세무와회계저널 ISSN 1738－3323
제19권 제5호 2018년 10월 pp.9～53
한국세무학회

비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석*

박종일** · 전규안***

<요 약>

본 연구는 상장기업을 대상으로 비정상 감사보수와 감사시간이 감사품질에 미치는 영향을 선행연구보다 확장된 기간으로 재분석을 하였다. 또한 비정상 낮은(높은) 감사보수와 감사시간이 감사품질에 어떤 차별적 영향을 주는지도 분석하였다. 특히 본 연구는 감사품질의 대용치로 재량적 발생액과 실제 이익조정을 중심으로 살펴보았다. 분석기간은 2004년부터 2015년까지로 감사보수(감사시간) 표본은 15,912개(15,652개) 기업/연 자료이다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 비정상 감사보수와 감사시간 모두 재량적 발생액 및 실제 이익조정에 유의한 음(－)의 관계로 나타났다. 둘째, 비정상 낮은 감사보수(감사시간)는 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액이 높게 나타난 반면, 비정상 높은 감사보수(감사시간)는 유의한 결과를 보이지 않았다. 이와 달리, 비정상 낮은 감사보수(감사시간)는 그렇지 않은 경우보다 실제 이익조정이 높게 나타난 반면, 비정상 높은 감사보수(감사시간)는 실제 이익조정이 낮게 나타났다. 이는 앞서 재량적 발생액에서 평균적인 음(－)의 결과가 주로 비정상으로 낮은 감사보수(감사시간)에 기인한 반면에, 실제 이익조정에서 평균적인 음(－)의 결과는 비정상으로 낮거나 높은 감사보수(감사시간) 모두에 기인한 것임을 나타낸다.

이를 종합하면, 본 연구는 비정상 낮은 감사보수(감사시간)는 재량적 발생액과 실제 이익조정을 높여 감사품질을 훼손하나, 비정상 높은 감사보수(감사시간)는 실제 이익조정을 낮추는 효과가 있음을 보여주었다는데 의의가 있다. 또한 비정상 감사보수와 감사시간은 재량적 발생액과 실제 이익조정에 평균적으로 음(－)의 관계가 있음을 보여준 결과 역시 선행연구에 추가적인 증거를 제공한다. 특히 본 연구의 발견은 비정상 낮은 감사보수나 감사시간 모두 이익의 질을 낮추는 것으로 나타나 최근 논의거리인 최저 감사보수나 표준 감사시간 설정에 대한 실증적 근거를 제공한다는 점에서 감사품질에 관심 있는 규제기관과 정책입안자에게도 정책적인 시사점을 줄 것으로 예상된다.

<주제어> 비정상 감사보수, 비정상 감사시간, 감사품질, 재량적 발생액, 실제 이익조정

* 본 논문에 유익한 제언을 해 주신 익명의 세 심사자께 감사를 표한다. 첫 번째 저자는 삼정KPMG의 연구비 지원에 감사드린다.

** 충북대학교 경영대학 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 주저자
*** 숭실대학교 경영대학 회계학과 교수, kajeon@ssu.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2017년 11월 22일 1차수정일 2018년 2월 18일 게재확정일 2018년 2월 21일

Ⅰ. 서 론

본 연구는 상장기업을 대상으로 비정상(abnormal) 감사보수와 비정상 감사시간이 이익조정으로 파악되는 감사품질에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 규명하고자 한다. 이를 알아보기 위하여 비정상 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액과 실제 이익조정에 미치는 영향을 중심으로 살펴보았다. 또한 비정상 낮은 감사보수나 감사시간의 경우 또는 비정상 높은 감사보수나 감사시간의 경우가 피감기업의 감사품질에 어떤 차별적인 영향을 주는지에 대해서도 분석하였다.

국내의 관련연구인 박종일과 최 관(2009)은 2001년부터 사업보고서에 3개년간의 감사보수와 감사시간의 공시가 의무화된 초기 자료를 이용하여 비정상 감사보수와 감사시간이 기업의 재량적 발생액에 미치는 효과를 분석한 결과, 평균적인 결과에서는 유의적인 관계를 발견하지 못하였다. 이 연구의 분석기간은 1999년부터 2005년까지로서 상대적으로 열악한 감사보수 환경일 때 분석된 반면에, 본 연구는 최근 몇 년간 감사보수가 꾸준히 높아진 감사환경을 포함하여 재분석(reexamination)을 수행하였다. 예를 들어, 본 분석에 이용된 자료에 의하면, 2004년부터 2015년까지의 기간 중 평균적으로 2006년의 감사보수가 전년대비 13%로 가장 높게 증가되었으며, 2007년에도 감사보수가 3% 증가하였다. 다음으로 2011년도의 감사보수가 전년대비 8%로 높은 증가세를 보였고, 2008년 금융위기를 제외하면 2010년부터 이후기간까지 꾸준한 증가세를 보였다. 즉 상장기업들의 경우 상대적으로 호경기였던 2006년도와 IFRS 도입 이전부터 감사보수는 꾸준히 증가한 반면에, 2005년도 및 금융위기 때인 2008년도는 감사보수에 거의 변화가 없었다. 그런데 명목상 감사보수는 증가하였으나, IFRS의 도입과 감사환경의 변화로 인해 감사의 복잡성이 증가되고, 그로 인해 감사인의 감사투입시간이 더 증가되었기 때문에 시간당 감사보수는 오히려 종전보다 더 감소하였다.[1] 또한 최근 들어 기업들의 회계투명성을 높이기 위해서는 최저 감사보수를 설정해야 감사품질이 향상되는 효과가 있다는 주장과 논의가 한국공인회계사회, 회계법인, 학계 및 정치인 등 실무에서는 중요한 사회적 이슈 중 하나로 제기되고 있다.[2] 또한 적정 감사시간보다 적은 감사시간의 투입이 감사품질을 저해한다는 비판이 존재해 왔다. 따라서 개정된 외감법 제16조의2에서는 “한국공인회계사회는 감사업무의 품질을 제고하고 투자자

1) “외감법인 감사시간은 늘고 시간당 보수는 줄어…감사품질 ‘우려’”, 조세일보(2017년 7월 25일자 기사), “수주산업 지난해 감사보수 총금액 증가, 시간당 보수는 줄어”, 파이낸셜뉴스(2017년 4월 6일자 기사). 전규안 등(2016)이 상장기업 전체를 대상으로 분석한 결과에 의하면 2015년의 총감사보수는 2006년에 비해 35.9% 증가한 반면에 총감사시간은 47.7% 증가하여 시간당 감사보수는 17.5% 감소하였다.

2) “회계감사보수 하한 설정 감사품질 위한 필수조건”, 서울신문(2016년 11월 3일자 기사), “최중경 공인회계사회 회장 ‘회계감사 최저 수수료 정해야’”, 매일경제(2016년 11월 3일자 기사), “전규안 ‘시간당 최저 감사보수 규정 둬야 감사품질 개선’”, 조세일보(2016년 12월 16일자 기사), “김관영, 외부 감사보수 최저한도 마련… ‘외감법’ 개정안 대표 발의”, 로이슈(2016년 12월 30일자 기사). “이재은 교수 ‘최저 감사보수제’ 가격개입으로 볼 수 없어”, 조세일보(2017년 3월 7일자 기사).

등 이해관계인의 보호를 위하여 감사인이 투입하여야 할 표준 감사시간을 정할 수 있다.”고 규정하고 있으며 한국공인회계사회에서는 표준 감사시간 제정을 준비 중에 있다.

한편, 경영자가 보고이익을 조정할 때 상이한 두 방법의 이익조정을 이용할 수 있다(Graham et al. 2005). 하나는 경영자가 기업이 처한 상황에 따라 목표이익의 달성수준을 위해 기업회계기준에서 허용되는 범위 내에서 발생액을 이용하여 조정하는 방법이고, 다른 하나는 경영활동상의 의사결정 시기나 규모를 변경하는 실물거래활동을 이용하여 보고이익을 조정하는 방법이다. 선행연구들은 전자의 경우를 발생액에 기초한 이익조정, 즉 재량적 발생액(discretionary accruals)으로 지칭하며, 후자를 실제 이익조정(real earnings management)이라고 부른다. 한편, 선행연구들은 더 엄격한 회계기준의 도입으로 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 제한될 때 이익조정 유인이 있는 경영자는 재량적 발생액에서 실제 이익조정으로 이익조정행위를 변경한다는 주장과 실증적 증거를 제시하였다(Cohen et al. 2008 ; Ewert and Wagenhofer 2005). 하지만 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 보고이익의 질을 왜곡하듯이, 실제 이익조정이 증가된 경우도 투자자들이 해당 기업의 미래 현금흐름을 추정할 때 정보의 불확실성을 높일 수 있기 때문에 경영자가 이용하는 두 이익조정 수단 모두 자본시장에서 정보위험(information risk)을 증가시킨다. 이와 같이 보고이익을 증가시키기 위해 경영자가 두 수단을 기회주의적으로 이용할수록 경영자의 도덕적 해이 문제뿐만 아니라, 자본시장에서 정보불균형이 더 심화된다. 이런 경우 투자자들은 경제적 의사결정을 수행할 때 역선택(adverse selection) 문제가 발생할 수 있고, 그로 인해 자본시장의 건전한 발전에도 부정적인 효과를 초래한다. 이와 같이 경영자의 기회주의적인 수단을 통해 이익조정 수준이 높아지면 보고이익의 질이 왜곡되기 때문에 자본시장에서 재무제표의 신뢰성을 제고시키는 역할을 수행하는 감사인 측면에서도 감사위험(audit risk)을 높인다. 이러한 맥락에서 높은 품질(high－quality)의 감사인은 기업의 기회주의적인 이익조정행위를 억제할 유인을 가지고 있으며(Choi et al. 2011 ; Johnson et al. 2002 ; Becker et al. 1998 등), 선행연구들은 감사보수가 높을 때 감사인의 감사노력을 증가시킬 수 있으므로 감사보수와 감사품질 또는 감사시간과 감사품질 간에 양(＋)의 관계가 있다는 주장이 있어 왔다(Caramanis and Lennox 2008 ; Niemi 2002 ; O’Keefe et al. 1994 ; Palmrose 1989 ; Simunic 1980 ; 박종일과 최 관 2009 ; 최 관과 백원선 1998 등).

이러한 관점에서 본 연구는 비정상 감사보수와 감사시간이 경영자의 기회주의적 이익조정 수단 중 하나인 재량적 발생액뿐 아니라 미래 기업가치를 훼손[3]할 수 있는 실제 이익조정에 미치는 영향에 대해서도 최근의 분석기간을 이용하여 재분석을 수행하였다. 또한 선행연구에서 그동안 다루지 않았던 비정상 감사시간과 실제 이익조정에 대해서도 살펴본다. 그리고 본 연구는 앞

3) 선행연구들에서는 실제 이익조정이 증가하면 당기뿐 아니라 미래 현금흐름에도 왜곡을 가져올 뿐만 아니라, 재량적 발생액과 달리, 장기적으로 기업성과를 더 악화시켜 기업가치를 훼손한다는 실증적 결과를 보고한 바 있다(Cohen and Zarowin 2010 ; Leggett et al. 2009 ; 김지홍 등 2009).

서의 실무계의 주장인 최저 감사보수의 설정에 대한 논의와 관련해서 감사인이 정상 수준보다 낮은 감사보수나 감사시간을 투입하면 감사품질이 실제로 훼손되는지와, 또한 이와 더불어 정상 수준보다 높은 감사보수나 감사시간이 투입되면 감사품질이 과연 향상되는지에 대해서도 최근 자료를 이용하여 분석한다. 이와 같이 감사보수와 감사시간이 종전보다 꾸준히 증가된 최근 기간의 자료를 이용하여 재분석을 통해서 감사품질을 측정하는 대용치(proxy)로 알려진 감사보수와 감사시간에 어떤 특성 변화가 있는지를 알아보고, 또한 본 연구에서 나타난 결과와 과거 선행연구들의 결과를 비교해 논하고자 한다. 따라서 본 연구는 비정상 감사보수와 감사시간 또는 비정상 낮거나 높은 감사보수(감사시간)가 재량적 발생액 또는 실제 이익조정으로 측정된 감사품질에는 어떤 영향을 미치고 있는지를 규명하는 것이 목적이다. 분석을 위해 본 연구는 재량적 발생액(DA)은 Dechow et al.(1995)과 Kothari et al.(2005)의 모형을, 실제 이익조정(RM)은 Roychowdhury(2006)의 모형에 따라 추정하고, 비정상 감사보수(감사시간)는 감사보수(감사시간) 결정모형에서 추정된 잔차를 이용하였다. 분석기간 2004년부터 2015년까지 상장된 기업 중 금융업종을 제외한 12월이 결산인 기업을 표본으로 분석하였다.

분석결과는 다음과 같다. 첫째, 이익조정에 영향을 주는 통제변수를 고려한 후에도 비정상 감사보수와 재량적 발생액 또는 비정상 감사시간과 재량적 발생액 간에 모두 유의한 음(−)의 관계로 나타났으며 또한 종속변수를 실제 이익조정으로 분석한 경우도 앞서와 일치된 결과로 나타났다. 둘째, 앞서와 달리 지시변수의 형태로 고려하여 분석하면 비정상 낮은 감사보수는 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액이 유의하게 높게 나타났고, 비정상 낮은 감사시간의 경우도 앞서와 일치된 결과를 보였다. 하지만, 비정상 높은 감사보수나 감사시간의 경우에는 재량적 발생액과 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 이와 달리, 비정상 낮은 감사보수(감사시간)는 그렇지 않은 경우보다 실제 이익조정이 높게 나타난 반면, 비정상 높은 감사보수(감사시간)는 그렇지 않은 경우보다 실제 이익조정이 낮게 나타나 앞서 재량적 발생액의 경우보다 더 뚜렷한 결과를 보였다. 이는 앞서 첫 번째의 재량적 발생액에서 평균적인 음(−)의 관계는 주로 비정상 낮은 감사보수나 감사시간에 따라 기인된 결과를, 또한 실제 이익조정에서 평균적인 음(−)의 관계는 비정상적으로 낮거나 높은 감사보수 또는 감사시간 모두에 기인한 결과임을 의미한다. 그러한 점에서 비정상 감사보수나 감사시간과 재량적 발생액 간의 관계는 비선형성의 관계가 있는 반면에, 비정상 감사보수나 감사시간과 실제 이익조정 간에는 선형성의 관계가 있음을 본 연구결과는 시사해 준다.

이상의 본 연구의 발견은 감사보수나 감사시간 모두 정상 수준보다 낮으면 감사품질이 저하(재량적 발생액뿐만 아니라 기업가치를 훼손할 수 있는 실제 이익조정이 더 증가)된다는 것을 보여주고 있어 감사인의 감사품질과 상장기업의 이익의 질 제고에 관심 있는 기업의 이해관계자들이나 정책당국에게 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 예상된다. 왜냐하면 상장기업들에서 경영자의 이익조정 유인에 따라 보고이익의 질이 낮아지고, 또한 감사인의 감사품질이 낮을 때

자본시장의 이해관계자들은 합리적인 의사결정을 하는데 있어 이익조정에 따른 정보위험이 증가될 수 있으므로, 자본시장의 건전한 발전을 규율하는 규제기관 및 정책입안자들은 기업이 산출하는 양질의 재무보고와 감사인의 높은 감사품질과 관련한 사항은 그동안 많은 관심을 가져왔기 때문이다. 아울러 본 연구는 비정상 높은 감사보수나 감사시간은 재량적 발생액에는 유의적인 영향을 미치지 않으나, 실제 이익조정을 감소시키는 효과가 있음을 보여주고 있어 비정상 높은 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액 또는 실제 이익조정에 어떤 차별적인 영향이 있는지를 비교해 보여준 결과는 관련 선행연구에 새로운 증거를 제공할 것으로 기대된다. 특히 이러한 결과는 앞서 전술한 바와 같이 실제 이익조정은 장기적으로 기업성과를 악화시켜 기업가치를 파괴할 수 있으므로, 감사인의 비정상 높은 감사보수나 감사시간이 추가로 투입되면 보수적인 회계감사가 수행되어 이를 낮추는데 효과가 있는 것으로 나타나 향후 기업실패위험의 가능성을 미연에 방지하는 긍정적인 측면을 가진다는 점을 시사해 주고 있다. 따라서 본 연구결과 중 상장기업들에서 비정상 감사보수와 감사시간이 낮을 때 재량적 발생액이나 실제 이익조정 모두 증가된다는 결과는 최근 최저 감사보수 또는 표준 감사시간의 설정과 관련한 논의에 의미있는 경험적 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장은 비정상 측정치를 이용한 감사보수 또는 감사시간과 감사품질 간을 분석한 선행연구에 대해 검토하고, 이를 기초로 가설을 제시한다. 제Ⅲ장은 앞서 가설의 검증을 위한 연구모형의 구성과 변수의 측정과 정의 및 표본의 선정과정에 대해 기술한다. 제Ⅳ장은 실증분석 결과를 보고하고, 이를 논의한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 분석결과를 요약하고, 본 연구가 가지는 관련연구에 대한 공헌과 시사점 및 분석상의 한계를 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구에 대한 검토 및 가설의 설정

1. 선행연구에 대한 검토

감사보수나 감사시간과 이익조정으로 측정된 감사품질 간의 관계를 살펴본 연구들은 두 가지 측면에서 다루어졌다. 하나는 이익조정이 감사인의 감사위험으로 감사보수나 감사시간 결정요인에 반영되는지를 살펴본 연구이고(이창섭 등 2012 ; 권수영과 기은선 2011 ; 전규안과 박종일 2009 등), 다른 하나는 감사인의 감사보수나 감사시간이 이익조정을 억제하는지를 살펴본 연구이다. 본 연구는 전자보다 후자와 더 관련이 있다. 따라서 본 절의 선행연구에 대한 검토에서는 후자와 관련된 연구주제, 특히 비정상 감사보수 또는 감사시간이 감사품질에 미치는 영향을 분석한 연구를 중심으로 살펴본다.

권수영 등(2006)은 2000년부터 2004년까지 상장기업의 감사보수와 감사시간 자료를 이용하

여 감사보수 또는 비정상 감사시간이 감사품질(재량적 발생액과 재량적 발생액의 절대값)에 미치는 영향을 알아보았다. 구조방정식 모형을 이용하여 분석한 결과에 의하면 비정상 감사시간과 이익조정 간에는 음(−)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 정상 감사시간을 초과하여 감사시간을 투입하는 경우 이익조정을 억제하는 역할을 한다는 것을 의미한다. 그러나 감사보수가 이익조정에 미치는 영향은 일관된 결과를 보이지는 않았다. 또한 이 연구는 비정상 감사보수에 대해서는 살펴보지 않았다. 박종일과 최 관(2009)은 1999년부터 2005년까지 상장기업의 감사보수와 감사시간 자료를 이용하여 비정상 감사보수와 감사시간이 감사품질(재량적 발생액)에 미치는 영향을 알아보았다. 연구결과, 평균적으로는 비정상 감사보수나 비정상 감사시간 모두 재량적 발생액과 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 다만, 비정상 낮은 감사보수는 기업의 재량적 발생액이 높게 나타난 반면, 비정상 높은 감사보수는 재량적 발생액과 유의한 결과가 나타나지는 않았다. 또한 비정상 높은 감사시간은 재량적 발생액이 낮게 나타났으나, 비정상 낮은 감사시간은 재량적 발생액에 대해 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이 결과는 비정상 낮은 감사보수는 감사품질에 부정적인 영향을 미치고, 비정상 높은 감사시간은 감사품질에 긍정적인 영향을 미치지만, 비정상 높은 감사보수나 비정상 낮은 감사시간은 감사품질에 별다른 영향을 미치지 않음을 의미한다. 한편, 이 연구는 사업보고서에 감사보수와 감사시간이 처음 공시된 2001년 전후기간의 자료이기 때문에 감사보수가 상대적으로 낮은 환경일 때의 분석결과라고 볼 수 있다. 박정호(2012)는 1999년부터 2009년까지의 상장기업을 대상으로 비정상 감사보수가 감사품질(실제 이익조정)에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과는 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에 유의적인 음(−)의 관계를 보고하였다. 그러나 이 연구는 비정상 감사시간이 실제 이익조정에 미치는 영향에 대해서는 살펴보지 않았다. 류승우 등(2015)은 2004년부터 2008년까지 Big 4 감사인 표본을 대상으로 전체 감사시간 대신 파트너(partner)의 비정상 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석한 결과, 파트너의 비정상 감사시간이 높을수록 재량적 발생액은 억제되는 것으로 나타났다.[4)]

국내와 달리, 외국은 감사시간 정보가 공개적으로 공시되지 않아 주로 비정상 감사보수의 영향을 연구하였다. 또한 미국과 같은 선진국의 경우는 국내와 달리 감사보수가 월등히 높은 수준이라는 점에서 낮은 감사보수 보다는 높은 감사보수의 영향에 초점을 두었다. 즉 비정상적으로

4) 그 외에도 상장기업 대신 비상장기업을 중심으로 비정상 감사보수와 이익조정으로 측정된 감사품질 간의 관계를 분석한 연구도 있다(최 관 등 2015 ; 박종일과 박정호 2013). 예를 들어, 박종일과 박정호(2013)는 비정상 감사보수는 재량적 발생액뿐 아니라 실제 이익조정 모두와 유의한 음(−)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 최 관 등(2015)은 앞서와 달리 낮은 감사보수 또는 높은 감사보수와 감사품질 간의 관계를 비상장기업을 대상으로 분석하였다. 연구결과는 비정상 낮은 감사보수를 지불한 비상장기업은 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 재량적 발생액과 실제 이익조정이 높게 나타난 반면에, 비정상 높은 감사보수의 경우에는 재량적 발생액 및 실제 이익조정 수준이 낮은 것으로 나타났다. 이 결과는 비상장기업에서 낮은(높은) 감사보수는 감사품질을 저해(향상)시킨다는 것을 의미한다.

높은 감사보수가 지급될 때 피감사인과 감사인 간에 경제적 유착관계를 형성시켜 감사인의 독립성이 훼손되는지에 그 관심을 보여 왔다. 이를 경험적으로 분석한 연구들은 대체로 비정상 높은 감사보수와 감사품질 간에는 음(−)의 관계를 보고한 논문들이 많다(Choi et al. 2010 ; Coulton et al. 2007 ; Hoitash et al. 2007 ; Kinney and Libby 2002 등). 한편, 앞서의 높은 감사보수와 달리, 비정상 낮은 감사보수의 영향에 관심을 보인 Asthana and Boone(2012)와 Eshleman and Guo(2014)의 연구가 있다. Asthana and Boone(2012)의 연구는 비정상 감사보수와 감사품질(예로, 재량적 발생액의 절대값과 재무분석가의 이익예측치를 달성하기 위한 경영자의 이익조정 유인) 간의 관계를 분석한 결과, 이 연구는 낮은 비정상 감사보수와 높은 비정상 감사보수 모두 감사품질을 저해시킨다는 결과를 보고하였다. 또한 이러한 관계는 사베인스−옥슬리(Sarbanes−Oxley) 법안이 제정된 이후에 일부 완화되는 것으로 나타났다. Eshleman and Guo(2014)는 앞서 Asthana and Boone(2012)의 연구를 재조사(reexamination)한 결과에서 비정상 감사보수와 감사품질 간에는 오히려 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 이 연구는 앞서의 선행연구처럼 비정상 낮거나 높은 감사보수를 고려하여 분석하면 비정상 낮은 감사보수의 경우 감사품질이 저해되는 것으로 나타났으나, 비정상 높은 감사보수는 선행연구와 달리 감사품질에 영향을 미친다는 결과를 발견하지 못하였다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 선행연구와 차별화된다. 첫째, 선행연구들이 주로 비정상 감사보수 또는 감사시간과 재량적 발생액 간의 관계(박종일과 최 관 2009) 또는 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간의 관계(박정호 2012)를 부분적으로 살펴보았다면, 이와 달리 본 연구는 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간의 관계뿐만 아니라 실제 이익조정 그리고 나아가 비정상 감사시간의 결과에 대해서도 동시적으로 같이 비교하여 검토하고 있어 보다 종합적인 관계를 보여준다. 이러한 측면은 선행연구에서 비정상적인 감사보수 및 감사시간과 이익조정으로 파악되는 감사품질 간의 관계를 단편적으로 보여준 경우와 달리, 본 연구는 해당 주제와 관련하여 확장된 분석을 통한 실증적 증거를 제공한다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 둘째, 국내 선행연구인 박종일과 최 관(2009)은 1999년부터 2005년까지 상대적으로 낮은 감사보수 환경일 때 분석된 결과라면, 본 연구는 IFRS 전후로 감사보수가 꾸준히 증가된 기간을 포함한 2004년부터 2015년까지 자료를 분석에 이용하고 있어 보다 최근의 변화된 감사환경이 반영된 실증적 결과를 제공한다. 셋째, 본 연구는 앞서의 비정상 감사보수나 감사시간과 감사품질 간의 평균적인 관계 외에도 비정상 낮은 감사보수(감사시간)와 비정상 높은 감사보수(감사시간)가 재량적 발생액이나 실제 이익조정에는 각각 어떤 차별적인 영향을 주는지에 대해서도 비교분석하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 국내 실무계의 감사환경에서는 그동안 외국과 비교해 국내 감사인의 낮은 감사보수가 회계투명성을 낮추고 감사품질을 훼손시킨다는 주장이 있어 왔다.[5] 또한 이들의 주

5) “현실 외면한 감사보수 … 추락하는 감사품질”, 조세일보(2014년 11월 12일자 기사), “회계투명성 위해 감사보수료 현실화 필요”, 조세일보(2014년 9월 25일자 기사), “감사보수기준 설정해 기업회계 투명성

장의 기저에는 대체로 높은 감사보수의 환경이 감사인의 감사품질을 제고시키는데 기여할 것이라는 측면을 강조한다. 따라서 이러한 측면의 분석은 최근 사회적 관심거리인 감사인의 최저 감사보수 설정과 한국공인회계사회에서 제정 중인 표준 감사시간 설정의 실증적 근거를 제공하고 있어서 감사인의 최저 감사보수 또는 표준 감사시간 설정이 회계투명성을 높이고 감사품질을 제고시킬 수 있다는 논의와 관련한 경험적인 증거를 제공해 줄 수 있다.

2. 가설의 설정

감사품질은 외부에서 관찰이 잘 되지 않는 속성이 있으며, 또한 측정도 어렵다. DeAngelo (1981)는 감사품질을 피감기업의 회계시스템에서의 오류를 발견할 가능성과 발견된 오류에 대해 감사인이 이를 보고할 가능성의 결합확률로서 정의한 바 있다. 이러한 정의에는 양질의 감사서비스를 제공하는 감사인은 회계오류와 부정을 탐지할 능력이 있고 발견된 오류와 부정을 공정하게 보고할 수 있는 때 독립성을 갖춘 것으로 보고 있다. 선행연구는 감사인이 높은 감사품질을 제공하기 위해서는 높은 감사보수와 감사시간이 필요하기 때문에 이들을 감사품질(audit quality)의 대용치로 여겨 왔다(Caramanis and Lennox 2008 ; Niemi 2002 ; O'Keefe et al. 1994 ; Palmrose 1989 ; Simunic 1980 ; 박종일과 최 관 2009 ; 최 관과 백원선 1998 등). 즉 감사시장에서 피감기업은 시장과의 정보비대칭이 높을수록 우수한 감사품질을 제공하는 감사인에게는 감사보수를 더 많이 지급할 유인이 있고, 또한 감사인의 경우도 고품질의 감사서비스를 제공할 경우 높은 감사보수를 받으려는 유인이 존재한다. 따라서 다른 조건이 일정할 때 감사보수가 높으면 우수한 품질의 감사가 제공된다고 볼 수 있다(박종일과 최 관 2009). 또한 감사시간을 감사인의 감사노력(audit effort)의 대용치로 보는 이유는 감사시간이 감사인이 감사업무에 투입되는 가장 중요한 생산요소이기 때문이다. 그러한 점에서 감사인이 보다 우수한 감사서비스를 제공하기 위해서는 자신의 감사노력을 더욱 많이 투입해야 하므로, 감사인의 감사투입시간이 많을 때 높은 품질의 감사가 수행된다(Caramanis and Lennox 2008).

한편, 선행연구들은 감사보수나 감사시간이 감사품질에 미치는 영향을 살펴보는데 있어 비정상 감사보수 또는 비정상 감사시간을 이용해 왔다(Eshleman and Guo 2014 ; Asthana and Boone 2012 ; Choi et al. 2010 ; Coulton et al. 2007 ; Hoitash et al. 2007 ; 최 관 등 2015 ; 박종일과 박정호 2013 ; 박정호 2012 ; 박종일과 최 관 2009). 선행연구의 주장에 따르면, 실제 감사보수 중 정상(normal) 감사보수는 피감기업의 규모, 영업의 복잡성 및 고유위험 등에 따라 결정되는 반

높여야", 아주경제(2016년 11월 3일자 기사), "회계법인보수 하한 설정 감사품질 위한 필수조건", 서울신문(2016년 11월 4일자 기사) 등 국내 감사보수 현실화와 관련한 논의는 그동안 감사인의 감사품질 측면에서 신문지상에 중요한 사회적 이슈로 다루어져 왔다. 특히 최근 실무계에서 감사보수와 관련한 화두 중 하나는 감사인의 감사보수 최저한도를 설정하는 것이 감사품질을 보장하기 위한 필요조건인지에 관한 논의이다.

면에, 비정상(abnormal) 감사보수는 특정 피감기업의 고유한 요인들에 의해 결정된다(Choi et al. 2010 ; Hoitash et al. 2007). 또한 Caramanis and Lennox(2008)는 실제 감사시간은 감사노력과 무관하게 영향을 받을 수 있는 측정치인데 반해, 비정상 감사시간은 감사시간의 결정모형을 통해 이들 기업규모 등의 요인이 여과된 감사노력의 보다 정확한 측정치라고 주장한다.

선행연구들에서는 그동안 정상 감사보수보다 많은 감사보수를 지급하는 경우 감사품질에 미치는 영향에 대해서는 상반된 견해가 존재한다. 많은 감사보수를 받는 경우 그만큼 많은 감사노력(greater audit effort)을 투입하여 감사할 것이므로 감사품질이 향상될 것이라는 견해와 많은 감사보수를 지급하는 경우에는 감사인과 피감기업 간에 경제적인 유착관계(economic bonding)의 형성으로 오히려 감사인의 독립성을 훼손시켜 감사품질이 하락한다는 견해이다. 따라서 국내보다 감사보수가 상대적으로 월등히 높은 해외 선진국에서는 정상 수준보다 많은 비정상 감사보수가 지급될 때 감사품질에는 어떤 영향을 주는지에 그동안 관심을 가져왔다. 그러나 정상 수준보다 적은 감사보수를 지급하는 경우가 감사품질에 미치는 영향을 분석한 연구는 상대적으로 미미했다. 이와 관련해서 Asthana and Boone(2012)는 감사보수와 감사품질을 분석한 연구들이 주로 비정상의 높은 감사보수를 중심으로 분석해 왔으며, 비정상 낮은 감사보수에는 많은 관심을 기울이지 않았다고 지적한다. 따라서 이 연구는 비정상의 낮은 감사보수와 비정상의 높은 감사보수가 감사품질에 미치는 영향을 알아본 결과에서 비정사의 낮은 감사보수와 높은 감사보수 모두는 감사품질을 저해하는 것으로 나타났다. 그에 반해, 후속 연구인 Eshleman and Guo(2014)의 연구는 비정상 낮은 감사보수의 경우 감사품질을 저해하지만, 비정상 높은 감사보수는 감사품질에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 국내의 경우는 박종일과 최 관(2009)은 비정상의 감사보수와 재량적 발생액 간에 평균적으로 유의적인 관계를 관찰하지 못했으나, 비정상의 낮은 감사보수에서 감사품질이 저해되는 것으로 나타났다. 박정호(2012)의 연구는 감사보수와 실제 이익조정 간을 분석한 결과에서 평균적으로 유의적인 음(−)의 관계를 보여 비정상 감사보수가 클수록 실제 이익조정으로 측정된 감사품질은 향상되는 것으로 나타났다.

이와 달리, 비정상 감사시간이 감사품질에 미치는 영향은 앞서 비정상 감사보수보다 비교적 이론(異論)의 여지가 많지 않고, 또한 선행연구들은 비정상 감사시간이 많이 투입될수록 감사품질이 향상된다는 결과를 보고한 바 있다(Caramanis and Lennox 2008 ; 박종일과 최 관 2009). 그러나 비정상 감사보수의 경우와 마찬가지로 그동안의 연구는 주로 비정상 높은 감사시간에 초점을 둔 경향이 있다. 그러한 점에서 본 연구는 비정상 감사보수이나 감사시간이 감사품질에 미치는 영향을 알아보는데 있어 비정상 감사보수나 감사시간의 평균적인 상황 외에도, 조건적인 상황으로 비정상 낮은 감사보수나 감사시간뿐만 아니라 비정상 높은 감사보수나 감사시간에 대해서도 알아본다. 또한 감사보수가 높은 국외와 달리, 감사보수가 낮은 국내의 감사환경에서는 실무계의 경우 대부분이 높은 감사보수가 감사품질을 훼손할 것으로 보지 않고 있으며, 오히려 낮은 감사보수가 감사품질을 저해한다는 주장이 있어 왔다. 따라서 본 연구는 이러한 국내 실정에 좀 더 부합되는 관점에서 감사보수와 감사품질 간의 관계를 논하고자 한다. 먼저 감사보수

수준이 선진국에 비해 적은 것이 논란이 되고 있는 우리나라의 경우에는 비정상 높은 감사보수를 지급하는 기업이면 그렇지 않은 기업에 비해 감사인이 더 많은 감사시간을 투입하고 더 철저하게 감사할 가능성이 높아져서 감사품질이 높을 것으로 실무계에서는 예상하고 있으므로, 가설 1을 다음과 같은 선택가설로 설정한 후 이를 경험적으로 살펴보고자 한다.

한편, 비정상 낮은 감사보수를 지급하는 기업이면 낮은 감사보수로 인해 제대로 된 감사를 할 수 없을 것이므로 감사인의 감사품질은 낮아질 수 있다. 본 연구는 이를 알아보기 위하여 다음의 '보조가설 1−1'을 설정한 후 분석한다. 반면에 감사보수 환경이 낮은 국내 실무계의 주장처럼 비정상 높은 감사보수를 지급하는 기업이면 높은 감사보수로 인해 감사인과 피감기업 간에 경제적 유착관계가 성립될 가능성보다는 더 많은 감사노력을 투입할 가능성이 많을 것으로 예상되어, 본 연구는 이를 알아보기 위하여 다음의 '보조가설 1−2'를 설정하였다.

가설 1 : 감사인의 비정상 감사보수가 클수록 피감기업의 감사품질이 높을 것이다.

[보조가설]
H1−1 : 비정상의 낮은 감사보수를 지급하는 기업이 그렇지 않은 기업보다 감사품질이 낮다.
H1−2 : 비정상의 높은 감사보수를 지급하는 기업이 그렇지 않은 기업보다 감사품질이 높다.

다음으로 투입되는 감사시간 수준이 적정 감사시간보다 적은 것이 논란이 되고 있는 우리나라의 경우에는 감사인이 비정상 높은 감사시간을 투입하는 기업이면 그렇지 않은 기업에 비해 감사품질이 높을 것으로 예상되므로, 앞서 가설 1과 마찬가지로 가설 2의 경우도 선택가설로 설정한 후 이를 알아보고자 한다. 한편, 비정상 낮은 감사시간을 투입하는 기업이면 제대로 된 감사를 할 수 없을 것이므로, 감사인의 감사품질은 낮을 수 있다. 이를 알아보는데 있어 본 연구는 다음의 '보조가설 2−1'을 설정한다. 또한 앞서 보조가설 1−2와 유사하게 비정상 높은 감사시간을 투입하는 기업이면 감사품질이 높은지를 알아보기 위하여 본 연구는 다음의 '보조가설 2−2'를 설정하였다.

가설 2 : 감사인의 비정상 감사시간이 클수록 피감기업의 감사품질이 높을 것이다.

[보조가설]
H2−1 : 비정상의 낮은 감사시간이 투입된 기업이 그렇지 않은 기업보다 감사품질이 낮다.
H2−2 : 비정상의 높은 감사시간이 투입된 기업이 그렇지 않은 기업보다 감사품질이 높다.

본 연구는 앞서의 비정상 감사보수나 감사시간과 이익조정으로 파악되는 감사품질 간의 관계를 살펴보는데 있어 국내외 선행연구들과 같이 감사품질의 대용치로서 재량적 발생액과 실제 이익조정을 모두 이용하여 분석하고자 한다.[6)]

6) 한편, 선행연구들은 감사인의 감사품질이 높을 때 재량적 발생액을 억제할 것으로 보는 관점은 명확한

Ⅲ. 연구모형과 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구는 앞서 제시된 가설 1과 2 및 보조가설과 관련하여 비정상 감사보수 또는 감사시간이 피감기업의 이익조정으로 파악되는 감사품질에 어떤 영향을 미치는지를 알아보기 위하여 식(1)부터 식(4)까지의 모형식을 통해 검증한다.

$$DA_t = \beta_0 + \beta_1 \textbf{\textit{ABAF(or ABAH)}}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 CFO_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} lagTA_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \textbf{\textit{ABAF(or ABAH)}}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 NI_t + \beta_8 ISSUE_t + \beta_9 FOR_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$DA_t = \beta_0 + \beta_1 \textbf{\textit{LOW}}_t + \beta_2 \textbf{\textit{HIGH}}_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 AUDCH_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 CFO_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} ISSUE_t + \beta_{11} lagTA_t + \beta_{12} FOR_t + \beta_{13} OWNER_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \textbf{\textit{LOW}}_t + \beta_2 \textbf{\textit{HIGH}}_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 AUDCH_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 NI_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} FOR_t + \beta_{11} OWNER_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서, ***Dependent variable*** : *DA or RM*

DA =t년도 Dechow et al.(1995)의 모형으로 추정된 재량적 발생액 ;

관계로 여겨왔다(Johnson et al. 2002 ; Becker et al. 1998 ; 최 관 등 2015 ; 박종일과 최 관 2009). 반면, 감사품질이 높더라도 실제 이익조정을 억제할 수 있는지와 관련한 관점은 연구마다 다른 견해를 보인다(Chi et al. 2012 ; Choi et al. 2011 ; Sohn 2011 ; Graham et al. 2005 ; 최 관 등 2015 ; 박정호 2012 ; 이창섭 등 2012 등). 예를 들어, Graham et al.(2005)은 재량적 발생액과 달리 경영자의 실제 이익조정은 감사인이나 규제기관의 모니터링 대상이 아니라고 주장한다. 이와 달리, 이창섭 등(2012)의 연구는 Graham et al.(2005)의 논문에서 실제 이익조정에 관한 관점은 그 실증적 증거가 없으며, 특히 이론적 주장이라는 점에서 이와 관련된 실증적 증거는 필요하다고 보았다. 이에 이창섭 등(2012)은 실제 이익조정이 증가할수록 감사인의 감사위험을 증가시켜 감사보수 및 감사시간 모두 증가된다는 실증적 결과를 제시하였다. 또한 Sohn(2011)은 실제 이익조정이 회계정보의 질을 왜곡한다면 감사인은 전반적인 감사를 보다 엄격하게 수행할 유인이 있다고 주장한다. 이를 실증적으로 살펴본 박정호(2012)는 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에는 음(−)의 관계를 보고하였다. 또한 Choi et al.(2011)은 감사인이 보수적인 성향이 높을 때 재량적 발생액뿐만 아니라 실제 이익조정도 완화(mitigating)시킬 유인이 존재한다고 주장하고, 이에 부합하는 증거를 제시하였다. 이러한 측면에서 본 연구는 비정상 감사보수나 감사시간과 감사품질 간의 관계를 살펴볼 때 선행연구의 방법과 같이 재량적 발생액뿐 아니라 실제 이익조정도 병행하여 분석한다.

DAK =t년도 Kothari et al.(2005)의 모형으로 추정된 ROA성과통제 재량적 발생액 ;
RM1 =t년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법인 결합 RM 측정치(=abPROD+[abDISE×(−1)]) ;
RM2 =t년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법인 결합 RM 측정치(=[abCFO×(−1)] +[abDISE×(−1)]) ;
RM3 =t년도 Roychowdhury(2006)의 모형으로 추정된 종합 RM 측정치(=[abCFO×(−1)] +abPROD+[abDISE×(−1)]) ;
abCFO =t년도 Roychowdhury(2006)의 모형으로 추정된 비정상 영업현금흐름(=abCFO×(−1)) ;
abPROD =t년도 Roychowdhury(2006)의 모형으로 추정된 비정상 생산원가(=abPROD) ;
abDISE =t년도 Roychowdhury(2006)의 모형으로 추정된 비정상 재량적 지출(=abDISE×(−1)) ;

Interest variable

ABAF =t년도 비정상 감사보수(식(5)의 모형을 통해 얻어진 잔차) ;
ABAH =t년도 비정상 감사시간(식(6)의 모형을 통해 얻어진 잔차) ;
LOW =t년도 비정상 감사보수(비정상 감사시간)를 기준으로 4분위수 중 하위 구간(4분위)에 해당되면 1, 아니면 0 ;
HIGH =t년도 비정상 감사보수(비정상 감사시간)를 기준으로 4분위수 중 상위 구간(1분위)에 해당되면 1, 아니면 0 ;

Control variables

BIG4 =t년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0 ;
AUDCH =t년도 감사인을 교체한 기업이면 1, 아니면 0 ;
SIZE =t년도 기초총자산의 자연로그를 취한 값(천원 : 단위) ;
LEV =t년도 부채비율(=총부채/총자산) ;
GRW =t년도 매출액의 변동[=(매출액$_t$−매출액$_{t-1}$)/매출액$_{t-1}$] ;
CFO =t년도 영업현금흐름/기초총자산 ;
LOSS =t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0 ;
NI =t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산) ;
ISSUE =t년도 유상증자가 수행된 기업이면 1, 아니면 0 ;
lagTA =t년도 전기 총발생액 ;
FOR =t년도 외국인투자자의 지분율 ;
OWNER =t년도 대주주의 지분율(특수관계자 포함) ;
MKT =t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 유가증권에 속한 기업이면 0 ;
ΣIND =산업별 더미변수 ;
ΣYD =연도별 더미변수 ;
ε =잔차항
편의상 아래첨자는 생략함

식(1)과 식(2)은 가설 1 및 2와 관련하여 비정상 감사보수 또는 비정상 감사시간과 경영자의 이익조정 수단인 DA 또는 RM 간의 관계를, 식(3)과 식(4)은 보조가설(H1−1, H1−2, H2−1, H2−2)과 관련하여 비정상 감사보수나 감사시간에서 낮거나 높은 구간(LOW vs. HIGH)일 때 이익조정에 미치는 효과가 다른지를 살펴보기 위한 모형식이다.

식(1)과 식(3)의 종속변수는 DA 또는 DAK로 이들은 각각 재량적 발생액과 ROA성과통제 재량적 발생액을 나타낸다. 본 연구는 전자를 Dechow et al.(1995)의 방법에 따라, 후자를 Kothari

et al.(2005)의 방법에 따라 추정한 후 분석에 이용하였다. 식(2)과 식(4)의 종속변수는 RM1, RM2, RM3 및 이들의 구성요소인 abCFO(비정상 영업현금흐름), abPROD(비정상 생산원가), abDISE(비정상 재량적 지출)이다. 이들 측정치 모두는 Roychowdhury(2006)의 모형에 따라 추정된 변수들이다. 이중 RM1과 RM2는 Cohen and Zarowin(2010)의 방법인 두 가지 RM의 결합 측정치이고, RM3은 세 가지 RM을 합산한 종합 측정치이다. 본 연구는 결과해석상 편의를 위하여 abCFO와 abDISE에 대해 (−1)를 각각 곱하였다(Ge and Kim 2014 ; Cohen and Zarowin 2010). 따라서 RM1, RM2, RM3 및 abCFO, abPROD, abDISE 모두는 양(음)의 값이 커질수록 RM은 증가(감소)하는 것으로 해석한다.

식(1)과 식(2)에서 관심변수는 ABAF(비정상 감사보수)와 ABAH(비정상 감사보수)이다. 이들은 감사보수 및 감사시간 결정모형에서 추정된 잔차 값으로 영(0)이다. 따라서 ABAF 또는 ABAH의 경우 양(음)의 값일수록 정상 수준보다 높은(낮은) 비정상 감사보수 또는 비정상 감사시간을 나타낸다.[7] 그러한 점에서 만일 가설 1과 2의 기대에 부합된다면 식(1)과 식(2)에서 관심변수 ABAF 또는 ABAH가 클수록 종속변수 DA(DAK) 또는 RM 측정치들 모두 음(−)의 계수값을 가질 것으로 예상된다($\beta_1<0$). 한편, 본 연구는 최 관 등(2015)과 유사하게 감사보수 및 감사시간에 대해 정상수준보다 낮거나 높은 상황을 분석에 고려하기 위하여 ABAF 또는 ABAH를 기준으로 4분위수로 나누어 가장 낮은 4분위수 구간에 속하면, 즉 비정상 낮은 감사보수(감사시간)이면 LOW로 정의한 지시변수(indicator variable)로 측정하였다. 또한 앞서의 경우에서 가장 높은 1분위수 구간에 속하면, 즉 비정상 높은 감사보수(감사시간)이면 HIGH로 정의한 후 지시변수로 측정하였다. 즉 LOW(HIGH)는 ABAF 또는 ABAH가 각각 4분위수 중 가장 낮은 4분위(높은 1분위)에 속하면 1, 아니면 0인 지시변수이다. 이러한 지시변수의 형태를 통해 본 연구는 정상 수준보다 비정상적으로 낮거나 높은 감사보수(감사시간)의 경우가 그렇지 않은 경우와 비교할 때 피감기업의 이익조정에 어떤 차별적인 영향을 미치고 있는지를 살펴보고자 한다. 특히 이러한 방법은 앞서 식(1)과 식(2)에서 만일 유의한 관계가 관찰된다면 이러한 사항이 비정상 감사보수(감사시간)가 낮은 구간에서, 아니면 높은 구간에서, 아니면 이들 모두에서 발생한 것인지를 파악하는데 있어 도움이 된다. 만일 보조가설(H1−1, H1−2, H2−1, H2−2)이 지지된다면 식(3)과 식(4)에서 관심변수 LOW는 종속변수 DA(DAK) 또는 RM 측정치들에 대해 양(+)의 관계를($\beta_1>0$), 관심변수 HIGH는 종속변수 DA(DAK) 또는 RM 측정치들에 대해 음(−)의 관계가 기대된다($\beta_2<0$).

한편, ABAF 또는 ABAH(혹은 LOW 또는 HIGH)와 이익조정(DA, RM) 간의 관계를 살펴보는데 있어 본 연구는 선행연구에 기초하여 이익조정에 영향을 미치는 통제변수를 모형에 고려

7) 실제 감사보수(감사시간)가 정상 수준의 감사보수(감사시간)보다 낮은 감사보수(감사시간)는 비정상적으로 과소 지급된(투입된) 감사보수(감사시간)를 나타내며, 실제 감사보수(감사시간)가 정상 수준의 감사보수(감사시간)보다 높은 감사보수(감사시간)는 비정상적으로 과대 지급된(투입된) 감사보수(감사시간)를 나타낸다(박종일과 최 관 2009).

하였다(Tong and Miao 2011 ; Roychowdhury 2006 ; 김현표 등 2016 ; 박종일 2015 ; 김성혜 등 2012 ; 박종일과 곽수근 2007 등). 식(1)부터 식(4)까지에서 공통된 통제변수는 감사인의 특성 변수로 BIG4(감사인 규모)와 AUDCH(감사인 교체), 기업특성의 변수로 SIZE(기업규모), LEV (부채비율), GRW(매출액의 변동), 또한 소유구조의 변수로 FOR(외국인투자자의 지분율)과 OWNER(대주주의 지분율)[8] 그리고 MKT(시장유형)이다. 그 외에도 산업간 차이 및 연도별 차이에 따른 고정효과를 통제하기 위해 산업(ΣIND) 및 연도(ΣYD) 더미변수를 식(1)부터 식(4)까지에 고려하였다. 다만, 식(1)과 식(3)의 종속변수가 DA(DAK)이면 선행연구에서 보편적으로 고려되는 CFO(영업현금흐름), LOSS(손실발생여부), ISSUE(유상증자여부) 및 lagTA(전기 총발생액)를 추가로 포함하고(박종일 2015 ; 박종일과 곽수근 2007 등), 식(2)과 식(4)의 종속변수가 RM이면 CFO 대신 NI(총자산이익률)로 포함하였다(Roychowdhury 2006 ; 김현표 등 2016 ; 박종일 2015 ; 김지홍 등 2008).[9] 이들 통제변수의 시점 및 변수의 측정과 정의는 식(4)의 하단과 같다.

종속변수와 통제변수 간의 관계를 선행연구에 기초하여 살펴보면 다음과 같다. 먼저 BIG4의 경우 국외 연구들은 Big 4 감사인이 non－Big 4 감사인보다 감사인 규모가 크므로, 감사품질도 높다는 주장과 실증적 증거를 보고해 왔다(Asthana and Boone 2012 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Becker et al. 1998 등). 하지만 국내의 경우 BIG4와 DA 간에 명확한 관계는 잘 나타나지 않는다(박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 곽수근 2007). 한편, BIG4와 RM 간에는 음(－)의 관계를 보고한 연구가 많다(최 관 등 2015 ; 박정호 2012 ; 김유찬과 김윤식 2011). AUDCH의 경우 선행연구에서는 감사인을 교체한 기업이면 전임 감사인의 보수적인 회계처리 성향에 따라 후임 감사인을 선임일 때 덜 보수적인 감사인을 선정할 유인이 있다고 주장한다(DeFond and Subramanyam 1998). 따라서 DA와 AUDCH 간에 양(＋)의 관계가 기대된다. 하지만, RM과 AUDCH 간의 관계에 대한 체계적인 증거는 없으나, 본 연구는 앞서와 비교목적상에 종속변수가 RM일 때도 AUDCH를 통제변수로 고려하였다.

기업특성 중 SIZE는 모형식에서 생략된 변수들의 대용치로 고려되어 왔다(DeFond and Subramanyam 1998 ; 박종일과 곽수근 2007 등). 일반적으로 기업규모가 클수록 이익조정 유인

8) 예를 들어, 국내 선행연구들은 종속변수가 DA인 경우 OWNER 변수를 주로 모형식에 통제한데 반해, FOR를 통제한 연구는 거의 없다. 또한 종속변수가 RM인 경우는 FOR를 주로 통제하였으나, OWNER을 통제한 경우는 거의 없다. 하지만 본 연구는 FOR과 OWNER을 모형의 구성상 DA와 RM 모두에 통제변수로 선정하였다.

9) Roychowdhury(2006)에서는 단지 세 가지 통제변수만을 모형식에 고려하였다. 즉 SIZE(자기자본의 시장가치에 자연로그 값), MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치), NI(총자산이익률)이다. 그런데, RM에서 통제되는 SIZE와 MTB는 종속변수가 DA에서는 SIZE(기초총자산)와 GRW(매출액 성장률)와 유사한 의미로 고려되지만, KISVALUE 자료상 SIZE와 MTB의 계산상에 포함되는 자기자본의 시장가치는 총자산이나 매출액과 비교해 상대적으로 자료누락이 많은 편이다. 따라서 본 연구는 표본을 확보하는 차원에서 RM에 대해서도 DA에서 고려되는 SIZE와 GRW 변수를 이용해 모형에 통제하였다.

은 상대적으로 낮을 것으로 기대하므로(Tong and Miao 2011 ; 김성혜 등 2012 ; 박정호 2012 ; 박종일과 최 관 2009), SIZE와 DA 또는 RM 간에는 음(−)의 관계가 예상된다. LEV는 국외 선행연구들은 부채차입계약에 따라 부채비율이 높을수록 DA를 상향조정할 유인이 있다고 주장한다(Tong and Miao 2011 ; Ashbaugh et al. 2003 ; DeFond and Jiambalvo 1994).[10] 반면, 국내의 경우는 부채차입계약이 존재하지 않아서 대체로 선행연구들은 LEV와 DA 간에 오히려 음(−)의 관계를 보고한 연구들이 많다(김문철 등 2013 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 곽수근 2007). 하지만 국내 연구들은 LEV와 RM 간에 양(+)의 관계를 보고하였다(박정호 2012 ; 김유찬과 김윤식 2011). GRW의 경우 선행연구들은 성장성이 높은 기업은 보고이익을 상향조정하려는 유인이 있다는 주장을 해 왔다(Tong and Miao 2011 ; Roychowdhury 2006 ; 김성혜 등 2012 ; 박종일과 곽수근 2007). 따라서 GRW와 DA 혹은 RM 간에도 양(+)의 관계가 기대된다. 선행연구는 DA와 CFO 간에 음(−)의 관계를 보고한 바 있다(Dechow et al. 1995 ; 박종일과 곽수근 2007). 반면, 종속변수가 RM이면 선행연구는 CFO 대신 기업성과로 NI를 통제변수로 고려한다(Roychowdhury 2006). 이전 연구들은 NI와 RM 간에 대체로 음(−)의 관계를 보고한 경우가 많다(Chi et al. 2012 ; Roychowdhury 2006 ; 김성혜 등 2012 ; 박정호 2012 ; 김지홍 등 2008 등). LOSS의 경우 이익보고기업과 손실보고기업은 이익조정 유인이 다를 수 있으므로, 모형에 고려하였다. 선행연구들은 DA와 LOSS 간에 음(−)의 관계를 보고하였다(Tong and Miao 2011 ; 박종일 등 2009). ISSUE는 선행연구들에서 유상증자를 실시한 기업이면 미래성과의 전망을 좋게 보이기 위해 DA 혹은 RM 활동을 이용하여 보고이익을 상향조정할 유인이 있다고 보고하였다(Cohen and Zarowin 2010 ; 강선아와 전성빈 2010 ; 최 관과 백원선 1999). 따라서 ISSUE와 DA 또는 RM 간에는 양(+)의 관계가 기대된다. 또한 종속변수가 DA의 경우 발생액의 반전효과를 통제할 목적에서 식(1)과 식(3)의 모형에 lagTA 변수를 추가로 고려하였다(Ashbaugh et al. 2003 ; 박종일과 곽수근 2007). 하지만, RM의 경우는 DA와 달리 반전효과가 없으므로, 식(2)과 식(4)에는 이 변수를 고려하지 않았다.

소유구조 변수 중 FOR는 선행연구들에서 외국인투자자의 지분율이 높은 기업일수록 이들로부터 모니터링 역할을 기대하므로, DA 또는 RM과 FOR 간에는 음(−)의 관계가 예상된다(김문태와 이선화 2016 ; 김성혜 등 2012). 반면, OWNER의 경우 선행연구들은 대주주의 지분율이 높을수록 지배주주는 사적이익의 추구하기 위한 이익조정행위가 증가된다는 결과를 보고하였다(이아영 등 2012 ; 박종일 2003). 따라서 DA와 OWNER 간에는 양(+)의 관계가 기대된다. 또한 앞서와 같은 논리에서 RM의 경우도 OWNER과 양(+)의 관계가 예상된다. MKT는 시장유형에 따라 이익조정 유인이 다를 수 있으므로, 이를 통제하기 위하여 모형에 고려하였다(이아영 등 2012 ; 윤순석 2001). 선행연구들은 DA의 경우 유가증권기업보다 코스닥기업일 때 이익조정이 높다는 결과를 보고하였다(박종일 2015 ; 윤순석 2001). 하지만 이상의 논의는 분석기간이 다르

10) 국외 연구들 중 Ashbaugh et al.(2003)의 경우도 LEV와 DA 간에 음(−)의 관계를 보고하였다.

면 기업이 처한 상황에 따라 경영자의 유인도 변화할 수 있으므로, 통제변수와 종속변수인 이익조정 간의 관계는 실증적 의문에 귀결된다.

2. 비정상 감사보수 및 감사시간의 추정모형

관심변수인 ABAF(abnormal audit fees ; 비정상 감사보수)와 ABAH(abnormal audit hours ; 비정상 감사시간)의 추정을 위한 모형은 다음의 식(5) 및 식(6)과 같다. 이전 연구들은 ABAF와 ABAH를 추정할 때 감사보수 및 감사시간의 결정모형을 이용해 왔다(Eshleman and Guo 2014 ; Asthana and Boone 2012 ; Choi et al. 2010 ; 최 관 등 2015 ; 곽수근과 박종일 2010 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 박찬웅 2007 등). 따라서 본 연구도 앞서 선행연구의 방법과 같이 식(5) 및 식(6)의 회귀분석을 통해 얻어진 잔차항 값(ε)을 각각 비정상 감사보수(ABAF)와 비정상 감사시간(ABAH)으로 이용한다. 본 연구는 ABAF와 ABAH의 추정을 산업과 연도별 횡단면 패널 자료를 이용하였다.

$$LNAF_t = \gamma_0 + \gamma_1 CONF_t + \gamma_2 BIG4_t + \gamma_3 AUDCH_t + \gamma_4 OPN_{t-1} + \gamma_5 SIZE_{t-1} + \gamma_6 LEV_{t-1} + \gamma_7 LIQ_{t-1} + \gamma_8 GRW_{t-1} + \gamma_9 ROA_{t-1} + \gamma_{10} LOSSF_{t-1} + \gamma_{11} EXPT_{t-1} + \gamma_{12} INVREC_{t-1} + \gamma_{13} ISSUE_{t-1} + \gamma_{14} BOND_{t-1} + \gamma_{15} FOR_t + \gamma_{16} OWNER_t + \gamma_{17} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$LNAH_t = \gamma_0 + \gamma_1 CONF_t + \gamma_2 BIG4_t + \gamma_3 AUDCH_t + \gamma_4 OPN_t + \gamma_5 SIZE_t + \gamma_6 LEV_t + \gamma_7 LIQ_t + \gamma_8 GRW_t + \gamma_9 ROA_t + \gamma_{10} LOSSF_t + \gamma_{11} EXPT_t + \gamma_{12} INVREC_t + \gamma_{13} ISSUE_t + \gamma_{14} BOND_t + \gamma_{15} FOR_t + \gamma_{16} OWNER_t + \beta_{17} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서, *LNAF* =t년도 감사보수에 자연로그를 취한 값 ;
LNAH =t년도 감사시간에 자연로그를 취한 값 ;
Control variables
CONF =t년도 연결재무제표를 보고한 기업이면 1, 아니면 0 ;
BIG4 =t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0 ;
AUDCH =t년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0 ;
OPN =t−1, t년도 적정의견이 아닌 기업이면 1, 아니면 0 ;
SIZE =t−1, t년도 총자산에 자연로그를 취한 값 ;
LEV =t−1, t년도 부채비율 ;
LIQ =t−1, t년도 유동비율(=유동자산/유동부채) ;
GRW =t−1, t년도 매출액의 변동 ;
ROA =t−1, t년도 총자산이익률 ;
LOSSF =t−1, t년도 과거 3년간의 손실이 발생한 빈도 ;
EXPT =t−1, t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액) ;
INVREC =t−1, t년도 재고자산 및 매출채권 비율[=(재고자산+매출채권)/기초총자산] ;

ISSUE =t−1, t년도 유상증자가 수행된 기업이면 1, 아니면 0 ;
BOND =t−1, t년도 사채를 발행한 기업이면 1, 아니면 0 ;
FOR =t년도 외국인투자자의 지분율 ;
OWNER =t년도 대주주의 지분율(특수관계자 포함) ;
MKT =t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 유가증권에 속한 기업이면 0 ;
ΣIND =산업별 더미변수 ;
ΣYD =연도별 더미변수 ;
ε =잔차항

본 연구는 식(5) 및 식(6)의 모형식을 구성할 때 감사보수 또는 감사시간의 결정모형을 다룬 국내 선행연구들에 기초하여 설명변수로 선정하였다(전규안과 박종일 2016, 2017 ; 최 관 등 2015 ; 권수영과 기은선 2011 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 박찬웅 2007 등).[11] 이들 설명변수의 시점 및 정의와 측정은 식(6)의 하단과 같다.[12]

3. 재량적 발생액 및 실제 이익조정의 추정모형

본 연구에서 DA(discretionary accruals ; 재량적 발생액)의 추정은 두 가지 방법으로 Dechow et al.(1995) 및 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 다음의 식(7) 및 식(8)의 모형을 이용하였다. 전자는 성과가 통제되지 않은 방법이고, 후자는 ROA성과가 통제된 방법이다. 두 모형 모두 이분산성을 통제하기 위해 기초총자산으로 표준화하였다. 한편, 선행연구의 방법에 따라 식(7)에서는 상수항을 제외하였고(Dechow et al. 1995 ; Jones 1991), 식(8)에서는 상수항을 포함한 후 추정하였다(Kothari et al. 2005). DA는 산업과 연도별로 횡단면 패널 분석을 이용하여 추정된다.[13] DA는 식(7) 및 식(8)의 회귀분석을 통해 얻어진 개별기업의 잔차항(ε) 값이다. 본 연구는 전자를 DA로, 후자를 DAK로 지칭한다. 선행연구들은 이들 DA 또는 DAK 값이 커질수록 경영자의 기회주의적 이익조정행위에 따라 보고이익이 증가하는 해석한다(Kothari et al. 2005 ;

11) 국내의 경우 당기 감사보수는 전기 재무자료를 기초로 하여 결정되기 때문에 국내 선행연구들처럼 식(5)의 감사보수는 당기 자료를, 재무자료는 전기 자료로 고려하였다. 반면, 식(6)에서 감사시간과 재무자료에 대해서는 모두 당기 자료를 고려하였다(박종일과 박찬웅 2007 ; 권수영과 김문철 2001). 다만, 식(5)에서 CONF, BIG4, AUDCH, OWNER, FOR은 재무자료가 아니므로, 종속변수와 같은 시점으로 고려되었다(권수영과 기은선 2011 ; 곽수근과 박종일 2010 ; 박종일과 박찬웅 2007).

12) 선행연구들은 CONF, BIG4, OPN, SIZE, LEV, GRW, LOSSF, EXPT, INVREC, ISSUE, BOND, FOR, MKT는 감사보수(감사시간)와 양(+)의 관계를, AUDCH, LIQ, ROA, OWNER은 음(−)의 관계로 기대한다. 감사보수(감사시간)의 결정요인에서 통제변수의 선정 및 종속변수와 통제변수 간의 구체적 논의는 본 연구의 경우 박종일과 박찬웅(2007)의 모형을 준용했기 때문에 지면상 앞서의 연구를 참고하기 바란다.

13) 본 연구는 KIS−VALUE의 자료에서 산업별 중분류 기준에 따라 DA와 RM 측정치를 추정하였고, 추정에 이용된 산업별 관측치는 최소 20개 이상을 기준으로 하였다.

Dechow et al. 1995 ; Jones 1991 등).

$$TA_t/A_{t-1} = \phi_1(1/A_{t-1}) + \phi_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + \phi_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$TA_t/A_{t-1} = \phi_0 + \phi_1(1/A_{t-1}) + \phi_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + \phi_3(PPE_t/A_{t-1}) + \phi_4 ROA_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서, TA_t =t년도 당기순이익－영업현금흐름 ;
A_t =t년도 기초총자산 ;
ΔREV_t =t년도 매출액의 변동 ;
ΔREC_t =t년도 매출채권의 변동 ;
PPE_t =t년도 유형자산(토지 및 건설중인 자산은 제외) ;
ROA_t =t년도 당기순이익/기초총자산 ;
ε_t =잔차항

본 연구에서 RM(real earnings management ; 실제 이익조정)의 추정은 Roychowdhury(2006)의 모형인 다음의 식(9)부터 식(11)까지를 이용하였다. Roychowdhury(2006)는 세 가지 RM 추정치를 제안하였는데, 이 연구는 매출의 조작, 과잉생산을 통한 매출원가의 축소, 그리고 재량적 비용의 축소를 통해 경영자가 실물거래활동을 통한 이익조정을 수행할 것으로 보았다.[14] RM의 추정절차는 앞서 DA와 동일한 방법으로 추정되었다. 식(9)부터 식(11)까지의 각 종속변수는 영업현금흐름, 생산원가, 재량적 지출이고, 모형에 포함된 각 설명변수를 정상 수준으로 보고 OLS 회귀분석 후 추정된 잔차항(ε) 값이 개별기업의 비정상 측정치에 해당된다. 본 연구는 식(9)부터 식(11)까지를 통해 얻어진 각 잔차를 각각 abCFO, abPROD, abDISE로 칭한다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \lambda_0 + \lambda_1(1/A_{t-1}) + \lambda_2(S_t/A_{t-1}) + \lambda_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \lambda_0 + \lambda_1(1/A_{t-1}) + \lambda_2(S_t/A_{t-1}) + \lambda_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \lambda_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$DISE_t/A_{t-1} = \lambda_0 + \lambda_1(1/A_{t-1}) + \lambda_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

여기서, CFO_t =t년도 영업현금흐름 ;
$PROD_t$ =t년도 생산원가(=매출원가[$COGS$]+Δ재고자산[ΔINV]) ;
$DISE_t$ =t년도 재량적 지출, 최종서와 곽영민(2010)의 측정방법에 따라 측정[15] ;
A_t =t년도 기초총자산 ;
S_t =t년도 매출액 ;
ΔS_t =t년도 매출액의 변동 ;
ε_t =잔차항

14) 선행연구들은 당기 RM을 증가시킬수록 미래 경영성과나 기업가치가 파괴된다는 주장과 실증적 증거를 보고하였다(Leggett et al. 2009 ; Graham et al. 2005 ; 김지홍 등 2009 등).

15) 본 연구는 DISE의 측정을 최종서와 곽영민(2010)의 방법에 따라 판매비와 관리비로 측정하였다. 한편, 김지홍 등(2008)의 방법에 따라 DISE를 측정한 경우도 검증결과 측면에서는 질적으로 유사한 결과로

한편, RM을 분석한 연구들은 기업이 실제 이익조정의 전략을 수행할 때 개별적 구성요소의 방법을 이용할 수도 있고, 둘 이상을 동시에 이용할 수도 있다는 관점에서 세 가지 RM 측정치를 단순 합산하여 분석하기도 하였다(Kim and Sohn 2013 ; Sohn 2011 ; Cohen et al. 2008). 따라서 본 연구는 개별적 RM과 더불어 종합 측정치(RM3＝abCFO＋abPROD＋abDISE)를 병행하여 살펴보고, 또한 세 가지 RM을 단순 합산하면 이중계산의 문제가 있으므로(Cohen and Zarowin 2010), Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 두 가지의 RM(RM1＝abPROD＋abDISE, RM2＝abCFO＋abDISE)의 결합 측정치도 검증결과의 비교목적으로 살펴본다. 앞서 전술한 바와 같이 본 연구는 abCFO와 abDISE에 각각 (－1)을 곱한 후 분석되므로, 모든 RM 측정치들은 그 값이 커질수록 기업의 실제 이익조정 수준은 증가되는 것으로 해석할 수 있다.

4. 표본의 선정

본 연구는 2004년부터 2015년까지 한국거래소에서 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업 중에서 아래의 조건을 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

(1) 금융업종이 아니면서 12월이 결산인 기업
(2) NICE평가정보㈜의 KISVALUE에서 분석에 필요한 감사인 명단, 기본 재무자료에 대해 입수가 가능한 기업
(3) 한국상장회사협의회의 TS2000데이터베이스로부터 감사보수, 감사시간 및 대주주의 지분율 자료에 대해 이용 가능한 기업
(4) 자본잠식기업 제외
(5) 감사보수가 1천만원 이하 또는 감사시간이 100시간 미만인 경우는 제외

본 연구에서 분석의 대상은 상장기업이며, 분석기간은 2004년부터 2015년까지이다.[16] 조건 (1)에서 금융업종을 제외하고 12월 결산인 기업을 선정한 이유는 금융업의 경우 재무제표의 양식과 계정과목이 상이하고, 12월 결산은 표본의 비교가능성을 위한 사항이다. 조건 (2) 및 (3)은 분석에 이용되는 자료에 대한 사항이다. 본 연구는 감사보수, 감사시간 및 대주주의 지분율 자료에 대해서는 한국상장회사협의회㈜의 TS2000 데이터베이스를, 나머지 자료는 NICE평가정보㈜

나타났다.

16) 사업보고서에 감사보수에 대한 공시의무화는 2000년부터 시작된 반면, 감사시간은 2003년부터 공시의무화가 되었다. 하지만 감사시간의 경우 공시 초반에는 일정한 보고양식의 틀이 제공되지 않아 많은 기업들에서 공시는 하되, 비교가능성이 낮게 일 또는 월 단위로 기재한 경우가 많았다. 따라서 2004년부터 자료상에 모든 상장기업이 대부분 감사시간 단위로 통일된 보고가 이루어졌기 때문에 본 연구는 분석기간을 2004년부터 2015년까지로 하여 표본을 선정하였다.

의 KISVALUE를 이용하여 추출하였다. 조건 (4)에서 자본잠식에 있는 기업은 재무제표와 관련한 신뢰성이 낮을 수 있으므로 제외하였다. 또한 조건 (5)는 관련연구들처럼 감사보수가 1천만원 이하인 경우와 최소 감사시간이 100시간 미만인 기업은 분석에서 제외하였다(권수영과 기은선 2011 ; 박종일과 박찬웅 2007 ; 권수영 등 2006).[17] 한편, 식(1)부터 식(4)까지의 모형에서 극단치 처리는 변수 중 자연로그 값을 취한 경우와 더미변수를 제외한 설명변수들에 대해서는 상하 1%에서 조정(winsorization)하였다. 분석기간 중 이상의 조건을 만족시키는 최종표본은 감사보수는 15,912개 기업/연 자료이고, 감사시간은 15,652개 기업/연 자료였다.

본 연구에서 이용된 표본의 산업별 분포는 <표 1>에 보고하였다. 표에는 감사보수를 분석한 표본과 감사시간을 분석한 표본으로 나누어 각각 보고하였고, 산업구분은 대분류 기준에 따라 나타내었다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	감사보수 표본		감사시간 표본	
	빈도수	백분율 (%)	빈도수	백분율 (%)
제조업	10,625	66.8%	10,450	66.8%
건설업	580	3.6%	582	3.7%
도매 및 소매업	1,217	7.6%	1,198	7.7%
서비스업	2,906	18.3%	2,843	18.2%
기타	584	3.7%	579	3.7%
합계	15,912	100.0%	15,652	100.0%

주1) 산업에 대한 구분은 대분류로 보고함.
주2) 분석기간 2004년부터 2015년까지 자료가 통합된 결과임.

<표 1>을 보면, 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 분포된 것을 볼 수 있다. 감사보수 및 감사시간 표본 모두 제조업이 67% 정도로 가장 빈도수가 높다.[18] 다음이 서비스업에서 18% 이상을, 나머지 산업인 도매와 소매업(감사보수 표본, 7.6% ; 감사시간 표본, 7.7%), 건설업(감사보수 표본, 3.6% ; 감사시간 표본 3.7%) 및 기타(3.7%) 순으로 이들은 표본의 10% 이내였다.

17) 선행연구에서는 비정상적인 낮은 감사시간만을 제외하였으나, 본 연구는 비정상적인 낮은 감사보수의 경우도 분석에서 제외하였다. 특히, 본 연구에서는 보조가설의 경우 낮은 감사보수와 감사시간에 대한 사항이 분석에 있으므로, 이들의 분석결과(예로, LOW로 측정되는 낮은 감사보수와 감사시간의 결과)의 경우 조건 (6)에서와 같이 이러한 지나치게 낮은 감사보수와 감사시간이 분석결과에 미칠 수 있는 영향에 대해 표본의 요건에서 제외시킴으로써 이를 통제하고자 하였다.

18) 지면상 별도의 표로 제시하지 않았으나, 산업별 중분류에 따라 제조업의 분포를 확인한 결과에 따르면, 여러 업종에 걸쳐 고루 분포한 것으로 나타났다.

<표 2>에는 분석에 이용된 표본의 연도별 감사보수 및 감사시간의 변화추이를 나타내었다. <표 2>를 보면, 12년간 감사보수는 47%(=(114,765−77,830)/77,830) 증가한 반면에, 감사시간은 60%(=(1,509−945)/945) 증가하였다. 또한 감사보수의 경우 전년대비 증가율이 가장 높았던 연도의 순서는 2006년(13%), 2011년(7%), 2012년(5%), 2010년과 2015년(4%), 2007년(3%), 2013년과 2014년(2%) 등으로 나타났고, 2005년과 2008년도는 소폭 감소로 나타났다. 감사보수의 증가는 IFRS 도입 이후기간뿐 아니라 이전인 2006년과 2007년부터 시작되었다. 반면, 감사시간의 경우 전년대비 증가율이 가장 높았던 연도의 순서는 2011년(18%), 2006년(8%), 2010년(7%), 2013년(6%), 2005년(3%), 2014년과 2015년(2%), 2007년과 2008년(1%) 등이고, 2009년도는 거의 변화가 없다. 감사시간의 증가는 주로 IFRS가 도입된 2011년에 가장 높고, 2006년도의 경우가 그 다음으로 높게 나타났다.[19)]

〈표 2〉 연도별 감사보수 및 감사시간 변화추이

연도별	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
감사보수	77,830	77,306	87,147	89,532	89,471	89,962	93,716	100,317	105,424	107,979	110,215	114,765
감사보수 변화율	−	−0.01	+0.13	+0.03	−0.00	+0.01	+0.04	+0.07	+0.05	+0.02	+0.02	+0.04
N	994	1,053	1,117	1,177	1,226	1,297	1,379	1,447	1,480	1,512	1,580	1,650
연도별	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
감사시간	945	975	1,049	1,061	1,071	1,073	1,146	1,357	1,370	1,453	1,481	1,509
감사시간 변화율	−	+0.03	+0.08	+0.01	+0.01	+0.00	+0.07	+0.18	+0.01	+0.06	+0.02	+0.02
N	933	1,030	1,092	1,156	1,200	1,266	1,348	1,416	1,467	1,505	1,582	1,657

주) 감사보수는 천원 단위이고, 감사시간은 시간이 단위임.

Ⅳ. 실증분석결과

1. 기술통계

연구모형인 식(1)부터 식(4)까지에 이용된 변수의 기초통계는 <표 3>에 보고하였다. 표본이 좀 더 많은 감사보수 표본을 중심으로 보고하였고, 지면상 감사시간 표본은 주요 변수만을 간략히 보고했다.

19) 분석기간 동안에 평균 감사보수의 증가에 비해 평균 감사시간이 더 증가하였으므로, 상대적으로 시간당 감사보수는 하락하였음을 알 수 있으며, 이는 전규안 등(2016)의 결과와 유사하다.

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
DA	15,912	−0.005	0.000	0.110	−0.620	0.662
DAK	15,912	0.002	0.001	0.088	−0.581	0.582
RM1	15,912	0.007	0.031	0.285	−1.298	0.845
RM2	15,912	0.007	0.025	0.193	−1.220	0.782
RM3	15,912	0.012	0.033	0.321	−1.775	1.249
abCFO	15,912	0.004	0.005	0.100	−0.513	0.467
abPROD	15,912	0.005	0.011	0.151	−0.555	0.467
abDISE	15,912	0.003	0.023	0.162	−0.742	0.378
ABAF	15,912	−0.001	0.000	0.285	−0.718	0.769
ABAH	15,652	0.002	0.000	0.323	−0.937	0.837
LOW	15,912	0.250	0	0.433	0	1
HIGH	15,912	0.250	0	0.433	0	1
BIG4	15,912	0.559	1	0.497	0	1
AUDCH	15,912	0.171	0	0.377	0	1
SIZE	15,912	18.697	18.426	1.440	13.103	25.824
LEV	15,912	0.399	0.396	0.199	0.036	0.866
GRW	15,912	0.106	0.056	0.374	−0.693	2.105
CFO	15,912	0.054	0.049	0.106	−0.270	0.396
LOSS	15,912	0.243	0	0.429	0	1
NI	15,652	0.027	0.035	0.114	−0.471	0.325
ISSUE	15,912	0.248	0	0.432	0	1
lagTA	15,912	−0.024	−0.020	0.111	−0.424	0.336
FOR	15,912	0.066	0.013	0.114	0	0.558
OWNER	15,912	0.408	0.402	0.114	0	0.558
MKT	15,912	0.578	1	0.494	0	1

주1) 변수의 정의 : *DA*=t년도 Dechow et al.(1995)의 모형으로 추정된 재량적 발생액 ; *DAK*=t년도 Kothari et al.(2005)의 모형으로 추정된 ROA성과통제 재량적 발생액 ; *RM1*=t년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법인 결합 RM 측정치(=abPROD+[abDISE×(−1)]) ; *RM2*=t년도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법인 결합 RM 측정치(=[abCFO×(−1)]+[abDISE×(−1)]) ; *RM3*=t년도 Roychowdhury(2006)의 모형으로 추정된 종합 RM 측정치(=[abCFO×(−1)]+abPROD+[abDISE×(−1)]) ; *abCFO*=t년도 Roychowdhury (2006)의 모형으로 추정된 비정상 영업현금흐름(=abCFO×(−1)) ; *abPROD*=t년도 Roychowdhury (2006)의 모형으로 추정된 비정상 생산원가(=abPROD) ; *abDISE*=t년도 Roychowdhury(2006)의 모형으

로 추정된 비정상 재량적 지출(=abDISE×(−1)) ; *ABAF*=t년도 비정상 감사보수(식(5)의 모형을 통해 얻어진 잔차) ; *ABAH*=t년도 비정상 감사시간(식(6)의 모형을 통해 얻어진 잔차) ; *LOW*=t년도 비정상 감사보수(비정상 감사시간)를 기준으로 4분위수 중 하위 구간(4분위)에 해당되면 1, 아니면 0 ; *HIGH*=t년도 비정상 감사보수(비정상 감사시간)를 기준으로 4분위수 중 상위 구간(1분위)에 해당되면 1, 아니면 0 ; *BIG4*=t년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0 ; *AUDCH*=t년도 감사인을 교체한 기업이면 1, 아니면 0 ; *SIZE*=t년도 기초총자산의 자연로그를 취한 값(천원단위) ; *LEV*=t년도 부채비율(=총부채/총자산) ; *GRW*=t년도 매출액의 변동[=(매출액$_t$−매출액$_{t-1}$)/매출액$_{t-1}$] ; *CFO*=t년도 영업현금흐름/기초총자산 ; *LOSS*=t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0 ; *NI*=t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산) ; *ISSUE*=t년도 유상증자가 수행된 기업이면 1, 아니면 0 ; *lagTA*=t년도 전기 총발생액 ; *FOR*=t년도 외국인투자자의 지분율 ; *OWNER*=t년도 대주주의 지분율(특수관계자 포함) ; *MKT*=t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 유가증권에 속한 기업이면 0임.

주2) 분석기간 2004년부터 2015년까지 자료가 통합된 결과임.

<표 3>을 보면, DA(재량적 발생액)의 평균(중위수)은 −0.005(0.000)이고, DAK(ROA성과통제 재량적 발생액)의 경우는 0.002(0.001)로 영(0)에 근접된 값이다. Cohen and Zarowin(2010)의 방법으로 측정한 RM1과 RM2의 평균(중위수)은 각각 0.007(0.031)과 0.007(0.025)이고, RM을 합산한 RM3의 경우는 0.012(0.033)이다. 이들의 구성인 abCFO(비정상 영업현금흐름), abPROD(비정상 생산원가), abDISE(비정상 재량적 지출)의 평균(중위수)은 각각 0.004(0.005), 0.005(0.011), 0.003(0.023)로 나타났다.[20] ABAF(비정상 감사보수)의 평균(중위수)은 −0.001(0.000)이고, ABAF 기준으로 4분위수로 나누어 측정된 LOW(4분위 중 가장 낮은 구간)와 HIGH(4분위 중 가장 높은 구간)의 평균은 모두 0.250이다. ABAH(비정상 감사시간)의 평균(중위수)은 0.002(0.000)이고,[21] 앞서와 같은 방법으로 측정한 LOW와 HIGH의 평균도 0.250이다. 지면상 표에 보고하지는 않았으나, 식(5)의 종속변수로 이용된 LNAF의 평균(중위수)은 11.129(11.002)이고 자연로그를 취하기 전의 값은 97,100(60,000)천원이었다. 또한 식(6)의 종속변수로 이용된 LNAH의 평균(중위수)은 6.724(6.620)이고 자연로그를 취하기 전의 값은 1,240(750)시간이었다.

BIG4(감사인 규모)의 평균은 0.559로 나타나 표본에서 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업은 56% 정도였다. AUDCH(감사인 교체여부)의 경우 평균 17.1%에서 감사인교체가 발생하였다. SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 18.697(18.426)이며, 자연로그를 취하기 전의 경우는 762,621(100,531)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.399(0.396)로 자본구성의 경우 타인자본에 비해 자기자본이 더 높았고, GRW(매출액의 변동)의 경우는 0.106(0.056)로 평균과 중위수 간에 다소 차이를 보인다. CFO(영업현금흐름)의 평균(중위수)은 0.054(0.049)로 양(+)의 값

20) DA, DAK 및 abCFO, abPROD와 abDISE의 경우 평균과 일부 차이를 보이는 이유는 본 연구는 분석에 이용 가능한 전체표본을 대상으로 먼저 앞서의 추정치를 추정한 후, 식(1)부터 식(4)까지의 모형에 고려된 변수의 자료가 없는 기업은 표본에서 제외했기 때문에 평균이 영(0)과 차이를 보일 수 있다.

21) 본 연구는 식(5)과 식(6)에 대해 산업과 연도별 횡단면 패널 자료를 이용하여 ABAF와 ABAH를 추정하였다. 이를 만일 통합해서 회귀분석하면 모형의 설명력(*Adj*. R^2)은 식(5)과 식(6)의 경우 각각 0.723과 0.683이다.

을, NI(총자산이익률)의 경우는 0.027(0.035)로 앞서 CFO에 비해 낮다. LOSS(손실발생여부)의 평균은 0.243이며, 표본 중 평균 24.3%에서 당기 손실이 발생하였다. ISSUE(유상증자 실시여부)의 평균은 각각 0.248로 나타나 대략 표본의 1/4 기업들에서 유상증자를 실시하였다. lagTA(전기 총발생액)의 평균(중위수)은 −0.024(−0.020)로 음(−)의 수치 값이고, FOR(외국인투자자의 지분율)의 경우는 0.066(0.013)으로 평균과 중위수 간에 차이를 보인다. 이는 외국인투자자들이 선호하는 기업에 집중투자를 한 결과로 보인다. OWNER(대주주의 지분율)의 평균(중위수)은 0.408(0.402)로 높게 나타나고 있어 국내 상장기업들의 경우 지배주주가 존재한다는 것을 시사해 주고 있다. 또한 MKT(시장유형)의 평균이 0.578로 나타나 표본에서 코스닥기업이 거래소기업보다 구성비중이 좀 더 많다.

2. 상관관계 분석결과

모형에 이용된 변수 간의 상관관계의 결과는 <표 4>에 보고하였다. 표에 보고된 사항은 피어슨 상관계수이며, 대각선 상단은 감사보수 표본의 결과를, 대각선 하단은 감사시간 표본의 결과를 각각 보고하였다. 지면상 RM의 경우에는 세 가지 RM 측정치를 합산한 경우(RM3)를 중심으로 보고하였다.

<표 4>를 보면, 감사보수 및 감사시간 표본 모두 DA와 DAK 간에는 높은 양(+)의 상관성을, 또한 DA(DAK)와 RM3 간에도 양(+)의 상관성이 나타나 평균적으로는 두 이익조정 수단 간에 대체성 보다는 보완성이 있음을 의미한다. 가설과 관련한 관심변수들은 감사보수 표본의 경우 DA 또는 DAK와 ABAF 간에, 또한 RM3와 ABAF 간에도 1% 이내에서 모두 유의한 음(−)의 상관성을 보인다. 감사시간 표본은 DA 또는 DAK와 ABAH 간에, 또한 RM3와 ABAH 간에 1% 수준에서 모두 유의한 음(−)의 상관성이 나타났다. 이는 가설 1과 2와 부합되는 결과이다. 한편, 보조가설(H1−1, H1−2, H2−1, H2−2)에서 감사보수 표본의 경우 LOW는 DA, DAK 및 RM3와 각각 유의한 양(+)의 상관성을, 반면에 HIGH는 RM3만 1% 수준에서 유의한 음(−)의 상관성이 나타났다. 또한 감사시간 표본에서 LOW는 DA, DAK 및 RM3와 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성을, HIGH는 DA, DAK 및 RM3와 모두 1% 수준에서 유의한 음(−)의 상관성이 나타났다.[22] 그러나 이 결과는 두 변수 간에 나타나는 단순 상관성이므로, 일정한 통제변수가 고려되는 다변량 회귀분석을 통해 다시 확인할 필요가 있다.

종속변수 DA 또는 DAK와 기타 통제변수와의 관계는 다소 차이를 보인다. 즉 DA는 BIG4, SIZE, GRW, FOR, OWNER, NI와 양(+)의 상관성을, LEV, CFO, LOSS, ISSUE, lagTA, MKT와는 음(−)의 상관성을 보이는 반면에, DAK는 LEV, GRW, ISSUE, lagTA, NI와 양(+)의 상관성을, CFO, LOSS, FOR, MKT와는 음(−)의 상관성이 나타나 ROA성과통제 여부에 따라 차이가 있다.

22) 지면상 보고하지는 않았으나, RM1과 RM2의 경우도 RM3와 ABAF(ABAH) 또는 LOW와 HIGH와의 관계에서 질적으로 차이를 보이지 않았다.

〈표 4〉 주요변수에 대한 상관관계

Variable	*DA*	*DAK*	*RM3*	*ABAF*	*LOW*	*HIGH*	*BIG4*	*AUDCH*	*SIZE*	*LEV*	*GRW*	*CFO*	*LOSS*	*ISSUE*	*lagTA*	*FOR*	*OWNER*	*MKT*	*NI*
DA	1	0.819 (0.000)	0.180 (0.000)	−0.022 (0.005)	0.016 (0.043)	−0.003 (0.746)	0.043 (0.000)	0.001 (0.942)	0.060 (0.000)	−0.097 (0.000)	0.085 (0.000)	−0.392 (0.000)	−0.348 (0.000)	−0.047 (0.000)	−0.102 (0.000)	0.030 (0.000)	0.105 (0.000)	−0.057 (0.000)	0.506 (0.000)
DAK	0.822 (0.000)	1	0.370 (0.000)	−0.025 (0.002)	0.014 (0.072)	−0.006 (0.432)	−0.009 (0.245)	0.012 (0.137)	−0.007 (0.387)	0.055 (0.000)	0.117 (0.000)	−0.696 (0.000)	−0.041 (0.000)	0.039 (0.000)	0.024 (0.003)	−0.058 (0.000)	0.000 (0.998)	−0.020 (0.013)	0.055 (0.000)
RM3	0.179 (0.000)	0.369 (0.000)	1	−0.052 (0.000)	0.037 (0.000)	−0.031 (0.000)	−0.092 (0.000)	0.006 (0.433)	−0.043 (0.000)	0.136 (0.000)	−0.046 (0.000)	−0.438 (0.000)	0.151 (0.000)	−0.002 (0.795)	−0.003 (0.677)	−0.148 (0.000)	−0.009 (0.247)	−0.004 (0.648)	−0.247 (0.000)
ABAH	−0.042 (0.000)	−0.044 (0.000)	−0.068 (0.000)	1	−0.716 (0.000)	0.700 (0.000)	0.001 (0.891)	−0.001 (0.854)	0.007 (0.392)	0.002 (0.823)	−0.008 (0.319	0.017 (0.033)	−0.007 (0.413)	−0.001 (0.930)	−0.018 (0.027)	−0.148 (0.000)	−0.009 (0.247)	−0.004 (0.648)	0.000 (0.962)
LOW	0.037 (0.000)	0.035 (0.000)	0.043 (0.000)	−0.720 (0.000)	1	−0.334 (0.000)	0.022 (0.006)	0.003 (0.666)	0.016 (0.052)	0.000 (0.960)	0.016 (0.051)	0.002 (0.792)	−0.003 (0.669)	−0.003 (0.709)	0.010 (0.197)	0.007 (0.375)	−0.006 (0.428)	−0.001 (0.933)	0.016 (0.043)
HIGH	−0.022 (0.005)	−0.027 (0.000)	−0.052 (0.000)	0.741 (0.000)	−0.333 (0.000)	1	0.010 (0.210)	−0.014 (0.077)	0.025 (0.002)	0.012 (0.139)	−0.004 (0.607)	0.007 (0.350)	−0.011 (0.153)	−0.002 (0.797)	−0.007 (0.410)	−0.004 (0.619)	0.002 (0.813)	−0.010 (0.229)	0.008 (0.326)
BIG4	0.041 (0.000)	−0.009 (0.237)	−0.092 (0.000)	0.000 (0.965)	0.004 (0.587)	−0.013 (0.000	1	−0.076 (0.000)	0.351 (0.000)	0.025 (0.002)	−0.017 (0.030)	0.092 (0.000)	−0.091 (0.000)	−0.045 (0.000)	0.034 (0.000)	0.229 (0.000)	0.091 (0.000)	−0.229 (0.000)	0.115 (0.000)
AUDCH	−0.002 (0.830)	0.010 (0.199)	0.002 (0.753)	−0.002 (0.772)	0.003 (0.680)	−0.002 (0.827	−0.077 (0.000	1	−0.068 (0.000)	0.032 (0.000)	0.041 (0.000)	−0.025 (0.002)	0.029 (0.000)	0.056 (0.000)	−0.045 (0.000)	−0.045 (0.000)	−0.006 (0.440)	0.021 (0.008)	−0.033 (0.000)
SIZE	0.059 (0.000)	−0.003 (0.727)	−0.043 (0.000)	0.002 (0.805)	0.034 (0.000)	0.032 (0.000)	0.347 (0.000)	−0.070 (0.000)	1	0.203 (0.000)	−0.100 (0.000)	0.057 (0.000)	−0.123 (0.000)	−0.181 (0.000)	0.076 (0.000)	0.449 (0.000)	0.082 (0.000)	−0.564 (0.000)	0.108 (0.000)
LEV	−0.101 (0.000)	0.054 (0.000)	0.137 (0.000)	0.009 (0.275)	−0.015 (0.063)	0.007 (0.404)	0.027 (0.001)	0.029 (0.000)	0.206 (0.000)	1	0.034 (0.000)	−0.179 (0.000)	0.236 (0.000)	0.029 (0.000)	−0.075 (0.000)	−0.082 (0.000)	−0.080 (0.000)	−0.125 (0.000)	−0.281 (0.000)
GRW	0.089 (0.000)	0.119 (0.000)	−0.045 (0.000)	0.026 (0.001)	−0.018 (0.022)	0.012 (0.143)	−0.015 (0.052)	0.042 (0.000)	−0.095 (0.000)	0.036 (0.000)	1	−0.104 (0.000)	−0.147 (0.000)	0.076 (0.000)	0.001 (0.918)	−0.007 (0.398)	−0.023 (0.004)	0.074 (0.000)	0.202 (0.000)
CFO	−0.382 (0.000)	−0.697 (0.000)	−0.438 (0.000)	0.037 (0.000)	−0.013 (0.089)	0.028 (0.000)	0.091 (0.000)	−0.022 (0.005)	0.049 (0.000)	−0.180 (0.000)	0.108 (0.000)	1	−0.361 (0.000)	−0.093 (0.000)	0.033 (0.000)	0.162 (0.000)	0.088 (0.000)	0.030 (0.000)	0.523 (0.000)
LOSS	−0.348 (0.000)	−0.042 (0.000)	0.154 (0.000)	0.014 (0.082)	−0.019 (0.017)	0.004 (0.579)	−0.088 (0.000)	0.027 (0.001)	−0.120 (0.000)	0.236 (0.000)	−0.151 (0.000)	−0.361 (0.000)	1	0.154 (0.000)	−0.136 (0.000)	−0.138 (0.000)	−0.186 (0.000)	0.085 (0.000)	−0.696 (0.000)
ISSUE	−0.044 (0.000)	0.037 (0.000)	−0.005 (0.513)	0.046 (0.000)	−0.032 (0.000)	0.031 (0.005)	−0.039 (0.000)	0.057 (0.000)	−0.180 (0.000)	0.025 (0.002)	0.077 (0.000)	−0.083 (0.000)	0.149 (0.000)	1	−0.083 (0.000)	−0.073 (0.000)	−0.265 (0.000)	0.196 (0.000)	−0.138 (0.000)
lagTA	0.109 (0.000)	0.030 (0.000)	−0.002 (0.809)	−0.028 (0.000)	0.024 (0.002)	−0.009 (0.251)	0.034 (0.000)	−0.036 (0.000)	0.072 (0.000)	0.065 (0.000)	0.003 (0.744)	0.025 (0.001)	−0.135 (0.000)	−0.076 (0.000)	1	0.016 (0.049)	0.118 (0.000)	−0.062 (0.000)	0.168 (0.000)
FOR	0.035 (0.000)	−0.054 (0.000)	−0.150 (0.000)	0.001 (0.941)	0.007 (0.370)	0.008 (0.321)	0.233 (0.000)	−0.047 (0.000)	0.464 (0.000)	−0.080 (0.000)	−0.007 (0.352)	0.161 (0.000)	−0.142 (0.000)	−0.071 (0.000)	0.015 (0.058)	1	−0.039 (0.000)	−0.258 (0.000)	0.174 (0.000)
OWNER	0.107 (0.000)	0.003 (0.742)	−0.009 (0.244)	0.003 (0.685)	−0.001 (0.866)	0.003 (0.665)	0.087 (0.000)	−0.006 (0.426)	0.072 (0.000)	−0.075 (0.0050	−0.019 (0.017)	0.084 (0.000)	−0.183 (0.000)	−0.261 (0.000)	0.116 (0.000)	−0.054 (0.000)	1	−0.117 (0.000)	0.196 (0.000)
MKT	−0.055 (0.000)	−0.022 (0.005)	−0.003 (0.723)	0.012 (0.127)	−0.019 (0.018)	−0.011 (0.186)	−0.228 (0.000)	0.024 (0.003)	−0.567 (0.000)	−0.127 (0.005)	0.073 (0.000)	0.035 (0.000)	0.082 (0.000)	0.197 (0.000)	−0.061 (0.000)	−0.254 (0.000)	−0.113 (0.000)	1	−0.040 (0.000)
NI	0.505 (0.000)	0.057 (0.000)	−0.249 (0.000)	−0.010 (0.222)	0.022 (0.005)	0.003 (0.744)	0.113 (0.000)	−0.031 (0.000)	0.099 (0.000)	−0.287 (0.000)	0.209 (0.000)	0.524 (0.000)	−0.697 (0.000)	−0.126 (0.000)	0.166 (0.000)	0.177 (0.000)	0.192 (0.000)	−0.039 (0.000)	1

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음. 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 대각선 하단은 감사보수 표본(N=15,912개)의 경우를, 대각선 상단은 감사시간 표본(N=15,652)의 경우를 보고함.

주2) 분석기간 2004년부터 2015년까지 자료가 통합된 결과임.

주3) 괄호에 보고된 수치는 p 값임(양측검증).

또한 종속변수 RM3은 BIG4, SIZE, GRW, CFO, NI, FOR와 유의한 음(−)의 상관성을, LEV, LOSS와는 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 한편, SIZE와 MKT 간에는 감사보수(감사시간) 표본의 경우 −0.567(−0.564)로 음(−)의 상관성을, SIZE와 FOR 간에도 0.464(0.449)로 높은 양(+)의 상관성을 보인다. 따라서 설명변수에 대한 다중공선성 문제가 있는지를 회귀분석 시에 확인해 볼 필요가 있다.

3. 가설 1과 2에 대한 회귀분석결과

가설 1과 2와 관련하여 경영자의 이익조정 수단 중 재량적 발생액을 중심으로 식(1)의 모형을 통해 분석한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 5>에 보고하였다. 표에서 왼쪽에는 관심변수가 ABAF인 감사보수 표본의 결과를, 오른쪽에는 관심변수가 ABAH인 감사시간 표본의 결과를 각각 보고하였다. 모형 1과 3은 DA의 결과를, 모형 2와 4는 DAK의 결과이다. 한편, 다변량 회귀분석 시 식(1)에 있는 모든 변수가 고려된 회귀분석이지만, 지면의 간결성을 위하여 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD)의 보고는 생략한다. 따라서 표에 제시된 분석은 산업과 연도의 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 5>의 결과를 살펴보면, F 값은 모형 모두에서 유의한 값이 나타나 연구모형의 설정은 적합성이 있었다.[23] 모형의 설명력($Adj.\ R^2$)의 경우 모형 1과 3은 각각 0.444와 0.441을, 모형 2와 4에서는 앞서보다 높은 0.629와 0.627로 나타났다. 이는 종속변수로 ROA가 통제된 DA의 경우가 그렇지 않은 경우보다 같은 설명변수를 이용하더라도 설명력이 더 높았다.

모형 1과 2에서 가설 1을 검증한 관심변수 ABAF는 일정 통제변수가 고려된 후에도 종속변수 DA 또는 DAK에 대해 모두 5%에서 유의적한 음(−)의 계수 값이 나타났다. 즉 DA의 추정방법에 상관없이 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간에는 유의적인 음(−)의 관련성을 보이고 있다. 이는 감사인이 받는 감사보수에서 비정상인 감사보수가 클수록 피감기업의 재량적 발생액이 억제된다는 것을 의미하므로, 감사보수의 증가는 감사품질과 양(+)의 관계가 있음을 나타낸다. 또한 모형 3과 4에서 가설 2를 검증한 관심변수 ABAH는 일정 통제변수가 고려된 후에도 종속변수 DA와 DAK에 대해 모두 한계적(10% 수준)이긴 하나, 통계적으로 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 이는 감사인이 피감기업에 대한 감사노력을 추가로 많이 투입할수록 재량적 발생액이 억제되는 결과이므로, 감사시간의 증가는 감사품질과 양(+)의 관계가 있음을 나타낸다. 하지만, 이러한 결과는 선행연구인 박종일과 최 관(2009)의 연구결과에서는 관찰되지 않았던 실증적 증거이다.

---

23) 식(1)에 고려된 설명변수에서 다중공선성 문제가 있는지를 VIF(variance influence factor) 값으로 알아보았다. VIF 값이 10 이상일 때 통계적으로 모형에서 다중공선성 문제가 심각하다고 판단한다. <표 5>의 모형 중 VIF 값이 가장 높은 변수로는 SIZE로 그 값이 모형 1과 2는 2.210으로 같았고, 모형 3과 4는 2.172로 같게 나타났다. 이상의 결과로 볼 때 본 모형에서 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

〈표 5〉 비정상 감사보수 및 감사시간과 재량적 발생액 간의 회귀분석 결과

$DA_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{ABAF(or\ ABAH)}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 CFO_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} lagTA_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} OWNER_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$ (1)

Variable	pred. sign	종속변수=DA			
		감사보수 표본 (N=15,912)		감사시간 표본 (N=15,652)	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		DA	DAK	DA	DAK
Intercept	?	0.004 (0.30)	0.013 (1.47)	−0.002 (−0.116)	0.009 (0.97)
ABAF	−	**−0.005** **(−1.99**)**	**−0.003** **(−2.30**)**	—	—
ABAH	−	—	—	**−0.004** **(−1.83*)**	**−0.002** **(−1.79*)**
BIG4	−	0.008 (5.28***)	0.005 (5.37***)	0.008 (5.24***)	0.005 (5.41***)
AUDCH	+	0.002 (1.34)	0.001 (0.45)	0.003 (1.81*)	0.001 (0.57)
SIZE	−	0.003 (4.12***)	0.002 (4.65***)	0.003 (4.54***)	0.002 (5.16***)
LEV	+/−	−0.046 (−12.56***)	−0.008 (−3.24***)	−0.043 (−11.54***)	−0.006 (−2.65***)
GRW	+	0.026 (14.19***)	0.040 (33.92***)	0.024 (13.22***)	0.039 (32.70***)
CFO	−	−0.638 (−94.44***)	−0.713 (−160.68***)	−0.639 (−93.29***)	−0.713 (−158.76***)
LOSS	−	−0.130 (−74.72***)	−0.062 (−54.48***)	−0.130 (−74.36***)	−0.062 (−54.18***)
ISSUE	+	−0.001 (−0.38)	0.001 (0.94)	−0.002 (−1.33)	−0.000 (−0.011)
lagTA	−	0.044 (7.44***)	0.011 (2.76***)	0.040 (6.76***)	0.010 (2.62***)
FOR	−	0.043 (6.41***)	0.024 (5.47***)	0.036 (5.60***)	0.020 (4.75***)
OWNER	+	0.036 (8.63***)	0.012 (4.31***)	0.035 (8.15***)	0.012 (4.11***)
MKT	+	0.008 (5.16***)	0.009 (8.10***)	0.008 (4.84***)	0.009 (8.15***)
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2		0.444	0.629	0.441	0.627
F−value		454.33***	965.98***	441.31***	940.03***

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음.
주2) 괄호에 보고된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t값을 나타냄.
주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준임을 나타냄(양측검증).

선행연구의 분석기간은 상대적으로 감사보수가 낮은 환경인 1999년부터 2005년까지를 분석한 반면에, 본 연구는 감사보수가 종전보다 증가된 최근 자료가 포함된 분석기간 2004년부터 2015년까지이다. 따라서 감사보수가 상대적으로 증가한 감사환경의 변화로 인해 비정상 감사보수뿐만 아니라 비정상 감사시간 모두 평균적으로 재량적 발생액과는 유의한 음(−)의 관계가 있음을 <표 5>의 결과를 통해 볼 수 있다. 이는 과거보다 최근 연도가 포함된 자료를 이용하여 분석하면 감사인의 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 효과에 보다 긍정적인 변화가 있음을 시사한다. 전반적으로, 비정상 감사보수뿐만 아니라 감사시간이 증가될수록 재량적 발생액으로 측정된 감사품질과는 평균적으로 양(+)의 관계로 나타나, 재량적 발생액으로 감사품질을 측정한 경우는 가설 1과 2 모두 지지된 결과를 얻었다. 한편, <표 5>에서 ABAF의 결과는 감사보수 수준이 높은 미국 자료를 분석한 선행연구들에서는 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간에 양(+)의 관계를 기대한 경우와는 다른 결과이다. 그러한 점에서 <표 5>의 결과는 국내와 같이 감사보수 수준이 외국과 비교할 때 상대적으로 낮은 감사환경의 경우에는 비정상 감사보수뿐 아니라 감사인의 노력인 비정상 감사시간이 높아질수록 감사품질에는 긍정적인 효과를 제공한다는 것을 보여준다.

기타 모형들에서 공통되게 유의한 결과를 보이는 통제변수는 AUDCH와 ISSUE를 제외한 BIG4, SIZE, LEV, GRW, CFO, LOSS, lagTA, FOR, OWNER, MKT 등이다. 구체적으로, BIG4, SIZE, GRW, lagTA, FOR, OWNER, MKT는 종속변수(DA, DAK)에 대해 유의한 양(+)의 관계를, LEV, CFO, LOSS는 종속변수에 대해 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 즉 Big 4 감사인이 감사한 피감기업이면, 기업규모가 클수록, 매출액 성장성이 높을수록, 전기 총발생액이 클수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 재량적 발생액 수준이 높고, 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이 높을수록, 손실이 발생한 기업이면 재량적 발생액 수준은 낮게 나타났다. 일반적인 예상과 다른 결과를 보이는 변수로는 BIG4, SIZE, lagTA, FOR 등이고,[24] LEV, GRW, CFO, LOSS, OWNER, MKT의 변수는 대체로 선행연구들의 결과

24) 한편, 일반적인 기대와 다른 부호를 가진 변수로 BIG4는 선행연구인 박종일과 최 관(2009)은 BIG4와 DAK 간에 유의한 관계가 나타나지는 않았다. 이와 달리, 최근 연도를 포함한 본 연구결과에서는 오히려 두 변수 간에 양(+)의 관계를, 즉 Big 4 감사인이 감사한 피감기업이 non−Big 4 감사인의 경우보다 재량적 발생액이 더 높게 나타나고 있어 <표 5>에서 ABAF나 ABAH의 감사품질 측정치와 비교하면 BIG4는 감사품질의 대용치로서의 내적 타당성이 낮았다. 또한 박종일과 최 관(2009)의 연구도 SIZE와 DAK 간에 양(+)의 관계로 나타나 이 결과는 선행연구와 일치한다. 그리고 박종일과 최 관(2009)은 lagTA와 DAK 간에 유의한 음(−)의 관계를 보고하였다. 이와 달리, 본 연구는 양(+)의 관계로 나타나 최근 자료의 경우는 발생액의 반전효과가 명확하지 않게 나타났다. 한편, 김문태와 이선화(2016)는 FOR와 DAK 간에 유의한 음(−)의 관계를 보고한 반면, 박종일 등(2009)은 FOR과 DA(DAK) 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고하고 있어 선행연구에서도 혼재된 증거를 보였다. 예를 들어, 박경서와 이은정(2006)은 외국자본은 장기자본의 제공을 통해 경영 안정화에 기여하고, 기업의 지배구조 및 경영투명성을 개선한다는 긍정적인 측면이 있으나, 한편으로, 투기적 자본의 성격을 띤 주체로서 기업의 성장

와 일치한다(박종일 등 2009 ; 박종일과 곽수근 2007 ; 윤순석 2001).

다음으로, 가설 1과 2와 관련하여 식(2)의 모형을 이용해 경영자의 이익조정 수단 중 실제 이익조정을 분석한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 6>에 보고하였다. <표 6>도 왼쪽에는 관심변수가 ABAF인 감사보수 표본을, 오른쪽에는 관심변수가 ABAH인 감사시간 표본의 결과를 각각 보고하였다. 모형 1과 4, 모형 2와 5는 각각 Cohen and Zarowin(2010)에서 RM의 결합 측정치인 RM1(=abPROD+abDISE)과 RM2(=abCFO+abDISE)의 결과를, 모형 3과 6은 각각 세 가지 RM을 합산한 RM3(=abCFO+abPROD+abDISE)의 결과이다. 표의 보고방식은 앞서의 경우와 동일하다.

<표 6>의 결과를 보면, F 값은 모형들 모두 유의한 값이 나타났고, 모형의 설명력($Adj.\ R^2$)의 경우 모형 1과 4는 0.049와 0.047을, 모형 2와 5는 0.083과 0.078을, 그리고 모형 3과 6은 0.092와 0.088이다.[25] 따라서 앞서 <표 5>에서 종속변수 DA(DAK)의 경우보다 설명력은 다소 낮았다.

모형 1부터 3까지에서 가설 1을 검증한 관심변수 ABAF는 통제변수가 고려된 후에도 종속변수 RM1, RM2 및 RM3에 대해 1% 이내에서 모두 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 즉 Cohen and Zarowin(2010)의 두 가지 결합 RM의 경우나 세 가지 종합 RM 측정치 모두는 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 이는 감사인이 감사보수를 통해 벌어들인 비정상인 보수 부분이 증가할수록 피감기업의 실제 이익조정 수준은 더 낮아진다는 결과이므로, 감사보수의 증가는 실제 이익조정으로 파악되는 감사품질과도 양(+)의 관계가 있음을 의미한다. 또한 모형 4부터 6까지 가설 2를 검증한 관심변수 ABAH 역시 통제변수가 고려된 후에도 종속변수 RM1, RM2 및 RM3에 대해 1% 이내에서 모두 유의한 음(−)의 값을 보이고 있다. 이는 감사인이 피감기업에 추가로 감사시간을 투입할수록 실제 이익조정 수준 역시 낮다는 결과이므로, 앞서 비정상 감사보수뿐만 아니라 비정상 감사시간의 증가도 감사품질과 양(+)의 관계가 있음을 나타낸다. 특히, <표 6>에서 비정상 감사보수(비정상 감사시간)와 실제 이익조정 간에 음(−)의 관계는 앞서 비정상 감사보수(비정상 감사시간)와 재량적 발생액 간에 음(−)의 관계보다 더 뚜렷한 결과가 관찰되고 있음을 볼 수 있다. 따라서 실제 이익조정으로 감사품질을 파악한 경우에도 가설 1과 2는 지지된 결과를 보였다. 한편, 전자인 ABAF의 결과는 분석기간 1999년부터 2009년까지 자료를 분석한 박정호(2012)와 일치하나,[26] ABAH와 RM 간의 결과는 앞서 선행연구에서도 분석되지 않았던 새로운 발견이다.

성을 저해하는 부정적인 측면 역시 존재한다고 주장한다.

25) 식(2)에 대해서도 다중공선성을 확인해 본 결과, <표 6>의 모형 중 VIF 값이 가장 높은 변수는 모형 1부터 3까지 모두 SIZE에서 2.204를, 모형 4부터 6까지도 SIZE에서 2.165로 같게 나타났다. 이러한 결과는 설명변수 간의 다중공선성 문제가 심각하지는 않음을 알 수 있다.

26) 박정호(2012)에서 ABAF와 RM1, RM2, RM3 간의 각 관계는 모두 5% 수준에서 유의한 결과를 보고하였고, 특히 t 값이 2를 조금 넘는 수준이었다. 이와 달리, <표 6>의 경우 선행연구보다 최근 연도 자료로 분석하면 ABAF와 RM1, RM2, RM3 간 모두는 1% 수준에서, 또한 t 값 역시 8~11 사이로 3배 이상 높아 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간의 음(−)의 관계는 최근 들어 더 강화되었음을 의미한다.

〈표 6〉 비정상 감사보수 및 감사시간과 실제 이익조정 간의 회귀분석 결과

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \textbf{ABAF(or ABAH)}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 NI_t + \beta_8 ISSUE_t + \beta_9 FOR_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variable	pred. sign	종속변수=RM					
		감사보수 표본 (N=15,912)			감사시간 표본 (N=15,652)		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		RM1	RM2	RM3	RM1	RM2	RM3
Intercept	?	−0.074 (−1.66*)	−0.006 (−0.20)	−0.029 (−0.58)	−0.066 (−1.48)	0.005 (0.16)	−0.014 (−0.28)
ABAF	−	**−0.068 (−8.75***)**	**−0.056 (−10.98***)**	**−0.078 (−9.19***)**	—	—	—
ABAH	−	—	—	—	**−0.052 (−7.55***)**	**−0.034 (−7.46***)**	**−0.053 (−6.99***)**
BIG4	−	−0.041 (−8.48***)	−0.028 (−8.82***)	−0.045 (−8.37***)	−0.042 (−8.47***)	−0.029 (−8.71***)	−0.045 (−8.29***)
AUDCH	+	−0.009 (−1.43)	−0.006 (−1.39)	−0.011 (−1.723)*	−0.006 (−1.00)	−0.004 (−0.95)	−0.008 (−1.27)
SIZE	−	0.008 (3.52***)	0.003 (2.15**)	0.006 (2.27**)	0.007 (3.22***)	0.003 (1.71*)	0.005 (1.85*)
LEV	+	0.056 (4.49***)	0.035 (4.18***)	0.109 (7.88***)	0.057 (4.48***)	0.036 (4.31***)	0.111 (7.96***)
GRW	+	−0.028 (−4.51***)	−0.027 (−6.57***)	0.002 (0.28)	−0.031 (−4.96***)	−0.031 (−7.35***)	−0.002 (−0.33)
NI	−	−0.294 (−13.37***)	−0.326 (−22.28***)	−0.614 (−25.39***)	−0.291 (−13.15***)	−0.321 (−21.74***)	−0.607 (−24.91***)
ISSUE	+	−0.027 (−5.02***)	−0.010 (−2.88***)	−0.020 (−3.34***)	−0.029 (−5.19***)	−0.012 (−3.21***)	−0.022 (−3.60***)
FOR	−	−0.271 (−11.79***)	−0.195 (−12.81***)	−0.320 (−12.70***)	−0.249 (−11.44***)	−0.181 (−12.50***)	−0.296 (−12.37***)
OWNER	+	0.048 (3.39***)	0.039 (4.10***)	0.055 (3.47***)	0.053 (3.62***)	0.039 (4.04***)	0.057 (3.54***)
MKT	+	−0.001 (−0.15)	−0.011 (−3.07***)	−0.014 (−2.24**)	−0.004 (−0.63)	−0.013 (−3.46***)	−0.017 (−2.68***)
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2		0.049	0.083	0.092	0.047	0.078	0.088
F −value		32.57***	56.13***	62.84***	30.67***	51.76***	59.18***

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음.

주2) 괄호에 보고된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준임을 나타냄(양측검증).

모형들에서 기타 통제변수와 RM 간에 유의한 관계를 보이는 변수는 AUDCH를 제외한 BIG4, SIZE, LEV, GRW, NI, ISSUE, FOR, OWNER, MKT 등이다. 구체적으로, SIZE, LEV, OWNER는 종속변수(RM)에 대해 대체로 유의한 양(+)의 관계를, BIG4, GRW, NI, ISSUE, FOR, MKT는 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 즉 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 실제 이익조정 수준이 높은 반면, Big 4 감사인이 감사한 피감기업이면, 매출액 성장성이 높을수록, 당기순이익이 높을수록, 유상증자를 실시한 기업이면, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 실제 이익조정 수준이 낮은 것으로 나타났다. 일반적인 기대와 다른 경우는 SIZE, GRW, ISSUE, MKT 변수이고,[27] BIG, LEV, NI, FOR, OWNER 변수는 대체로 기대와 일치한다.[28]

또한 본 연구는 앞서의 두 가지 또는 세 가지 RM 측정치의 결과 외에도 Roychowdhury(2006)에서 제안된 RM의 각 구성요소와 ABAF 또는 ABAH 간의 관계를 회귀분석을 수행한 결과는 <표 7>에 보고하였다. 표 보고방식은 앞서와 동일하다. 다만, 지면관계상 관심변수를 중심으로 요약된 표를 작성하여 보고하였다.

<표 7>을 보면, 모형 1부터 3까지 가설 1을 검증한 관심변수 ABAF는 통제변수가 고려된 후에도 종속변수 abCFO, abPROD, abDISE에 대해 1% 이내에서 모두 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 또한 모형 4부터 6까지 가설 2를 검증한 관심변수 ABAH는 종속변수(abCFO, abPROD, abDISE)에 대해 모두 음(−)의 값이나, abPROD와 abDISE만 1% 이내에서 유의한 값을 보이고 있다. 관심변수가 ABAH의 경우 abCFO를 제외하면 대체로 ABAF와 일치하는 결과이다. 다만, 비정상 감사시간의 경우 비정상 감사보수와 달리 감사인의 추가 감사노력이 증가되더라도 상대적으로 외생적으로 결정되는 수익 측면의 비정상 영업현금흐름을 통한 경영자의 이익조정 수단의 억제효과는 나타나지는 않았다. 이는 비정상 감사보수와 감사시간으로 측정된 감사품질의 경

27) 한편, 일반적인 기대부호와 다른 결과를 보이는 변수는 SIZE로 선행연구인 박정호(2012)는 감사보수 표본을 이용한 경우에서 모형에 따라 차이는 있으나, SIZE와 RM 간에 대체로 음(−)의 결과를 보고하였다. 이와 달리, 본 연구결과는 감사보수 및 감사시간 표본 모두 두 변수 간에 양(+)의 관계로 나타나 기업규모가 클수록 실제 이익조정 수준이 높게 나타났다. 반면, 선행연구 중 이아영 등(2012)은 SIZE와 abCFO 간에 양(+)의 관계를, SIZE와 abPROD 간에 음(−)의 관계를, 그러나 SIZE와 abDISE 간에는 유의한 관계가 나타나지 않았다. ISSUE와 RM 간의 관계는 선행연구(Cohen and Zarowin 2010 ; 강선아와 전성빈 2010)와 달리, 본 연구는 모두 유의한 음(−)의 관계로 나타나 검증결과에 차이를 보인다. 한편, MKT는 유가증권기업이 코스닥기업보다 실제 이익조정 수준이 더 높게 나타나고 있다. 이와 관련하여 이아영 등(2012)은 MKT와 abCFO 간에 양(+)의 관계를, MKT와 abPROD 간에는 음(−)의 관계를, 또한 MKT와 abDISE 간에는 유의한 관계가 나타나지 않아 RM의 구성요소에 따라 결과가 달랐다.

28) 예를 들어, 박정호(2012) 및 Chi et al.(2012)은 BIG4와 RM 간에 양(+)의 관계를, 또한 박정호(2012)는 LEV와 RM 간에 양(+)의 관계를, GRW와 RM 간에 음(−)의 관계를 보고하였다. NI와 RM 간의 관계는 Roychowdhury(2006), 김성혜 등(2012) 및 김지홍 등(2008)의 연구도 두 변수 간 유의한 음(−)의 관계를 보고하였다. 그리고 김성혜 등(2012)은 FOR과 RM 간에 음(−)의 관계를 보고하였다.

우 외생적으로 결정되는 매출과 관련된 수익 측면 보다는 경영의사결정 과정에서 내생적으로 결정되는 비용 측면의 실제 이익조정을 억제하는데 더 효과적인 결과로 나타나고 있다.

〈표 7〉 비정상 감사보수 및 감사시간과 실제 이익조정의 구성요소 간의 회귀분석 결과

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \textbf{ABAF(or ABAH)}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 NI_t + \beta_8 ISSUE_t + \beta_9 FOR_t + \beta_{10} OWNER_t + \beta_{11} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variable	pred. sign	종속변수=RM					
		감사보수 표본 (N=15,912)			감사시간 표본 (N=15,652)		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		abCFO	abPROD	abDISE	abCFO	abPROD	abDISE
ABAF	−	**−0.011 (−4.17***)**	**−0.022 (−5.40***)**	**−0.046 (−10.42***)**	—	—	—
ABAH	−	—	—	—	**−0.002 (−0.74)**	**−0.017 (−5.08***)**	**−0.031 (−8.31***)**
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음.
주2) 괄호에 보고된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.
주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준임을 나타냄(양측검증).

이상의 가설 1과 2의 결과를 종합하면, 보다 최근 상장기업의 자료를 이용하여 분석하면 선행연구(박종일과 최 관 2009)와 달리, 비정상 감사보수뿐 아니라 비정상 감사시간 모두는 재량적 발생액과 평균적으로 유의적인 음(−)의 관계로 나타났다. 또한 선행연구(박정호 2012)의 결과와 같이 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에도 평균적으로 유의적인 음(−)의 관계로 나타났으며, 추가로 선행연구에서 분석되지 않았던 비정상 감사시간과 실제 이익조정 간에도 음(−)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 정상 수준보다 높은 감사보수뿐만 아니라 감사투입시간의 경우에도 경영자의 두 이익조정 수단 모두 억제되는 것으로 나타나 감사보수나 감사시간은 이익조정으로 측정된 감사품질과 양(+)의 관련성이 있음을 의미한다. 이러한 본 연구의 발견은 감사인의 비정상 감사보수가 클수록 또는 비정상 감사시간이 많이 투입될수록 기회주의적인 재량적 발생액을 통한 이익조정뿐만 아니라 실물거래활동을 통한 이익조정 수준 역시 더 낮다는 유용한 정보를 제공한다. 또한 본 연구결과는 평균적으로 감사인의 비정상 감사보수 또는 비정상 감사시간이 높을 때 피감기업의 이익의 질이 더 높다는 측면에서 보면, 감사보수 및 감사시간 모두는 감사품질의 대용치(proxy)로 적합성이 있음을 실증적인 증거(empirical evidence)로서 보여주고 있다.

4. 보조가설(H1－1, H1－2, H2－1, H2－2)에 대한 분석결과

앞서 <표 5>부터 <표 7>까지는 비정상 감사보수(ABAF) 또는 비정상 감사시간(ABAH)의 측정치 자체와 경영자의 이익조정 수단(DA 및 RM) 간의 평균적인 관계를 중심으로 살펴보았다. 본 절에서는 Eshleman and Guo(2014) 및 최 관 등(2015)의 방법을 준용하여 비정상 낮은 감사보수(비정상 낮은 감사시간)와 비정상 높은 감사보수(비정상 높은 감사시간)를 가설 검증에 이용한 분석을 수행하고자 한다. 이러한 분석을 통해서 앞서의 ABAF 또는 ABAH와 DA 또는 RM 간에 각 음(－)의 관계가 비정상 낮은 감사보수(감사시간)에 기인한 것인지, 아니면 비정상 높은 감사보수(감사시간)에 기인한 것인지, 아니면 이들 모두에 기인된 것인지를 살펴보기 위함이다.

보조가설인 H1－1, H1－2, H2－1, H2－2와 관련해서 경영자의 이익조정 수단 중 재량적 발생액을 종속변수로 한 식(3)의 모형을 이용하여 다변량 회귀분석을 수행한 결과는 <표 8>에 보고하였다. 관심변수 LOW는 ABAF(ABAH)를 기준으로 4분위수로 나눈 후 가장 낮은 4분위 구간에 속하면 1 아니면 0인 지시변수이고, 관심변수 HIGH는 ABAF(ABAH)를 기준으로 4분위수로 나눈 후 가장 높은 1분위 구간에 속하면 1 아니면 0인 지시변수이다. <표 8>에서 통제변수의 결과는 앞서 <표 5>와 대체로 일치된 결과로 나타나 지면상 관심변수를 중심으로 보고하였다.

〈표 8〉 비정상 감사보수 및 감사시간과 재량적 발생액 간의 회귀분석 결과 : HIGH와 LOW

$$DA_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{LOW}_t + \beta_2 \mathbf{HIGH}_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 AUDCH_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 CFO_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} ISSUE_t + \beta_{11} lagTA_t + \beta_{12} FOR_t + \beta_{13} OWNER_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

Variable	pred. sign	종속변수=DA			
		감사보수 표본 (N=15,912)		감사시간 표본 (N=15,652)	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		DA	DAK	DA	DAK
LOW	＋	**0.004 (2.57**)**	**0.004 (3.66***)**	**0.003 (2.10**)**	**0.002 (2.20**)**
HIGH	－	**0.001 (0.33)**	**0.001 (0.82)**	**0.001 (0.41)**	**0.001 (0.51)**
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음.
주2) 괄호에 보고된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.
주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준임을 나타냄(양측검증).

<표 8>의 결과를 보면, 감사보수 표본에서 관심변수 LOW는 종속변수 DA와 DAK에 대해 각각 5%와 1%에서 유의한 양(+)의 값을, 이와 달리 관심변수 HIGH는 DA와 DAK에 대해 모두 통계적으로 유의한 값이 나타나지는 않았다. 이와 유사하게, 감사시간 표본도 관심변수 LOW는 DA와 DAK에 대해 모두 5%에서 유의한 양(+)의 값을, 반면 관심변수 HIGH는 DA와 DAK에 대해 모두 통계적으로 유의한 계수 값이 나타나지 않았다. 즉 앞서 <표 5>의 결과가 주로 HIGH에 기인한 것이라기보다는 LOW에 기인된 것임을 알 수 있다. 이는 <표 5>의 경우 감사보수 표본과 감사시간 표본 모두 감사인의 감사보수가 정상 수준보다 낮거나, 또는 감사시간의 투입이 정상 수준보다 낮을 때 피감기업의 재량적 발생액이 높게 나타난 결과였다. 한편으로, 앞서의 결과는 감사인의 감사보수가 정상 수준보다 높거나, 또는 감사시간의 투입이 정상 수준보다 높다고 하여, 피감기업의 재량적 발생액 수준이 유의하게 낮아지는 것은 아닌 것으로 나타났다. 따라서 <표 8>는 국내 상장기업들에 대해 감사하는 감사인의 경우 정상 수준 이상의 감사보수나 감사시간보다는 정상 수준 이하의 감사보수나 감사시간이 감사품질과 음(−)의 관계를 가지고 있어서 앞서 <표 5>에서 ABAF 또는 ABAH와 재량적 발생액(DA, DAK) 간에 평균적으로 유의한 음(−)의 관계가 관찰된 것임을 보여준다. 그러한 점에서 이 결과는 국내 감사환경에서는 정상 수준 이상의 감사보수와 감사시간의 투입이 감사품질을 제고하기 보다는 상대적으로 정상 수준 이하의 감사보수와 감사시간의 투입이 감사품질을 저해한다는 것을 시사해 준다. 따라서 재량적 발생액으로 측정된 감사품질의 경우 보조가설 H1−1과 H2−1은 지지된 반면에, H1−2와 H2−2는 지지된 결과를 보이지 않았다. 한편, LOW와 DA(DAK) 간에만 양(+)의 관계가 있고, HIGH와 DA(DAK) 간에 유의한 관계가 관찰되지 않은 결과는 국내 상장기업들의 경우 감사보수뿐 아니라 감사시간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질 간에는 비선형성의 관계(nonlinear relation)가 존재한다는 것을 시사해 준다.

다음으로, 경영자의 이익조정 수단 중 실제 이익조정을 종속변수로 한 식(4)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 9>와 같다. 또한 <표 10>에는 Roychowdhury(2006)의 세 가지 RM의 구성요소에 대한 분석결과를 보고하였다. 표의 보고방식은 앞서의 경우와 유사하다.

<표 9>의 결과를 먼저 살펴보면, 감사보수 표본과 감사시간의 표본 모두 관심변수 LOW는 종속변수 RM1, RM2, RM3 모두에 대해 1% 이내에서 유의한 양(+)의 값을, 반면 또 다른 관심변수 HIGH는 종속변수 모두에 대해 1% 및 5%에서 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 이러한 측면에서 볼 때 앞서 <표 6>의 주된 결과는 LOW와 HIGH 모두에 기인된 것임을 알 수 있다. 따라서 앞서 <표 8>의 결과와 달리, <표 9>의 결과는 LOW뿐 아니라 HIGH에 대해서도 모두 종속변수 RM에 대해 각각 유의적인 양(+)과 음(−)의 관계를 보인다. 이는 감사보수(감사시간)가 정상 수준 이하에서는 실제 이익조정으로 측정된 감사품질이 낮지만, 정상 수준 이상일 때는 감사품질이 높게 나타나 정상 수준 이상의 감사보수의 지급이나 감사투입시간은 감사품질을 향상시키고, 정상 수준 이하의 감사보수의 지급이나 감사투입시간은 감사품질을 훼손시키는 것으로 나타났다.

〈표 9〉 비정상 감사보수 및 감사시간과 실제 이익조정 간의 회귀분석 결과 : HIGH와 LOW

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{LOW}_t + \beta_2 \mathbf{HIGH}_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 AUDCH_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 NI_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} FOR_t + \beta_{11} OWNER_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (4)$$

Variable	pred. sign	종속변수=RM					
		감사보수 표본 (N=15,912)			감사시간 표본 (N=15,652)		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		RM1	RM2	RM3	RM1	RM2	RM3
LOW	+	**0.020 (3.73***)**	**0.020 (5.46***)**	**0.026 (4.36***)**	**0.024 (4.33***)**	**0.016 (4.27***)**	**0.026 (4.27***)**
HIGH	−	**−0.029 (−5.27***)**	**−0.020 (−5.44***)**	**−0.030 (−4.98***)**	**−0.017 (−3.18***)**	**−0.009 (−2.59***)**	**−0.014 (−2.37**)**
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음.
주2) 괄호에 보고된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.
주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준임을 나타냄(양측검증).

즉 RM의 경우에는 DA와 비교할 때 정상 수준 이상에서 차이를 보인다. 또한 앞서와 달리, 감사보수뿐 아니라 감사시간과 실제 이익조정으로 측정된 감사품질 간에는 선형성(linearity)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 전반적으로 실제 이익조정으로 측정한 감사품질의 경우 보조가설 H1−1, H2−1뿐만 아니라 H1−2, H2−2 모두 지지된 결과를 보였다.

〈표 10〉 비정상 감사보수 및 감사시간과 실제 이익조정의 구성 간의 회귀분석 결과 : HIGH와 LOW

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{LOW}_t + \beta_2 \mathbf{HIGH}_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 AUDCH_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 GRW_t + \beta_8 NI_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} FOR_t + \beta_{11} OWNER_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (4)$$

Variable	pred. sign	종속변수=RM					
		감사보수 표본 (N=15,912)			감사시간 표본 (N=15,652)		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		abCFO	abPROD	abDISE	abCFO	abPROD	abDISE
LOW	+	**0.006 (3.27***)**	**0.006 (2.23**)**	**0.014 (4.50***)**	**0.002 (1.13)**	**0.010 (3.58***)**	**0.014 (4.34***)**
HIGH	−	**−0.001 (−0.62)**	**−0.010 (−3.57***)**	**−0.019 (−5.99***)**	**0.003 (1.77*)**	**−0.005 (−1.71*)**	**−0.013 (−4.02***)**
Control variables	?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

주1) 변수의 정의는 <표 3>에 보고된 하단과 같음.
주2) 괄호에 보고된 수치는 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.
주3) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준임을 나타냄(양측검증).

<표 10>의 결과를 보면, 감사보수 표본에서 관심변수 LOW는 종속변수인 abCFO, abPROD, abDISE 모두에 대해 유의한 양(+)의 값을, 감사시간 표본에서 LOW는 abCFO를 제외한 abPROD와 abDISE에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 또한 감사보수 표본에서 HIGH는 abCFO를 제외한 abPROD, abDISE에 대해 유의한 음(−)의 값을, 반면에 감사시간 표본에서 HIGH는 abCFO를 제외한 abPROD, abDISE에 대해 유의한 음(−)의 값이 나타났다. LOW에서 모형 4와 HIGH에서 모형 1은 통계적으로 유의하지 않으나, 방향은 일치하였다. 따라서 전반적으로 두 가지 결합 RM이나 세 가지 종합 RM뿐만 아니라 RM의 각 구성요소에도 대체로 일치하는 결과를 보이고 있다. 다만, 비용 측면인 abPROD와 abDISE의 경우와 달리 수익 측면인 abCFO의 경우는 감사보수와 감사시간과의 관계에서 다소 다른 결과를 보인다.

이상의 보조가설의 결과를 종합하면, 감사보수 및 감사시간 표본 모두 감사인의 정상 수준보다 낮은 감사보수나 감사시간의 경우 재량적 발생액을 높이는 반면, 정상 수준보다 높은 감사보수나 감사시간의 경우 재량적 발생액에 대해 유의한 결과가 나타나지는 않았다. 이와 달리, 정상 수준보다 낮은 감사보수나 감사시간의 경우 실제 이익조정을 높이며, 또한 정상 수준보다 높은 감사보수나 감사시간의 경우는 실제 이익조정을 낮추는 것으로 나타났다. 즉 정상 수준보다 높은 감사보수나 감사시간은 재량적 발생액을 억제하는 효과보다는 실제 이익조정의 경우에서 더 감사품질의 효과성이 높은 것으로 나타났다. 하지만 비정상 낮은 감사보수나 감사시간은 재량적 발생액 및 실제 이익조정 모두를 높이는 것으로 나타나 앞서의 비정상 높은 감사보수와 감사시간과 비교해 국내 상장기업들에서 감사품질을 저해하는 원인으로 작용하고 있음을 본 연구결과는 보여준다. 따라서 자본시장에 제공되는 회계정보에 대하여 양질의 재무보고에 관심이 있는 규제기관이나 정책당국에서는 감사인의 감사보수와 감사시간과 관련해서 정상 수준 이상보다는 정상 수준 이하의 감사보수의 지급이나 감사인의 감사투입시간에 대해 보다 중점을 둔 감시·감독이 필요함을 본 연구결과는 시사해 주고 있다.

5. 민감도 분석결과

본 절은 민감도(sensitivity) 분석의 일환으로 앞서 주된 분석결과인 <표 5>, <표 6>, <표 8> 및 <표 9>에 대하여 개별기업 수준(firm level)에서 군집성이 통제된 Cluster standard errors regression을 추가로 살펴보았다. 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았으나, 분석결과에 따르면 <표 5>의 경우 모형 1부터 4까지 관심변수(ABAF 또는 ABAH)는 모두 음(−)의 값을 보였으나, 모형 2만 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, <표 6>의 경우 모형 1부터 6까지 관심변수 모두는 통계적으로 유의한 음(−)의 계수 값으로 나타났다. 한편, 더미변수를 이용한 <표 8>의 경우 모형 1부터 4까지 관심변수 LOW는 유의적인 양(+)의 값이 나타났으나, 관심변수 HIGH는 유의한 값이 나타나지 않았다. <표 9>에서 LOW는 모형 1부터 6까지 유의한 양(+)의 값을, HIGH는

모형 1부터 4까지 유의한 양(+)의 값이 나타나 개별기업 수준에서 군집성을 통제한 Cluster 검증방법에서도 앞서 보고된 <표 6>, <표 8> 및 <표 9>의 경우는 전반적으로 일치된 결과로 나타났다. 다만, <표 5>에서만 제한된 증거(limited evidence)를 보였다.

본 절의 두 번째 민감도 분석은 앞서 주된 분석인 <표 5>, <표 6>, <표 8> 및 <표 9>의 결과들에 대하여 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 차별적 반응이 있는지를 추가로 살펴보았다. 지면관계상 별도의 표로 제시하지는 않았으나, 분석결과에 따르면 <표 5>에서 IFRS 도입 이전기간(2004년~2010년)의 경우 모형 3만 관심변수 ABAH가 통계적으로 유의한 음(−)의 값이 나타났고, IFRS 도입 이후기간(2011년~2015년)의 경우 모형 1과 2만 관심변수 ABAF가 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 반면, <표 6>의 경우 IFRS 도입 전후기간 모두에서 관심변수(ABAF 또는 ABAH)는 모형 1부터 6까지 통계적으로 유의적인 음(−)의 값이 나타났다. 한편, 더미변수로 분석한 <표 8>의 경우 IFRS 도입 이전기간은 모형 3에서 LOW만 유의한 양(+)의 값을, IFRS 도입 이후기간은 모형 1, 2 및 4에서 LOW만 유의한 양(+)의 값을, 그러나 HIGH는 IFRS 도입 전후기간에 관계없이 모두 유의한 값이 나타나지 않았다. <표 9>의 경우 IFRS 도입 이전기간에서 LOW는 모형 1부터 6까지 모두 유의한 양(+)의 결과를, HIGH는 모형 1부터 6까지 모두 유의한 음(−)의 결과로 나타났다. 반면, IFRS 도입 이후기간에서 LOW는 감사시간 표본에서 모형 4부터 6까지만 유의한 양(+)의 결과를, HIGH는 감사보수 표본에서 모형 1부터 3까지만 유의한 음(−)의 결과로 나타났다.

이상의 결과는 IFRS 도입 전후기간에 따라 차별적 반응을 보이는 경우는 주로 <표 5>, <표 8> 및 <표 9>의 결과이다. 특히 종속변수가 DA인 <표 5>와 <표 8>의 결과는 IFRS 도입 이전보다 이후기간에서 더 뚜렷한 반응을 보였고, 종속변수가 RM의 경우 관심변수가 연속변수인 <표 6>은 IFRS 도입 전후기간에 따라 별다른 차별적 반응이 관찰되지 않았다. 반면, 더미변수를 이용한 결과인 <표 9>에서는 IFRS 도입 이전기간은 앞서 전체표본의 결과와 일치된 결과를 보였으나, IFRS 도입 이후기간에서 LOW는 감사시간 표본에서 주로 양(+)의 결과를, HIGH는 감사보수 표본에서 주로 음(−)의 결과로 나타나 IFRS 도입 이전과 비교해 이후기간에서는 감사보수 및 감사시간이 RM에 미치는 효과에 차별적인 반응이 관찰되었다. 구체적으로는 IFRS 도입 이전기간의 경우 감사보수 및 감사시간 표본에 상관없이 LOW는 양(+)의 결과를, HIGH는 음(−)의 결과를 보이고 있으나, 이와 비교해 IFRS 도입 이후기간에서는 감사보수가 정상수준 이상일 때만 실제 이익조정으로 측정된 감사품질이 높게 나타난 반면, 감사시간이 정상수준 이하일 때만 실제 이익조정으로 측정된 감사품질이 낮게 나타나 IFRS 이후기간에는 감사보수 및 감사시간의 고저에 따라 그 효과성에 차이를 보였다.

Ⅴ. 결 론

본 연구는 선행연구보다 최근 상장기업 자료를 이용하여 비정상 감사보수나 감사시간이 이익조정으로 파악되는 감사품질에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 재분석하였다. 특히, 본 연구는 경영자의 기회주의적 이익조정 수단인 재량적 발생액과 실제 이익조정을 중심으로 살펴보았다. 국외의 경우는 높은 감사보수가 감사인의 독립성을 훼손한다는 것이 학계의 주된 논쟁거리라면 국내 경우에는 상대적으로 낮은 감사보수가 감사품질을 훼손시킨다는 것이 그동안 실무계나 학계 및 규제당국 모두에서 주된 논점 중 하나로 자리하고 있다. 따라서 본 연구는 비정상 낮은 감사보수나 감사시간 또는 비정상 높은 감사보수나 감사시간의 경우 감사품질에는 어떤 차별적인 영향을 미치는지에 대해서도 알아보았다.

이를 위하여 본 연구는 재량적 발생액은 Dechow et al.(1995)과 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용하였고, 실제 이익조정은 Roychowdhury(2006)의 모형에 따라 추정한 후 Cohen and Zarowin(2010)의 두 가지 결합 RM과 세 가지를 종합 RM, 그리고 세 가지 개별 RM 측정치를 이용하였다. 또한 비정상 감사보수나 감사시간은 선행연구의 방법과 같이 감사보수(감사시간) 결정모형을 통해 추정된 잔차를 이용하였다. 분석기간 2004년부터 2015년까지의 상장기업을 대상으로 감사보수(감사시간)의 최종표본으로 15,912개(15,652개) 기업/연 자료가 이용되었다.

본 연구의 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익조정에 영향을 주는 일정 통제변수가 고려된 후에도 비정상 감사보수는 재량적 발생액에 대해 유의한 음(−)의 관계를, 비정상 감사시간도 재량적 발생액에 대해 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 또한 실제 이익조정으로 분석하면 비정상 감사보수나 감사시간의 결과는 앞서보다 더 뚜렷하게 음(−)의 관계로 나타났다. 둘째, 비정상 낮은 감사보수(감사시간)의 경우 재량적 발생액이 높게 나타났다. 그러나 비정상 높은 감사보수(감사시간)의 경우는 재량적 발생액에 대해 유의한 관계가 나타나지는 않았다. 반면, 비정상 낮은 감사보수 및 감사시간의 경우는 실제 이익조정이 높게 나타났고, 비정상 높은 감사보수 및 감사시간의 경우는 실제 이익조정이 낮게 나타났다. 이러한 결과는 비정상 감사보수(비정상 감사시간)와 재량적 발생액 간에 평균적인 음(−)의 관계가 주로 비정상 낮은 감사보수(감사시간)에 기인한 반면에, 비정상 감사보수(비정상 감사시간)와 실제 이익조정 간에 평균적인 음(−)의 관계는 비정상 낮은 감사보수(감사시간)와 비정상 높은 감사보수(감사시간) 모두에 기인한 것임을 나타낸다.

이상을 종합하면, 국내 상장기업들에서 감사인이 정상 수준보다 낮은 감사보수나 감사시간의 투입은 피감기업의 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두를 증가시킨다는 점에서 감사품질을 훼손하는 것으로 나타났다. 반면, 비정상 높은 감사보수나 감사시간의 경우는 재량적 발생액을 억제한다는 결과는 나타나지 않았으나, 실제 이익조정에 대해 유의한 음(−)의 관계로 나타나 실제 이익조정으로 파악된 감사품질은 그 효과성이 있는 것으로 나타났다.

본 연구결과는 다음과 같은 측면에서 추가적인 시사점과 공헌을 할 것으로 기대된다. 첫째, 본 연구는 감사보수나 감사시간 모두 정상 수준보다 낮을 때 기업은 재량적 발생액뿐 아니라 장기적으로 기업가치를 훼손하는 실제 이익조정을 더 높인다는 것을 보여주었다는데 의미가 있다. 이러한 결과는 최근 화두가 되고 있는 최저 감사보수 또는 표준 감사시간 설정의 실증적 근거를 제공하고 있는 것이므로 감사인의 감사품질 및 상장기업들에서 이익의 질 제고에 관심 있는 실무계와 학계 및 규제당국과 정책입안자들에게 유익한 정책적 시사점을 제공한다. 예를 들어, 사업보고서와 감사보고서에 공시되는 감사보수나 감사시간이 적정 수준에 미달되는 경우에는 감사품질이 훼손될 가능성이 높으므로, 자본시장의 이해관계자들에게 더 양질의 회계정보를 제공하기 위해서는 이들 기업에 대한 집중된 모니터링을 통해서 관리할 필요가 있음을 본 연구결과는 시사해 준다. 또한 이러한 결과는 사업보고서와 감사보고서에 공시된 감사보수와 감사시간을 통해 상대적으로 낮은 감사보수나 감사시간이 보고된 기업들의 경우는 이익의 질과 관련한 정보위험이 높다는 점에서 투자자들도 투자의사결정을 수행할 때 이를 반영할 필요가 있음을 시사한다. 둘째, 본 연구결과에서는 국내 상장기업들의 경우 비정상 감사보수나 감사시간과 재량적 발생액 간의 관계는 비선형성의 관계가 있는 반면, 비정상 감사보수나 감사시간과 실제 이익조정 간에는 선형성 관계로 나타났다. 이런 실증적 정보는 학계의 관련연구에도 추가적인 새로운(novel) 증거를 제공한다. 특히, 비정상 낮은 감사보수(감사시간)와 비정상 높은 감사보수(감사시간)가 재량적 발생액 또는 실제 이익조정에 어떤 차별적인 영향을 미치는지를 비교하여 보여준 결과는 관련연구에도 새로운 증거를 제공할 것으로 기대된다. 마지막으로, 과거 자료를 분석한 박종일과 최 관(2009)의 연구결과와 달리, 또한 감사환경이 다른 국외 연구들의 결과(Asthana and Boone 2012 ; Choi et al. 2010 ; Coulton et al. 2007 ; Hoitash et al. 2007 ; Kinney and Libby 2002 등)와 달리, 본 연구에서 비정상 감사보수나 감사시간 모두와 재량적 발생액 또는 실제 이익조정 간에 평균적으로 음(−)의 관계가 있음을 보여준 결과는 감사보수뿐 아니라 감사시간 모두 감사품질의 대용치(proxy)로 적합성이 있음을 실증적인 증거(empirical evidence)로서 제시해 주고 있다는 점에서 의미가 있다.

이상의 관련연구에 대한 추가적인 공헌과 시사점을 제공하지만, 한편으로 본 연구는 다음과 같은 분석상의 한계가 있다. 첫째, 분석에 이용된 모형에서 생략된 변수의 문제는 남아 있다. 둘째, 비정상 감사보수나 감사시간 및 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두는 추정과정이 불가피하게 수반되기 때문에 추정오차의 문제가 있을 수 있다. 이러한 분석상의 한계는 본 연구의 결과를 해석할 때 고려될 필요가 있다. 하지만 이와 같은 사항은 실증적 분석을 다룬 연구들에서도 공통되게 나타나는 한계일 수는 있다.

참고문헌

강선아 · 전성빈. 2010. “Consequences of real activity based earnings management : Evidence of seasoned equity firms in Korea”. 경영학연구 제39권 제3호 : 595－632.

곽수근 · 박종일. 2010. “유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교분석”. 회계저널 제19권 제4호 : 197－230.

권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95－137.

권수영 · 김문철. 2001. “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석”. 회계학연구 제26권 제2호 : 115－143.

권수영 · 신현걸 · 정재연. 2006. “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제4호 : 175－201.

김문철 · 전영순 · 이정엽. 2013. “내부자거래와 이익조정”. 회계학연구 제35권 제4호 : 1－37.

김문태 · 이선화. 2016. “국민연금투자가 경영자의 이익조정과 배당정책에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제2호 : 537－556.

김성혜 · 이아영 · 전성빈. 2012. “외국인투자자의 특성과 실제이익조정 : 외국인대주주의 역할을 중심으로”. 회계학연구 제41권 제2호 : 167－211.

김유찬 · 김윤식. 2011. “기업지배구조가 실물활동에 기반을 둔 이익조정에 미치는 효과”. 경영학연구 제40권 제1호 : 1－28.

김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. “적자 회피 및 이익 평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널 제17권 제4호 : 31－63.

김지홍 · 배지헌 · 고재민. 2009. “실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31－70.

김현표 · 전경민 · 신영직. 2016. “배당, 지배구조와 이익조정에 관한 연구”. 회계학연구 제41권 제2호 : 39－86.

류승우 · 이종천 · 김응길 · 한승수. 2015. “감사시간과 내부심리시간이 감사품질(재량적 발생액)에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제4호 : 213－246.

박경서 · 이은정. 2006. “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향”. 금융연구 제20권 제2호 : 73－113.

박정호. 2012. “비정상 감사보수가 실제 이익조정에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 83－112.

박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135－172.

박종일. 2015. “IFRS 도입이 실제 이익조정에 미친 영향”. 세무와회계저널 제16권 제5호 : 65－110.

박종일 · 곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46권 : 191－226.

박종일 · 전규안 · 최종학 · 박찬웅. 2009. “대주주 및 외국인 주주의 이익조정과 대형 감사인의 역할”. 회계정보연구 제27권 제1호 : 201－229.

박종일 · 박정호 2013. “비정상 감사보수와 이익조정 : 비상장기업을 중심으로”. 세무와회계저널 제14권 제3호 : 73－121.

박종일 · 박찬웅. 2007. “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제45권 : 119－159.

박종일 · 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 257－293.

윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 경영학연구 제29권 제1호 : 57－85.

이아영 · 전성빈 · 김성혜. 2012. “지배주주의 지분구조와 실제이익조정－소유권과 소유지배괴리도를 중심으로”. 회계학연구 제37권 제1호 : 157－189.

이창섭 · 최우석 · 배성호. 2012. “실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수”. 경영학연구 제41권 제1호 : 757－787.

전규안 · 김이배 · 조문기. 2016. “한국의 IFRS 도입 5년 : 성과와 과제 [외부감사와 회계감독제도]”. 한국회계기준원 연구보고서.

전규안 · 박종일. 2009. “회계이익과 과세소득의 차이와 발생액 정보가 감사시간과 감사보수에 미치는 영향”. 경영학연구 제38권 제2호 : 319－350.

전규안 · 박종일. 2016. “감사인 지정범위의 확대가 감사시간에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제17권 제6호 : 39－77.

전규안 · 박종일. 2017. “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제5호 : 1303－1341.

최 관 · 박종일 · 문해원. 2015. “비정상 낮은 감사보수가 이익의 질에 영향을 주는가?. 비상장기업에 대한 실증적 증거”. 회계 · 세무와 감사연구 제57권 제3호 : 1－49.

최 관 · 백원선. 1998. “감사인의 유형과 감사품질 : 감사보수와 감사시간을 중심으로”. 회계학연구 제23권 제2호 : 49－75.

최 관 · 백원선. 1999. “유상증자기업의 이익조정에 관한 연구”. 회계학연구 제24권 제4호 : 1－27.

최종서 · 곽영민. 2010. “비상장중소기업의 발생액 및 실물조정활동을 통한 이익조정 실태”. 회계저널 제19권 제1호 : 37－76.

Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. “Do non－audit services compromise auditor independence? Further Evidence”. *The Accounting Review* 78 (3) : 611－639.

Asthana, S. C. and J. P. Boone. 2012. “Abnormal audit fee and audit quality”. *A Journal of*

Practice & Theory 31 (3) : 1－22.

Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. “The effect of audit quality on earnings management”. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1－24.

Caramanis, C. and C. Lennox. 2008. “Audit effort and earnings management”. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1) : 116－138.

Chi, W., L. L. Lisic, and M. Pevzner. 2012. “Is enhanced audit quality associated with greater real earnings management?”. *Accounting Horizons* 25 (2) : 315－335.

Choi, A., J. H. Choi, J. B. Kim, and B. C. Sohn. 2011. “The joint effect of audit quality and legal regime on the use of real versus accrual－based earnings management : International evidence”. 2011년도 한국회계학회 하계발표논문.

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.

Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys. 2008. “Real and accrual－based earnings management in the Pre and post Sarbanes Oxley period”. *The Accounting Review* 83 : 757－787.

Cohen. D., and P. Zarowin. 2010. “Accrual－based and real earnings management activities around seasoned equity offerings”. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 2－19.

Coulton, J., C. M. S. Ruddock and S. L. Taylor. 2007. “Audit fees, non－audit services and auditor－client economic bonding”. *Working paper.* University of New South Wales.

DeAngelo, L. 1981. “Auditor size and auditor quality”. *Journal of Accounting and Economics* 4 (4) : 183－199.

Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney. 1995. “Detecting earnings management”. *The Accounting Review* 70 : 93－225.

DeFond, M. and J. Jiambalvo. 1994. “Debt covenant violation and manipulation of accruals”. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145－176.

DeFond, M. and K. Subramanyam. 1998. “Auditor changes and discretionary accruals”. *Journal of Accounting and Economics* 25 (1) : 35－67.

Eshleman, J. D. and P. Guo. 2014. “Abnormal audit fees and audit quality : The importance of considering managerial incentives in tests of earnings management”. *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 33 (1) : 117－138.

Ewert, R. and A. Wagenhofer. 2005. “Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management”. *The Accounting Review* 80 : 1101－1124.

Ge, W. and J. B. Kim. 2014. “Real earnings management and the cost of new corporate bonds”. *Journal of Business Research* 67 : 641－647.

Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. “The economic implications of corporate

financial reporting". *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3－73.

Hoitash, R., A. Markelevich, and C. A. Barragato. 2007. "Auditor fees and audit quality". *Managerial Auditing Journal* 22 (8) : 761－786.

Johnson, V., A. Khurana, and K. Reynolds. 2002. "Audit－firm tenure and the quality of financial reports". *Contemporary Accounting Research* 19 (4) : 637－660.

Jones, J. 1991. "Earnings management during import relief investigations". *Journal of Accounting Research* 29 (2) : 193－228.

Kim, J. B. and B. C. Sohn. 2013. "Real earnings management and cost of capital". *Journal of Accounting Public Policy* 32 : 518－543.

Kinney, W., and R. Libby. 2002. "Discussion of the relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management". *The Accounting Review*. 77 : 107－14.

Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. "Performance matched discretionary accrual measures". *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163－197.

Leggett, D., L. M. Parsons, and A. L. Reitenga. 2009. "Real earnings management and subsequent operating performance". *Working paper*. University of Alabama.

Niemi, L. 2002. "Do firms pay for audit risk? Evidence on risk premiums in audit fees after direct control for audit effort". *International Journal of Auditing* 6 : 37－51.

O'Keefe, T., D. Simunic, and M. Stein. 1994. "The production of audit services : Evidence from a major public accounting firm". *Journal of Accounting Research* 32 (3) : 241－261.

Palmrose, Z. V. 1989. "The relation of audit contract type to audit fees and hour". *The Accounting Review* 64 (3) : 488－499.

Roychowdhurry, S. 2006. "Earnings management through real activities manipulation". *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335－370.

Simunic, D. A. 1980. "The pricing of audit service : Theory and evidence". *Journal of Accounting Research* 18 (1) : 161－190.

Sohn. B. C. 2011. "Do auditors care about real earnings management in their audit fee decision?". *Working paper*. City University of Hong Kong.

Tong, Y. H. and B. Miao. 2011. "Are dividends associated with the quality of earnings?". *Accounting Horizons* 25 (1) : 183－205.

A Reexamination of Abnormal Audit Fees or Audit Hours and Audit Quality

-New Data and New Evidence-

Jong-Il Park* · Kyu-An Jeon**

〈Abstract〉

This paper investigates the effects of abnormal audit fees and abnormal audit hours on audit quality. Specifically, we test the effect of audit quality on both discretionary accruals and real earnings management as firms' opportunistic earnings management activities. This is, we reexamine the association between abnormal audit fees (or abnormal audit hours) and audit quality using new data recently. (i.e., years 2004-2015).

Abnormal audit fees and audit hours are typically proxied by the residuals obtained from audit fee or hour determinant models. Therefore, consistent with prior research (e.g., Park and Choi 2009 ; Choi et al. 2010 ; Asthana and Boone 2012 ; Eshleman and Guo 2014 etc.), we decompose total audit fees (or total audit hours) into normal and abnormal components, and test for an association between audit quality and abnormal audit fees (or abnormal audit hours), and also conditioning our tests on the sign of the abnormal audit fee (or audit hour) metric (i.e., abnormal low audit fees or high audit fees, abnormal low audit hours or high audit hours). To the extent that audit fees are a measure of audit effort in the case of Korea's audit environment is significantly associated with lower level of audit fees for auditors, higher fees indicate that the auditor worked more hours, could higher audit quality. Thus, we expect that the association between abnormal audit fees or abnormal audit hours and audit quality is positive, and also we expect that the negative association between abnormal low audit fees or abnormal low audit hours and audit quality, and the positive association between abnormal high audit fees or abnormal high audit hours and audit quality.

To test this prediction, we utilize audit fees data from 15,912 firms-year observations and audit hours data from 15,652 firms-year observations 2004-2015 period, respectively. The sample firms are all listed firms in Korean Stock Exchange, December year-end firms, and firms do not belong to banking industry. For analysis, we utilize signed discretionary accruals (hereafter DA) calculated using both Dechow et al. (1995) and Kothari et al. (2005) models. We utilize real earnings management (hereafter RM) calculated using the Roychowdhury (2006) models, this

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author
** Professor, Department of Accounting, Soongsil University, kajeon@ssu.ac.kr, Corresponding Author

study identify three empirical proxies for RM based on prior research, and also similar to Cohen and Zarowin (2010) and Ge and Kim (2014), we utilize a single as well as combinatorial or comprehensive measure of RM.

The empirical findings of this paper are following. First, after controlling for several factors that affect earnings management, we find that there is the negative relationship between abnormal audit fees or abnormal audit hours and discretionary accruals as well as real earnings management. The result is not consistent with the prior studies (e.g., Park and Choi 2009) mostly using to data from the pre－IFRS period (i.e., years 1999－2005). But, with data taken from both the pre－ and post － IFRS periods, we are able to probe for a positive association between abnormal audit fees or abnormal audit hours and audit quality, averagely. Specifically, the results show the negative association between abnormal audit fees or abnormal audit hours and earnings management is more pronounced in the case of real earnings management and in some cases, destroy firm value. Therefore, this result suggests that all of both abnormal audit fees and abnormal audit hours are significantly positive associated audit quality.

Second, we find that the auditors with abnormal low audit fee or abnormal low audit hour have higher discretionary accruals and real earnings management. This result supports the hypothesis of this study that audit quality is impaired when audit fees or hours are abnormally low. On the other hand, the effect of abnormal high audit fees or abnormal high audit hours on the level of discretionary accruals is insignificant. In contrast, we find that the auditors with abnormal high audit fee or audit hour have lower real earnings management. These results suggest that the association between abnormal audit fees or audit hours and discretionary accruals as audit quality differs systematically between auditors with positive and negative abnormal fees or hours. As a result, the association between abnormal audit fees or audit hours and discretionary accruals is asymmetric non－linearity. Whereas, the positive association between abnormal audit fees or audit hours and real earnings management is asymmetric linearity.

Overall, these evidence is consistent with the notion that abnormal audit fees as well as abnormal audit hours are indicative of greater auditor effort and, ultimately, better audit quality in a situation of Korea’s audit environment. Additionally, this result is consistent with concerns raised by practitioners and regulators that lower audit fees could reflect a lower level of effort provided by the auditor and, ultimately, worse audit quality. Thus, this paper provides evidence to help resolve the debate on whether abnormal audit fees and abnormal audit hours are a sign of audit quality. And the findings of this paper also contribute to the related literature on the relationship between earnings management and audit quality by providing empirical results. Furthermore, this information is of interest to accounting researchers as well as investors, practitioners, and regulators who decide which firms to inspect using publicly available information, such as audit fees and audit hours.

<Key words> Abnormal audit fees, Abnormal audit hours, Audit quality, Discretionary accruals, Real earnings management