

감사인이 인지한 비정상 감사시간이 감사보수에 미치는 영향

전규안(주저자)

송실대학교 경영대학 회계학과 교수
(kajeon@ssu.ac.kr)

박종일(교신저자)

충북대학교 경영대학 경영학부 교수
(parkjil@chungbuk.ac.kr)

.....

본 연구는 감사인이 인지한 피감사기업에 대한 기대감사시간이 감사보수 체결시에 반영되는지를 실증적으로 분석하였다. 선행연구들에서는 감사보수가 감사인의 사전적 기대감사시간과 시간당 감사보수에 의해 결정된다고 보았다(권수영·김문철·정태진, 2005, 권수영·신현걸·정재연, 2006). 하지만 이러한 주장에 대한 실증적 증거는 그동안 국내외로 전무했다. 따라서 본 연구는 선행연구에서 감사인의 감사보수 결정요인 중 하나로 보고 있는 감사인이 인지한 기대감사시간이 감사보수와 유의한 관련이 있는지를 알아보는데 목적이 있다. 이를 위해 본 연구는 감사인의 감사계약서상에 보고된 감사인이 예상하는 기대감사시간 자료를 이용하여 분석하였다. 본 연구에서 관심변수는 '당기 기대감사시간에서 전기 실제감사시간의 차이' 또는 '당기 기대감사시간에서 전기 기대감사시간의 차이'로 측정된 비정상 기대감사시간이다. 본 연구는 감사보수 결정모형을 이용해 일정변수를 통제한 후에도 비정상 기대감사시간과 감사보수 간에 양(+)의 관계가 있는지를 검증한다. 분석기간은 2008년부터 2013년까지 6년간이고, 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인을 대상으로 최종 표본 7,117개 기업/연 자료가 분석되었다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 감사보수 결정에 영향을 미치는 일정변수를 통제한 후에도 두 가지로 측정된 비정상 기대감사시간 모두 감사보수와 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인이 인지하는 기대감사시간이 영업위험 또는 감사위험을 반영한 측정치임을 시사한다. 한편, 관심변수를 연속변수와 지시변수의 형태로 측정할 경우 모두 일치된 결과를 보였다. 또한 종속변수를 변동변수 또는 비정상 감사보수로 측정할 경우에도 관심변수는 앞서와 일치된 결과로 나타났다. 둘째, 추가분석에서 표본을 시장유형(KOSPI vs KOSDAQ), 감사인 유형(Big 4 vs Non-Big 4), 그리고 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs Post-IFRS)으로 나누어 분석하면, 시장유형에 상관없이 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두는 앞서와 일치된 결과를, 반면에 감사인 유형에서는 주로 Big 4 감사인 표본에서, IFRS 도입 전후기간은 주로 Pre-IFRS 기간에서 유의한 결과가 관찰되었다. 이는 Big 4 감사인 여부에 따라, 또는 IFRS 도입 전후기간에 따라 감사인의 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향에 차이가 있음을 나타낸다.

이상의 결과를 종합하면, 감사인이 예상하는 감사투입시간의 증가는 감사보수 결정과 체계적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 이와 같은 본 연구결과는 선행연구들에서 이론적 주장에 머물러 있던 감사인이 인지한 기대감사시간의 증감에 따라 당기 감사보수가 증감된다는 것을 우리나라의 상장기업 자료를 이용하여 실증적 증거로 보여주었다는데 의의가 있다. 특히, 본 연구는 감사인이 인지한 기대감사시간이 피감사기업에 대한 감사인의 포괄적인 감사위험 측정치임을 자료 분석을 통해 보여준 최초의 연구라는 점에서 의미가 있다. 이상의 본 연구의 발견은 학술적으로는 감사보수의 결정요인을 다룬 회계감사 분야에 추가적인 공헌을 할 뿐만 아니라 감사보수에 관심을 가지는 실무계 및 규제당국에게도 감사보수 책정과 관련한 유의한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다.

주제어: 감사인이 인지한 기대감사시간, 감사보수, 시장유형, 감사인 규모, IFRS 도입 전후

.....

1. 서론

본 연구는 감사인이 인지한(perceived) 피감사기업에 대한 기대감사시간이 감사보수 결정에 반영되는지를 알아보는 것을 목적으로 한다.¹⁾ 본 연구에서 관심변수는 감사인이 인지한 기대감사시간(auditors' perceived audit hours)이며, 이 측정치는 해당 고객기업에 대하여 감사업무를 본격적으로 수행하기 전에 감사인이 사전적(ex ante)으로 예상하는 감사 투입시간에 대한 추정치를 의미한다는 점에서 이전 연구들에서 주로 이용하였던 실제감사시간(actual audit hours)과는 차이가 있다. 즉 실제감사시간은 감사인이 감사업무 수행과정에서 실제로 투입한 사후적(ex post) 측정치이기 때문이다. 또한 감사인이 인지한 기대감사시간은 고객기업에 대한 영업위험(business risk)이나 감사위험(audit risk)을 포함하는 감사인 측면에서의 포괄적인 위험(comprehensive risk) 측정치를 나타낸다. 왜냐하면 감사인이 인지한 기대감사시간은 감사 전에 감사업무의 복잡성에 관한 예상 이외에도 감사와 관련한 기업의 전반적인 위험이 평가된 감사인의 예측(estimator) 정보를 제공하기 때문이다. 이러한 측면 때문에 선행연구들은 감사인의 사전적 기대감사시간의 경우 감사보수에 영향을 미칠 수 있는 중요한 결정요인의 하나로 예상해 왔다. 예를 들어, 권수영 외(2005) 및 권수영 외(2006)는 감사보수가 감사인의 기대감사시간과 시간당 감사보수에 의해 결정된다고 보고, 사전적 기대감사시간의 증가는 감사보수의 증가를 수반

할 것으로 기대한 바 있다. 이러한 맥락에서 본 연구는 감사인이 인지한 피감사기업에 대한 기대감사시간의 증가가 감사보수 결정시에 감사보수를 증가시킬 것으로 예상하였다.

한편, Palmrose(1989)의 연구는 감사보수와 관련한 계약형태(audit contract type)를 두 경우로 나누어 논의한 바 있다. 즉 하나는 고정급 계약(fixed fee) 형태이고, 다른 하나는 원가보상(cost-reimbursement) 계약형태이다. Palmrose(1989)는 이 두 가지 계약형태에 따라 감사인의 위험회피 성향과 유인에 차이가 있고, 또한 감사보수와 감사시간에 미치는 영향도 다를 것으로 보았다. 그런데 외국의 경우는 감사보수가 당해 연도에 투입된 감사시간에 의해서 결정되는 원가보상계약 형태가 가능한 반면, 우리나라의 경우 대부분 감사보수가 회계연도 초반에 결정되므로(권수영 외, 2005; 박종일 · 박찬웅, 2007), 이는 앞서의 두 형태 중 고정급 계약에 해당되므로 당해 연도의 실제감사시간과 무관하게 감사보수가 결정된다고 보는 것이 더 일반적이다. 이러한 맥락에서 본다면 외국의 경우 감사보수 결정시에 실제감사시간이 더 중요할 수 있지만, 우리나라의 감사보수 결정과정에서는 당해 연도의 실제감사시간보다 기대감사시간이 더 중요한 결정요인이 될 수 있다. 그럼에도 불구하고 선행연구들은 감사인의 기대감사시간이 감사보수 결정에 중요한 변수로 보고 있으나, 자료 수집상의 한계로 체계적인 분석이 국내외로 수행된 바 없어 이와 관련한 실증적 증거는 학계에 잘 알려져 있지 않다.

감사보수는 자유수입제에 따라 감사인과 피감사기

1) 본 연구는 감사인이 예상하는 기대감사시간 자료를 한국공인회계사회의 데이터베이스로부터 입수하였다. 한국공인회계사회의 데이터베이스에는 감사인이 직접 작성한 감사계약서에 감사보수와 관련된 사항 이외에도 감사인이 감사 전에 예상하는 '감사투입시간' 자료를 포함하고 있다. 일반적으로 선행연구에서 기대감사시간은 감사시간 결정모형으로 회귀식을 이용하여 추정하는 반면에, 본 연구에서 이용된 기대감사시간은 감사인이 예상한 실제 기대감사시간이라는 점에서 이를 선행연구와 구분하기 위해서 본 논문은 감사인이 '인지한(perceived)' 기대감사시간으로 표현하기로 한다.

업의 협상에 의해 결정되므로, 앞서와 같은 선행연구의 주장처럼 감사인의 기대감사시간이 감사보수 결정에 적절히 반영될 수 있다. 그러나 한편으로, 우리나라의 감사시장은 과다경쟁에 있고, 실무에서는 수입계약을 위해 가격할인이 되는 현상이 보편적으로 나타난다는 점에서 감사보수 결정시에 감사인의 의도와 달리 감사인이 예상한 기대감사시간이 적절히 반영되지 않을 수도 있다. 따라서 이와 같은 두 가지 경쟁적인 관점에서 본다면 우리나라에서 회계연도 초기에 감사보수를 결정할 때 감사인이 사전적으로 인지한 기대감사시간이 감사보수에 적절하게 반영되고 있는가를 알아보는 것은 경험적 연구(empirical research)의 대상이 될 수 있다. 또한 그동안 감사인의 기대감사시간을 이용한 연구결과는 학계와 실무계에 잘 알려져 있지 않기 때문에 이를 알아보는 것은 의미 있는 연구주제가 될 것으로 기대된다.

이를 위해 본 연구는 2008년부터 2013년까지 6년간 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인을 대상으로 최종표본 7,117개 기업/연 자료를 이용하여 분석하였다. 또한 본 연구는 단순히 기대감사시간 자료를 이용하여 분석하지 않고, '당기 기대감사시간과 전기 실제감사시간의 차이' 또는 '당기 기대감사시간과 전기 기대감사시간의 차이'로 정의한 비정상 기대감사시간(abnormal audit hours)

을 이용하여 분석하였다.²⁾ 그리고 앞서의 측정치에 대해 연속변수 외에도 감사인의 기대감사시간이 증가하는 방향을 고려한 지시변수의 결과도 살펴보았으며, 수준변수로 측정되는 감사보수 결정모형에 대한 회귀분석 이외에도 변동변수를 고려한 감사보수의 증감에 대한 분석도 병행하여 살펴보았다. 아울러 본 연구의 추가분석(additional analysis)에서는 시장유형, 감사인 유형 및 IFRS 도입 전후기간에 따라 감사인이 인지한 기대감사시간과 감사보수의 관계에 차별적인 반응이 나타나는지도 살펴보았다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 감사인이 인지한 비정상 기대감사시간으로 측정된 두 관심변수 모두는 예상과 같이 감사보수에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 감사인이 예상한 감사시간이 전기 실제감사시간 혹은 전기 기대감사시간보다 증가할수록 당기 감사보수는 증가한다는 결과로 감사인이 인지한 기대감사시간이 감사보수에 체계적으로 반영됨을 의미한다. 이상의 결과는 연속변수 외에도 방향이 고려된 지시변수의 형태로 분석하여도 일치된 결과를 보였다. 또한 앞서의 결과에 강건성이 있는지를 확인하기 위하여 종속변수를 수준변수 이외에도 감사보수의 증감 여부로 측정된 변동변수의 결과에서도 비정상 기대감사시간은 유의한 양(+)의 관계로 나

2) 본 연구에서 기대감사시간에 대하여 수준변수 대신 비정상 측정치인 차이변수를 이용하여 분석하는 이유는 다음과 같은 측면을 고려하기 위함이다. 선행연구에서는 감사보수 결정변수 중 하나로 실제감사시간(기대감사시간의 대용치)이 감사보수에 대해 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 보고한 바 있다(권수영 외, 2005; 이경태·손성규·최종원, 2007). 그런데 감사보수 및 실제감사시간 모두는 가장 중요한 결정요인이 기업규모(SIZE)인 것으로 알려져 있다(Simunic, 1980; 박종일·박찬웅, 2007 등). 따라서 감사보수가 SIZE와 양(+)의 관계에 있고, 실제감사시간 역시 SIZE와 양(+)의 관계에 있으므로, 감사보수와 실제감사시간 모두는 SIZE의 속성을 반영하고 있기 때문에 두 변수 간에는 '쉽게' 양(+)의 관계가 예상될 수 있다. 기대감사시간과 실제감사보수 간에 다소 차이는 있겠지만, 마찬가지로 기대감사시간 역시 SIZE에 따라 결정된다고 볼 수 있으므로, 기대감사시간과 SIZE 간에도 '쉽게' 양(+)의 관계가 예상된다. 하지만 비정상 측정치의 경우는 앞서와 같이 '쉬운 예상'이 수월하지는 않다. 왜냐하면 비정상(abnormal) 측정치는 기대감사시간에 대한 차이(difference) 특성을 반영하고 있어 앞서의 실제 측정치(기대감사시간)와 비교되는 벤치마크에 따라 결정되기 때문이다. 또한 비정상 측정치를 이용하면 감사보수 결정모형에서 앞서의 실제 측정치가 갖고 있는 SIZE의 효과 역시 적절히 통제될 수 있으므로, 본 연구는 관심변수인 기대감사시간을 비정상 측정치로 분석한 것이다.

타났고, 종속변수를 비정상 감사보수로 측정한 경우에도 비정상 기대감사시간은 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 추가분석에서 전체표본을 시장유형(KOSPI vs KOSDAQ), 감사인 유형(Big 4 vs Non-Big 4) 및 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs Post-IFRS)으로 나누어 분석한 결과, 시장유형에 상관없이 유가증권상장기업과 코스닥상장기업 모두는 앞서와 일관된 결과를 보였다. 반면, 감사인 유형에 따라 표본을 나누어 분석하면 주로 Big 4 감사인 표본에서 비정상 기대감사시간과 감사보수 간에 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 IFRS 도입 전후기간에 따라 표본을 나누어 분석하면 주로 Pre-IFRS 기간에서 비정상 기대감사시간과 감사보수 간에 유의한 양(+)의 관계가 관찰되었다. 이러한 결과는 Big 4 감사인 여부에 따라, 또는 IFRS 도입 전후기간에 따라 감사인의 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향에 차별적 차이가 있음을 나타낸다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 감사보수 관련 연구에 추가적인 공헌(additional contribution)을 제공할 것으로 기대된다. 첫째, 본 연구결과는 선행연구들에서 이론적 주장에 머물러 있었던 감사인이 인지한 기대감사시간의 증감에 따라 당기 감사보수가 증감될 것이라는 사항을 우리나라의 자료를 이용해 실증적 증거로 보여주었다는데 의의가 있다. 둘째, 기대감사시간의 대용치로 선행연구들은 실제감사시간 자료를 이용하거나(권수영 외, 2005; 이경태 외, 2007), 또는 감사시간 결정모형의 회귀식을 이용하여 기대감사시간을 추정하였다. 이와 달리, 본 연구는 감사인이 인지한 사전적(ex ante) 기대감사시간인 실제 자료를 이용하여 기대감사시간이 감사보수 책정시에 체계적으로 반영되는지를 실증적으로 분석했다는 점에서 의의가 있다. 또한 본 연구의 발

견에서는 감사인이 인지한 사전적 기대감사시간이 감사보수에 중요한 결정요인임을 보여준 최초의 연구라는 점에서 의미를 가진다. 셋째, 본 연구는 감사인이 인지한 기대감사시간의 증감에 따라 당기 감사보수가 증감하는 현상이 감사인 유형(Big 4 vs Non-Big 4) 또는 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs Post-IFRS)에 따라 체계적으로 차이가 있음을 보여주었다. 이러한 본 연구의 발견은 감사품질을 나타내는 감사인 규모 또는 IFRS 도입 전후기간에 따라 감사인의 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향이 달라짐을 보여주었다는 점에서 의의가 있다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하기 위한 연구모형을 제시하고, 변수의 정의와 측정 및 표본의 선정과정을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 가설에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 그 결과를 논의한다. 마지막으로, 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 본 연구의 공헌 및 시사점, 그리고 분석상 한계에 대해 기술한다.

II. 선행연구의 검토와 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

본 연구는 감사인이 인지한 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향을 알아보는 것이므로, 여기서는 감사보수 결정모형을 연구한 선행연구와 감사보수와 감사시간의 관계를 분석한 선행연구에 대해 살펴보고자 한다. 감사보수에 영향을 미치는 결정요인에 대해서는 Simunic(1980)의 연구 이후에 많은 연

구들이 진행되었다. 그 결과에 의하면 피감사기업의 특성(소송위험, 기업규모, 감사업무의 범위, 영업의 복잡성, 재무적 특성 등)이나 감사인 유형(Big 4 여부), 감사인 지정여부, 계속감사여부, 초도감사여부, 감사인 유지제도, 감사인의 감사노력(예로, 감사시간) 등이 감사보수에 주된 결정요인인 것으로 나타났다.

먼저, 피감사기업의 특성 중 소송위험이 감사보수에 미치는 영향을 연구한 Simunic and Stein(1996)은 소송위험이 높은 기업들이 더 많은 감사보수를 지불한다는 결과를 발견하였고, Venkataraman, Weber, and Willenborg(2008)은 감사인이 부담하는 소송위험이 더 높은 신규상장기업의 감사보수가 상장되어 거래되고 있는 기업들과 비교해 더 높다는 것을 보임으로써 소송위험이 감사보수와 관련이 있음을 제시하였다. 이경태 외(2007)는 소송위험(피감사기업의 임원배상책임보험료와 신용등급으로 측정)과 감사보수 간에 유의한 양(+)의 관련성이 있음을 보여주었다. 즉 임원배상책임보험료가 많을수록, 그리고 신용등급이 낮은 회사일수록 감사인의 소송위험이 증가할 수 있으므로 감사인이 더 많은 감사보수를 요구한다는 결과를 발견하였다. 한편, Seetharaman, Gul, and Lynn(2002)은 영국에만 상장되어 있는 기업들보다 미국에 상장된 영국 기업들이 감사보수가 더 높다는 것을 발견하였으며, 이를 법적 책임에 따른 위험의 차이 때문에 감사보수에 차이가 있는 것으로 해석하였다. Choi, Kim, Liu, and Simunic(2008)은 감사인이 부담하는 법적 책임수준이 증가할수록 감사보수가 증가된다는 것을 발견하였다.

또한 선행연구들은 피감사기업의 기업규모가 감사보수의 결정에 가장 중요한 변수임을 발견하였으며(Simunic, 1980), 후속 연구들도 기업의 자산규모

가 클수록 감사보수가 증가됨을 확인하였다(곽수근·박종일, 2010; 박종일·박찬웅, 2007; 권수영·김문철, 2001 등).

Pratt and Stice(1994)는 감사인들을 대상으로 한 서베이(survey)의 결과에서 피감사기업의 재무상태가 감사위험의 주요 측정치이며, 또한 감사보수에 중요한 결정요소임을 보고하였다. Charles, Glover, and Sharp(2009)는 피감사기업의 재무보고위험이 클수록 감사보수는 증가하며, 이러한 경향은 미국에서 사베인-옥슬리법(Sarbanes-Oxley Act)의 제정 이후에 더 강화되었음을 보고하였다.

Carson, Simnett, Soo, and Wright(2012)는 Big N 회계법인이 Non-Big N 회계법인에 비해 피감사기업의 감사위험에 대하여 더 많은 감사보수를 요구한다는 결과를 제시하였으며, 이러한 경향은 Big 4 시기에서 가장 뚜렷하게 나타남을 보고하였다. 그 외에도 곽수근·박종일(2010), 박종일·박찬웅(2007), 권수영 외(2005) 등에서는 Big 4와 제휴관계에 있는 국내 회계법인들이 감사인 규모가 상대적으로 크기 때문에 Non-Big 4 감사인과 비교하여 더 많은 감사보수를 받음을 보여주었다.

노준화·배길수·전영순(2003)은 지정감사인의 감사보수가 자유수입기업의 감사보수보다 높은지를 분석한 결과에서 감사인이 지정된 기업의 감사보수가 자유수입기업에 비해 평균적으로 더 높다는 것을 보여주었다. 특히, 감사인 지정기업은 초도감사에 대한 보수가 지정기업의 계속감사에 대한 보수나 자유수입기업의 보수에 비해 현저히 높은 것으로 나타났다. 이는 초도감사에 대한 보수의 할인이 존재하기 위해서는 초도감사시장이 경쟁적이어야 한다는 선행연구의 주장과 일치한다.

초도감사가 감사보수에 미치는 영향을 분석한 이상철·박재완·정갑수(2011)는 우리나라의 상장기

업을 대상으로 초도감사시 감사보수 할인이 존재한다는 것을 보고하였으며, Ghosh and Lustgarten (2006)은 초도감사시 소규모 감사인 시장에서는 약 24%의 감사보수가 할인되는 현상이 존재하지만, 대규모 감사인 시장에서는 약 4%의 감사보수 할인이 존재한다는 것을 확인한 후 감사시장의 경쟁정도가 초도감사시 감사보수의 할인 현상에 영향을 미침을 발견하였다. 그 외에도 콕수근 · 박종일(2010), 박종일 · 박찬웅(2007), 신용인 · 최 관 · 조현우(2007) 등의 연구는 초도감사시 감사보수의 할인 현상이 있음을 보여주었다.

외국과 달리, 우리나라에서 주권상장법인의 경우 2000년대에 들어 사업보고서에 감사보수가 공개되기 시작하였고, 2003년부터 감사인이 투입한 실제감사시간에 대해서도 사업보고서에 공개되었다. 따라서 국내 상장기업을 대상으로 감사시간을 분석하는 연구들이 활발히 진행되었다. 국내의 상장기업들에 대한 감사보수와 감사시간 모두가 이용가능하다는 이점을 이용하여 감사보수와 감사시간 간의 관련성을 분석한 다음의 연구들이 있다(권수영 외, 2005; 권수영 외, 2006; 박종일 · 박찬웅, 2007).

권수영 외(2005)는 사업보고서에 공시된 주권상장법인의 감사보수와 감사시간 자료를 이용하여 감사시간이 감사보수를 결정짓는 요인인지를 분석하였다. 분석결과, 감사보수의 일반적 결정요인을 통제한 후에도 사후적 실제감사시간이 감사보수에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 우리나라 감사보수는 감사인이 필요하다고 판단할 때 감사시간을 추가 투입하려는 유인을 제공한다고 주장하였다. 한편, 감사보수 결정모형에 감사시간을 추가로 통제한 후에도 Big 5 감사인의 감사보수는 Non-Big 5 감사인보다 더 높게 나타났다. 이 연구는 이러한 결과를 기초로 Big 5 감사인의 높

은 감사품질에 대한 평판의 프리미엄으로도 높은 감사보수를 받을 수 있다고 주장한다. 또한 권수영 외(2006)는 구조방정식모형을 사용하여 감사보수, 감사시간, 이익조정 간의 관계를 분석하였다. 이 연구는 감사계약과정에서 미래에 투입할 감사시간을 사전적으로 고려하여 감사시간을 결정하는 것으로 가정하고, 감사시간이 감사보수에 미치는 영향을 검증하였다. 분석결과는 감사시간과 초과감사시간이 감사보수와 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하고 있으며, 또한 초과감사시간이 이익조정을 억제하는데 있어 긍정적인 영향을 미침을 확인하였다. 하지만 앞서의 두 연구는 자료상 한계로 기대감사시간 대신 실제감사시간 자료를 이용하여 분석하였다.

박종일 · 박찬웅(2007)은 우리나라의 실무에서는 감사보수의 계약 형태가 고정급계약 형태인 경우가 대부분이라는 점(즉, 감사보수가 감사시간보다 먼저 결정된다는 점)을 고려하여 권수영 외(2005)의 연구방법과 달리, 독립변수와 종속변수를 바꾸어 감사보수가 감사시간에 미치는 영향을 연구하였다. 분석결과는 비정상 감사보수는 비정상 감사시간에 대해 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났고, 또한 비정상 감사보수를 통제한 후에도 Big 4 감사인은 Non-Big 4 감사인보다 비정상 감사시간과 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 앞서의 선행연구들과 비교하여 다음과 같은 측면에서 차별성을 가진다. 첫째, 선행연구들이 감사시간이 감사보수에 영향을 미치는가를 알아볼 때, 사전적으로는 알기 어려운 사후적인 실제감사시간을 이용해 분석하였다. 이와 달리, 본 연구는 감사인이 인지한 사전적인 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향을 알아보았다는 점에서 차이가 있다. 예를 들어, 권수영 외(2005)는 사후적으로 알게 되는 당해 연도의 실제감사시간이 감사보수에 미

치는 영향을 알아보았다는 점에서 감사인이 사전적으로 실제감사시간을 정확하게 예측하고 있다는 가정을 하고 있는 반면에, 본 연구에서는 실제의 기대 감사시간 자료를 이용하기 때문에 앞서와 같은 가정이 필요하지 않고, 우리나라의 감사환경을 더 잘 반영한다. 둘째, 본 연구는 선행연구들에서 이론적 주장으로 머물러 있던 감사시간의 증가가 예상되는 경우에 감사인이 당기 감사보수에 이를 반영하는지와 관련한 사항을 우리나라의 자료를 이용하여 실증적으로 살펴본 최초의 연구라는 점에서 앞서의 선행연구들과는 차별화된다.

2.2 가설의 설정

선행연구들은 감사보수 결정요인을 살펴보는데 있어 감사시간을 설명변수로 고려하여 감사보수 결정모형을 분석한 바 있다(권수영 외, 2005; 권수영 외, 2006). 예를 들어, 권수영 외(2005)는 감사시간은 감사보수 결정요인을 통제한 후에도 감사보수에 대해 유의한 설명변수가 될 뿐만 아니라 감사위험 요인에 따라 투입되는 감사시간도 역시 감사보수의 증가를 가져온다는 결과를 보고하고 있다. 따라서 감사인은 회계감사로부터 합리적인 수준의 확신을 확보하기 위하여 감사시간을 투입하게 되며, 이와 같이 투입된 감사시간이 감사보수와 연결된다면 감사인 입장에서는 추가적인 감사시간을 투입할 유인이 있게 됨을 시사하게 된다. 또한 권수영 외(2006)는 감사계약과정에서 미래에 투입할 감사시간을 사전적으로 고려하여 감사시간을 결정하는 것

으로 가정하고, 감사시간이 감사보수에 미치는 영향을 검증하였다. 분석결과에서 감사시간 또는 초과감사시간이 감사보수와 유의한 양(+)의 관계가 있음을 제시하였다. 그러나 앞서의 두 선행연구 모두는 자료상 한계로 감사계약과정에서 미래에 투입할 감사인의 감사시간을 사전적으로 고려해 분석하고는 있지만, 감사인의 사전적 감사시간(ex ante audit hours)을 사후적 감사시간(ex post audit hours)으로 대체 가능한지는 의문이다. 왜냐하면 감사인이 감사 전에 사전적으로 예상하는 감사시간과 실제 감사과정에서 투입된 감사시간이 일치하지는 않을 수 있기 때문이다.³⁾

또한 Bell, Landsman, and Shackelford(2001)는 감사인이 고객의 영업위험(business risk)에 대한 기대비용을 감사보수에 반영하는지를 실증적으로 분석하였다. 이 연구는 422개 회계법인을 대상으로 설문조사를 실시한 결과에서 감사인이 인지한 영업위험이 클수록 감사시간이 증가하는 것으로 나타났으나, 시간당 감사보수는 변하지는 않음을 보고하였다. 이러한 결과는 감사인이 피감사기업에 대한 영업위험이 높다고 판단할 때 시간당 감사보수를 높이기보다는 추가 투입된 감사시간에 대한 보상을 받는다는 것을 의미한다.

이와 같이 선행연구의 결과에서는 영업위험이 증가하면 감사인이 인지한 감사시간이 증가하게 되며(Bell et al., 2001), 감사인의 사전적인 기대감사시간의 증가는 감사보수 책정시에 반영될 경우 실제 감사보수를 보다 증가시킬 수 있다(권수영 외, 2005; 권수영 외, 2006). 이는 감사보수 결정요인으로 실

3) 예를 들어, 본 연구에서 사용된 기대감사시간과 실제감사시간 자료를 가지고, 각각 자연로그 값을 취한 후 평균과 중위수에 대한 차이 검증을 실시해 보았다. 그 결과에 따르면, 두 변수 간에는 $t(z)$ 값이 10.184(12.338)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 감사인이 감사 전에 예상하는 기대감사시간과 감사업무과정에서 실제로 투입된 감사시간 사이에는 유의한 차이가 존재한다는 것을 의미한다.

제 감사투입시간이 아닌 감사인의 사전적 기대감사 시간이 고려되어 감사보수가 결정된다는 것을 의미한다. 따라서 만약 감사보수의 일반적인 결정요인을 통제한 후에도 감사인이 인지한 기대감사시간에 따라 감사보수가 결정된다면 이는 회계감사 수행과정에서 발생하는 예상치 않은 상황에 대해 감사투입시간을 증가시켜야 할 경우 감사인 입장에서는 이를 투입시킬 경제적 유인이 존재하게 됨을 의미한다. 따라서 이런 감사환경에서는 감사인이 고품질의 감사서비스를 제공하게 되므로, 신뢰할만한 회계정보의 산출을 가능케 하여 자본시장의 투자자들에게 보다 유용한 정보를 제공할 수 있다.

이러한 맥락에서 본 연구는 감사인과 피감사기업 간에 감사보수를 결정하는데 있어 감사인이 인지한 비정상 기대감사시간의 증감과 감사보수 간의 관계를 기대감사시간 자료를 이용하여 분석한다. 선행연구들은 시간당 감사보수와 감사시간의 증가를 영업 위험 혹은 감사위험(audit risk)의 증가로 간주해 왔고(Bell et al., 2001), 또한 감사인이 예상하는 사전적 감사시간의 증가는 감사보수의 증가를 수반할 것이라는 주장이 있어 왔다(권수영 외, 2005; 권수영 외, 2006). 따라서 피감사기업에 대해 감사인이 예상하는 감사시간의 증가는 감사보수 책정에서 일반적인 결정요인을 통제한 후에도 감사보수를 증가시킬 것으로 예상된다. 그러한 점에서 본 연구의 가설을 다음과 같이 대립가설(alternative hypothesis)의 형태로 가설을 설정한 후, 이에 대한 실증적 의문 사항(empirical question)을 알아보고자 한다.

가설: 다른 조건이 일정하다면 피감사기업에 대해 감사인이 인지한 기대감사시간이 증가하면 감사보수가 증가할 것이다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설정

본 연구는 감사인이 인지한 피감사기업에 대한 기대감사시간이 감사보수 책정과정에 반영되는지를 알아보기 위하여 다음의 감사보수 결정모형을 이용해 분석한다.

$$\begin{aligned}
 LNAF_t = & \beta_0 + \beta_1 AAH1 \text{ (or } AAH2)_t \\
 & + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 FIRST_t + \beta_4 AREG_t \\
 & + \beta_5 CONAF_t + \beta_6 FORAF_t + \beta_7 QAF_t \\
 & + \beta_8 INTAF_t + \beta_9 SIZE_{t-1} + \beta_{10} LEV_{t-1} \\
 & + \beta_{11} LIQ_{t-1} + \beta_{12} GRW_{t-1} + \beta_{13} EXP_{t-1} \\
 & + \beta_{14} INVREC_{t-1} + \beta_{15} ISSUE_{t-1} \\
 & + \beta_{16} BOND_{t-1} + \beta_{17} ROA_{t-1} \\
 & + \beta_{18} LOSSF_{t-1} + \beta_{19} OPN_{t-1} \\
 & + \beta_{20} OWNER_t + \beta_{21} FOR_t \\
 & + \beta_{22} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기서,

$LNAF$ = t년도 감사보수의 자연로그 값

interest variable: 비정상 기대감사시간

$AAH1$ = t년도 '(기대감사시간 - 전기 실제감사시간)/전기 실제감사시간'

$AAH1(1)$ = t년도 $AAH1$ 이 양(+)이면 1, 아니면 0

$AAH2$ = t년도 '(기대감사시간 - 전기 기대감사시간)/전기 기대감사시간'

$AAH2(1)$ = t년도 $AAH2$ 가 양(+)이면 1, 아니면 0

control variables

$BIG4$ = t년도 Big 4 체휴법인이면 1, 아니면 0

$FIRST$ = t년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0

$AREG$ = t년도 감사인 지정기업이면 1, 아니면 0

$CONAF$ = t년도 연결제무제표를 작성한 기업이면

	1, 아니면 0
<i>FORAF</i>	= t년도 영문재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0
<i>QAF</i>	= t년도 분반기 재무제표를 작성하는 기업이면 1, 아니면 0
<i>INTAF</i>	= t년도 내부회계관리제도검토 대상기업이면 1, 아니면 0
<i>SIZE</i>	= t-1년도 총자산의 자연로그 값
<i>LEV</i>	= t-1년도 부채비율(=총부채/총자산)
<i>LIQ</i>	= t-1년도 유동비율(=유동자산/유동부채)
<i>GRW</i>	= t-1년도 총자산의 성장성(=[총자산 _t -총자산 _{t-1}]/총자산 _{t-1})
<i>EXPT</i>	= t-1년도 수출비중(=해외매출액/총매출액)
<i>INVREC</i>	= t-1년도 재고자산 및 매출채권 비율(=(재고자산+매출채권)/기초총자산)
<i>ISSUE</i>	= t-1년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0
<i>BOND</i>	= t-1년도 사채발행 기업이면 1, 아니면 0
<i>ROA</i>	= t-1년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)
<i>LOSSF</i>	= t-1년도 과거 3년간 손실발생 빈도
<i>OPN</i>	= t-1년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0
<i>OWNER</i>	= t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)
<i>FOR</i>	= t년도 외국인투자자 지분율
<i>MKT</i>	= t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권 상장기업이면 0
<i>ΣIND</i>	= 산업별 더미변수
<i>ΣYD</i>	= 연도별 더미변수
<i>ε</i>	= 잔차항

편의상 아래첨자는 생략함

식(1)의 종속변수는 감사보수(LNAF)이며, 주된 관심변수는 비정상 기대감사시간으로 측정된 AAH1과 AAH2이다. 즉 본 연구는 관심변수를 측정할 때 피감사기업에 대한 감사인이 인지하는 예상 감사시간에 대하여 단순히 절대적 수준인 기대감사시간으로 분석하지 않고, 전술한 바와 같이 차이변수를 이

용한 상대적 수준으로 측정해 분석한다. 이와 같이 측정하면 감사인이 예상하는 기대감사시간의 증감여부를 파악하는데 있어 보다 용이할 수 있다. 이를 위하여 본 연구는 당기 비정상 기대감사시간(abnormal audit hours)은 당기 기대감사시간과 전기 실제감사시간 또는 전기 기대감사시간의 차이를 비교기준(benchmark)으로 하여 측정하였다. 즉 AAH1은 당기 감사인이 예상하는 기대감사시간에서 전기 실제감사시간을 차감한 후 전기 실제감사시간으로 표준화하여 측정하였고, AAH2는 당기 기대감사시간에서 전기 기대감사시간을 차감한 후 전기 기대감사시간으로 표준화하여 측정하였다. 이와 같이 본 연구에서는 감사인이 예상하는 당기 기대감사시간의 증감 여부에 대한 변화가 고려되도록 관심변수를 측정하였다. 또한 비정상 기대감사시간이 증가된 경우가 고려될 수 있도록 하기 위해 관심변수를 연속변수 이외에도 각 차이변수가 양(+의 값을 가지면 1, 그렇지 않은 경우이면 0인 지시변수(indicator variable)로 측정한 후 감사보수와의 관계를 함께 살펴본다. 본 연구는 지시변수의 형태로 측정된 경우 앞서의 변수명과 구분하여 AAH1(1)과 AAH2(1)로 각각 지칭한다.

만일 감사보수(LNAF)에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수들을 통제한 후에도 피감사기업에 대하여 감사인이 기대하는 감사투입시간이 증가할 것으로 예상한다면 감사보수는 더 증가할 것으로 기대된다. 따라서 관심변수 AAH1 및 AAH2 또는 지시변수의 형태인 AAH1(1) 및 AAH2(1) 모두는 종속변수 LNAF에 대해 유의한 양(+의 관계를 가질 것으로 예상된다($\beta_1 > 0$)).

식(1)의 감사보수 결정모형은 선행연구들에서 감사보수에 영향을 미치는 설명변수들을 고려하여 설정하였다(권수영·기은선, 2011;곽수근·박종일,

2010; 박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 · 김문철, 2001 등).⁴⁾ 식(1)에 고려된 통제변수로는 감사인 유형(BIG4), 초도감사여부(FIRST), 감사인 지정여부(AREG), 연결재무제표 작성여부(CONAF), 영문재무제표 작성여부(FORAF), 분반기재무제표 작성여부(QAF), 내부회계관리제도검토 대상여부(INTAF), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 유동비율(LIQ), 총자산의 성장성(GRW), 수출비중(EXPT), 재고자산과 매출채권의 비중(INVREC), 주식발행여부(ISSUE), 사채발행여부(BOND), 총자산이익률(ROA), 과거 손실발생 빈도(LOSSF), 감사의견(OPN), 대주주 지분율(OWNER), 외국인투자자 지분율(FOR), 시장유형(MKT) 등의 21개 변수와, 산업간 차이와 연도별 차이를 통제하기 위한 산업(Σ IND) 및 연도(Σ YD) 더미변수이다. 변수의 시점 표시 및 정의와 측정은 식(1)의 하단과 같다.⁵⁾ 따라서 여기서는 통제변수의 선정이유를 간략히 설명하면 다음과 같다.

BIG4, FIRST, AREG는 감사인 특성과 관련된 변수들이다. 먼저 BIG4는 Big 4와 제휴관계에 있는 회계법인이면 감사인 규모가 크기 때문에 Non-Big 4 감사인과 비교할 때 감사보수에 프리미엄이 존재한다는 선행연구에 기초하여 모형식에 고려하였다(곽수근과 박종일 2010; 박종일과 박찬웅 2007; 권수영 등 2005 등). FIRST는 초도감사기업이면 계속감사기업과 비교할 때 감사보수 할인이 존재한다는 선행연구에 따라 모형식에 포함하였다(곽수근 · 박종일, 2010; 박종일 · 박찬웅, 2007; 신용인 외,

2007; 노준화 외, 2003, 노준화 외, 2004; Craswell and Francis, 1999 등). 또한 AREG는 감사인이 지정된 기업이면 그렇지 않은 경우보다 감사보수가 할증된다는 선행연구의 결과에 따라 모형식에 고려하였다(곽수근 · 박종일, 2010; 박종일, 2005; 노준화 외, 2003). CONAF, FORAF, QAF, INTAF는 감사인이 벌어들이는 추가 감사보수와 관련된 변수들이다.⁶⁾ 이들 변수는 감사업무상에 복잡성과 관련된 사항으로 감사인의 감사노력을 보다 증가시킨다는 점에서 감사보수와 양(+)의 관계가 예상된다(곽수근 · 박종일, 2010; 박종일 · 박찬웅, 2007).

SIZE는 선행연구의 결과에서 감사보수에 대한 가장 중요한 결정요인으로 나타난 변수이며(Simunic, 1980), 기업규모가 클수록 감사보수는 일반적으로 증가한다(곽수근 · 박종일, 2010; 박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 · 김문철, 2001 등). LEV와 LIQ는 기업의 재무안정성과 관련된 변수들이면서 동시에 감사인의 감사위험과도 관계가 있다. 즉 LEV는 장기 재무안정성과 관련된 변수이고(이창섭 · 최우석 · 배성호, 2012; 곽수근 · 박종일, 2010; 박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 외, 2005; 강내철 · 김길훈, 2005; 권수영 · 김문철, 2001 등), LIQ는 단기의 재무안정성과 관련한 변수이다(곽수근 · 박종일, 2010; 박종일 · 박찬웅, 2007; Choi, Kim, and Zang, 2010; Francis, 1984). 따라서 LEV는 감사보수와 양(+)의 관계를, LIQ는 감사보수와 음(-)의 관계로 예상된다. 또한 GRW는 총자산의 성장성을 나

4) 특히, 본 연구는 한국공인회계사회의 데이터베이스를 이용하여 분석하고 있기 때문에 이와 관련된 모형식을 설정한 곽수근 · 박종일(2010)의 감사보수 결정모형을 준용하여 연구모형을 설정하였다.

5) 국내의 경우 당해연도의 감사보수는 직전연도의 재무자료를 기초로 결정되기 때문에 선행연구들과 같이 식(1)의 감사보수는 당해연도 자료를, 재무자료는 직전연도의 자료로 측정하였다(박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 · 김문철, 2001). 다만, 이전 선행연구들의 방법에 따라 식(1)에서 변수의 특성상 BIG4, FIRST, AREG, CONAF, FORAF, QAF, INTAF, OWNER, FOR 등은 종속변수와 같이 t시점이 적절하므로 t시점으로 측정했고, OPN는 과거 감사위험과 관련된 변수이므로, t-1시점으로 측정하였다(권수영 외, 2011; 곽수근 · 박종일 2010; 박종일 · 박찬웅, 2007).

6) 본 연구에서 CONAF, FORAF, QAF, INTAF 변수는 해당 자료가 있으면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다.

타내는 변수이다. 선행연구들은 성장성이 높은 기업일수록 이익조정 가능성도 높아진다는 점에서 GRW과 감사보수 간에는 양(+)의 관계를 예측하였다(Choi et al., 2010; 이창섭 외, 2012; 박종일, 2005).

EXPT, INVREC, ISSUE, BOND는 기업활동의 복잡성(complexity)과 관련된 변수들이며, 감사위험의 증가와 관련이 있다. EXPT는 매출액에서 해외매출이 차지하는 비중이 클수록 감사인의 추가노력이 수반되므로, 감사보수와는 양(+)의 관계가 예상된다(곽수근·박종일, 2010; 권수영·김문철, 2001). INVREC는 총자산에서 재고자산과 매출채권의 비중이 클수록 감사위험이 증가하여 감사보수와 양(+)의 관계가 예상된다(곽수근·박종일, 2010; 박종일·박찬웅, 2007; 권수영 외, 2005; 박종일, 2005; 노준화 외, 2003 등). ISSUE 및 BOND는 외부자금조달과 관련된 변수이다. 이들 변수는 감사업무상에 감사의 복잡성을 나타낸다.⁷⁾ 따라서 두 변수 모두 감사보수를 증가시킬 수 있으므로, 감사보수와 양(+)의 관계가 예상된다(권수영·기은선, 2011; 곽수근·박종일, 2010; 박종일·박찬웅, 2007).

ROA, LOSSF는 기업의 수익성과 관련된 변수들이다. ROA과 LOSSF는 Francis(1984) 및 Simunic(1980)에서도 감사위험과 관련해서 감사보수 결정 모형에 고려하였다. 일반적으로 ROA는 감사보수와 음(-)의 관계를, LOSSF는 감사보수와 양(+)의 관계로 예상된다(이창섭 외, 2012; 권수영·기은선, 2011; 곽수근·박종일, 2010; 박종일·박찬웅, 2007 등). 또한 OPN은 비적정 감사의견을 받은 기업이면 감사위험이 증가될 수 있으므로, 감사보수와 양(+)의 관계가 예상된다(권수영·기은선, 2011; 곽

수근·박종일, 2010; 박종일·박찬웅, 2007; Francis and Simon, 1987; Palmrose, 1986; Simunic, 1980 등). OWNER 및 FOR은 소유구조의 영향을 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다. 예를 들어, 박종일·박찬웅(2007)은 OWNER과 FOR은 각각 감사보수와 음(-)과 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 그리고 MKT는 시장유형의 상이함에 따른 효과를 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다(권수영·기은선, 2011).

3.2 표본의 선정

본 연구는 2008년부터 2013년까지 한국거래소에 상장된 유가증권시장 및 코스닥시장에 속한 기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) 한국공인회계사회의 데이터베이스로부터 감사계약서상에 감사보수, 감사인이 예상한 감사투입시간 및 피감사기업의 특성 자료에 대해 입수가능한 기업
- (4) NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 분석에 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업

본 연구의 분석대상은 유가증권과 코스닥상장기업이고, 분석기간은 감사인이 예상한 감사투입시간 자료에 대해 수집가능 했던 2007년부터 2013년까지 이었다. 종속변수를 기준으로 2008년부터 2013년까지 6년간이며, 이 기간에는 IFRS 도입 전후기

7) 선행연구는 외부자본조달과 관련한 변수를 통합하여 측정할 바 있지만, 본 연구에서는 이를 유상증자와 회사채 발행여부로 나누어 측정하였다.

간의 각 3년간의 자료가 분석에 포함되었다.

조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이할 수 있으므로, 이를 제외한 나머지 표본과의 비교가 가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2)은 표본의 동질성 확보를 위해 고려된 사항이다. 조건 (3) 및 (4)은 자료원과 관련된 사항이다. 본 연구는 감사보수, 감사인이 예상하는 기대감사시간 및 감사인 지령, 그리고 피감사기업의 특성과 관련된 자료를 한국공인회계사회의 데이터베이스로부터 수집하여 이용하였다.⁸⁾ 감사인 명단, 감사의견 및 기본 재무자료는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE로부터 추출하여 분석에 이용하였다.

이상의 조건을 만족하는 최종표본은 분석기간 2008년부터 2013년까지 7,117개 기업/연 자료이다. 또한 식(1)에서 극단치 처리를 위하여 변수들

중 자연로그 값을 취한 변수와 더미변수를 제외한 나머지 설명변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorize)한 후 분석하였다.

〈표 1〉에는 표본의 산업별 분포를 나타내었다. 전체표본 외에도 시장유형에 따라 나누어 보고하였고, 산업 구분은 NICE평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고했다.

〈표 1〉을 보면, 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 고루 분포된 것을 볼 수 있다. 전체표본, KOSPI, KOSDAQ 표본 모두 제조업이 67% 이상으로 표본에서 가장 많은 빈도수로 나타났다(전체표본: 67.9%, KOSPI: 67.7%, KOSDAQ: 68.1%).⁹⁾ 그 다음이 서비스업이며(전체표본: 17.2%, KOSPI: 13.8%, KOSDAQ: 20.0%), 나머지 산업들은 표본의 10% 이내로 나타났다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	4,836	67.9%	2,127	67.7%	2,709	68.1%
건설업	275	3.9%	156	5.0%	119	3.0%
도매 및 소매업	550	7.7%	241	7.7%	309	7.8%
서비스업	1,227	17.2%	433	13.8%	794	20.0%
기타	229	3.2%	183	5.8%	46	1.2%
합계	7,117	100.0%	3,140	100.0%	3,977	100.0%

주1) 산업별 구분은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

주2) 분석기간 2008년부터 2013년까지의 자료를 통합하여 보고함.

8) 한국공인회계사회의 데이터베이스 자료에는 감사인이 작성한 감사계약서상에 감사보수와 관련한 사항 이외에도 감사인이 감사업무과정에서 예상하는 '감사투입시간'에 대해서도 기록한 경우가 2007년부터이다. 따라서 본 연구는 2007년부터 분석을 수행하였다.

9) 지면관계상 별도의 표로 제시하지 않았지만, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업의 산업별 분포를 확인해 본 결과, 전 업종에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있었다. 이러한 측면에서 보면, 본 연구의 결과는 산업별 특성에 기인한 결과가 아닐 수 있다는 점에서 검증결과의 일반화 가능성은 높을 것으로 예상된다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계

〈표 2〉에는 변수로 이용된 감사보수와 기대감사시간의 연도별 통계치를 나타내었다. 〈표 2〉를 보면, 전반적으로 감사보수는 최근으로 갈수록 증가하는 추세를 보인다. 특히 IFRS 도입 이전기간보다 이후 기간인 2011년도부터 큰 증가세를 보이고 있다. 예를 들어, 2011년과 2010년도 간을 비교하면 평균 감사보수는 약 980만원(=102,949,695-93,129,033) 증가하였다. 이러한 추세는 감사인이 예상하는 기대감사시간의 경우도 유사하다. 예를 들어, IFRS 도입 이전인 2010년과 2008년도를 비교하면 38시간(=1,114-1,076) 증가된 반면, IFRS 도입 이후인 2013년과 2011년도를 비교하면 291시간(=1,478-1,187)으로 보다 증가되었다. 이러한 결과는 새로운 국제회계기준의 도입에 따라 감사인의 감사업무의 복잡성이 더 증가했기 때문으로 보인다. 이러한 추이는 전기 실제감사시간의 경우에도 유사한 패턴을 보이지만, 전기 기대감사시간과 비교하면, 특히 2011년부터 2012년까지 감사인의 기대감사시간이 전년도보다 더 큰 폭으로 증가됨을 볼 수 있다. 즉 IFRS 의무도입에 따라 감사인의 감사보수뿐만 아니라 기대감사시간 및 실제감사시간 모두 증가된 것으로 나타났다.

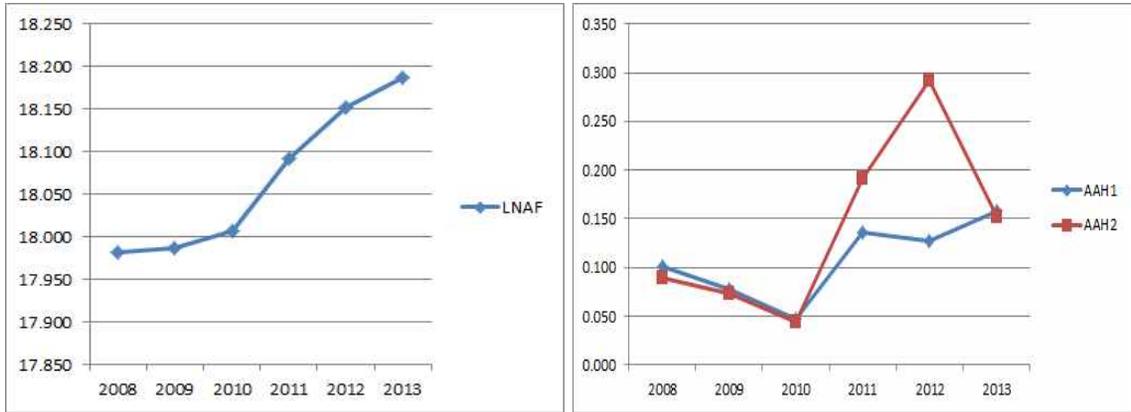
한편, 전체 분석기간의 평균에서는 기대감사시간이 전기 실제감사시간에 비해 39시간(=1,238-1,199) 많고, 전기 기대감사시간과 비교하면 90(=1,238-1,148)시간 더 많은 것으로 나타났다. 이는 전기보다 감사인의 예상감사시간이 점차 증가되는 추이에 있을 뿐만 아니라, 실제 감사투입시간도 더 증가되었음을 의미한다. 이를 보다 자세히 살펴보기 위하여, 〈그림 1〉에서는 종속변수와 관심변수에 대한 연도별 추이를 막대그래프로 나타내었다.

〈그림 1〉을 보면, LNAF는 IFRS 도입 이후부터 크게 증가되는 추이를 보인다. 이와 비교하여 비정상 기대감사시간으로 측정된 AAH1 및 AAH2 역시 IFRS 도입 이후부터 대체로 증가하는 추세를 따르고 있다. 하지만, LNAF와 달리 AAH1 및 AAH2 모두는 IFRS 도입 이전에는 감소되는 패턴이었으나, IFRS 도입 첫해인 2011년도에 와서 큰 폭으로 증가되었음을 볼 수 있다. 이 중 AAH2를 기준으로 살펴보면, 2011년과 2012년도를 비교하면 AAH2는 다시 증가하지만, 2013년도에 반전되어 큰 폭의 감소로 나타났다. 이는 2011년과 2012년도의 경우 IFRS 도입에 따른 첫해와 둘째 해에서 감사인은 전년도 대비 당기 전기 기대감사시간을 더 높게 예상했으나, 2년이 지나서는 IFRS 회계기준에 대한 학습효과로 인하여 기대감사시간이 다시 감소된 것으로 보인다. 반면, 감사인의 비정상 기대감사시간을 AAH1로 측정된 경우 주로 IFRS 도입 첫해만 큰 폭의 증

〈표 2〉 감사보수 및 기대감사시간에 대한 연도별 분포

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	합계
감사보수 _t	89,300,524	89,522,719	93,129,033	102,949,695	109,122,910	112,699,400	100,557,692
기대감사시간 _t	1,076	1,022	1,114	1,187	1,433	1,478	1,238
실제감사시간 _{t-1}	1,034	1,046	1,068	1,147	1,399	1,398	1,199
기대감사시간 _{t-1}	1,006	1,059	1,024	1,112	1,195	1,406	1,148

주) 표에 보고된 수치는 평균을 나타내고, 단위는 시간 또는 원임.



주1) 감사보수(LNAF) = t년도 감사보수의 자연로그 값

주2) 비정상 기대감사시간(AAH1) = t년도 '(당기 기대감사시간 - 전기 실제감사시간)/전기 실제감사시간'

주3) 비정상 기대감사시간(AAH2) = t년도 '(당기 기대감사시간 - 전기 기대감사시간)/전기 기대감사시간'

〈그림 1〉 감사보수(LNAF)와 비정상 기대감사시간(AAH1, AAH2)의 연도별 추이

가를 보인다.

〈표 3〉에는 식(1)에 이용된 주요 변수들의 기술통계량을 나타내었다. 기술통계량으로는 평균, 중위수, 표준편차, 최솟값 및 최댓값을 보고하였다. 〈표 3〉을 보면, LNAF의 평균(중위수)이 18.078(17.959)이다. 이를 자연로그를 취하기 전의 값으로 환산하면 100,557(63,000)천원이다. 관심변수 AAH1과 AAH2의 평균은 각각 0.111과 0.147이고, 지시변수로 측정된 AAH1(1)과 AAH2(1)의 평균은 각각 0.499와 0.532로 나타났다. AAH1과 AAH2에 대한 평균의 결과로 볼 때, 감사인이 인지하는 당기 기대감사시간이 전기 실제감사시간 및 전기 기대감사시간에 비해 높다.

감사인 특성 중 BIG4(Big 4 감사인 여부)는 표본에서 평균이 56%이고, FIRST(초도감사여부)의 평균은 15.8%이며, AREG(감사인 지정여부)는 2.2%로 나타났다. CONAF(연결재무제표 작성여부)의 평균은 57.4%이며, FORAF(영문재무제표 작성여부)의 평균이 12.1%이고, QAF(분반기 재무제표 작성

여부)와 INTAF(내부회계관리제도검토 대상여부)의 평균은 각각 67.1%와 64.1%이다. 기업특성의 경우 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.768(25.452)이며, 이를 자연로그 값을 취하기 전으로 다시 환산하면 875,733(113,178)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.412(0.411)를, LIQ(유동비율)의 평균(중위수)은 2.462(1.504)이며, GRW(총자산의 성장성)의 평균(중위수)은 0.122(0.078)로 나타나 평균과 중위수 간에 차이를 보인다. 또한 EXPT(수출비중)의 평균은 0.091이고, INVREC(재고자산과 매출채권의 비중)의 평균은 0.297이며, ISSUE(유상증자 실시여부)와 BOND(사채발행여부)의 평균은 각각 0.154와 0.170으로 나타났다. 수익성인 ROA(총자산이익률)의 평균(중위수)은 0.023(0.034)으로 양(+)의 수치를 보이며, LOSSF(과거 3년간 손실발생 빈도)의 평균은 0.714이고, OPN(비적정 감사의견)의 평균은 0.001로 나타나 상장기업에서 비적정 감사의견을 받는 비율이 매우 낮았다. OWNER(대주주 지분율)의 평균(중위수)은 0.407

〈표 3〉 주요 변수에 대한 기술통계

Variable	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>LNAF</i>	18.078	17.959	0.687	15.068	22.166
<i>AAH1</i>	0.111	0.000	0.542	-0.750	3.146
<i>AAH2</i>	0.147	0.025	0.469	-0.700	2.429
<i>AAH1(1)</i>	0.499	0	0.500	0	1
<i>AAH2(1)</i>	0.532	1	0.499	0	1
<i>BIG4</i>	0.560	1	0.496	0	1
<i>FIRST</i>	0.158	0	0.365	0	1
<i>AREG</i>	0.022	0	0.146	0	1
<i>CONAF</i>	0.574	1	0.495	0	1
<i>FORAF</i>	0.121	0	0.326	0	1
<i>QAF</i>	0.671	1	0.470	0	1
<i>INTAF</i>	0.641	1	0.480	0	1
<i>SIZE</i>	25.768	25.452	1.437	22.211	32.523
<i>LEV</i>	0.412	0.411	0.200	0.039	0.883
<i>LIQ</i>	2.462	1.504	2.973	0.222	19.816
<i>GRW</i>	0.122	0.078	0.255	-0.432	1.347
<i>EXPT</i>	0.091	0	0.222	0	0.901
<i>INVREC</i>	0.297	0.275	0.191	0	0.901
<i>ISSUE</i>	0.154	0	0.361	0	1
<i>BOND</i>	0.170	0	0.376	0	1
<i>ROA</i>	0.023	0.034	0.114	-0.472	0.304
<i>LOSSF</i>	0.714	0	0.971	0	3
<i>OPN</i>	0.001	0	0.037	0	1
<i>OWNER</i>	0.407	0.399	0.167	0.074	0.814
<i>FOR</i>	0.061	0.011	0.108	0	0.546
<i>MKT</i>	0.559	1	0.497	0	1

주1) 변수에 대한 정의: *LNAF*= 감사보수의 자연로그 값; *AAH1*= t년도 '기대감사시간 - 전기 실제감사시간/전기 실제감사시간'; *AAH1(1)*= t년도 *AAH1*이 양(+)이면 1, 아니면 0; *AAH2*= t년도 '기대감사시간 - 전기 기대감사시간/전기 기대감사시간'; *AAH2(1)*= t년도 *AAH2*가 양(+)이면 1, 아니면 0; *BIG4*= t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0; *FIRST*= t년도 초도 감사기업이면 1, 아니면 0; *AREG*= t년도 감사인 지정기업이면 1, 아니면 0; *CONAF*= t년도 연결재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0; *FORAF*= t년도 영문재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0; *QAF*= t년도 분반기 재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0; *INTAF*= t년도 내부회계관리제도검토 대상기업이면 1, 아니면 0; *SIZE*= t-1년도 총자산의 자연로그 값; *LEV*= t-1년도 부채비율(=총부채/총자산); *LIQ*= t-1년도 유동비율(=유동자산/유동부채); *GRW*= t-1년도 총자산의 성장성(=(총자산_t-총자산_{t-1})/총자산_{t-1}); *EXPT*= t-1년도 수출비중(=해외매출액/총매출액); *INVREC*= t-1년도 채고자산 및 매출채권 비율(=(채고자산+매출채권)/기초총자산); *ISSUE*= t-1년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0; *BOND*= t-1년도 사채발행 기업이면 1, 아니면 0; *ROA*= t-1년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산); *LOSSF*= t-1년도 과거 3년간 손실발생 빈도; *OPN*= t-1년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0; *OWNER*= t년도 대주주 지분율(특수 관계자 포함); *FOR*= t년도 외국인투자자 지분율; *MKT*= t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0임.

주2) 분석기간 2008년부터 2013년까지 최종표본 7,117개 기업/연 자료임.

(0.399)로 높고, FOR(외국인투자자 지분율)의 평균(중위수)은 0.061(0.011)로 평균과 중위수 간에 차이가 크다. 그리고 MKT(시장유형)의 평균은 0.559로 나타나 유가증권상장기업보다 코스닥상장기업의 표본수가 더 많다.

4.2 상관관계 분석

〈표 4〉에는 식(1)에서 이용된 주요 변수들의 피어슨 상관관계를 나타내었다. 〈표 4〉를 보면, 관심변수 AAH1 및 AAH2는 종속변수 LNAF와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 지면관계상 보고하지는 않았지만, AAH1 및 AAH2를 지시변수로 측정할 AAH1(1)과 AAH2(1)의 경우에도 1% 수준에서 각각 LNAF와 양(+)의 상관성이 나타났다.¹⁰⁾ 하지만, 이러한 결과는 단순 상관성의 결과이므로, 감사보수 결정에 유의한 영향을 미치는 다른 변수들이 고려된 다변량 회귀분석 결과를 통해 확인할 필요가 있다.

한편, 통제변수의 경우는 GRW 및 OPN을 제외하면 대체로 종속변수 LNAF와 유의한 상관성을 가진다. 구체적으로는 BIG4, AREG, CONAF, FORAF, QAF, INTAF, SIZE, LEV, EXPT, BOND, ROA, FOR는 LNAF와 유의한 양(+)의 상관성을, FIRST, LIQ, INVREC, ISSUE, LOSSF, OWNER, MKT는 LNAF와 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 일반적인 기대와 다른 결과는 ROA, INVREC, ISSUE 등이다. 설명변수 중 GRW와 OPN은 각각 LNAF에 대해 음(-)과 양(+)이지만,

유의한 상관성이 나타나지 않았다. 하지만 이들 변수는 다른 변수와도 상호 관련성이 있기 때문에 다변량 회귀분석을 이용하여 분석할 때보다 직접적인 효과의 파악이 가능할 수 있으므로, 선행연구들과 같이 이들 변수도 모형식에 고려하여 분석하고자 한다.

LNAF와 가장 상관성이 높은 설명변수는 SIZE로 두 변수 간에 0.82의 높은 상관성을 보였다. 이는 기업규모가 감사보수의 가장 중요한 결정변수임을 나타낸다(Simunic, 1980). 다음은 BOND(0.528), FOFAF(0.520), FOR(0.468), CONAF(0.421), MKT(0.417), BIG4(0.392) 등의 순으로 높은 상관성을 보인다. 한편, QAF와 INTAF 간에는 72.1%로 다소 높은 상관성을 가지고 있어 회귀분석시에 변수간의 다중공선성 문제가 있는지를 확인할 필요가 있다.

4.3 가설의 검증결과

가설을 검증하기 위하여 식(1)을 이용한 회귀분석 결과는 〈표 5〉에 나타내었다. 〈표 5〉에서는 관심변수를 연속변수(AAH1 및 AAH2)로 측정할 결과와 지시변수(AAH1(1) 및 AAH2(1))로 측정할 결과에 대해 모두를 보고했다. 한편, 회귀분석시에 식(1)의 모형식에 포함된 모든 변수를 고려하였지만, 지면관계상 산업더미(Σ IND) 및 연도더미(Σ YD)의 보고는 생략한다. 따라서 표에 보고된 회귀분석은 산업효과와 연도효과가 통제된 후의 결과이다.

〈표 5〉의 결과를 살펴보면, F 값은 모형 모두 통계적으로 유의한 값으로 나타나 본 연구에서 설정된 모형식은 적합성이 있는 것으로 나타났다.¹¹⁾ 또한

10) 예를 들어, AAH1(1)은 LNAF와 0.094의 양(+)의 상관성을, AAH2(1)은 LNAF와 0.109의 양(+)의 상관성이 나타났다.

11) 모형식에 고려된 변수들 사이에 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor: VIF) 값으로 확인해 보았다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상이면 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. 〈표 5〉에서 모형 1부터 모형 4까지의 경우 VIF의 최댓값이 가장 높았던 변수는 SIZE로서 3.290~3.292 사이로 나타났다. 따라서 본 연구에서 변수간의 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 알 수 있다. 이후 표들에서의 분석결과도 이와 유사한 수준임을 확인할 수 있었다.

〈표 4〉 주요변수에 대한 상관관계

Variable	LNAP	AAHI	AAH2	BIG4	FIRST	AREG	CONAF	FORAF	QAF	INTAF	SIZE	LEV	LIQ	GRW	EXPT	INVREC	ISSUE	BOND	ROA	LOSSF	OPN	OWNER	FOR	MAF
LNAP	1	0.066***	0.056***	0.392***	-0.071***	0.031***	0.421***	0.520***	0.131***	0.171***	0.820***	0.242**	-0.200***	-0.005	0.162***	-0.119***	-0.070***	0.528***	0.065***	-0.098***	0.010	-0.051***	0.468***	-0.417***
AAHI		1	0.383***	0.042**	-0.004	0.033***	0.104***	0.033***	0.047***	0.029**	0.033***	0.051***	-0.028**	0.031***	0.006	0.026**	0.028**	0.007	0.025***	-0.022*	-0.006	0.021*	0.013	0.012
AAH2			1	0.036***	-0.014	0.013	0.115***	0.007	0.007	0.004	0.029**	0.015	-0.016	0.080***	-0.021*	0.025**	0.037***	0.010	0.020*	-0.019*	0.031***	0.015	0.007	0.013
BIG4				1	-0.060***	-0.022*	0.210***	0.274***	0.222***	0.298***	0.410***	0.026**	-0.062***	-0.008	0.038***	-0.075***	-0.099***	0.222***	0.140***	-0.173***	-0.012	-0.022*	0.253***	-0.274***
FIRST					1	0.136***	-0.074***	-0.060***	-0.024**	-0.025**	-0.063***	0.043***	-0.009	-0.011	0.006	-0.002	0.031**	-0.017	-0.074***	0.077***	0.015	0.006	-0.037***	0.027**
AREG						1	-0.030***	-0.023**	-0.014	-0.028**	-0.066***	0.125***	-0.044***	-0.104***	-0.019	-0.064***	0.061***	-0.024**	-0.229***	0.190***	0.071***	-0.026**	-0.036***	0.021*
CONAF							1	0.200***	0.097***	0.081***	0.395***	0.090***	-0.104***	-0.041***	0.100***	-0.151***	-0.040***	0.288***	0.001	-0.026**	0.010	-0.034***	0.191***	-0.221***
FORAF								1	0.230***	0.242***	0.506***	0.116***	-0.081***	0.006	0.109***	-0.077***	-0.059***	0.355***	0.072***	-0.087***	-0.002	-0.011	0.368***	-0.257***
QAF									1	0.721***	0.136***	0.039***	-0.032***	-0.010	0.021*	-0.023**	-0.030***	0.079***	0.031***	-0.052***	0.002	-0.016	0.094***	-0.088***
INTAF										1	0.161***	0.048***	-0.036***	-0.003	0.003	-0.018	-0.022*	0.085***	0.033***	-0.054***	0.005	-0.026**	0.107***	-0.097***
SIZE											1	0.223***	-0.191***	0.061***	0.201***	-0.099***	-0.138***	0.566***	0.183***	-0.246***	-0.004	-0.061***	0.491***	-0.558***
LEV												1	-0.591***	0.053***	0.064***	0.218***	0.063***	0.318***	-0.300***	0.259***	0.048***	-0.062***	-0.084***	-0.118***
LIQ													1	-0.008	-0.042***	-0.151***	0.000	-0.181***	-0.121***	-0.068***	-0.020*	0.061***	0.021*	0.141***
GRW														1	0.029***	0.346***	0.250***	0.004	0.264***	-0.174***	-0.024**	0.017	0.015	0.066***
EXPT															1	0.032***	-0.031***	0.082***	0.059***	-0.036***	0.020*	-0.025**	0.096***	-0.117***
INVREC																1	0.061***	-0.072***	0.198***	-0.153***	-0.031***	-0.031***	-0.068***	0.026**
ISSUE																	1	-0.024**	-0.177***	0.203***	0.026**	0.018	-0.101***	0.165***
BOND																		1	-0.002	-0.052***	0.013	-0.021*	-0.224***	-0.322***
ROA																			1	-0.626***	-0.068***	0.014	0.199***	-0.063***
LOSSF																				1	0.050***	0.001	-0.194***	0.121***
OPN																					1	-0.032***	0.006	-0.004
OWNER																						1	-0.001	0.097***
FOR																							1	-0.271***
MAF																								1

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉을 참조.

주2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

〈표 5〉 가설의 검증결과

Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF)			
		모형 1 연속변수	모형 2 지시변수	모형 3 연속변수	모형 4 지시변수
<i>Intercept</i>	?	9.409 (67.110***)	9.393 (66.959***)	9.373 (66.861***)	9.357 (66.696***)
<i>AAH1(1)</i>	+	0.029 (3.708***)	0.030 (3.541***)	—	—
<i>AAH2(1)</i>	+	—	—	0.030 (3.229***)	0.032 (3.695***)
<i>BIG4</i>	+	0.072 (7.374***)	0.073 (7.401***)	0.072 (7.370***)	0.070 (7.098***)
<i>FIRST</i>	-	-0.051 (-4.173***)	-0.050 (-4.167***)	-0.051 (-4.204***)	-0.050 (-4.155***)
<i>AREG</i>	+	0.298 (9.894***)	0.300 (9.973***)	0.300 (9.986***)	0.301 (10.006***)
<i>CONAF</i>	+	0.128 (13.216***)	0.126 (12.920***)	0.128 (13.265***)	0.127 (13.147***)
<i>FORAF</i>	+	0.217 (13.845***)	0.218 (13.895***)	0.219 (13.914***)	0.219 (13.921***)
<i>QAF</i>	+	-0.052 (-4.038**)	-0.051 (-3.942**)	-0.051 (-3.923**)	-0.051 (-3.584**)
<i>INTAF</i>	+	0.054 (4.132**)	0.052 (4.029**)	0.053 (4.078**)	0.052 (4.014**)
<i>SIZE</i>	+	0.325 (61.457***)	0.325 (61.463***)	0.325 (61.448***)	0.325 (61.497***)
<i>LEV</i>	+	0.057 (1.812*)	0.059 (1.906*)	0.062 (2.000**)	0.061 (1.969**)
<i>LIQ</i>	-	-0.007 (-3.839***)	-0.007 (-3.773***)	-0.007 (-3.785***)	-0.007 (-3.759***)
<i>GRW</i>	+	-0.097 (-4.998***)	-0.098 (-5.015***)	-0.101 (-5.164***)	-0.100 (-5.112***)
<i>EXPT</i>	+	0.032 (1.636*)	0.031 (1.542)	0.033 (1.657*)	0.032 (1.630*)
<i>INVREC</i>	+	0.075 (2.723***)	0.073 (2.669***)	0.075 (2.727***)	0.075 (2.721***)
<i>ISSUE</i>	+	0.045 (3.547***)	0.046 (3.643***)	0.046 (3.585***)	0.046 (3.585***)
<i>BOND</i>	+	0.128 (8.965***)	0.126 (8.872***)	0.128 (8.877***)	0.125 (8.806***)
<i>ROA</i>	+	-0.052 (-1.014)	-0.050 (-0.967)	-0.048 (-0.926)	-0.046 (-0.891)
<i>LOSSF</i>	+	0.051 (8.760***)	0.051 (8.712***)	0.051 (8.719***)	0.051 (8.732***)
<i>OPN</i>	+	-0.022 (-0.192)	-0.021 (-0.185)	-0.036 (-0.319)	-0.029 (-0.260)
<i>OWNER</i>	-	-0.030 (-1.181)	-0.027 (-1.044)	-0.029 (-1.137)	-0.029 (-1.159)
<i>FOR</i>	+	0.537 (11.465***)	0.537 (11.480***)	0.537 (11.474***)	0.533 (11.391***)
<i>MKT</i>	+/-	0.084 (7.987***)	0.084 (7.994***)	0.084 (8.034***)	0.084 (7.979***)
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>		0.735	0.735	0.735	0.735
<i>F Value</i>		637.628***	637.481***	637.223***	637.617***
<i># of obs.</i>		7,117	7,117	7,117	7,117

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

모형의 설명력(*Adj. R²*)은 모형 1부터 4까지 모두 0.735로 높게 나타났다.

가설과 관련한 관심변수 AAH1 및 AAH2 모두 LNAF에 대해 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 또한 지시변수로 측정된 AAH1(1) 및 AAH2(1) 역시 LNAF에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다.¹²⁾ 이는 감사보수에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 후에도 감사인이 예상하는 기대감사시간이 증가될수록 또는 증가되는 경우 당기 감사보수가 증가된다는 것을 나타낸다. 이는 전기 실제감사시간에 비해 감사인이 예상하는 당기 감사투입시간이 증가될 것으로 예상되는 경우이거나 전기 감사투입시간에 비해 감사인이 예상하는 당기 감사투입시간이 증가할 경우 감사보수가 증가되는 것을 의미한다. 이러한 연구결과는 감사인과 피감사기업 간의 감사보수 책정 과정에서 감사인이 예상하는 기대감사시간이 반영되어 감사보수가 결정되고 있음을 보여준다. 이는 한편으로, 선행연구들에서 주장해 왔던 감사인의 감사보수 결정시에 사전적으로 감사인이 기대하는 감사시간에 따라 감사보수가 결정된다는 사실을 보여주고 있다. 따라서 이러한 실증적 증거는 본 연구가설을 지지해 주는 결과이다.

한편, 통제변수의 경우 ROA, OPN 및 OWNER를 제외하면 LNAF에 대해 유의성 있는 결과를 보이고 있다. 구체적으로는 BIG4, AREG, CONAF, FORAF, INTAF, SIZE, LEV, EXPT, INVREC, ISSUE, BOND, LOSSF, FOR, MKT는 LNAF에 대해 유의한 양(+)의 관계를, FIRST, QAF, LIQ, GRW는 LNAF에 대해 유의한 음(-)의 관계

로 나타났다. 즉 Big 4 감사인이 감사하면, 감사인 지정기업이면, 연결재무제표를 작성한 기업이면, 영문재무제표를 작성한 기업이면, 내부회계관리제도검토 대상기업이면, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 수출비중이 클수록, 총자산에서 재고자산 및 매출채권의 비중이 클수록, 유상증자를 실시한 기업이면, 회사채를 발행한 기업이면, 과거 3년간 손실발생 빈도가 많을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록 감사보수는 증가되는데 반해, 초도감사기업이면, 분반기 재무제표를 작성한 기업이면, 유동비율이 높을수록, 총자산의 성장성이 클수록 감사보수는 감소되는 것으로 나타났다.

4.4 추가분석 결과

앞서의 <표 5>에서는 전체표본을 대상으로 연구가설에 대해 살펴보았다. 본 절에서는 추가분석(additional analysis)의 일환으로 시장유형(KOSPI vs KOSDAQ)에 따라, 감사인 유형(Big 4 vs Non-Big 4)에 따라, 그리고 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs Post-IFRS)에 따라 앞서의 검증결과에 차별적인 반응(discriminative response)이 있는지를 살펴보고자 한다. 각각의 결과에 대해서는 다음의 <표 6>부터 <표 8>까지에 순차적으로 보고하였다. 표 보고방식은 앞서 <표 5>와 동일하다. 다만, 지면관계상 표를 보고할 때 관심변수를 중심으로 보고했다.

먼저, <표 6>에서 시장유형(market type)에 따라 전체표본을 나누어 살펴본 결과에 의하면, KOSPI 표본(Panel A)이나 KOSDAQ 표본(Panel B) 모

12) <표 4>에서 상관성이 높았던 QAF와 INTAF 변수 중 QAF를 식(1)에서 제외한 후 회귀분석을 추가로 수행해 보았다. 지면상 별도의 표로 나타내지는 않았지만 그 결과에 따르면, <표 5>의 모형 1부터 4까지에서 관심변수는 <표 5>에 보고된 경우와 질적으로 유사한 결과로 나타났다.

〈표 6〉 추가분석 결과: KOSPI vs KOSDAQ 표본

Panel A: KOSPI 표본					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _t)			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.043 (3.287***)	0.032 (2.306**)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.036 (2.329**)	0.046 (3.260***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		3,140	3,140	3,140	3,140
Panel B: KOSDAQ 표본					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _t)			
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.025 (2.783***)	0.031 (2.993***)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.031 (2.909***)	0.023 (2.221**)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		3,977	3,977	3,977	3,977

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

두 관심변수인 AAH1 및 AAH2, 그리고 지시변수의 형태로 측정된 AAH1(1) 및 AAH2(1) 모두 LNAF에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이는 전체표본을 시장유형에 따라 나누어 살펴봐도 감사인의 기대감사시간이 감사보수와 유의한 양(+)의 관계가 있는 것은 유가증권시장 및 코스닥상장기업에 상관없이 모두 일치된 결과가 관찰됨을 의미한다.

다음으로, 〈표 7〉에서 감사인 유형(auditor type)에 따라 전체표본을 나누어 분석한 결과에 의하면, Big 4 감사인 표본에서 모형 1부터 4까지 관심변수(AAH1, AAH2, AAH1(1), AAH2(1)) 모두

LNAF에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다(Panel A). 그러나 Non-Big 4 감사인 표본에서는 관심변수 중 모형 4에서 AAH2(1)의 결과를 제외하면 LNAF에 대해 유의한 결과가 관찰되지는 않았다(Panel B). 이상의 결과로 볼 때 대체로 감사인이 예상하는 기대감사시간의 증감여부는 주로 Non-Big 4 감사인보다는 Big 4 감사인일 때 이를 감사보수 결정에 체계적으로 반영하고 있는 것으로 나타났다. 이는 감사보수의 결정과정에서 감사품질이 상대적으로 높은 Big 4 감사인의 경우 감사인이 인지한 기대감사시간을 감사보수 책정과정에 적절히 반영시키고 있는 반면, Non-Big 4 감사인은 기대감

〈표 7〉 추가분석 결과: Big 4 vs Non-Big 4 표본

Panel A: Big 4 표본					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _{<i>t</i>})			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.050 (4.674***)	0.050 (4.450***)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.049 (3.719***)	0.038 (3.243***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		3,985	3,985	3,985	3,985
Panel B: Non-Big 4 표본					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _{<i>t</i>})			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.003 (0.275)	0.008 (0.638)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.016 (1.272)	0.030 (2.424**)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		3,132	3,132	3,132	3,132

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

사시간의 증가를 감사보수 결정에 적절히 반영시키지 못하고 있음을 의미하는 것이므로, 이러한 결과는 한편으로 Big 4 감사인과 Non-Big 4 감사인 간에 감사보수 협상력에 차이가 있음을 시사한다. 따라서 〈표 7〉의 결과에서는 감사인 유형에 따라 감사인의 기대감사시간에 대한 감사보수의 반영에 차별적인 반응이 있음을 알 수 있다.¹³⁾

다음으로, IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs Post-IFRS)에 따라 전체표본을 나누어 분석한 결과를 〈표 8〉에 나타내었다. 분석시에 Pre-IFRS 기간은 2008년부터 2010년까지이고, Post-IFRS 기간은 2011년부터 2013년까지이다. 분석결과에 따르면, Pre-IFRS 기간에는 모형 1부터 4까지 관심 변수(AAH1, AAH2, AAH1(1), AAH2(1)) 모두

13) 지면관계상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 비정상 기대감사시간과 감사인 규모의 상호작용변수를 고려한 후 별도의 회귀분석을 실시해 보았다. 구체적으로는 지시변수로 측정된 AAH1(1) 혹은 AAH2(1)와 BIG4 변수간의 상호작용변수를 식(1)에 추가로 고려한 후 회귀분석을 실시한 것이다. 그 결과에 따르면, AAH1(1)*BIG4는 LNAF에 대해 회귀계수(t 값)는 0.052(3.079)로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 그러나 AAH2(1)*BIG4 변수는 유의한 결과가 관찰되지는 않았다. 따라서 Non-Big 4 감사인보다 Big 4 감사인의 경우에서 전기 실제감사시간보다 당기 기대감사시간의 증가가 예상되면 감사보수를 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 추가분석 결과: Pre-IFRS vs Post-IFRS

Panel A: Pre-IFRS					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _t)			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.039 (3.288***)	0.064 (5.098***)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.059 (3.736***)	0.059 (4.702***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		3,172	3,172	3,172	3,172
Panel B: Post-IFRS					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _t)			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.021 (2.008**)	0.005 (0.441)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.012 (1.063)	0.007 (0.578)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		3,944	3,944	3,944	3,944

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

LNAF에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다 (Panel A). 반면, Post-IFRS 기간에서 관심변수는 모형 1에서 AAH1을 제외하면 나머지 AAH1(1), AAH2, AAH2(1)은 LNAF에 대해 유의한 결과가 관찰되지는 않았다(Panel B).

이상의 결과로 볼 때, 감사인이 예상하는 기대감사시간이 감사보수 책정과정에서 적절히 반영되었던 기간은 Post-IFRS 기간보다는 Pre-IFRS 기간인 것으로 나타났다. 이는 IFRS 도입 이후 새로운 회계기준의 도입에 따라 변화된 감사환경에서는 감사인의 기대감사시간이 증가하더라도 감사보수에 체계적으로 반영되지는 않았음을 의미한다. 이러한

결과가 나타난 이유 중 하나는 IFRS라는 새로운 회계기준의 도입으로 감사업무의 복잡성이 증가되어 감사인이 예상하는 기대감사시간과 관련한 불확실성이 종전 K-GAAP 보고체제와 비교해 더 높아졌기 때문인 것으로 생각된다. 즉 IFRS 도입 이후 새로운 회계기준의 도입에 따라 증가된 불확실성(increased uncertainty)으로 인해 감사인의 예상 기대감사시간에 대한 감사보수의 반영 정도가 더 낮아져서 나타난 결과로 보인다.

이러한 추측에 대하여 다음과 같은 추가분석을 별도로 실시해 보았다. 지면관계상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 비정상 기대감사시간과 IFRS 전

후기간의 상호작용변수를 이용하여 IFRS 도입 이전기간보다 도입 이후기간에서 비정상 기대감사시간과 감사보수 간의 양(+)의 관계가 보다 더 약화(weaken)되었는지를 추가분석을 이용하여 확인해보았다. 구체적으로는 지시변수로 측정된 AAH1(1) 혹은 AAH2(1)와 IFRS 변수간의 상호작용변수를 식(1)의 모형식에 추가로 고려한 후 회귀분석을 실시하였다. 여기서 IFRS 변수의 정의를 2011년부터 2013년까지이면 1, 2008년부터 2010년까지이면 0인 지시변수로 측정된 후 분석하였다. 이와 관련한 회귀분석 결과에 따르면, AAH1(1)*IFRS는 LNAF에 대해 회귀계수(t 값)가 -0.045(-2.669)로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과를, 그리고 AAH2(1)*IFRS 역시 -0.045(-2.618)로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과로 나타났다. 이는 IFRS 도입 이전과 비교할 때 도입 이후에 감사인의 기대감사시간이 감사보수에 미치는 양(+)의 효과가 IFRS라는 새로운 회계기준의 도입으로 감사인이 예상하는 기대감사시간과 관련한 증가된 불확실성으로 인해 보다 더 약화되었음을 시사한다.

4.5 민감도 분석 결과

본 절에서는 감사인 교체여부에 따라 검증결과에 차이가 있는지를 민감도 분석(sensitivity analysis)의 일환으로 살펴보았다. 감사인이 계속감사를 수행하는 경우는 본 연구에서 관심변수의 측정치상에 기준이 되는 전기 실제감사시간이나 전기 기대감사시간 모두는 해당 감사인이 예상한 측정치가 된다. 이

와 달리, 감사인이 교체된 경우는 당기 감사인이 예상하는 기대감사시간과 비교되는 전기 실제감사시간의 경우 전기 감사인이 예상한 것이므로, 당기 감사인은 전기 감사인의 기대감사시간을 고려할 수도 있고 하지 않을 수도 있다. 따라서 본 절에서는 이러한 차이를 고려하기 위해 계속감사여부에 따라 표본(계속감사 표본 vs 감사인 교체(초도감사) 표본)을 나누어 살펴보았다. 이와 관련한 회귀분석 결과는 <표 9>에 나타내었다.¹⁴⁾

<표 9>의 결과를 보면, 계속감사 표본의 경우 <표 5>의 전체표본의 결과와 일치되는 것으로 나타났다. 또한 감사인 교체(초도감사) 표본의 경우도 AAH1 및 AAH1(1)은 LNAF에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타나 당기 감사인은 전기 감사인의 실제감사시간에 비해 기대감사시간이 증가하면 감사보수를 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 전자의 결과는 계속감사 표본의 경우만을 대상으로 분석한 경우나 전체표본을 대상으로 분석한 경우 간에 검증 결과 측면에서는 질적인 차이가 없음을 시사한다. 또한 후자의 결과는 당기 감사인이 전기 감사인의 실제감사시간을 고려하여 이를 기준으로 기대감사시간을 예상한 후 당기 감사보수를 결정하고 있음을 나타낸다. 따라서 감사인 교체여부와 상관없이 당기에 감사투입시간의 증가가 예상되는 경우 감사인은 당기 감사보수를 더 증가시키는 것으로 나타났다. 그러한 점에서 <표 5>의 검증결과가 계속감사여부에 따라 검증결과가 민감하게 변화되지는 않음을 나타낸다.

14) 감사인 교체(초도감사) 표본의 경우는 AAH1과 AAH(1)의 경우만 분석하였다. 본 연구에서 이와 같이 분석한 이유는 감사인이 교체된 기업의 당기 감사인은 전기 감사인의 기대감사시간을 알 수 없는 것이 일반적이다. 왜냐하면 전기 감사인의 기대감사시간은 공개되지 않기 때문이다. 하지만, 전기 감사인의 실제감사시간은 공개되므로, 본 연구에서는 이러한 측면을 고려해 AAH1 및 AAH(1)의 변수를 중심으로 분석하였다.

〈표 9〉 민감도 분석결과

Panel A: 계속감사 표본					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _t)			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
AAH1(1)	+	0.029 (3.327***)	0.024 (2.525***)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.029 (2.746***)	0.028 (2.987***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
# of obs.		5,992	5,992	5,992	5,992
Panel B: 감사인 교체(초도감사) 표본					
Variable	Pred. sign	종속변수(LNAF _t)			
		모형 1	모형 2		
		연속변수	지시변수		
AAH1(1)	+	0.031 (1.759*)	0.070 (3.288***)	—	—
AAH2(1)	+	—	—	—	—
Control variables	?	Included	Included		
# of obs.		1,125	1,125		

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

4.6 강건성 분석 결과

본 절에서는 두 가지 강건성 분석(robustness analysis)을 추가로 수행해 보았다. 그 사항은 다음과 같다. 첫째, 앞서 〈표 5〉에서는 식(1)의 감사보수 결정모형을 이용하여(즉, 수준모형을 이용하여) 분석한 결과였다. 본 절에서는 먼저 관심변수인 비정상 기대감사시간의 측정치와 같이 종속변수도 전기 대비 차분(difference)의 형태로 측정되는 변동변수(change variable)의 경우에도 앞서의 검증결과와 일치된 결과가 관찰되는지를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 다음의 식(2)과 같이 권수영 외(2005)의 모형식을 이용하여 분석한다. 즉 권수

영 외(2005)의 경우 감사보수의 증감 변화를 설정할 때 통제변수로 ΔSIZE, ΔLEV 및 ΔROA를 중심으로 고려하였다. 본 절에서는 앞서의 통제변수 이외에도 BIG4, FIRST 및 AREG 변수를 추가로 모형식에 고려하여 설정하였다. ΔLNAF, ΔSIZE, ΔLEV 및 ΔROA의 측정은 선행연구의 방법에 따랐다(권수영 등 2005).

$$\begin{aligned}
 \Delta LNAF_t = & \beta_0 + \beta_1 AAH1 \text{ (or } AAH2)_t \\
 & + \beta_9 \Delta SIZE_{t-1} + \beta_{10} \Delta LEV_{t-1} + \beta_{17} \Delta ROA_{t-1} \\
 & + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 FIRST_t + \beta_4 AREG_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

여기서,

$\Delta LNAF$ = t년도 ln(감사보수)의 변화

$\Delta SIZE$ = t-1년도 ln(총자산)의 변화

ΔLEV = t-1년도 '총부채/총자산'의 변화

ΔROA = t-1년도 '당기순이익/기초총자산'의 변화

나머지 변수의 정의는 식(1)과 같음

〈표 10〉에는 식(2)을 이용한 회귀분석 결과를 나타

내었다. 〈표 10〉의 결과를 보면, 관심변수인 AAH1 및 AAH2, 그리고 지시변수로 측정된 AAH1(1) 및 AAH2(1) 모두 종속변수를 변동변수로 측정한 $\Delta LNAF$ 에 대해서도 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이는 당기 감사인이 예상하는 기대감사시간이 전기 실제감사시간보다 증가하거나, 또는 전기 기대감사시간에 비해 증가할수록 당기 감

〈표 10〉 강건성 검증결과: 감사보수의 증감에 미치는 영향

Variable	Pred. sign	종속변수($\Delta LNAF_t$)			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		연속변수	지시변수	연속변수	지시변수
Intercept	?	0.035 (2.384 ^{***})	0.011 (0.773)	0.016 (1.086)	0.005 (0.351)
AAH1(1)	+	0.052 (11.550^{***})	0.056 (11.520^{***})	—	—
AAH2(1)	+	—	—	0.090 (17.336^{***})	0.071 (14.316^{***})
$\Delta SIZE$	+	0.152 (12.273 ^{***})	0.152 (12.308 ^{***})	0.141 (11.479 ^{***})	0.149 (12.052 ^{***})
ΔLEV	+	0.102 (3.478 ^{***})	0.102 (3.460 ^{***})	0.093 (3.202 ^{***})	0.095 (3.248 ^{***})
ΔROA	-	-0.061 (-2.787 ^{***})	-0.063 (-2.871 ^{***})	-0.064 (-2.949 ^{***})	-0.061 (-2.817 ^{***})
BIG4	+	-0.000 (-0.044)	-0.001 (-0.139)	-0.001 (-0.123)	-0.006 (-1.273)
FIRST	-	-0.090 (-12.905 ^{***})	-0.089 (-12.872 ^{***})	-0.091 (-13.217 ^{***})	-0.089 (-12.883 ^{***})
AREG	+	0.186 (10.964 ^{***})	0.190 (11.220 ^{***})	0.187 (11.188 ^{***})	0.190 (11.288 ^{***})
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.093	0.093	0.114	0.102
F Value		46.302 ^{***}	46.255 ^{***}	57.629 ^{***}	51.150 ^{***}
# of obs.		7,075	7,075	7,075	7,075

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉의 하단과 같음. 단, $\Delta LNAF$ = ln(감사보수)의 변화; $\Delta SIZE$ = ln(총자산)의 변화; ΔLEV = '부채총계/총자산'의 변화; ΔROA = '당기순이익/총자산'의 변화임.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

사보수는 전기 감사보수에 비해 더 증가된다는 것을 의미한다. 따라서 감사보수를 전기 대비 변동변수로 측정할 감사보수에 대한 증감의 경우에도 앞서의 가설을 뒷받침 해주는 결과로 나타났다.

둘째, 다음의 강건성 분석에서는 식(1)에서 관심변수인 비정상 기대감사시간의 측정치(AAH1, AAH2)와 같이 종속변수를 비정상 감사보수(abnormal audit fees)¹⁵⁾로 측정할 경우에도 앞서의 검증결과와 일치된 결과가 관찰되는지를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 식(1)에서 관심변수를 제외한 후 회귀분석을 수행하여 얻어진 개별기업에 대한 잔차항 값(ϵ)을 추정하였다. 이렇게 추정된 잔차항 값이 비정상 감사보수에 해당된다(박종일 · 최 관, 2009). 따라서

이 잔차항 값을 종속변수로 하고, 식(1)의 관심변수를 설명변수로 하는 별도의 회귀분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 11>에 나타내었다.

<표 11>의 결과를 보면, 모형 1부터 4까지 관심변수 모두 종속변수인 비정상 감사보수에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이는 감사인이 예상하는 기대감사시간이 증가될수록 또는 증가되는 경우 당기 비정상 감사보수 역시 증가되는 것으로 나타났다. 즉 이러한 결과는 감사인이 인지한 비정상 기대감사시간이 감사인의 비정상 감사보수와도 체계적인 양(+)의 관계가 있음을 의미한다. 따라서 감사보수 대신 비정상 감사보수로 측정할 결과에서도 가설은 지지된 결과로 나타났다.

<표 11> 강건성 검증결과: 비정상 감사보수에 미치는 영향

Variable	Pred. sign	종속변수(<i>abnormal LNAF_t</i>)			
		모형 1 연속변수	모형 2 지시변수	모형 3 연속변수	모형 4 지시변수
<i>Intercept</i>	?	-0.003 (-0.733)	-0.015 (-2.455***)	-0.004 (-0.942)	-0.016 (-2.610***)
<i>AAH1(1)</i>	+	0.028 (3.663***)	0.029 (3.473***)	—	—
<i>AAH2(1)</i>	+	—	—	0.028 (3.149***)	0.030 (3.581***)
<i>Adj. R²</i>		0.002	0.002	0.001	0.002
<i>F Value</i>		13.417***	12.065***	9.918***	12.820***
<i># of obs.</i>		7,117	7,117	7,117	7,117

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음. 단, 종속변수는 비정상 감사보수로 측정함.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

15) 비정상 감사보수를 다룬 선행연구들은 전형적으로 실제 감사보수(actual audit fees)를 두 가지 구성요소로 분해하고 있다(Choi et al., 2010; 박종일 · 최 관, 2009 등). 즉 실제 감사보수를 정상 감사보수(normal audit fees)와 비정상 감사보수(abnormal audit fees)로 구분한다. 선행연구들에서는 정상 감사보수는 피감사기업의 규모, 고유위험, 영업의 복잡성 등의 요인에 따른 기대감사보수를 반영하고, 비정상 감사보수는 실제 감사보수와 정상 감사보수 간의 차이로서 피감사기업의 특이한 요인들 예로, 감사인이 피감사기업과의 경제적 의존성 관계에서 감사인이 제공한 감사서비스에 대한 수익성을 포함하는 측정치로 보고 있다(Choi et al., 2010).

V. 결론

본 연구는 감사인이 예상하여 인지한 피감사기업에 대한 기대감사시간이 당기 감사보수 체결시에 반영되는지를 실증적으로 분석하였다. 즉 본 연구는 감사인의 감사보수 결정요인 중 하나인 기대감사시간이 감사보수 계약시에 체계적으로 고려되는지를 살펴보았다. 감사인의 사전적(ex ante) 기대감사시간 자료를 이용하여 감사인이 예상한 기대감사시간의 증감 여부의 변화가 감사보수 책정과정에서 체계적으로 반영되는지를 분석한 연구는 국내외로 전무하다는 점에서 본 연구는 이와 관련한 최초의 실증적 증거를 제공한다. 또한 본 연구는 이를 알아보는데 있어 추가분석으로 시장유형, 감사인 유형 및 IFRS 도입 전후기간에 따라 비정상 기대감사시간과 감사보수 간의 관계에 차별적인 반응이 있는지에 대해서도 살펴보았다. 아울러 본 연구는 감사보수에 대한 수준모형 외에도 변동모형을 살펴보았으며, 또한 비정상 감사보수와 비정상 기대감사시간 간의 관계에 대해서도 살펴봄으로써 관련 연구주제에 대한 다양한 측면의 분석과 논의를 다루고자 하였다.

한편, 본 연구는 단순히 기대감사시간 자료를 모형식에 고려해 분석하지 않고, 비정상 기대감사시간으로 측정된 후 감사보수와의 관계를 살펴보았다. 이를 위해 관심변수를 '당기 기대감사시간에서 전기 실제감사시간의 차이' 또는 '당기 기대감사시간에서 전기 기대감사시간의 차이'로 정의한 비정상 기대감사시간 측정치를 이용하였다. 또한 앞서의 연속변수 이외에도 감사인의 기대감사시간이 증가하는 방향을 고려하기 위해 지시변수의 형태로도 측정된 후 병행하여 살펴보았다. 분석기간은 2008년부터 2013년까지 6년간으로 상장기업 중 금융업을 제외한 12월

결산법인을 대상으로 최종표본 7,117개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 감사보수 결정모형을 이용한 경우 예상과 같이 비정상 기대감사시간으로 측정된 두 관심변수 모두 감사보수에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 감사인이 예상한 감사시간이 전기 실제감사시간 또는 전기 기대감사시간보다 증가할수록 당기 감사보수가 할증된다는 결과로서 감사인이 인지한 기대감사시간이 체계적으로 감사보수 책정에 반영되고 있음을 나타낸다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 감사인이 인지한 기대감사시간은 감사보수의 중요한 결정요인의 하나이며, 그러한 점에서 감사인이 인지한 기대감사시간에는 감사인이 인지한 피감사기업과 관련한 영업위험 또는 감사위험이 반영된 포괄적인 위험 측정치일 수 있음을 시사한다. 이상의 결과는 연속변수뿐만 아니라 방향이 고려된 지시변수의 형태로 분석된 경우에도 일관된 결과가 관찰되었고, 또한 종속변수를 수준변수 이외에 변동변수로 분석한 경우나 비정상 감사보수로 측정된 경우에도 모두 일치된 결과를 보였다.

둘째, 추가분석으로 전체표본을 시장유형(KOSPI vs KOSDAQ)에 따라, 감사인 유형(Big 4 vs Non-Big 4)에 따라, 그리고 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs Post-IFRS)에 따라 각각 나누어 살펴본 결과에 따르면, 시장유형에 상관없이 유가증권상장과 코스닥상장기업 모두 앞서의 전체표본의 경우와 일치된 결과를 보였다. 반면, 감사인 유형 또는 IFRS 도입 전후기간에 따라 표본을 나누어 분석하면 앞서의 결과는 Non-Big 4 감사인 표본보다는 주로 Big 4 감사인 표본에서 비정상 기대감사시간과 감사보수 간에 유의한 양(+)의 관계가 관찰되었고, Post-IFRS 기간보다는 Pre-IFRS 기간에서 주로 비정상 기대

감사시간과 감사보수 간에 유의한 양(+)의 결과가 관찰되었다. 이러한 결과는 Big 4 감사품질에 따라, 또는 IFRS 도입 전후기간에 따라 감사인의 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향에 차별적인 반응이 있다는 발견이다.

이상의 결과를 종합하면, 국내의 경우 감사인이 예상하는 감사투입시간의 증가 여부는 감사보수 결정에 체계적으로 반영되는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구결과는 선행연구들에서 이론적 주장으로 머물러 있었던 감사인이 인지한 기대감사시간의 증감에 따라 당기 감사보수가 증감될 것으로 보았던 사항에 대해 우리나라 상장기업 자료를 이용하여 실증적 증거로 보여주었다는 데 의의가 있다. 또한 본 연구는 감사인이 인지한 사전적 기대감사시간 자료를 이용하여 감사인이 인지한 사전적 기대감사시간이 감사보수 결정의 중요한 결정요인 변수임을 실증적으로 보여준 최초의 연구라는 점에서 의미가 있다. 그리고 본 연구결과는 감사인의 기대감사시간이 감사보수에 미치는 영향이 Big 4 감사인 여부 및 IFRS 도입 전후기간에 따라 차이가 있음을 보여주고 있다는 점에서 의미가 있다. 이와 같은 본 연구의 발견은 학계의 관련연구에 추가적인 공헌을 제공할 뿐만 아니라 감사보수 결정과정에서 감사인이 예상하는 기대감사시간이 중요한 결정요인이라는 것을 보여주고 있기 때문에 실무계와 규제당국에게도 유의한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다.

이상의 유의한 공헌과 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 점에서 분석상에 한계가 있을 수 있다. 첫째, 본 연구는 식(1) 및 식(2)을 통해 감사보수 결정모형과 변동모형을 이용하여 분석했지만, 모형식에 고려되지 않은 생략된 변수(omitted variable)의 문제는 여전히 남아 있다. 이러한 사항은 결과해석상 고려될 필요가 있다. 둘째, 본 연구에

서는 IFRS 도입 전후기간의 자료를 분석했지만, IFRS 의무도입 이후 3년간 자료만이 고려되었기 때문에 향후 분석기간이 더 확대된 결과를 살펴볼 필요가 있다. 셋째, 감사인이 한국공인회계사회에 제출한 예상 감사투입시간이 적절하게 보고되지 않았을 가능성이 있다. 그러나 본 연구에서 극단치를 조정(winsorize)하는 과정과 많은 표본의 분석을 통해 이러한 문제는 상당부분 완화되었을 것으로 기대된다. 본 연구가 안고 있는 이러한 분석상의 한계는 한편으로, 본 연구만의 문제라기보다는 자료 분석을 이용한 경험적 연구들에서 나타날 수 있는 공통된 사항이기도 하다.

참고문헌

- 강내철 · 김길훈(2005), “기업실패위험이 감사보수결정에 미치는 영향,” **회계와 감사연구**, 41, 219-239.
- 곽수근 · 박종일(2010), “유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교분석,” **회계저널**, 19(4), 197-230.
- 권수영 · 기은선(2011), “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계학연구**, 36(4), 95-137.
- 권수영 · 김문철(2001), “감사보수의 결정요인과 감사보수 체계 변화로 인한 효과분석,” **회계학연구**, 26(2), 115-143.
- 권수영 · 김문철 · 정태진(2005), “감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향,” **회계학연구**, 30(4), 47-76.
- 권수영 · 신현걸 · 정재연(2006), “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향,” **회계학연구**, 31(4), 175-201.
- 노준화 · 배길수 · 전영순(2003), “지정감사인이 더 높은 감

- 사보수를 받는가?," **회계학연구**, 28(4), 177-202.
- 노준화 · 배길수 · 조성하(2004), "감사인 유지제도가 감사보수에 미치는 영향," **회계학연구**, 29(1), 207-230.
- 박종일(2005), "감사보수와 이익조정에 관한 연구," **회계와 감사연구**, 42, 167-206.
- 박종일 · 박찬웅(2007), "비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향," **회계와 감사연구**, 45, 119-159.
- 박종일 · 최 관(2009), "비정상적인 감사보수와 감사시간이 재무적 발생액에 미치는 영향," **세무와 회계저널**, 10(3), 257-293.
- 신용인 · 최 관 · 조현우(2007), "초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향," **회계학연구**, 32(1), 173-207.
- 이경태 · 손성규 · 최종원(2007), "소송위험이 감사보수에 미치는 영향," **회계저널**, 16(1): 53-79.
- 이상철 · 박재완 · 정갑수(2011), "초도감사의 감사보수 할인 현상에 대한 실증연구," **회계와 감사연구**, 53(2), 501-534.
- 이창섭 · 최우석 · 배성호(2012), "실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수," **경영학연구**, 41(4), 757-787.
- 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.
- Carson, E., R. Simnett, B. S. Soo, and A. Wright (2012), "Changes in Audit Market Competition and the Big N Premium," *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 31(3), 47-73.
- Charles, S. L., S. M., Glover, and N. Y. Sharp (2009), "The Association between Financial Reporting Risk and Audit Fees before and after the Historic Events Surrounding SOX," *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 29(1), 15-30.
- Choi, J. H., J. B. Kim, and Y. Zang(2010), "Do Abnormally High Audit Fees Impair Audit Quality," *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 29(2), 115-140.
- Choi, J. H., J. B. Kim, X. Liu, and D. Simunic (2008), "Audit Pricing, Legal Liability Regimes, and Big 4 Premiums: Theory and Cross-country Evidence," *Contemporary Accounting Research* 25(1), 55-99.
- Craswell, A., and J. Francis(1999), "Pricing of Initial Audit Engagements: A Test of Competing Theories," *The Accounting Review* 74(2), 201-216.
- Francis, J. R., and D. Simon(1987), "A Test of Audit Pricing in the Small-client Segment of the U.S. Audit Market," *The Accounting Review* 62(1), 145-157.
- Francis, J.(1984), "The Effect of Audit Size on Audit Prices," *Journal of Accounting and Economics* 6(2), 133-151.
- Ghosh, A., and S. Lustgarten(2006), "Pricing of Initial Audit Engagements by Large and Amall Audit Firms," *Contemporary Accounting Research* 23(2), 333-368.
- Palmrose, Z.(1986), "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence," *Journal of Accounting Research* 24(1), 97-110.
- Palmrose, Z.(1989), "The Relation of Audit Contract Type to Audit Fees and Hour," *The Accounting Review* 64(3), 488-499.
- Pratt, J., and J. D. Stice.(1994), "The Effect of Client Characteristics on Auditor Litigation Risk Adjustments, Required Audit Evidence, and Recommended Audit Fees," *The Accounting Review* 69(4), 639-656.
- Seetharaman, A., F. A. Gul, and S. G. Lynn(2002),

- "Litigation Risk and Audit Fees: Evidence from UK Firms Cross-listed on US Markets," *Journal of Accounting and Economics* 33 (1), 91-115.
- Simunic, D., and M. Stein(1996), "The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 15, 119-134.
- Simunic, D.(1980), "The Pricing of Audit Service: Theory and Evidence," *Journal of Accounting Research* 18(1), 161-190.
- Venkataraman, R., J. P. Weber, and M. Willenborg (2008), "Litigation Risk, Audit Quality, and Audit Fees: Evidence from Initial Public Offerings," *The Accounting Review* 83(5), 1315-1345.

The Effect of the Auditors' Perceived Abnormal Audit Hours on Audit Fees

Kyu-An Jeon* · Jong-Il Park**

Abstract

This study analyzes the relation between auditors' perceived abnormal audit hours and audit fees to determine whether audit firms or their clients bear the expected costs of business risk or audit risk. Auditors perform risk assessment procedures to support their decisions regarding audit client and its business, audit planning, and audit pricing. Similarly, the production function model of audit fees (Simunic 1980) suggests that auditors will charge more audit fees for external audit services when the audit risk are higher. In that regard, we predict that the auditor's perceived abnormal audit hours are increasing in business risk or audit risk. Thus we expect that auditors will recover the cost of business risk or audit risk by adjusting the price of audit service. That is, we predict that there is a positive association between auditors' perceived abnormal audit hours at the client level and audit fees. Because auditors' perceived abnormal audit hours is a direct proxy of auditor effort, it should be associated with audit fees.

To this end, we measure auditors' perceived abnormal audit hours by both the difference between expected audit hours for the current term minus actual audit hours for the prior term and the difference between expected audit hours for the current term minus expected audit hours for the prior term. Using 7,117 observations from 2008 to 2013 in KOSPI and KOSDAQ listed firms, we test the relation between auditors' perceived abnormal audit hours and audit fees.

Findings of this paper are follows. First, we predict and find a statistically significant positive relation between audit fees and auditors' perceived abnormal audit hours. In other words, we find evidence that the auditors' perceived abnormal audit hours of client firm are increasing audit fees in the presence of high business risk or audit risk. Second, our additional results

* Professor, Department of Accounting, Soongsil University, First Author

** Professor, School of Business, Chungbuk National University, Corresponding Author

show that the positive relation between auditors' perceived abnormal audit hours and audit fees in Big 4 auditor's samples and Pre-IFRS period is more than Non-Big 4 auditor's samples and Post-IFRS period.

Understanding how the auditing profession's risk management and pricing practices changed in response to the significant events of recent years is important to researchers, audit firms, audit clients, investors, and regulators. The significant association that we find between audit fees and auditors' perceived abnormal audit hours adds to the evidence in prior literature that audit fees are adjusted in response to risks faced by the auditors. Therefore, this paper provides some initial insights into the relation between auditors' perceived abnormal audit hours and the structure of audit fees. In particular, this study documents a statistically significant positive association between auditor auditors' perceived abnormal audit hours and audit fees. More importantly, we also demonstrate that a commercially developed, comprehensive risk of audit measure serves as an effective proxy for auditors' perceived abnormal audit hours that can be used in future audit research.

Key words: Auditors' perceived audit hours, Audit fees, Market type, Auditor size, Pre- and Post-IFRS period

-
- 저자 전규안은 현재 숭실대학교 경영대학 회계학과 교수로 재직 중이다. 서울대학교 경영대학 경영학과를 졸업하였으며, 동 대학의 대학원에서 경영학석사 및 박사학위(경영학 전공)를 취득하였다. 주요 연구분야는 비상장주식평가, 조세회피와 세무보고, 과세소득과 회계이익의 차이, 감사품질, 비감사서비스, 감사인선임제도 등이다.
 - 저자 박종일은 현재 충북대학교 경영대학 경영학부의 재무회계 전공 교수로 재직 중이다. 홍익대학교 경영대학 경영학부를 졸업하였으며, 동 대학의 대학원에서 경영학석사 및 박사학위(회계학 전공)를 취득하였다. 주요 연구분야는 이익의 질, 감사품질, 조세회피, 기업지배구조 및 재무분석가의 이익예측치의 특성 등이다.