (토지 + 건설중인자산))/평균자산총액

위 식(2)에 따라 발생액의 질을 측정할 경우 표본의 수는 6,382개(기업-년)에서 5,675개(기업-년)로 약 707개(기업-년)의 표본이 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 발생액의 질 평균(중위수)은 0.0717(0.0458)로 나타나 손성규 외(2009)의 평균(0.066) 및 중위수(0.064)와 유사한 것으로 판단되어 진다.

<표 5>의 모형 1과 모형 2는 발생액의 질이 낮은 기업 즉, 정보문제가 높은 기업을 대상으로 가설 1과 가설 2를 분석한 결과이고, 모형 3과 모형 4는 발생액의 질이 높은 기업 즉, 정보문제가 낮은 기업을 대상으로 가설 1과 가설 2를 분석한 결과이다. 분석결과를 살펴보면, 가설 1의 검증 변수인 ‘SPE1×EPS’와 ‘SPE2×EPS’의 회귀계수는 각각의 모형(모형 1, 모형 2, 모형 3 그리고 모형 4)에서 모두 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나 <표 4>의 결과와 일관된 결과를 제시하고 있다. 이러한 결과에 따르면, 투자자는 기업의 정보문제와 관계없이 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우 순이익에 가치를 부여하고 있는 것으로 판단되어 진다.

하지만, 순자산의 가치관련성(가설 2)은 피감사기업의 정보문제에 따라 상이한 것으로 나타나고 있다. 즉 정보문제가 높은 기업군(모형 1과 모형 2)에서는 ‘SPE1×EPS’와 ‘SPE2×EPS’의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값으로 나타났지만, 정보문제가 낮은 기업군(모형 3과 모형 4)에서는 모형 1 및 모형 2와 상반된 결과를 나타나고 있다. 구체적으로 모형 3의 ‘SPE1×EPS’ 회귀계수는 유의하지 않은 음(-)의 값을 나타내고 있고, 모형 4의 ‘SPE2×EPS’ 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 정보문제가 높은 기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우, 투자자는 청산가치를 나타내는 순자산에 가치를 부여하고 있음을 시사한다. 하지만, 투자자는 정보문제가 낮은 기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우에는 순자산에 가치를 부여하지 않거나 또는 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 4〉 가설 검증결과

$$PRICE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 SPE_{i,t} + \beta_4 SPE_{i,t} \times EPS_{i,t} + \beta_5 SPE_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_6 YD_{i,t} + \beta_7 IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변 수	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		모형 5		모형 6		모형 7	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	5,316.3188	7.75***	2050.2525	2.39***	3,766.1473	4.52***	1,683.0789	1.01	2233.7042	2.79***	3,901.3169	5.09***	1,027.6265	0.63
EPS	1.6634	24.97***	1.6442	24.74***	1.1620	16.49***	1.1533	16.52***	1.6461	24.80***	1.1795	17.29***	1.1659	17.26***
BV	0.6206	4.81***	0.6231	65.21***	0.6057	62.31***	0.6067	63.04***	0.6229	65.29***	0.6070	64.14***	0.6086	64.96***
SPE	SPE1		8349.0061	6.31***	-2,162.7114	-1.53	-2,990.1836	-2.06**						
	SPE2								10358.1414	7.34***	-4,213.6587	-2.79***	-4,500.2782	-2.97***
SPE1×EPS					1.8422	10.39***	1.7940	10.18***						
SPE1×BV					0.1822	6.26***	0.1827	6.30***						
SPE2×EPS											2.1709	11.51***	2.1395	11.45***
SPE2×BV											0.2872	8.58***	0.2835	8.55***
YD	미포함		미포함		미포함		포함		미포함		미포함		포함	
IND	미포함		미포함		미포함		포함		미포함		미포함		포함	
F-값	5,529.51***		3722.06***		2,492.82***		479.26***		3734.87***		2,614.49***		503.23***	
Adj.R ²	0.6344		0.6365		0.6616		0.6695		0.6373		0.6721		0.6803	

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

2) 변수의 정의 : YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2> 참조.

〈표 5〉 정보문제가 따른 산업 전문감사인과 회계정보의 가치관련성

$$PRICE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 SPE_{i,t} + \beta_4 SPE_{i,t} \times EPS_{i,t} + \beta_5 SPE_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_6 YD_{i,t} + \beta_7 IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변 수	정보문제가 높은 기업(n=2,837) (발생액의 질이 낮은 기업)				정보문제가 낮은 기업(n=2,838) (발생액의 질이 높은 기업)			
	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	-2557.5208	-1.54	-3637.3314	-2.15	-1721.9173	-0.10	-1725.6988	-0.10
EPS	0.9482	9.09***	1.2232	11.77***	3.8143	29.26***	3.4434	28.92***
BV	0.4853	40.43***	0.4955	40.65***	0.4577	34.17***	0.4597	36.04***
SPE	SPE1	-4175.1645	-2.83***		-728.0298	-0.35		
	SPE2			-3627.4159	-2.26**		-819.4623	-0.40
SPE1×EPS		1.5614	6.88***		1.7808	5.85***		
SPE1×BV		0.3298	8.64***		-0.0054	-0.11		
SPE2×EPS				1.1197	4.73***		4.2121	13.16***
SPE2×BV				0.3275	7.99***		-0.1120	-2.27**
YD	포 합							
IND	포 합							
F-값	199.03***		185.37***		236.53***		267.51***	
Adj.R ²	0.6450		0.6285		0.6917		0.7174	

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

2) 변수의 정의 : YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

3. 추가분석

<표 4>는 기말주가를 종속변수로 설정하여 산업 전문감사인이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 하지만, 기말주가의 경우 회계정보가 주가 충분히 반영되지 못할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 식(1)의 종속변수를 결산일 이후의 주가(3월말 주가)로 설정하여 본 연구의 가설 1과 가설 2를 추가분석하였다.

한편, 본 연구에서는 산업 전문감사인을 회계법인의 산업별 시장점유율로 측정하였다. 이러한 점에서 산업별 시장점유율이 높은 회계법인은 대부분 대형 회계법인일 것으로 판단하여 식(1)에 ‘대형 회계법인(BIG4)’변수를 포함하였다. 이러한 사항을 반영할 경우, 표본의 수는 6,382개(기업-년)에서 6,242개(기업-년)로 약 140개(기업-년)의 표본이 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 결산일 이후 3월말 주가(PRICE3)의 평균(중위수)은 25,285(6,070)로 나타났고, 대형 회계법인

(BIG4)의 평균(중위수)은 0.5672(1.0000)로 나타났다. <표 6>은 앞서 언급한 내용들을 반영한 추가분석 결과이다.

<표 6>의 결과를 살펴보면, 가설 1의 검증계수인 β_4 와 가설 2의 검증계수인 β_5 는 모두 유의한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 이는 <표 4>의 결과와 일관된 것으로, 산업 전문감사인인 감사를 수행할 경우, 순이익의 가치관련성이 높아지고 있음을 시사하고 있다. 하지만, 정보문제가 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 가능성이 있으므로, 투자자는 산업 전문감사인을 선임한 피감사기업의 순자산에도 가치를 부여하고 있음을 시사하고 있다.

<표 6> 추가분석 1 : 종속변수 변경과 대형 회계법인(BIG) 포함

$$PRICE3_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 SPE_{i,t} + \beta_4 SPE_{i,t} \times EPS_{i,t} + \beta_5 SPE_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_6 BIG4_{i,t} + \beta_7 BIG4_{i,t} \times EPS_{i,t} + \beta_8 BIG4_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_9 YD_{i,t} + \beta_{10} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변 수		모형 1		모형 2	
		회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)		-6,699.1773	-4.05***	-6,544.0815	8.56***
EPS		1.3895	15.19***	1.3522	14.27***
BV		0.4765	46.21***	0.4775	7.49***
SPE	SPE1	-802.3974	-0.55	-1,246.0443	-0.85
	SPE2				
SPE1 × EPS		0.4668	2.17**		
SPE1 × BV		0.0694	2.15**		
SPE2 × EPS				1.8722	8.63***
SPE2 × BV				0.0655	1.95*
BIG4		-449.3614	-0.33	-605.9828	-0.47
BIG4 × EPS		2.2252	12.65***	1.6688	10.18***
BIG4 × BV		0.1704	7.43***	0.1814	8.56***
YD		포함		포함	
IND		포함		포함	
F-값		422.38***		440.28***	
Adj.R ²		0.6652		0.6744	

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

2) 변수의 정의 : PRICE3은 결산일 이후 3월말 주가, BIG4는 대형 회계법인(대형 회계법인 이면 1, 아니면 0), YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

<표 7>의 패널 A는 Biddle et al.(1995)과 김정옥·배길수(2013)의 방법론에 따라 식(1)에 영업활동 현금흐름(CFO)을 포함하여 추가분석한 결과이다. <표 7>의 모형 1과 모형 2는 산업 전문감사인1(SPE1)과 회계정보의 가치관련성을 추가분석한 결과이고, 모형 3과 모형 4는 산업 전문감사인2(SPE2)와 회계정보의 가치관련성을 추가분석한 결과이다.

<표 7>의 결과를 살펴보면, 산업 전문감사인(SPE)과 순이익(EPS) 간의 교호변수와 산업 전문감사인(SPE)과 순자산(BV) 간의 교호변수는 각각의 모형에서 모두 유의(p<1%)한 양(+)의 값을 제시하는 것으로 나타났다. 이는 <표 4>와 <표 6>의 결과와 일관된 것으로, 투자자는 산업 전문감사인이 감사한 기업의 순이익과 순자산을 주가에 더 많이 반영하고 있음을 시사한다.

<표 7> 추가분석 2 : 영업활동 현금흐름(CFO) 포함

$$PRICE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t} + \beta_4 SPE_{i,t} + \beta_5 SPE_{i,t} \times EPS_{i,t} + \beta_6 SPE_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_7 SPE_{i,t} \times CFO_{i,t} + \beta_8 YD_{i,t} + \beta_9 IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변 수	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	3,985.0311	4.89***	1,797.5575	1.11	4,095.2104	5.48***	1,004.5380	0.64
EPS	1.0480	14.94***	1.0281	14.83***	1.0709	15.78***	1.0475	15.62***
BV	0.5445	46.58***	0.5427	46.99***	0.5564	49.80***	0.5549	50.25***
CFO	0.5835	8.99***	0.6129	9.57***	0.4958	8.04***	0.5260	8.63***
SPE	SPE1	-2,172.7722	-1.58	-2,717.7163	-1.92*			
	SPE2				-3,841.3457	-2.61***	-3,807.0757	-2.58***
SPE1×EPS		0.8342	4.37***	0.7705	4.08***			
SPE1×BV		0.1066	3.45***	0.0990	3.22***			
SPE1×CFO		1.2142	8.57***	1.2580	8.93***			
SPE2×EPS					1.0636	5.35***	1.0193	5.19***
SPE2×BV					0.1052	2.91***	0.0938	2.62***
SPE2×CFO					1.7881	11.66***	1.8176	11.98***
YD		미포함		포함	미포함		포함	
IND		미포함		포함	미포함		포함	
F-값		1,900.33***		478.73***	2,010.37***		506.85***	
Adj.R ²		0.6759		0.6849	0.6885		0.6971	

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

2) 변수의 정의 : CFO는 영업활동 현금흐름(주당 영업활동 현금흐름), YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

<표 5>는 피감사기업의 정보문제를 발생액의 질로 측정하여 분석한 결과이다. 그리고 아래 <표 8>은 피감사기업의 정보문제를 비정상감사보수⁵⁾로 측정하여 추가분석한 결과이다. <표 8>의 모형 1과 모형 2는 비정상감사보수를 높게 지급(상위 40%, 정보문제가 높은 기업)하는 피감사기업을 대상으로, 산업 전문감사인(SPE1과 SPE2)이 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 추가분석한 결과이고, 모형 3과 모형 4는 비정상감사보수를 낮게 지급(하위 30%, 정보문제가 낮은 기업)하는 피감사기업을 대상으로, 산업 전문감사인(SPE1과 SPE2)이 회계정보의 가치관련성에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 추가분석한 결과이다.

본 연구에서는 회계이익의 질이 높아질수록 투자자는 순자산보다 순이익에 가치를 더 많이 반영하고, 회계이익의 질이 낮아질수록 투자자는 순이익보다 청산가치인 순자산에 가치를 더 많이 반영할 것으로 기대하여 실증분석을 수행하였다. 또한 본 연구에서는 정보문제가 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임하여 높은 감사보수를 지급하지만, 투자자는 산업 전문감사인을 선임한 피감사기업의 순이익에만 가치를 부여하지 않고, 순자산에도 가치를 부여할 것으로 판단하였다. 따라서 <표 8>의 모형 1과 모형 2(비정상감사보수가 높은 집단)의 산업 전문감사인(SPE)과 순이익(EPS)의 교호변수 및 산업 전문감사인(SPE)과 순자산(BV)의 교호변수는 각각 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 기대된다. 그리고 모형 3과 모형 4(비정상감사보수가 낮은 집단)의 산업 전문감사인(SPE)과 순이익(EPS)의 교호변수는 양(+)의 값을 가질 것으로 기대되나, 산업 전문감사인(SPE)과 순자산(BV)의 교호변수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

<표 8>의 결과를 살펴보면, 모형 1, 모형 2의 산업 전문감사인(SPE)과 순이익(EPS)의 교호변수 및 산업 전문감사인(SPE1과 SPE2)과 순자산(BV)의 교호변수는 각각 유의한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 이는 <표 5>의 모형 1과 모형 2의 결과와 일관된 것으로, 피감사기업이 정보문제를 해소할 수단으로 산업 전문감사인을 선임할 경우, 투자자는 이러한 기업에 대하여 순이익에도 가치를 부여하지만, 청산가치인 순자산에도 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다.

모형 3과 모형 4의 산업 전문감사인(SPE)과 순이익(EPS)의 교호변수는 모두 유의한 양(+)의 값을 제시하는 것으로 나타났고, 산업 전문감사인(SPE)과 순자산(BV)의 교호변수는 모형 4에서만 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 <표 5>의 모형 3과 모형 4의 결과와 일관된 것으로, 정보문제가 낮은 피감사기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우, 투자자는 청산가치인 순자산에 가치를 부여하기보다 순이익에 더 많은 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다.

5) 박종일·최관(2009)은 감사보수의 경우 감사인과 피감사기업 간의 경제적 유착관계로 인하여 지급될 수 있다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 비정상감사보수가 높은 기업일수록 정보문제가 높을 것으로 판단되어 진다. 그리고 비정상감사보수는 마회영 외(2012)의 연구방법론에 따라 측정하였으며, 이와 관련된 내용은 본 연구의 부록에 제시하였다.

〈표 8〉 추가분석 3 : 비정상감사보수에 따른 산업 전문감사인과 회계정보의 가치관련성

$$PRICE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 BV_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t} + \beta_4 SPE_{i,t} + \beta_5 SPE_{i,t} \times EPS_{i,t} \\ + \beta_6 SPE_{i,t} \times BV_{i,t} + \beta_7 SPE_{i,t} \times CFO_{i,t} + \beta_8 YD_{i,t} + \beta_9 IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변 수	비정상감사보수 상위 40%				비정상감사보수 하위 30%			
	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	13,562.8852	3.80***	11,265.5114	3.37***	-3,435.5637	-0.78***	-1,909.2673	-0.43
EPS	3.1259	7.18***	2.5376	7.49***	0.2739	2.71***	0.3598	3.48***
BV	0.3907	9.62***	0.5218	14.27***	0.6287	34.34***	0.6270	33.72***
CFO	2.9491	10.69***	1.5385	6.94***	0.1706	1.99**	0.2766	3.19***
SPE	SPE1	-1,808.9729	-0.71		-3,121.7843	-0.91		
	SPE2			-3,073.1297	-1.19		56.6113	0.01
SPE1 × EPS		0.2055	2.80***		1.5039	2.73***		
SPE1 × BV		1.0861	1.79*		0.0157	0.22		
SPE1 × CFO		-1.3350	-3.70***		1.2779	3.74***		
SPE2 × EPS				3.3024	5.14***		2.2477	3.80***
SPE2 × BV				0.1877	2.45***		-0.2266	-2.69***
SPE2 × CFO				-0.2731	-0.74		0.8475	2.07**
YD	포함		포함		포함		포함	
IND	포함		포함		포함		포함	
F-값	198.22***		228.65***		171.67***		158.06***	
Adj.R ²	0.7457		0.7719		0.7482		0.7322	

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

2) 변수의 정의 : CFO는 영업활동 현금흐름(주당 영업활동 현금흐름), YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

V. 결 론

본 연구는 산업 전문감사인이 감사하는 기업의 순이익 가치관련성과 순자산 가치관련성은 비 산업 전문감사인이 감사하는 기업보다 높을 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 실증분석에서 사용된 산업 전문감사인은 Palmrose(1986), 정문중·이재맹(1996) 그리고 정문중(1997)의 방법론에 따라 회계법인의 산업별 시장점유율(1위와 20%이상)로 측정하여, Ohlson(1995)이 제시한 모형을 이용하여 분석하였다.

산업 전문감사인과 관련된 선행연구에 따르면, 산업 전문감사인은 피감사기업에 높은 감사품질을 제공하여 회계이익의 질을 개선시키는 것으로 나타나고 있다. 한편, 산업 전문감사인은 산업내 피감사기업들을 계속 감사하므로 감사시간당 감사원가(노력과 시간)를 낮출 수 있다. 하지만, 산업 전문감사인은 비산업 전문감사인보다 높은 감사보수를 받는 것으로 보고되고 있다. 이는 산업 전문감사인에 대한 피감사기업의 수요가 증가하여 나타난 것으로 판단된다. 즉, 피감사기업의 정보문제(대리인문제 및 정보비대칭 수준)가 높을 경우, 이러한 피감사기업은 높은 감사품질을 제공하는 감사인에 대한 수요가 높아질 것이고, 이는 결과적으로 산업 전문감사인의 감사보수를 증가시키는 유인으로 작용할 것으로 판단된다.

또한, 이세용(2014)은 발생액의 질이 낮아질수록 순자산의 가치관련성은 증가한다고 보고하고 있다. 이는 기업에 정보문제가 있을 경우, 투자자는 청산가치인 순자산에 가치를 부여하고 있음을 시사한다. 따라서 본 연구는 산업 전문감사인이 감사한 기업의 순이익 가치관련성과 순자산 가치관련성은 그렇지 않은 기업보다 높을 것으로 기대하여 실증분석을 수행하였다.

실증분석결과, 산업 전문감사인과 순이익 간의 교호변수와 산업 전문감사인과 순자산 간의 교호변수는 각각 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 추가분석으로 Biddle et al.(1995)과 김정옥·배길수(2013)의 방법론에 따라 영업활동 현금흐름(CFO) 및 대형 회계법인(BIG4)을 모형에 각각 포함하여도 일관된 것으로 나타났다.

이러한 결과에 따르면, 투자자는 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 회계이익의 질이 개선된 것으로 판단하여 산업 전문감사인이 감사한 피감사기업의 순이익에 보다 많은 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다. 하지만, 정보문제가 높은 기업일수록 고품질의 감사품질을 제공하는 산업 전문감사인을 선임할 가능성 높다는 선행연구를 고려해 볼 때, 투자자는 산업 전문감사인을 선임한 피감사기업의 순자산에도 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있다.

또한, 본 연구에서는 추가적으로 정보문제가 높은 기업군(발생액의 질이 낮은 기업 및 비정상 감사보수가 높은 기업)과 낮은 기업군(발생액의 질이 높은 기업 및 비정상 감사보수가 낮은 기업)으로 분리하여 산업 전문감사인과 회계정보의 가치관련성을 분석하였다. 추가분석결과, 산업 전문감사인(SPE1과 SPE2)과 순이익(EPS) 간의 교호변수는 정보문제가 높은 기업군과 낮은 기업군에서 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 하지만, 산업 전문감사인(SPE1과 SPE2)과 순자산(BV) 간의 교호변수의 경우 정보문제가 높은 기업군에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났으나, 정보문제가 낮은 기업군에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지거나 또는 통계적 유의성을 가지지 않는 것으로 나타났다. 이는 정보문제가 높은 기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우, 투자자는 청산가치를 나타내는 순자산에 가치를 부여하고 있음을 시사한다. 하지만, 투자자는 정보문제가 낮은 기업이 산업 전문감사인을 선임할 경우에는 순자산에 가치를 부여하지 않거나 또는 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 산업 전문감사인이 감사를 수행할 경우, 피감사기업의 회계정보 가치관련성에 어

떠한 영향을 미치는 지를 실증분석한 자료를 제공한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다. 회계이익의 질과 정보문제는 학문적인 개념으로, 일반 투자자들이 그 속성을 이해하고 측정하는데는 한계가 있다. 따라서 산업 전문감사인인 회계정보의 가치관련성에 체계적으로 영향을 미친다는 본 연구의 결과는 투자자들의 의사결정에 중요한 자료를 제공할 것으로 기대된다. 즉, 피감사기업의 산업 전문감사인 선임여부는 투자자에게 중요한 투자지표로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 하지만, 본 연구의 경우 산업 전문감사인을 측정함에 있어, 감사인의 산업별 시장점유율이 1위인 경우와 20%이상인 경우만을 사용하였다는 한계점이 있다.

참고문헌

- 권수영 · 신현걸 · 정재연. 2006. “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제4호 : 175-201.
- 권수영 · 임영덕 · 마희영. 2008. “감사인의 산업전문성이 계속감사기간과 감사품질의 관계에 미치는 영향과 강제교체 감사인의 감사보수 분석”. 회계저널 제17권 제2호 : 1-38.
- 권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95-137.
- 기은선 · 권수영. 2013. “회계감사에서 이익동조성의 유용성과 감사인의 산업전문성”. 한국회계학회 학술대회 논문집(하계) : 1-42.
- 김정옥. 2010. “부채와 회계정보의 가치관련성 : 금융기관차입금과 일반부채를 중심으로”. 회계학연구 제35권 제1호 : 63-93.
- 김정옥 · 배길수. 2013. “감사인의 규모가 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향”. 회계학연구 제38권 제3호 : 81-111.
- 김정옥. 2014. “감사인 지정기업 회계정보의 가치관련성”. 세무와회계저널 제15권 제3호 : 209-233.
- 나종길 · 최기호. 2005. “회계감사인의 산업별 전문성이 회계이익의 질에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사연구 제41호 : 261-297.
- 나종길 · 최기호. 2006. “회계감사인의 산업별 전문성과 회계감사보수와의 관계”. 회계학연구 제31권 제1호 : 33-67.
- 도경분 · 이진수. 2010. “감사인의 산업전문성이 자기자본비용에 미치는 영향”. 재무와회계정보저널 제10권 제4호 : 161-185.
- 마희영 · 박성종 · 허광복 · 이만우. 2012. “비정상 감사보수 및 비정상 감사시간이 감리지적 가능성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제30권 제2호 : 91-113.
- 박 원 · 박상규. 2009. “이익증가 유형이 회계이익의 질과 가치 관련성에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제22권 제2호 : 839-860.
- 박재환 · 박수근. 2007. “감사인의 산업별 전문화가 감사보수에 미치는 영향-기업규모 및 산업특성을 중심으로-”. 회계 · 세무와 감사연구 제45호 : 325-354.
- 박종일 · 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 265-301.
- 손성규 · 고재민 · 백혜원. 2009. “발생액의 질의 회계정보 유용성”. 회계정보연구 제27권 제2호 : 273-304.
- 안치현 · 정형록. 2013. “감사인의 산업전문성과 감사시간에 관한 연구”. 경영교육연구 제28권 제6호 : 279-306.
- 이세용. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저

- 널 제15권 제1호 : 251-277.
- 정문중 · 이재맹. 1996. “회계감사 품질대응치와 산업별 전문감사인 : 우리 회계감사 시장의 현황을 중심으로”. 회계저널 제5권 제2호 : 239-274.
- 정문중. 1997. “대리인 비용, 사적정보의 문제 및 기타 기업특성과 기업의 차별적 감사수요”. 회계학연구 제22권 제4호 : 91-121.
- 정석우 · 박종일 · 배성호. 2014. “비정상 감사보수, 감사인의 산업별 전문성 및 재량적 발생액의 관계”. 회계저널 제23권 제2호 : 143-190.
- 정태범. 2014. “국제회계기준 도입과 회계정보의 가치관련성”. 세무와회계저널 제15권 제1호 : 163-187.
- 지현미 · 박홍조 · 이영한. 2008. “지주회사 전환이 이익조정과 가치관련성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제26권 제3호 : 89-111.
- 최정호 · 이정우. 2008. “감사품질과 이익의 질 및 기업가치에 관한 실증적 연구”. 회계 · 세무와 감사연구 제48호 : 109-144.
- 최정호 · 이재은. 2012. “감사인 품질관리에 대한 공적규제와 회계정보의 가치관련성”. 회계학연구 제37권 제3호 : 1-39.
- 최정호. 2013. “IFRS 채택과 회계정보의 가치관련성”. 회계학연구 제38권 제1호 : 391-422.
- Balsam, S., J. Krishnan, and J. Yang. 2003. Auditor Industry Specialization and Earnings Quality. *A Journal of Practice & Theory* 22(2) : 71-97.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman. 1998. Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health. *Journal of Accounting Research* 37(2) : 387-413.
- Barth, M., J. Elliott, and M. Finn. 1999. Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings. *Journal of Accounting Research* 37(2) : 387-413.
- Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper. 2012. Direct and Mediated Associations among Earnings Quality, Information Asymmetry, and the Cost of Equity. *The Accounting Review* 87 : 449-482.
- Biddle, G., G. Seow, and A. Siegel. 1995. Relative versus Incremental Information Content. *Contemporary Accounting Research* 12 : 1-23.
- Carcello, J. V., and A. L. Nagy. 2004. Client size, Auditor specialization, and Fraudulent financial reporting. *Managerial Auditing Journal* 19(5) : 651-668.
- Chow, C. 2006. The Demand for External Auditing Size, Debt and Ownership Influences. *The Accounting Review* 57(2) : 272-291.
- Craswell, A., J. Francis, and S. Taylor. 1995. Auditor brand name reputations and industry specializations. *Journal of Finance* 20 : 297-322.

- Dunn, K., and B. Mayhew. 2004. Audit Firm Industry Specialization and Client Disclosure Quality. *Review of Accounting Studies* 9 : 35–58.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Shipper. 2004. Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 : 967–1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295–327.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163–197.
- Ohlson, J. 1995. Earnings, Book Values and Dividends in Security Valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 : 661–687.
- Palmrose, Z. 1986. Audit Fees and Auditor Size : Further Evidence. *Journal of Accounting and Research* 24(1) : 97–110.
- Tucker, J. W., and P. A. Zarowin. 2006. Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness. *The Accounting Review* 81(1) : 251–270.

The Effect of the Auditors' Industry Expertise on Value Relevance

Jung Hyun-Uk* · Lee Hyun-Ju**

〈Abstract〉

This study investigates whether the value relevance of earnings and equity is associated with the auditors' industry expertise. Prior studies related with value relevance suggest that value relevance is closely associated with earnings quality. In the respect, if the auditors' industry expertise increases earnings quality of auditee, we expect relation between price and the 'auditors' industry expertise $\times$ earnings' to be positive, and relation between price and the 'auditors' industry expertise $\times$ equity' to be negative respectively.

We examine the coefficient for interaction term(auditors' industry expertise $\times$ earnings and auditors' industry expertise $\times$ equity) using the approach of Ohlson model(1995). For a sample of non-financial listed firms(KOSPI) during 2000–2011, we find statistically significant positive coefficient for the interaction term(auditors' industry expertise $\times$ earnings and auditors' industry expertise $\times$ equity) consistent with our expectations.

The evidence suggests that auditors' industry expertise potentially provides insights into investors consider before their portfolio selection. This study contributes to extant literature on value relevance by providing evidence auditors' industry expertise affects investor' portfolio selection.

〈Key words〉 Auditors' Industry Expertise, Value Relevance, Earnings Quality

* Part-time Lecturer, School of Business, Yeungnam University, biglotos@yu.ac.kr, Primary author

** Ph. D. in Business Management, School of Business, Yeungnam University, hyunjulee0328@gmail.com, Corresponding author

[부록] 감사보수 결정모형 및 결과

본 연구에서는 마회영 외(2012)의 감사보수 결정모형에 근거하여 비정상감사보수를 측정하였다. 마회영 외(2012)의 감사보수 결정모형은 아래 식과 같다. 그리고 아래 식의 잔차($\epsilon_{i,t}$)는 비정상감사보수에 해당된다.

$$\begin{aligned} LAF_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 CONF_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 INVREC_{i,t-1} \\ & + \beta_5 LIQUID_{i,t-1} + \beta_6 ISSUE_{i,t-1} + \beta_7 INCSALE_{i,t-1} + \beta_8 LOSS_{i,t-1} \\ & + \beta_9 OPINION_{i,t-1} + \beta_{10} BIG_{i,t} + \beta_{11} FIRST_{i,t} + \beta_{12} YD_{i,t} + \beta_{13} ICODE_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

LAF	: 실제감사보수(ln 감사보수(원단위))
LAH	: 실제감사시간(ln 감사시간(시간단위))
SIZE	: 기업규모(자산총액)
CONF	: 연결자회사의 수(연결자회사 수의 자연로그)
LEV	: 부채비율(부채총액/자산총액)
INVREC	: 당좌비율((재고자산+매출채권)/자산총액)
LIQUID	: 유동비율(유동자산/유동부채)
ISSUE	: 외부자금조달활동((사채총계+주식발행대금)/자산총액)
INCSALE	: 매출액성장률
LOSS	: 당기순손실여부(당기순손실이면 1, 아니면 0)
OPINION	: 비적정 감사의견(감사의견이 비적정이면 1, 아니면 0)
BIG	: 감사인규모(대형회계법인이면 1, 아니면 0)
FIRST	: 초도감사여부(초도 감사인이면 1, 아니면 0)
YD	: 연도더미
ICODE	: 산업더미

아래 표는 비정상감사보수를 측정하기 위해 2002년부터 2011년까지 결산일이 12월 31일인 기업(금융업 제외)들 중 유가증권시장 상장법인(5,284개(기업-년))을 대상으로 회귀분석한 결과이다. 아래 <표>의 결과를 살펴보면, 피감사기업의 기업규모(SIZE), 연결자회사의 수(CONF), 부채비율(LEV), 당좌비율(INVREC), 외부자금조달활동(ISSUE), 당기순손실여부(LOSS) 그리고 감사인규모(BIG)는 실제감사보수(LAF)와 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났고, 유동비율(LIQUID), 매출액성장률(INCSALE) 그리고 초도감사여부(FIRST)는 실제감사보수(LAF)와 유의(p<1%)한 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 하지만, 비적정 감사의견(OPINION)은 실제감사보수(LAF)와 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다.

〈표〉 감사보수 결정모형

변 수	모 형	모형 1(LAF)	
	마희영 외(2012)의 부호	Estimates	t-value
Intercept	+	7.6654	43.34***
SIZE	+	0.3955	68.27***
CONFM	+	0.0770	11.05***
LEV	+	0.2003	5.66***
INVREC	+	0.2206	5.12***
LIQUID	-	-0.0034	-5.56***
ISSUE	+	0.2547	11.31***
INCSALE	-	-0.0184	-3.17***
LOSS	+	0.0345	2.01**
OPINION	+	-0.0996	-0.82
BIG	+	0.1180	8.83***
FIRST	-	-0.0692	-4.71***
YD		포 함	
ICODE		포 함	
F-Value		406.60***	
Adj.R ²		0.7107	

1) 변수의 설명 : LAF는 실제감사보수(ln(감사보수(단위 : 원))), LAH는 실제감사시간(ln(감사시간)), 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), BIG는 감사인규모(대형회계법인이면 1, 아니면 0), FIRST는 초도감사여부(초도 감사인이면 1, 아니면 0), YD는 연도더미, ICODE는 산업더미.