

세무회계저널
제14권 제3호 2013년 6월 pp.73~121
한국세무학회

비정상 감사보수와 이익조정

- 비상장기업을 중심으로 -

박종일* · 박정호**

<요 약>

본 연구는 비상장기업을 대상으로 감사인이 벌어들인 비정상 감사보수가 기업의 이익조정에 미치는 영향을 통하여 정상 수준을 초과하는 감사보수가 회계감사업무를 수행할 때 감사품질의 향상을 가져오는지, 아니면 낮은 품질의 감사와 관련된 것인지를 실증적으로 분석하였다. 이를 위하여 분석기간 2004년부터 2008년까지 대표본인 50,669개 기업/연 자료가 이용되었다. 이익조정 측정치는 재량적 발생액(이하 AM)뿐만 아니라 실제 이익조정(이하 RM) 측정치를 이용하였다. AM은 Kothari et al.(2005)의 방법을, RM은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 세 가지 RM을 추정한 후, 또한 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 두 가지 조합 측정치가 이용되었다. 그리고 이들 변수들은 측정오차 문제를 최소화하기 위해 AM뿐 아니라 RM의 경우에도 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 성과대응 방법을 이용하였다.

본 연구결과는 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익조정에 영향을 미치는 일정 변수들을 통제한 후에도 비정상 감사보수는 비상장기업의 AM뿐만 아니라 RM의 이익조정과 모두 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 비상장기업에서 정상 수준 이상의 감사보수는 감사인에게 감사품질의 향상을 가져온다는 결과로서 재량적 발생액뿐만 아니라 실제 이익조정 수준 모두 완화(mitigating)시키는 효과를 가지고 있었다. 이 결과는 이익조정 측정치에 대하여 성과대응여부로 측정한 경우와 상관 없이 일관된 결과였다. 둘째, RM의 세 가지 구성항목별로 세분화시켜 분석된 결과에서는 성과대응여부에 관계없이 비정상 감사보수는 주로 비정상 영업현금흐름을 이용한 이익조정 보다는 비정상 생산원가나 비정상 재량적 지출과 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 정상 수준을 초과하는 감사보수는 수익 측면보다는 비용 측면의 실제 이익조정을 보다 완화시켜 준다는 결과이다. 셋째, 추가분석 결과에서는 비정상 감사보수에 대해 영(0)을 기준으로 이산변수로 측정하면 이 변수는 주로 AM보다는 RM과의 관계에서 유의한 음(-)의 결과가 더 뚜렷하게 나타났다. 또한 이러한 결과는 감사인 유형을 세분화시켜 분석하면 조직형태를 갖추진 않은 감사만을 제외한 Big 4 및 non-Big 4 감사인에서 주로 나타났다. 마지막으로, Big 4 감사인과 AM 간에는 유의한 양(+)의 관계가, RM과는 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났는데, 이는 상장기업을 분석

* 충북대학교 경영대학 경영학부 부교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 043-261-3380, 제1저자

** 인천재능대학교 호텔관광계열 부교수, binhamji@hanmail.net, 032-890-7243, 교신저자

논문접수일 2012년 1월 8일 1차수정일 2012년 10월 1일 2차수정일 2013년 5월 14일 게재확정일 2013년 6월 15일

한 Chi et al.(2011)의 결과와는 상반되었다. 한편, 감사반의 경우는 AM 및 RM과 모두 유의한 양(+)의 관계로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면 상장기업과 비교할 때 기업규모가 월등히 작은 비상장기업에서의 감사보수는 낮은 수준이지만, 초과감사보수를 받은 감사인의 경우에는 경영자와 경제적 유착관계를 형성시키기에는 절대적 금액 수준이 낮기 때문에 오히려 높은 감사보수가 감사품질의 향상을 가져온다는 일련의 실증적 증거들이 발견되었다.

국외의 경우와 달리 Big 4 감사인여부로 측정된 감사품질 대용변수가 국내는 기업의 이익조정과 유의한 관련성이 잘 나타나지 않은 현실에서, 본 연구는 또 다른 감사품질을 대안으로 비정상 감사보수 측정치의 경우 두 가지 이익조정 수단인 AM 및 RM과의 관계에서 모두 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 비상장기업을 대상으로 보여주었다는 점에서 관련연구에 추가적으로 공헌할 것으로 기대된다. 이는 감사품질에 관심이 있는 학계와 실무계 및 규제기관에게도 감사인의 감사품질과 관련한 논의에 대한 유익한 시사점을 제공해 줄 것이다.

〈주제어〉 비상장기업, 비정상 감사보수, 감사품질, 경제적 의존도, 발생액에 기초한 이익조정, 실제 이익조정

I. 서론

본 연구의 목적은 비상장기업을 대상으로 감사인이 벌어들인 정상 수준을 초과하는 비정상 감사보수가 피감사기업의 이익조정과 어떤 관련성이 있는지를 규명하는데 있다. 즉 감사인이 회계감사 업무를 수행할 때 정상 수준을 초과한 비정상 감사보수가 감사품질을 향상시키기 위한 감사인의 추가적인 노력과 자원투입에 대한 대가를 나타내는지, 아니면 피감사기업과의 경제적 유착관계를 나타내는지 분석하고자 한다. 감사인의 감사품질은 직접 관찰이 불가능하다는 점에서 비정상 감사보수와 기업의 이익조정과의 관계를 통해 비정상 감사보수가 높은 감사품질을 위한 투입요소인지 여부를 파악할 수 있다. 본 연구는 기업의 이익조정 수단인 발생액을 통한 이익조정뿐만 아니라, 실제 이익조정과 비정상 감사보수와의 관계를 비상장기업을 대상으로 실증적 분석을 한다는 점에서 기존 연구의 범위를 확대한다는 의의를 지닌다.

선행연구에 따르면 보고이익은 두 가지 상이한 방법에 따라 이익조정이 가능하다(Roychowdhury 2006 ; Cohen et al. 2008 ; Kim and Sohn 2009). 하나는 경영자가 원하는 이익수준에 도달하기 위하여 기업회계기준(GAAP) 내에서 허용되는 회계적 선택을 이용하여 발생액을 조정하는 방법이고, 다른 하나는 경영활동의 의사결정 시기와 규모를 변경함으로써 실물거래활동을 통해 이익을 조정하는 방법이다. 최근 연구들에서는 후자와 관련한 이익조정 수단을 실물활동을 통한 이익조정(real activities management) 또는 실제 이익조정(real earnings management ; 이하 RM)이라고 부르며, 이와 대비되는 전자를 발생액에 기초한 이익조정(accrual-based earnings management ; 이하 AM)

이라고 칭하고 있다. Graham et al.(2005)은 CFO 및 CEO를 대상으로 설문조사를 한 결과에서, 경영자는 너무 많은 실제적인 희생을 가져오지 않는 범위 내에서 RM을 수행할 의도를 가지고 있음을 보고했다. 또한 엄격한 회계기준의 도입으로 AM을 이용한 이익조정이 제한될 때 경영자는 AM에서 RM으로 이익조정 행위를 변경시키는 경향이 있다(Ewert and Wagenhofer 2005 ; Cohen et al. 2008 ; Zang 2012).¹⁾ 그러나 AM이 이익의 질(earnings quality)을 왜곡하듯이, RM의 경우도 기업의 진실된 이익성과를 이탈시킨다는 측면에서 볼 때 RM의 증가는 투자자들이 기업의 미래 현금흐름을 추정하는데 있어 불확실성을 높여 정보위험(information risk)의 증가를 수반한다.²⁾ 또한 시장에서 정보불균형이 심화될수록 AM과 RM의 증가는 모두 투자자들에게 심각한 역선택 문제를 초래할 수 있다.

이러한 맥락에서 AM뿐만 아니라 RM을 이용한 이익조정이 높은 수준의 기업이면 미래 기업 성과에 부정적 영향을 초래시키는 것 외에도, 당기 보고이익의 질을 왜곡하는 정도 역시 높아지기 때문에 재무제표에 대한 감사인의 확증 정도는 더 낮아질 수 있고, 감사위험(audit risk)은 증가될 수 있다. 이러한 점에서 최근 연구들은 감사인과 AM과의 관계뿐만 아니라 감사인과 RM과의 관계에 대해서도 논의되고 있으며(강선아와 전성빈 2010 ; Sohn 2011 ; 이창섭 등 2012 등), 특히 다음의 두 가지 상반된 논의 및 가설로 전개되었다(Choi et al. 2011 ; Chi et al. 2011). 하나는 높은 품질의 감사인일수록 AM을 억제시킬 유인이 존재하며(Becker et al. 1998 ; Johnson 2002 ; Balsam et al. 2003 등), 또한 RM에 대해서도 외부감사인의 직접적인 감시·감독의 대상은 아닐 수 있지만, 회계정보의 질을 왜곡한다면 외부감사업무를 수행하는데 있어 전반적인 감사를 보다 보수적 성향을 가지고 엄격하게 수행할 유인이 높다고 주장한다(Sohn 2011). 따라서 이러한 감사인의 보수성의 성향은 AM뿐만 아니라 RM에 대해서도 완화(mitigating)시킬 유인이 존재한다(Choi et al. 2011).³⁾ 다른 하나는 AM과 RM 간에 완전한 대체적(substitutive) 관계에 있

- 1) RM 관련연구들은 대체로 RM의 증가는 당기와 미래 현금흐름의 왜곡을 가져올 뿐 아니라, AM과 비교해 기업성과를 장기적으로 더 악화시킨다는 실증적 증거를 제시하고 있다(Mizik and Jacobson 2007 ; Leggett et al. 2009 ; Cohen and Zarowin 2010 ; 김지홍 등 2009 등). 그럼에도 불구하고 경영자는 AM보다 RM을 더 선호하는 이유는 RM이 AM보다 외부에서 탐지(detection)가 어렵고, 감사인이나 규제기관의 직접적인 감시·감독이나 규제의 대상이 아닐 수 있다는 주장이 있다(Graham et al., 2005 ; Roychowdhury 2006). 그러나 이러한 이론적 주장과 달리 감사인은 RM을 통한 보고이익이 증가되면 감사위험이 높아질 수 있기 때문에 증가된 감사위험은 감사인의 감사투입시간을 증가시키므로, 감사보수가 증가될 수 있기 때문에(Sohn 2011 ; 이창섭 등 2012), RM은 감사품질과도 긴밀한 관계가 있을 수 있다(Choi et al. 2011).
- 2) Kim and Sohn(2009)은 RM을 이용한 보고이익이 상향조정된 수준이 높은 기업일수록 기업의 미래 현금흐름에 대한 투자자들의 추정(estimation)에 있어 불확실성이 높다고 인지하면 합리적 투자자들(rational investors)은 RM을 경영자의 기회주의적 수단으로 평가해 이들 기업의 요구수익률은 높아진다고 주장한다.
- 3) 예를 들어, 감사인이 경영자의 재무보고에 대해 보다 엄격하고 보수성을 띄고 회계감사를 수행한다면 그렇지 않은 경우보다 기업의 공격적인 이익조정행위로서 AM을 이용한 행위를 더 억제하는 감사인의

다면(Zang 2012), 높은 품질의 감사인이 AM을 제한할수록 기업은 RM을 통해 보고이익을 증가시킬 유인이 존재한다는 주장이다(Chi et al. 2011). 앞서의 논의에서 전자의 경우 AM과 RM 간에 두 가지 이익조정 수단이 보완적(complementary) 관계를 전제하고 있다면, 후자는 AM과 RM 간에 대체성이 존재한다는 가정 하에, 높은 품질의 감사인은 외부감사의 대상이 아니라는 이유로 AM만 더 억제시킬 유인이 높고, 그로 인해 경영자의 이익조정 수단이 AM에서 RM으로 교체될 가능성이 있다는 주장이다(Chi et al. 2011).

이상의 두 대립적인 가설의 경우 모두 높은 품질의 감사인이 감사하면 AM은 효과적으로 억제시킬 유인이 있지만, RM에 대해서는 서로 상반된 관점을 보이고 있다. 그러나 이러한 주장들은 아직까지 실증적 증거를 뒷받침해 줄 수 있는 연구가 부족하여 검증가능한(testable) 분석대상이다. 예를 들면, 이창섭 등(2012)은 Graham et al.(2005)에서 RM에 대해서 감사인이나 감독기관의 감시·감독의 대상이 아니라고 주장하지만, 이러한 주장은 실증적 증거는 없고 이론적으로만 주장되었다는 점에서 이를 수용하기 위해서는 실증적 증거가 필요하다고 보았다. 이와 같은 주장에 따라 본 연구는 높은 품질의 감사인이 AM뿐만 아니라 RM에 어떤 관련성이 있는지도 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 본 연구에서는 높은 품질의 감사인이 정상 수준 이상의 초과 감사보수를 벌어들인 경우라면 비정상 감사보수(abnormal audit fees)와 AM 간 또는 RM 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타날 것으로 기대하였다.⁴⁾ 또한 이를 분석함에 있어 비정상 감사보수를 다른 선행연구들과 달리 비상장기업(private firms)을 중심으로 분석하였다.⁵⁾

직접적인 효과 외에도, 이러한 보수적인 감사의 분위기는 경영자에게 RM을 통한 보고이익의 상향조정 역시 스스로 회피하게 하는 간접적인 효과를 불러올 수 있다. 왜냐하면 RM 활동은 정보위험을 증가시키므로 감사인의 감사위험을 보다 증대시키기 때문에, 증가된 감사위험은 감사투입시간을 높여 감사보수를 증가시킨다(Sohn 2011). 따라서 RM의 증가는 감사보수의 증가로 나타날 수 있고, 증가된 정보위험은 투자자로부터 소송위험의 가능성을 높일 뿐 아니라, 장기적으로는 기업성장에 부정적 효과를 초래할 수 있어 여러 측면에서 RM 활동의 증가는 기업의 잠재적 비용을 보다 높이는 결과를 가져온다. 이러한 맥락에서 볼 때 덜 엄격한 감사인보다 엄격한 감사인이 감사하면 기업의 경영자는 공격적 이익조정의 수단의 하나인 AM뿐 아니라 RM 활동 역시 기업 스스로 그러한 행위를 종전보다 낮추는 결과를 가져다 줄 수도 있다.

- 4) 본 연구에서 비정상 감사보수는 실제 감사보수와 정상적(또는 기대) 감사보수 간의 차이로 측정된다(Choi et al. 2010 ; Hoitash et al. 2007 ; 박종일과 최 관 2009 등). 본 연구에서 감사품질의 측정치를 감사인 규모에 초점을 두기 보다는 비정상 감사보수로 측정하는 이유는 국내의 경우 Big 4 감사인여부에 따른 AM의 이익조정에 미치는 효과가 상장기업의 경우 유의한 음(-)의 관계가 잘 나타나지 않기 때문이며, 이에 대한 선택적 감사품질의 측정치로서 박종일과 최 관(2009) 및 Chi et al.(2011)의 연구결과에서는 비정상 감사보수나 감사보수와 AM 간에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고한 사실에 기초한다.
- 5) 본 연구에서 비상장기업을 대상으로 분석하는 이유는 상장기업과 비교할 때 비상장기업은 영세할 뿐만 아니라 외부감사에 따른 감사보수의 절대액도 적어 감사인과 피감사인간의 감사보수에 따른 경제적 유착관계가 낮을 수 있다. 또한 비상장기업은 상대적으로 재무제표의 이해관계자 수가 적고, 규제기관의 엄격한 제도적 감시·감독 수준도 낮은 편이다. 그리고 선행연구들에서는 비상장기업이 상장기업보다 재무보고에 있어 보수적 성향이 낮아 회계정보의 신뢰성이 더 낮음을 보고하고 있으므로(Ball and

본 연구에서 다루고 있는 비정상 감사보수와 AM 또는 RM 간에 어떤 관계(relationship)가 있는지를 제도적 기업환경이 상이한 비상장기업⁶⁾을 대상으로 알아보는 작업은 기존의 관련 연구들이 부족했다는 점에서 추가적인 공헌을 할 것이다. 또한 기업의 이익조정에 관심 있는 규제기관, 정책입안자, 재무제표이용자, 그리고 학계에도 여러 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 예상된다. 그 외에도 실무계에서는 국내 회계법인이 기업단위당 벌어들이는 감사수임료가 선진국인 미국이나 일본과 비교할 때 월등히 낮은 수준이라고 주장한다. 일반적으로 감사인의 해당 고객 기업으로부터 벌어들이는 감사수임료가 정상 수준보다 낮다면 감사인이 회계감사업무를 수행할 때 투입원가가 줄어들어 감사노력 역시 낮아질 수 있고, 결국 양질의 감사서비스의 제공을 감사시장에서 기대하기란 어렵게 된다. 이러한 낮은 품질의 감사서비스가 비상장시장에 제공될 경우 감사필 재무제표의 신뢰성에 부정적 효과를 가져다 줄 수 있고, 그로 인해 비상장기업에 대한 채권투자자들의 경제적 의사결정에도 중대한 영향을 끼칠 수 있기 때문에 사회 전체적으로는 자원의 효율적 배분에도 적지 않은 영향을 끼칠 수 있다. 본 연구는 감사보수와 이익조정 간의 관계를 통해 비정상 감사보수 측정치가 비상장기업에서 감사품질의 대용변수인지를 살펴보고 있다. 이러한 측면은 한편으로 만일 비정상 감사보수가 감사품질의 대용변수라는 결과가 관찰되면 높은 품질의 감사는 결국 회계정보의 신뢰성 제고와도 긴밀한 관계에 있으므로, 여러 유익한 시사점을 제공해 줄 것이다.

이후 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 감사보수와 감사품질 간의 관계를 살펴본 선행연구를 검토하고, 이를 기초로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구설계로서 검증모형과 비정상 감사보수, 발생액을 통한 이익조정 및 실제 이익조정에 대한 추정모형의 제시와 추정방법을 설명하고, 표본의 선정과정을 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 그 결과를 논의하며, 제Ⅴ장에는 연구결과를 요약하고 연구의 공헌점과 한계점을 서술하였다.

Shivakumar 2005 ; Burgstahler et al. 2006 등), 비상장기업에서 AM과 RM을 통한 이익조정 정도는 더 만연되어 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 비정상 감사보수 측정치가 감사품질의 측정치라면 비정상 감사보수와 이익조정 간에 음(-)의 관련성이 있을 것으로 기대했다.

- 6) 상장기업과 비상장기업간의 제도적인 시장환경 차이는 Chaney et al.(2004), Ball and Shivakumar(2005), 박종일과 남해정(2010) 등에서 논의된 바 있다. 예를 들어, 상장기업과 비상장기업 간의 특성 차이는 다음과 같다. 상장기업은 유한책임 하에 기업을 공개하여 주식을 상장한 회사라는 점에서 불특정 다수인으로부터 원활히 대규모의 자본조달을 가능케 해준다. 이에 따라 상장기업은 기업규모가 크고, 주식보다 분산되어 있으며, 기업관련 이해관계자의 수가 많아 공시정보의 양뿐 아니라 질도 높은 수준이다. 이와 달리, 상장기업과 비교할 때 비상장기업의 특성은 기업규모가 작고 영세한 수준이라는데 있다. 이러한 작은 규모의 기업들은 소유권의 분산 정도가 낮고, 기업을 통제하는 지배주주가 존재한다(Chaney et al. 2004). 비상장기업에서의 지배주주의 소유 집중도는 상장기업에 비해 훨씬 높고, 또한 소유경영자에 의한 가족중심의 경영이 대부분을 차지한다. 지분의 소유 집중이 높다는 것은 소수의 대주주로 구성되어 있음을 나타내며, 이들 소수의 대주주 간에는 만일 대리문제(agency conflicts)가 발생되면 사적채널을 통해 해결되는 경향이 높다(Kim and Yi 2006). Ball and Shivakumar(2005)는 비상장기업은 암묵적 또는 명시적으로 재무보고의 질 수준이 더 낮고, 이들 기업의 회계정보의 공급에 따른 시장에서의 소송 원가 역시 상장기업과 비교할 때 더 낮은 수준이라고 주장한다.

II. 선행연구의 검토와 연구배경 및 가설의 설정

1. 감사보수와 감사품질에 대한 선행연구 검토

감사인의 감사품질은 외부에서 관찰이 불가능하여 정의하기도 쉽지 않고 측정하기도 어려운 점이 있다(DeAngelo 1981). 회계감사 분야에서 가장 보편적으로 사용되는 감사품질과 관련한 정의는 DeAngelo(1981)의 정의이다. 이 연구는 감사품질(audit quality)을 피감사기업의 회계시스템에서 오류를 발견할 수 있는 가능성과 발견된 오류를 보고할 가능성의 결합확률로 정의했다. 이 정의에 따르면 우수한 감사서비스란 회계오류를 탐지할 수 있는 전문적인 능력이 있고 발견된 오류를 공정하게 보고할 수 있는 독립성을 가진 감사인이 제공하는 감사서비스가 높은 감사품질을 제공함을 의미한다. 이러한 점에서 많은 이전 연구들은 높은 감사보수는 감사인의 노력을 증가시키므로 감사보수와 감사품질 간에는 양(+)의 관계가 있다고 주장한다(Simunic 1980 ; Francis 1984 ; Palmrose 1986 ; O'Keefe et al. 1994 ; Niemi 2002 ; Hribar et al. 2008 ; Caramanis and Lennox 2008 ; 최 관과 백원선 1998 ; 박종일과 최 관 2009 등). 경쟁적 감사시장에서 기업은 우수한 감사품질을 제공하는 감사인에게 더 많은 감사보수를 지급할 유인이 있으며, 특히 경영자와 외부 이해관계자들 사이에 정보비대칭(information asymmetry) 문제가 심화될수록 대리비용이 증가하게 되므로, 대리비용에 따른 부담이 상대적으로 높은 기업일수록 높은 품질의 외부감사 수요는 더 많아져 차별적 감사수요(differential demand for audits)가 발생된다(Francis and Wilson 1988 ; Copely et al. 1995 등).⁷⁾ 그러나 높은 감사서비스는 추가원가를 수반하기 때문에, 감사인 역시 높은 품질의 감사서비스를 제공하는 경우에 더 많은 감사보수를 받을 유인이 존재한다. 따라서 다른 조건이 일정하다면 높은 감사보수는 우수한 품질의 감사서비스가 수행된다고 볼 수 있다.

감사보수를 감사품질의 대용변수로 사용한 연구들은 크게 두 가지 주제를 중심으로 연구되었다. 첫째, 감사보수 결정모형을 이용하여 감사품질을 조사한 초기 선행연구들은 감사인 규모(auditor size)로 측정된 Big 4와 non-Big 4 감사인간의 감사품질에 차이가 있는가를 주로 살펴 보았다(Francis 1984 ; Palmrose 1986, 1989 ; 권수영과 김문철 2001 ; 박종일과 박찬웅 2007 ;곽수근과 박종일 2010 등). 이전 연구들에서는 Big 4 감사인이 감사하면 non-Big 4 감사인에 비해 더 체계적인 감사업무를 수행할 뿐 아니라 우월한 명성을 유지하고 또한 감사실패에 따른 소송위험의 가능성을 낮추기 위하여 보다 높은 품질의 감사서비스를 제공할 유인이 있다고 주장

7) 대리이론(agency theory)에서는 정보이용자 간에 정보비대칭 문제가 심화될수록 기업의 이미지를 개선시키기 위하여 기업 스스로가 자구 노력을 수행한다고 보고 있다. 즉 대리이론에서는 대리문제가 더욱 심화되면 높은 품질의 감사서비스에 대한 수요가 증가할 것으로 예상하며, Jensen and Meckling(1976)은 대리비용이 높은 기업의 경영자는 자발적으로 외부감사인을 고용하여 이들이 자신의 행동을 감시·감독하도록 할 유인이 있다고 주장한다.

하고 있으며, 이와 관련한 실증적 증거들이 다수 존재한다(Palmrose 1988, Khurana and Kaman 2004 ; Fortin and Pittman 2007 등). 둘째, 이후 연구들은 감사보수 대신 감사품질의 측정치로 Jones(1991)의 연구에서 제안된 재량적 발생액을 이용한 종합적인 이익조정 측정치에 관심을 가지고 AM과 감사인 특성간의 관계를 통해 감사품질의 관계를 논하기 시작했다.⁸⁾ 이들 연구들은 감사품질의 대용변수로 감사인 규모, 산업별 전문감사인이나 감사의견, 감사인 임기, 그리고 감사보수를 감사품질의 선택적 측정치로 사용하였다. 특히 본 연구와 관련 있는 감사보수의 경우는 감사인이 벌어들인 감사보수가 높은 기업이 감사품질이 향상되는지, 아니면 감사인의 독립성이 훼손되는지에 관심을 가지고 기업의 이익조정 수준과의 관계를 통해 살펴보았다. 그러나 이전 연구들에서는 상장기업을 대상으로 하고 있기 때문에 감사보수에 초점을 두기 보다는 비감사보수를 포함한 총보수에 주로 관심을 가져왔다(Frankel et al. 2002 ; Ashbaugh et al. 2003 등). 따라서 감사보수와 이익조정 간의 관계를 살펴본 연구들은 상대적으로 미미한 편이다. 본 연구와 밀접한 관계가 있는 후자의 연구와 관련해 선행연구에 대해 살펴보고자 한다.

감사보수와 이익조정 간의 관계를 통해 감사품을 알아본 연구들은 AM과의 관계를 살펴본 연구와 AM과 RM간의 관계를 동시에 살펴본 연구가 있다.⁹⁾ 전자의 경우는 국외연구로 Hoitash et al.(2007), Coulton et al.(2007), Choi et al.(2010) 및 국내연구로 박종일과 최 관(2009)의 연구가 있고, 후자의 연구로는 Chi et al.(2011)의 연구가 있다. Chi et al.(2011)을 제외하면 나머지 연구들에서는 비정상 측정치를 이용해 분석하였다.¹⁰⁾

Hoitash et al.(2007)은 비감사보수 및 감사보수와 유동발생액의 표준편차 및 재량적 발생액의 크기와의 관계를 통해 감사품을 살펴보았다. 연구결과, 비감사보수뿐만 아니라 비정상 감사보수는 AM의 두 이익조정 측정치와 각각 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이러한 결과에 기초해 이 연구는 초과 감사보수는 감사인의 평판과 관련되기 보다는 감사인의 행동방식 (auditor behavior)을 결정짓는데 영향을 주며, 정상 수준을 초과하는 총보수나 감사보수는 감사인과 경영자간의 경제적 유대(economic bonding) 관계를 형성하여 감사품을 낮춘다고 해석했

8) 많은 이익조정 관련연구들에서 Becker et al.(1998)의 연구 이후 재량적 발생액을 감사품질의 대용변수로 사용해 왔다(Becker et al. 1998 ; Francis et al. 1999 ; Ashbaugh et al. 2003 ; Chang and Kallapur 2003 ; Coulton et al. 2007 ; Hoitash et al. 2007 ; Choi et al. 2010 ; Caramanis and Lennox 2008 ; 박종일 등 1999 ; 박종일 2005 ; 나종길과 최 관 2003 ; 최종학 등 2005 등).

9) 본 연구에서 논의하는 감사보수와 이익조정간의 관계를 살펴본 연구들의 경우 종속변수를 이익조정 측정치로 하고, 감사보수를 설명변수로 사용한 연구들이다. 이와는 달리 종속변수를 감사보수로 하고, 설명변수를 이익조정 측정치로 사용한 연구로는 박종일(2005), 권수영과 기은선(2011), 이창섭 등 (2012), Sohn(2011)의 연구가 있으며, 이들 연구는 이익조정 정도가 높을 때 감사인의 감사위험을 증가시켜 감사보수로 반영되는가를 살펴본 연구이다. 따라서 본 연구는 전자와 더 관련성이 있으므로, 전자와 관련한 논의를 중심으로 다룬다.

10) Hoitash et al.(2007) 및 Coulton et al.(2007)의 연구는 비감사보수를 포함한 비정상 총보수에 초점을 맞춘 반면, Choi et al.(2010) 및 박종일과 최 관(2009)의 연구는 비정상 감사보수에 초점을 맞춘 연구이다.

다. 동시적 연구로 Coulton et al.(2007)은 Hoitash et al.(2007)와 유사하게 비감사보수 및 감사보수와 성과대응 AM의 크기와의 관계를 통해 감사품질을 살펴보았다. 연구결과, 이익조정 측정치를 성과대응 재량적 발생액의 크기로 측정하면 평균적으로는 비정상 총보수 및 비정상 감사보수는 AM과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 다만, AM을 양(+)과 음(-)의 표본으로 나누어 분석한 결과와 Big 4 감사인 여부로 나누어 분석한 결과에서 AM이 양(+)인 표본만 비정상 비감사보수, 비정상 총보수 및 비정상 감사보수는 AM과 모두 유의한 양(+)의 관계로 나타났고, Big 4 감사인의 표본이고 AM이 음(-)인 표본에서는 비정상 감사보수와 AM 간에 유의한 음(-)의 결과를, non-Big 4 감사인 표본이고 AM이 음(-)인 표본에서는 비정상 감사보수와 AM 간에 유의한 양(+)의 결과가 나타남을 제시하였다. 이는 비정상 감사보수가 정상 수준을 초과한 비정상 감사보수를 받을수록 Big 4 감사인은 음(-)의 재량적 발생액을 더 감소시키지만, non-Big 4 감사인은 음(-)의 재량적 발생액을 더 증가시킨다는 결과이다.

Choi et al.(2010)은 앞의 Hoitash et al.(2007)과 동일기간의 표본을 이용해 분석하였다.¹¹⁾ 이 연구는 이전의 연구들과 달리 비감사보수를 포함한 총보수뿐만 아니라 감사보수에서도 감사인의 독립성이 훼손될 수 있다고 보았다. 연구결과, Hoitash et al.(2007)과 달리 비정상 감사보수와 AM간에는 평균적으로는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 그러나 비정상 감사보수에 따라 양(+)과 음(-)인 표본으로 나누어 분석한 결과에서 비정상 감사보수가 양(+)인 표본은 비정상 감사보수와 AM의 크기 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고하였다. 이러한 결과에 대해 저자들은 감사인의 경제적 유대관계의 형성은 비정상 감사보수가 양(+)과 음(-)인 경우에 따라 다를 수 있으며, 감사인과 경영자간의 경제적 유대 관계의 형성은 주로 비정상 감사보수가 할증된 경우만 발생한다고 주장했다.

박종일과 최 관(2009)은 감사보수와 감사시간으로 측정된 감사품질 간에는 차이가 있다고 주장하고, 비정상 감사보수와 비정상 감사시간을 측정해 AM과의 관계를 분석하였다. 연구결과, 비정상 감사보수는 AM과 평균적으로는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 그러나 이 연구는 정상 수준 이상의 월등히 높은 감사보수를 받는 상위 구간이면 그렇지 않은 경우보다 AM과 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고했다. 이 연구는 정상 수준을 초과하는 매우 높은 감사보수를 받는 감사인의 경우만 비정상 감사보수는 감사품질과 양(+)의 관계가 있음을 제시한 것이다.

Chi et al.(2011)은 높은 감사품질의 감사인으로부터 AM을 이용한 이익조정이 제한될 때 기업은 RM에 대한 의존이 보다 커지는가를 살펴보았다. 이 연구는 감사품질의 측정치로 감사인의 산업별 전문성, Big 4 감사인여부 및 감사인 임기와 RM과의 관계를 분석했는데, 특히 이익조정 유인이 강한 이익목표(적자회피, 전기 이익감소 회피, 재무분석가의 이익예측치의 약간 초과달성여부)의 약간 초과달성이 의심되는 기업 및 유상증자기업을 대상으로 하였다. 연구결과, 산업 전문감사인, Big 4 감사인, 감사인 임기는 이전 연구들과 같이 AM과 유의한 음(-)의 관계가 있

11) Choi et al.(2011)의 연구는 이러한 성향을 법적체제(legal regime)가 강한 국가와 약한 국가간에 높은 감사품질의 감사인과의 관계를 통해 살펴보았다.

는 것으로 나타났다. 그러나 이 연구의 주된 관심사항인 산업전문성이나 Big 4 감사인이 감사한 경우 및 감사인 임기가 길어질수록 RM과는 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 추가분석으로 감사품질의 또 다른 측정치인 감사보수를 이용한 경우도 앞서와 일치된 결과로 나타났다.¹²⁾ 이 연구는 이러한 결과에 대해 높은 감사품질의 감사인은 기업의 AM 정도는 제한하지만, 의도하지 않은 결과(unintended consequence)로서 감사품질이 높은 감사인이 감사할 경우 기업은 AM이 제한될수록 미래에 비용이 발생될 수 있지만 RM을 통한 이익조정에 더 의존하게 된다고 주장했다. 그러나 이 연구는 추가분석 결과에서 감사보수와 이익조정 간의 관계를 살펴봄에 있어 앞서 Hoitash et al.(2007), Coulton et al.(2007), Choi et al.(2010), 박종일과 최 관(2009)과 달리 실제 감사보수 측정치를 이용한 점에서 차이가 있다. 한편, 박정호(2012)는 상장기업을 대상으로 한 경우 RM과 비정상 감사보수 간의 관계를 살펴본 결과에서, 두 변수 간에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고했다. 이 결과는 감사인이 일반적인 수준보다 높은 감사보수를 받을 경우에 감사품질이 높다는 점에서 미국과는 다르다는 것을 보여준다.

앞서와 같이 비정상 감사보수와 이익조정간의 관계를 분석한 연구는 아니지만, Choi et al. (2011)의 연구는 국가간 자료를 이용해 법적 체계가 강한 나라와 약한 나라 간에 기업의 RM과 어떠한 관련성이 있는지를 Big 4 감사인과 연계해 살펴보았다. 연구결과, RM에 집중하는 기업은 법적 체계가 강한 국가에서 유의하게 증가하였다. 또한 RM/AM의 상대적 집중은 법적 체계가 강한 국가일수록 보다 증가되었다. 이는 AM를 통한 이익조정의 상대적 비용이 증가됨에 따라 AM에서 RM으로 기업의 이익조정이 변화되었음을 나타낸다. 그러나 Big 4 감사인은 AM뿐만 아니라 RM에 대해서도 관심을 가질 수 있기 때문에 RM/AM의 상대적 집중이 높은 기업이면 높은 감사품질(Big 4 감사인)에 의해서 완화된다는 결과를 보고하였다. 이 연구는 국가간 자료를 이용해 Big 4 감사인으로 측정된 감사품질과 법적 체계가 결합되어 기업의 상대적 또는 절대적 RM과 AM의 이익조정에 영향을 미치고 있음을 보여주었다.

2. 연구배경과 가설의 설정

앞서 선행연구의 검토에서 살펴본 바와 같이 국외의 경우 감사보수와 감사품질 간의 관계를 알아본 과거 선행연구들에서의 검증결과는 연구에 따라 상이한 결과로 나타나 혼재된 증거(mixed evidences)가 보고되었다. 즉 선행연구에서는 비정상 감사보수와 AM 간에 양(+)의 결과

12) Chi et al.(2011)의 연구에서 추가분석으로 다루고 있는 감사보수와 AM 및 RM간의 관계를 분석함에 있어, 이 연구는 자연로그 값을 취한 실제 감사보수 측정치를 이용하고 있다는 점에서 본 연구의 비정상 감사보수 측정방법과는 차이가 있다. 또한 본 연구는 비상장기업을 대상으로 전체표본을 이용한 일반적인 연구설계로 이루어진데 반해, Chi et al.(2011)의 연구는 상장기업의 세 가지 목표이익 기준이나 유상증자와 같은 보다 강한 이익조정 유인이 발생될 수 있는 기업을 대상으로 네 가지 조건에 부합된 표본만을 검증했다는 분석대상에 차이가 있다.

가 전체표본에서 나타난 경우(Hoitash et al. 2007)와 그렇지 않고 일정한 조건에 따라 표본을 소표본(subsample)으로 나눈 결과만 나타난 경우(Coulton et al. 2007 ; Choi et al. 2010)가 있고, 또한 비정상 감사보수와 AM 간에 음(-)의 관계가 전체표본 중 감사보수가 월등히 높은 구간만 나타난 경우(박종일과 최 관 2009)와 소표본에서 Big 4 감사인이면서 AM이 음(-)인 표본만 나타난 경우(Coulton et al. 2007) 등이다. 반면, 감사품질의 대용변수와 RM 간의 관계를 살펴본 경우 Chi et al.(2011)은 이익목표치를 달성할 유인이 강한 기업을 선정해 검증하면 높은 감사품질을 제공할 것으로 기대되는 산업전문감사인, Big 4 감사인, 감사인 임기, 감사보수는 AM과 유의한 음(-)의 관계를, 그러나 이들 감사품질의 대용변수들은 모두 RM과는 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 반면, Choi et al.(2011)은 국가간 법적체계의 차이와 Big 4 감사인간의 결합에 따른 영향은 법적체계가 강할수록 Big 4 감사인의 효과는 AM을 유의하게 감소시킬 뿐 아니라, RM 역시 보다 완화시킨다는 결과를 제시했다.

Chi et al.(2011) 및 Choi et al.(2011)의 연구들에서의 분석대상이 다를 수 있지만, 결과 측면에서는 높은 감사품질을 가지고 있는 감사인이 AM에 미치는 효과는 유사하게 나타났다. 반면, RM에 미치는 효과에서는 서로 상반된 증거를 제시한 것이다. 즉 이들 두 선행연구는 감사인의 감사품질이 높을수록 AM에 대해서는 억제시킬 유인이 존재하지만,¹³⁾ RM에 대해서는 연구자에 따라 서로 다른 관점을 취하고 있다. Chi et al.(2011)의 연구는 앞서 설명한 바와 같이 기업이 사업활동의 시기와 규모를 변경시켜 실물활동을 통한 이익조정을 수행하면 외부감사인과 규제기관의 직접적인 감시·감독 및 규제의 대상이 아닐 수 있다는 선행연구(Graham et al. 2005)의 이론적 주장을 수용하고 있는 반면, 이와 달리 Choi et al.(2011)은 Chi et al.(2011)과 유사한 논의 외에도 RM이 AM보다 미래 기업성가를 보다 악화시킬 수 있다는 점에서 RM을 통한 이익의 질이 왜곡될 경우 법적 체계가 보다 강하고, 높은 품질의 감사인이 감사하는 경우라면 그렇지 않은 경우와 비교할 때 RM을 통한 이익조정을 직접적으로는 통제할 수 없지만, 간접적으로는 보다 완화시킬 수 있다는 주장이다. 또한 강선아와 전성빈(2010)은 기업특성과 RM 간의 관계를 살펴본 결과에서 Big 4 감사인과 RM 간에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고했다. 그리고 박정호(2012)는 비정상 감사보수와 RM 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다. 한편, 이상의 연구들은 상장기업을 대상으로 연구가 수행된 결과들이며, 본 연구에서 분석대상인 비상장기업에서는 어떠한 실증적 결과가 관찰되는지와 관련해서는 검증가능한(testable) 의문사항이라 할 수 있다.¹⁴⁾

13) 재량적 발생액은 감사인의 감사필 재무제표에서 추정할 수 있는 경영자의 재량적 또는 기회주의적인 이익조정치이다. 만약 엄격하고 품질이 높은 감사가 수행되었다면 경영자의 과도한 이익조정은 상당히 억제될 것이기 때문에 재량적 발생액은 감사품질과 관련이 있다(박종일과 최 관 2009). 또한 많은 감사품질을 다룬 과거 선행연구들에서는 감사보수 역시 감사품질의 대용치로 사용하고 있어서 감사보수가 많이 지급될수록 기업의 이익조정 수준이 감소될 것으로 예측한다.

14) 대부분의 연구들은 이를 알아보는데 있어 상장기업을 대상으로 분석했다. 그러나 대부분의 국가는 경

왜냐하면 일반적으로 상장기업과 비교할 때 비상장기업은 상대적으로 재무제표의 신뢰성이 낮은 반면, 소송위험도 낮은 제도적 환경에 처해 있기 때문에 기업특성과 환경이 상이할 수 있다(Ball and Shivakumar 2005 ; Chaney et al. 2004 ; Hope and Langli 2010 ; Hope et al. 2010 등).¹⁵⁾ 일례로, Ball and Shivakumar(2005)는 영국기업을 대상으로 상장기업과 비상장기업에 대해 보수적인 성향에 대해 비교분석한 결과에서 비상장기업의 이익의 질(earnings quality)이 더 낮다는 결과를 제시하였고, Burgstahler et al.(2006)은 유럽국가들을 대상으로 상장기업과 비상장기업 간의 이익조정 정도를 비교분석한 결과에서, 유럽 비상장기업에서 이익조정 행위는 널리 만연된 현상임을 실증적 증거로 제시하였다. 또한 Coppens and Peek(2005)은 유럽 8개국을 대상으로 자본시장압력(capital market pressures)이 부재한 상황에서도 비상장기업은 여전히 이익조정 유인이 존재한다는 결과를 보고하였다. 이러한 실증적 증거에 기초할 때 상장기업보다도 비상장기업에서의 이익조정 행위는 더 보편화되어 있는 제도적 환경에 처해 있을 수 있고, 이러한 맥락에서 비상장기업에서 산출된 회계정보의 질은 낮은 수준이며, 상장기업과 달리 공개된 주식 시장이 존재하지 않아 비상장기업의 경영자는 양질의 재무보고에 대한 유인도 상대적으로 낮을 수 있다. 또한 감사인이 벌어들이는 감사보수가 자유수입제도하에서 경쟁적으로 결정되는 감사 시장에서는 보다 양질의 우수한 감사서비스를 제공하려는 감사인은 더 높은 감사보수를 받는다. 이러한 경우 품질이 높은 감사서비스를 제공하는 감사인은 자신의 명성을 유지하고 미래의 소송위험을 방지하기 위해 보다 엄격하고 보수적인 감사를 실시할 수 있고, 그 결과로 기업의 AM 및 RM의 이익조정행위를 보다 완화시킬 유인이 존재하는가는 잘 알려져 있지 않다. 앞서 Chi et al.(2011)과 Choi et al.(2011)의 논의에서 알 수 있듯이 높은 품질의 감사인이 AM보다 RM에 미치는 효과에 대해서는 서로 다른 견해가 존재하고, 또한 AM과 달리 RM에 대한 외부감사인의 감시·감독의 기능도 명확하지 않다. 따라서 감사품질이 AM보다 RM에 미치는 효과는 감사인의 보수성과 더 관련이 높을 수 있고, 높은 품질의 감사인이 AM과 RM 간의 관계에 미치는 영향 정도는 결국 실증적 분석의 문제로 귀착될 수 있다.

따라서 본 연구는 상장기업을 대상으로 한 선행연구와 달리 제도적 환경여건이 다른 비상장기업을 대상으로 분석하고 있으므로, 높은 감사보수를 받는 감사인의 감사노력이 보다 증가되어 감사품질이 높다는 선행연구에 기초해 정상 수준을 초과하는 감사보수가 기업의 두 가지 이익

제가 성장되면서 기업의 수와 종업원의 수적 측면에서 볼 때 비상장기업이 전체 경제에서 차지하는 비중은 날로 커져 가는 추세에 있다(Burgstahler et al. 2006). Allee and Yohn(2009)에 따르면, 규제기관의 감시·감독을 받는 주식이 공개적으로 거래되는 상장기업은 재무 및 수익률 자료에 대한 수집이 용이하므로 상장기업을 대상으로 한 재무보고의 질과 시장반응 사이의 관계를 살펴본 연구는 이미 많이 진행되었다. 그러나 이 연구는 상장기업과 비교할 때 규제가 덜한 비상장기업에서 재무제표의 생성 과정이나 이용에 관한 연구는 학계에 거의 알려져 있지 않다는 점을 지적했다.

- 15) St. Pierre and Anderson(1984)과 Palmrose(1997)은 미국 감사인의 소송은 전형적으로 기업이 공개된 상장기업과 관련이 있음을 발견하였다. 이와 유사하게 Palmrose(1986)은 감사보수에서 소송위험에 따른 프리미엄은 비상장기업보다 상장기업이 더 높다는 증거를 제시한 바 있다.

조정 수단인 AM 또는 RM에 미치는 효과가 있을 것으로 예상된다. 그러나 이들의 효과가 어떤 일정한 예상 방향을 가지고 있는가에 관해서는 명확한 실증적 증거가 없고, 상장기업의 경우에서도 앞서 살펴본 바와 같이 비정상 감사보수가 AM에 대해 양(+)과 음(-)의 관계 모두 존재한다는 과거 연구결과가 있고, 또한 RM의 경우에도 연구자에 따라 서로 다른 견해를 가지고 있다. 그리고 검증결과 측면에서도 선행연구에 따라 비정상 감사보수와 RM 간에 양(+) 혹은 음(-)의 관계 모두 보고되고 있다는 점에서 다음과 같이 대립가설의 형태로 비정상 감사보수와 AM 및 RM에 대해 가설 1과 2를 각각 설정하였다.

가설 1 : 비상장기업에서 비정상 감사보수와 발생액을 이용한 이익조정 간에는 관계가 있다.

가설 2 : 비상장기업에서 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에는 관계가 있다.

Ⅲ. 연구설계 및 표본

1. 연구모형의 설계

본 연구는 감사인이 받는 정상 수준 이상의 감사보수가 발생액에 기초한 이익조정과 실제 이익조정과 각각 어떠한 관계가 있는지를 분석하는데 있다. 이를 위하여 다음의 식(1)의 모형식을 설정하여 분석하고자 한다.

$$\begin{aligned}
 DA^{ROA} (or\ RM^{ROA}) = & \beta_0 + \beta_1 ABAF + \beta_2 BIG4 + \beta_3 ATEM + \beta_4 AUDCH + \beta_5 SIZE + \beta_7 LEV \\
 & + \beta_8 CFO + \beta_{10} LOSS + \beta_8 GRW + \beta_{11} LagACCR + \beta_5 AOPN + \beta_{12} SML \\
 & + \beta_{13} GROUP + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (1)$$

- 여기서, DA^{ROA} = t년도 수정된 Jones모형으로 추정(Dechow et al. 1995) 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)
- RM^{ROA} = t년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin(2010))
 $[=abprod + abde \times (-1)]$
- $RM2^{ROA}$ = t년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin(2010))
 $[=abcfo \times (-1) + abde \times (-1)]$
- $ABAF$ = t년도 비정상 감사보수(식(6)의 감사보수 결정모형으로 추정)
- $BIG4$ = t년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0
- $ATEM$ = t년도 감사반으로부터 감사받은 기업이면, 아니면 0
- $AUDCH$ = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0
- $SIZE$ = t년도 총자산의 자연로그 값

<i>LEV</i>	= t년도 부채비율(=총부채/총자산)
<i>CFO</i>	= t년도 영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산
<i>LOSS</i>	= t년도 전기부터 3년전까지 적어도 한번 이상 손실이 발생된 기업이면 1, 아니면 0
<i>GRW</i>	= t년도 매출액 성장성[=(매출액 _t -매출액 _{t-1})/총자산 _{t-1}]
<i>LagACCR</i>	= t년도 전기 총발생액
<i>AOPN</i>	= t년도 전기 비적정 감사의견을 받은 기업이면 1, 적정 감사의견이면 0
<i>SML</i>	= t년도 중소기업이면 1, 아니면 0
<i>GROUP</i>	= t년도 기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0
<i>ΣIND</i>	= 산업별 더미변수
<i>ΣYD</i>	= 연도별 더미변수
<i>ε</i>	= 잔차항

위에 제시된 식(1)에서 종속변수는 이익조정 측정치(AM, RM)이다. 본 연구는 두 가지 이익조정 대응치를 사용하였는데, AM은 발생액을 통한 이익조정인 재량적 발생액(discretionary accruals)이고, RM은 실제 이익조정(real earnings management)이다. 재량적 발생액은 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)에 따라 추정한 후 기업성과 ROA를 대응시켜 계산된 ROA 성과대응 측정치(이하 DA^{ROA})를 이용하였다(Kothari et al. 2005). 실제 이익조정은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 세 가지 RM 측정치인 비정상 영업현금흐름(abnormal cash flow from operation ; 이하 $abcfo$), 비정상 생산원가(abnormal production ; $abprod$), 비정상 재량적 지출(abnormal discretionary expense ; $abde$)을 각각 추정한 후, 이들 개별 측정치를 이용하여 분석하는 것 외에도 Cohen and Zarowin (2010)의 방법에 따라 조합된 RM1과 RM2 측정치를 사용하였다. 또한 RM 측정치의 경우에도 AM의 경우와 같이 기업성과와 밀접한 관련성이 있다는 이전 연구에 따라 Kothari et al.(2005)의 방법을 적용해 ROA 성과를 대응한 측정치($RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$)를 분석에 사용하였다.¹⁶⁾ 따라서 AM과 RM의 경우 모두 성과미대응 측정치(DA , $RM1$, $RM2$, $abcfo$, $abprod$, $abde$)와 성과대응 측정치(DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$, $abcfo^{ROA}$, $abprod^{ROA}$, $abde^{ROA}$)가 검증결과의 비교목적상에 이용되었다.

본 연구에서 관심변수는 비정상 감사보수(abnormal audit fees ; 이하 ABAF)이며, 이 변수는 다음에 후술될 식(6)의 감사보수 결정모형에서 추정된 잔차항이 이용되었다(Hoitash et al. 2007 ; Coulton et al. 2007 ; Choi et al. 2010).¹⁷⁾ 비정상 감사보수는 영(0)을 기준으로 양(+)의 값이면 정상 수준보다 높은 감사보수를 나타내며, 음(-)의 값이면 정상 수준보다 낮은 할인된 감사보수를 나타낸다. 또한 본 연구는 ABAF에 대해 연속변수 외에도 이산변수($ABAF^{POS}$)로 측정한 후 검증결과를 비교분석했는데, 영(0)을 기준으로 ABAF가 양(+)의 값이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정했다(Choi et al. 2010).

16) 재량적 발생액과 실제 이익조정과에 대한 구체적인 측정방법은 다음의 소절에서 구체적으로 설명한다.

17) 비정상 감사보수의 구체적인 측정방법은 후술한다.

식(1)은 ABAF와 AM 간의 관계 및 ABAF와 RM 간의 관계를 살펴보는 데 있어 이익조정에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 모형식이다. 만일 비정상 감사보수가 감사품질의 측정치라면 ABAF와 AM 간 또는 ABAF와 RM 간에는 유의한 음(-)의 관계가 기대된다($\beta_1 > 0$). 즉 이러한 관계가 나타난다면 높은 감사보수는 감사품질의 향상과 관련된 결과임을 나타낸다. 만일 그렇지 않고 비정상 감사보수가 증가할수록 감사인과 경영자간의 경제적 유대관계를 형성한다면 비정상 감사보수가 높을수록 기업의 이익조정 정도는 증가할 수 있으므로, ABAF와 AM 간 또는 ABAF와 RM 간에는 유의한 양(+)의 관계가 기대된다($\beta_1 < 0$). 이는 높은 감사보수는 덜 보수적인 감사와 관련된 결과임을 나타낸다.

한편, 모형식(1)에서는 또 다른 감사품질 측정치로 Big 4 감사인여부로 측정된 BIG4 변수를 고려하였다(Becker et al. 1998 ; Francis et al. 1999 ; Johnson 2002 ; Balsam et al. 2003 ; 강선아와 전성빈 2010 등).¹⁸⁾ 그 외에도 비상장기업의 특성상 상장기업과 달리 감사반이 회계감사를 수행할 수 있으므로, 이를 고려한 ATEM 변수를 포함했다. BIG4 변수는 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수이고(Choi et al. 2010 ; 박종일과 최 관 2009 등), ATEM 변수는 감사반으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정했다. BIG4는 유의한 음(-)의 값이 예상되며, 감사받은 기타 감사인보다 감사품질이 높지 않을 수 있으므로, ATEM은 유의한 양(+)의 값이 예상된다($\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$).

식(1)의 고려된 통제변수의 선정은 이익조정 관련연구들에서 고려된 변수를 포함하였다(Choi et al. 2010 ; 박종일과 광수근 2007 ; 최종학 등 2005 ; 박종일 2003 등).¹⁹⁾ 즉 감사인 교체(AUDCH), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEVE), 영업현금흐름(CFO), 이전 손실발생여부(LOSS), 매출액 성장성(GRW), 전기 총발생액(LagACCR), 감사의견(AOPN), 중소기업여부(SML), 기업 집단 소속여부(GROUP) 및 산업별로 기업의 이익조정 행위에 따른 차이를 통제하기 위한 산업 더미(Σ IND)와 경제적 환경 변화가 기업의 전반적인 특성에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위한 연도더미(Σ YD)를 모형식에 추가로 고려했다. 변수와 관련한 구체적인 측정과 정의는 식(1)의 하단에 보고된 사항과 같다. 한편, RM의 경우는 다변량 회귀분석에서 설명변수에 대해 잘 정립된 선행연구가 없어, 본 연구는 AM 관점에서 설명변수를 모형식에 고려했다. 즉 식(1)의 모형식은 AM 관점에서 설정되었으며, 이를 RM에도 준용한 것이다. 그러한 점에서 통제변수의 설명은 AM 관점에서 설명한다. 구체적인 통제변수의 선정 이유는 다음과 같다.

18) 현재 미국의 대형회계법인인 Big 4와 제휴관계에 있는 국내의 회계법인은 삼일, 삼정, 안진 및 한영회계법인이다. 본 연구는 BIG4 측정시 해당연도에 Big 5인 경우도 고려하였다.

19) 이들 통제변수의 선정은 기존 상장기업을 대상으로 한 선행연구에 기초하며, 주로 재량적 발생액에 영향을 미치는 것으로 알려진 통제변수를 모형식에 고려하였다. 그러한 이유에는 비상장기업과 관련한 이익조정 모형은 잘 알려져 있지 않고, 또한 실제 이익조정의 경우 역시 다변량 회귀분석상에 통제변수의 선정이 정교하게 된 모형식의 제시가 기존에 없기 때문이다. 한편, ATEM, SML 및 GROUP 변수는 비상장기업의 기업특성을 추가로 고려하여 모형식에 포함한 것이다.

AUDCH는 DeFond and Subramanyam(1998), 박종일과 곽수근(2007) 및 신용인 등(2007)의 연구에서 감사인 교체기업의 재량적 발생액은 그렇지 않은 경우에 비해 더 높다는 결과에 따라 모형식에 고려하였다. 선행연구에 따르면, SIZE는 여러 다양한 생략된 변수들(correlated omitted variables)의 대용변수로 간주될 수 있어 모형식에 고려했다(DeFond and Subramanyam 1998 ; 박종일과 곽수근 2007 등). LEV는 DeFond and Jambalvo(1994)에서 부채비율이 높은 기업일수록 재량적 발생액을 보다 증가시킬 유인이 있음을 보고한 바 있다. 그러나 국내 연구들에서는 두 변수 간에 주로 음(-)의 관계로 나타남을 보고한 연구들이 많았다(박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 곽수근 2007 ; 박종일 2003 ; Ashbough et al. 2003 등). CFO는 Dechow et al.(1995)에서 AM과 체계적인 음(-)의 관계가 있음을 보고해 모형식에 포함했다. LOSS는 적자를 보고한 기업이면 보고이익을 상향조정할 유인이 높다는 선행연구에 따라 포함하였다(Choi et al. 2010 ; Hoitash et al. 2007 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 곽수근 2007 등). GRW는 윤순석(2001) 및 박종일과 곽수근(2007)의 연구에서 성장성이 높은 기업일수록 경영자의 이익조정 유인이 더 높다고 결과에 따라 고려되었다. LagACCR는 전기 이익조정의 반전 효과를 통제할 목적에서 포함되었다(DeFond and Subramanyam 1998 ; Ashbaugh et al. 2003 ; 박종일과 곽수근 2007 등). AOPN는 이익조정과 관련이 있다는 Butler et al.(2004)의 연구에 따라 고려되었다. SML는 비상장기업의 특성상 작은 기업이 많고, 이들 작은 기업들은 큰 기업과 비교할 때 보고이익을 상향조정할 유인이 높을 수 있어 모형식에 추가한 것이다. GROUP는 비상장기업의 특성상 재벌계열에 속한 기업들이 다수 존재하고, 이들 기업은 관계기업을 이용하여 내부거래와 상호지급보증 등의 이익조정행위를 할 수 있어 모형식에 고려했다. 그러나 이상의 통제변수와 이익조정 간의 관계는 상장기업과 AM과의 관계를 중심으로 논한 사항이므로, 비상장기업과 RM 간의 관계에서 어떠한 결과가 나타날지는 실증적 문제로 판단된다.

가. 재량적 발생액의 추정모형

본 연구는 AM 측정치에 대해서는 가장 보편적으로 사용되어 온 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)을 이용해 재량적 발생액(discretionary accruals ; DA)을 추정했다. 추정에 사용된 모형식은 식(2)와 같다. 이를 추정함에 있어 산업과 연도별로 횡단면 분석을 통해 DA를 추정했으며, 재량적 발생액은 식(2)로부터 얻어진 잔차항이다.²⁰⁾ DA는 이익조정 정도와 재무제표의 오류 가능성을 나타내며, 선행연구에서는 DA의 크기 및 부호를 기업의 이익조정 정도와 방향으로 사용해 왔다.

20) 식(2)의 모형식에서 관측치가 30개 이상 존재하는 산업표본을 사용하여 횡단면적으로 산업-연도별로 추정하였다. 또한 30개 미만의 산업에 대해서는 기타로 분류해 추정했다. 이러한 절차는 실제 이익조정 측정치의 모형식인 식(3)부터 식(5)까지의 경우에서도 동일하게 적용했다.

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서, 종속변수

TA_t = t기 당기순이익 - 영업활동으로 인한 현금흐름

독립변수

A_{t-1} = t기 기초총자산

ΔREV_t = t기 매출액의 변화분

ΔREC_t = t기 매출채권의 변화분

PPE_t = t기 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)

ε_t = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

나. 실제 이익조정의 추정모형

실물활동을 통한 이익조정에 대한 중요성은 Graham et al.(2005)의 설문조사 결과에서 나타났으며, RM에 대한 측정은 Roychowdhury(2006)의 연구에서 처음으로 추정모형식이 제안되었다. 본 연구는 Roychowdhury(2006)의 모형식을 이용해 세 가지 RM의 측정치인 비정상 영업현금흐름(abnormal cash flow from operation ; 이하 abcfo), 비정상 생산원가(abnormal Production ; abprod), 비정상 재량적 지출(abnormal discretionary expense ; abde)을 각각 추정하였다.²¹⁾ Roychowdhury(2006)의 연구에서 사용된 추정방법은 Dechow et al.(1998)의 방법에 따라 정상적 영업현금흐름, 생산원가 및 재량적 지출이 매출액과 매출액의 변화분에 비례한다는 가정에 기초하고 있으며, 각 추정에 사용된 모형식은 다음의 식(3)부터 식(5)까지와 같다.²²⁾ 이들 세 가지 RM의 경우도 앞서 DA의 추정절차와 같고, 각 세 가지 RM의 측정치는 식(3)부터 식(5)까지의 잔차항이다.²³⁾

- 21) 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 매출을 증가시키는 방법은 일시적으로 보고이익을 증가시키지만 현금흐름 수준은 낮아지는 결과를 초래한다. 또한 생산원가를 낮추기 위한 과잉생산을 하면, 매출이 일정하다고 가정할 때 당기 보고이익은 증가될 수 있지만 현금흐름은 낮아지는 결과를 초래한다. 그리고 재량적 지출을 감소시켜 당기 보고이익을 증가시키는 방법은 미래 현금흐름을 낮추는 위험은 있지만, 당기 현금흐름은 증가될 수 있다(Roychowdhury 2006 ; Cohen et al. 2008 ; Cohen and Zarowin 2010 등). 따라서 실제 이익조정에 대한 연구들은 영업현금흐름의 감소, 생산원가의 증가, 재량적 지출의 감소 등의 현상을 이익조정 행위의 결과로 간주한다. 본 연구에서는 이들 세 가지 변수들에 대해 결과해석의 편의상 이익조정이 증가되는 방향으로 설정하기 위하여 abcfo와 abde 변수에 (-1)의 값을 곱해 계산했다. 이렇게 함으로써 실제 이익조정의 각 변수들이 양(+)의 값을 가지면 이익조정의 방향이 증가됨을 나타내며, 음(-)의 값을 가지면 감소되는 것으로 해석이 가능해진다.
- 22) 한 예로, 식(3)의 경우에서 당기 정상적인 영업활동을 통해 창출되는 현금흐름은 당기 매출액과 당기 매출액의 증감분의 선형함수임을 가정한 것이다. 식(4) 및 식(5)의 각각 매출원가와 재고자산의 변화분의 합계로 구성된 생산원가 및 재량적 지출 역시 식(3)의 경우와 유사한 가정한다.
- 23) 다만, 식(2)와 달리 식(3)부터 식(5)까지는 선행연구와 같이 상수항을 포함한 모형식을 사용하여 추정하였다(Roychowdhury 2006 ; Cohen and Zarowin 2010 등). 식(2)에 대해서 상수항을 포함하여 추정한 재량적 발생액의 결과는 본 연구에서 보고된 검증결과를 확인한 결과에서 질적으로 유사하여 지면상

$$CFO_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$DE_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서, 종속변수

CFO = t기 영업활동으로 인한 현금흐름

$PROD$ = t기 생산원가 (= $COGS$ [매출원가] + $L\Delta INI$ [Δ 재고자산])

DE = t기 재량적 지출, 여기서 DE 는 김지홍 등(2008)의 측정방법에 따라 측정함²⁴⁾

독립변수

A = t기 기초총자산

S = t기 매출액

ΔS = t기 매출액의 변화분

ε = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

또한 본 연구는 식(3)부터 식(5)까지 추정된 각각의 세 가지 개별 RM 측정치에 대해 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 각 조합을 구성하여 변수로 이용했다(Cohen et al. 2008 ; Cohen and Zarowin 2010 ; 최종서와 곽영민 2010 등). 즉 식(3)부터 식(5)까지에서 얻어진 잔차항 $abcfo$, $abprod$, $abde$ 에 대해 RM1과 RM2를 계산하였는데, RM1은 $abprod$ 과 $abde \times (-1)$ 을 합산한 측정치이고, RM2은 $abcfo$ 과 $abde \times (-1)$ 을 합산한 측정치이다.²⁵⁾

다. ROA 성과대응 이익조정의 측정

이익조정 측정치는 추정과정이 수반되므로, 추정오차(measurement error)의 문제를 가지고 있다. 특히 선행연구들에서는 Jones모형(1991) 및 수정된 Jones모형(1995)에서 추정된 DA는 기업 성과(firm performance)에 따른 추정오차의 문제에 보다 민감한 것으로 보고된 바 있다(Kothari et al. 2005 ; Kasznik 1999 ; Dechow et al. 1995 등). 따라서 본 연구는 Kothari et al.(2005)의 연구방법에 따라 총자산이익률(ROA)을 통제한 후의 추정치인 ROA 성과대응 재량적 발생액(이하

선행연구와 일치되게 상수항이 제외된 결과만을 보고했다.

- 24) 최종서와 곽영민(2010)은 재량적 지출을 판매비와 관리비 전체로 측정한 반면, 김지홍 등(2008)의 연구는 복리후생비 + (일반관리비 - 세금과공과 - 감가상각비 - 임차료비용 - 보험료) + 판매비 + (연구비 + 경상연구개발비 + 경상개발비)로 조정 후 측정하였다. 본 연구는 김지홍 등(2008)의 방법에 따라 재량적 지출을 측정했다. 한편, 최종서와 곽영민(2010)의 연구는 국내 자료를 이용해 비상장기업에서 RM을 통한 이익조정 유인이 존재한다는 결과를 보고한 바 있다.
- 25) 여기서 다른 변수와 달리 $abcfo$ 과 $abprod$ 를 합산하여 측정하지 않은 이유는 Roychowdhury(2006)와 Cohen and Zarowin(2010)의 연구에서 설명하고 있듯이 세 변수를 단순 합산하여 측정하면 이중계산의 문제가 있기 때문이다.

DA^{ROA})을 측정하고, 이를 앞서 DA와 병행해 비교분석을 수행하였다.²⁶⁾ 또한 RM의 경우도 앞서 설명한 것처럼 기본적으로 추정절차는 DA와 유사하고, 이에 따른 측정오차의 문제가 존재한다는 Cohen et al.(2011)의 결과에 따라 앞서 DA^{ROA}와 동일한 절차로 RM의 경우도 ROA 성과대응 측정치를 이용하여 $abcfo^{ROA}$, $abprod^{ROA}$, $abde^{ROA}$ 및 $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$ 를 측정하고, 성과미대응 측정치들과 병행해 비교분석을 수행한다. 따라서 본 연구는 이익조정 측정방법에 대해 AM 및 RM 측정치 모두 성과미대응과 ROA 성과대응 측정치를 이용한 검증결과를 살펴보았다.²⁷⁾ 이러한 방법은 검증결과에 대한 비교가능성 외에도 일관성의 확인 측면에서도 유용할 수 있다.

라. 비정상 감사보수의 추정모형

식(1)의 모형식에서 관심변수는 비정상 감사보수(ABAF)이다. 이를 추정하기 위해서는 감사 보수 결정모형을 이용하여 정상적인 감사보수를 먼저 추정해야 한다(Choi et al. 2010). 본 연구는 선행연구들에 따라 감사보수에 영향을 미치는 결정요인으로 보고된 통제변수와 추가로 비상장기업의 특성을 고려하여 통제변수를 선정했다(곽수근과 박종일 2010 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 박찬웅 2007 ; 권수영 등 2005 ; Choi et al. 2010 ; Simunic 1980 등). 본 연구에서 선정 한 감사보수 결정모형은 아래의 식(6)과 같다.

$$\begin{aligned}
 AF_t = & a_0 + b_1BIG4_t + b_2ATEM_t + b_3FIRST_t + b_4AUDREG_t + b_5CON_t + b_6FORFEE_t + b_7SIZE_{t-1} \\
 & + b_8LEV_{t-1} + b_9LIQ_{t-1} + b_{10}INVREC_{t-1} + b_{11}EXPT_{t-1} + b_{12}ROA_{t-1} + b_{13}LOSS_{t-1} \\
 & + b_{14}NEGE_{t-1} + b_{15}GRW_{t-1} + b_{16}ISSUE_{t-1} + b_{17}AOPN_{t-1} + b_{18}SML_t + b_{19}GROUP_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{6}$$

26) 구체적인 ROA 성과대응 재량적 발생액에 대한 추정절차는 다음과 같다. 산업-연도별 횡단면 자료를 이용하여 식(2)의 회귀식을 통해 개별 DA(ε_{jt})를 추정한 후 연도별로 다시 ROA 수준에 따라 10분위수(percentiles)로 구분하였다. 구분된 10분위수의 각 등급구간에 해당되는 DA의 중위수(median DA)를 구한 후, 이 값을 해당연도 개별 기업의 DA에서 차감하여 기업성과(ROA)가 조정된 DA(DA^{ROA})를 계산하였다. 그 산식은 다음과 같다. j는 개별기업을 g는 10분위수를 표시한다.

$$DA_{j,g}^{ROA} = DA_{j,g} - \text{median}(DA)_g$$

RM^{ROA} 측정치들의 경우도 위의 DA^{ROA}와 동일한 추정절차에 따라 계산되었다.

27) AM 및 RM 측정치에 대해 이전 연구들은 이들 변수에 대해 절대값을 취한 후 검증결과를 보고했던 연구들이 있다. 그러나 본 연구는 이러한 측정방법을 별도로 고려하지는 않았다. 그 이유는 Ashbaugh et al.(2003)의 연구는 이익조정 연구에서 재량적 발생액에 절대값을 취해 분석하면 재량적 발생액이 음(-)인 기업도 양(+)인 기업과 같은 분포를 구성하고 영(0) 이하의 구간이 사라져서 재량적 발생액의 크기로 측정된 분포 구간의 경우 일반적인 정규분포 가정에서 심각한 위배가 될 수 있다는 지적을 하고 있기 때문이다. 또한 RM 측정치들 역시 Roychowdhury(2006)의 연구에서 모형식을 처음 제안할 때 세 가지 RM 측정치 모두는 기본적으로 보고이익의 상향조정을 포착하기 위해서 개발된 모형식이기 때문이다. 따라서 이들 측정치에 절대값을 취하지 않고 검증하는 것이 개념적으로는 내적타당성을 높일 수 있다.

여기서, AF = 감사보수의 자연로그 값

$BIG4$	= Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0
$ATEM$	= 감사반이면 1, 아니면 0
$FIRST$	= 초도감사기업이면 1, 아니면 0
$AUDREG$	= 감사인 지정기업이면 1, 아니면 0
CON	= 연결재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0
$FORFEE$	= 영문재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0
$SIZE$	= 총자산의 자연로그 값
LEV	= 부채비율(=총부채/총자산)
LIQ	= 유동비율(=유동자산/유동부채)
$INVREC$	= 재고자산 및 매출채권 비율[=(재고자산+매출채권)/기초총자산]
$EXPT$	= 수출비중(=해외매출액/총매출액)
ROA	= 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)
$LOSS$	= 이전 3년간 적어도 한번 이상 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0
$NEGE$	= 자본잠식기업이면 1, 아니면 0
GRW	= 매출액의 변동
$ISSUE$	= 전기 대비 주식 및 사채발행 조달액/기초총자산
$AOPN$	= 적정의견 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0
SML	= 중소기업이면 1, 아니면 0
$GROUP$	= 기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0
ΣIND	= 산업별 더미변수
ΣYD	= 연도별 더미변수
ε	= 잔차항

편의상 아래첨자는 생략함

식(6)의 종속변수는 자연로그 값을 취한 감사보수(AF)이고, 모형식의 고려된 설명변수는 Big 4 감사인여부($BIG4$), 감사반여부($ATEM$), 초도감사여부($FIRST$), 감사인 지정여부($AUDREG$), 연결재무제표 작성여부(CON), 영문재무제표 작성여부($FORFEE$), 기업규모($SIZE$), 부채비율(LEV), 유동비율(LIQ), 재고자산과 매출채권 비중($INVREC$), 수출비중($EXPT$), 총자산이익률(ROA), 손실 발생여부($LOSS$), 자본잠식여부($NEGE$), 매출액의 성장성(GRW), 주식 및 사채발행 조달액($ISSUE$), 감사의견($AOPN$) 및 산업더미(ΣIND)과 연도더미(ΣYD) 변수를 모형식에 고려했다.²⁸⁾²⁹⁾

28) 본 연구의 모형식은 기본적으로 곽수근과 박종일(2010)의 감사보수 결정모형에 기초한다. 변수 선정과 관련한 설명은 지면상 생략하였다. 이와 관련한 자세한 내용은 곽수근과 박종일(2010)의 연구를 참조하기 바란다.

29) 국내의 경우 외부감사계약서상에 당해연도의 감사보수는 직전연도의 재무자료를 기초로 결정되기 때문에 식(6)의 감사보수는 당해연도 자료를, 재무자료는 직전연도의 자료가 사용된다(박종일과 최 관 2009 ; 박종일과 박찬웅 2007 ; 권수영과 김문철 2001 등). 다만, 식(6)에서 변수 특성상 $BIG4$, $ATEM$, $FIRST$, $AUDREG$, CON , $FORFEE$, SML , $GROUP$ 변수는 AF 변수와 같이 t 시점이 보다 적절한 측정방법이므로 t 시점으로 측정되었다(곽수근과 박종일 2010 ; 박종일과 최 관 2009 등).

비정상 감사보수(ABAF)는 식(6)의 회귀식을 이용하여 얻어진 잔차항이다(Choi et al. 2010 ; Caramanis and Lennox 2008 ; Hoitash et al. 2007 ; 박종일과 박찬용 2007 등). 식(6)의 종속변수인 감사보수(AF)는 금액변수에 절대값을 취한 절대적 개념의 측정치인데 반해, 식(6)을 통해 얻어진 비정상 감사보수(ABAF)는 감사인이 벌어들인 감사보수 중 정상수준에서 벗어나는 과대(또는 과소)지급된 감사보수가 차지하는 비중을 나타내는 상대적 개념의 측정치이다(박종일과 최 관 2009). 즉 정상 감사보수를 초과한 감사보수는 과대지급된 감사보수로서 ABAF는 양(+)의 값을 가지며, 정상 감사보수보다 낮은 감사보수는 과소지급된 감사보수로서 ABAF는 음(-)의 값을 가진다.

2. 표본의 선정

본 연구는 2004년부터 2008년까지 한국거래소(KRX)에 상장된 기업을 제외한 비상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산기업
- (3) 한국공인회계사회 데이터베이스로부터 해당연도의 회계법인 감사계약서상 감사보수 및 이와 관련한 세부 자료와 피감사의인에 특성에 대한 자료가 입수가 가능한 기업
- (4) NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에서 필요한 재무자료가 입수가 가능한 기업
- (5) 외부감사를 받은 기업

가설의 검증을 위하여 본 연구에서는 비상장기업을 표본으로 선정하였다. 본 연구에서 분석기간은 자료의 이용가능성을 고려해 결정되었다. 즉 본 연구는 회계법인의 감사계약서상의 감사보수 자료가 수집된 한국공인회계사회로부터 2004년부터 2008년까지 5년간의 감사보수 자료를 제공받아 사용하였다. 따라서 표본기간은 2004년부터 2008년까지의 기간에 해당한다. 조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하기에 동일한 조건하에서 비교가능성을 제고시키기 위해서였다. 조건 (2)는 표본의 동질성 확보를 위하여 추가된 사항이고, 조건 (3)과 (4)는 자료원에 관한 사항이다. 본 연구는 감사보수 자료에 대해서는 한국공인회계사회의 데이터베이스로부터 추출된 자료를 이용했으며, 기타 식(1)의 모형식에 이용된 재무자료는 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에서 필요한 자료를 추출하였다. 조건 (5)는 외부감사를 받지 않은 기업의 경우 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있기 때문에 표본에서 제외시켰다. 한편, 본 연구에서 변수의 극단치 처리에 있어 식(1)의 모형식에 사용된 총자산과 더미변수를 제외하고 나머지 연속변수의 경우에는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 하였다(권수영과 기은선 2011). 또한 이익조정 측정치에 대해서는 매우 높은 값들이 다수 존재하여 추가로

± 2 를 기준으로 조정한 후 검증하였다(Mills and Newberry 2001). 이상의 조건에 따라 선정된 비상장기업의 최종표본은 분석기간 동안에 50,669개 기업/연 자료였다.

<표 1>은 표본의 산업별 분포를 보여주고 있다. 업종은 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 산업분류기준에 따라 분류하였다. <표 1>에서 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 볼 수 있다. 대략 절반인 51%가 제조업이며,³⁰⁾ 다음이 도매 및 소매업(10.8%, 5,455개 기업/연), 부동산 및 임대업(10.4%, 5,248개 기업/연), 건설업(9.3%, 4,697개 기업/연) 순으로 표본에서 차지하는 비중이 높게 나타났다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

업 종	비상장기업 표본	
	빈도수	백분율(%)
제조업	25,851	51.0
건설업	4,697	9.3
도매 및 소매업	5,455	10.8
숙박 및 음식업	899	1.8
운수업	2,108	4.2
부동산 및 임대업	5,248	10.4
사업서비스업	2,915	5.8
오락, 문화 및 운동관련 서비스업	1,964	3.9
기타공공, 수리 및 개인서비스업	472	0.9
기 타	1,060	2.1
합 계	50,669	100.0

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

<표 2>에는 감사보수의 연도별 추이를 감사인 유형별로 나타내었다. 비상장시장에서 Big 4 감사인은 한 기업당 감사보수는 평균 48,394천원이었고, Local 감사인은 평균 23,038천원, 그리고 ATEM은 평균 14,594천원으로 순차적으로 감사보수가 낮게 나타났다.³¹⁾

30) 지면상 별도의 표로 제시하지는 않았지만, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업의 산업별 구성을 확인해 본 결과, 전 업종에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있었다.

31) Big 4는 Local에 비해 평균 2.1배(=48,394/23,038) 더 높고, ATEM보다는 평균 3.3배(=48,394/14,594) 이상 높다. 또한 Local은 ATEM에 비해 평균 1.6배(=23,038/14,594) 정도 높다. Big 4 감사인이 여타 감사인보다 감사보수가 높다는 것은 보다 우수한 감사서비스의 제공과 관련이 있다(곽수근과 박종일 2010 ; 권수영 등 2005 ; 권수영과 김문철 2001 ; Palmrose 1989, 1986 등).

〈표 2〉 비상장기업에서 연도별 감사보수 추이

연도 구분	2004	2005	2006	2007	2008	평균 (합계)
<i>Big 4</i>	41,451 (2,991)	45,266 (3,086)	49,434 (3,320)	51,513 (3,521)	52,883 (3,561)	48,394 (16,479)
<i>Local</i>	22,967 (3,347)	23,644 (4,048)	23,486 (4,798)	22,932 (5,870)	22,515 (7,179)	23,038 (25,242)
<i>ATEM</i>	13,507 (1,316)	14,158 (1,591)	14,421 (1,779)	14,539 (2,031)	14,594 (2,231)	14,594 (8,948)
<i>Total</i>	28,564 (7,654)	29,660 (8,725)	30,638 (9,897)	30,298 (11,422)	29,519 (12,971)	29,793 (50,669)

주1) Big 4는 Big 4 제휴법인을, Local은 Big 4와 감사반을 제외한 경우를, ATEM은 감사반 감사를 나타냄.

주2) 괄호 밖의 수치는 연도별 평균 감사보수(단위 : 천원)이고, 괄호 안의 수치는 기업수를 나타냄.

Big 4와 ATEM은 1994년보다 2008년으로 갈수록 점차 감사보수에서 증가 추이를 보이지만, Local은 오히려 소폭 감소되는 추이로 나타나고 있다. 즉 Big 4의 경우 2004년에 비해 2008년도에 들어 28%($= (52,883 - 41,451) / 41,451$) 증가를, ATEM은 8% 증가된 반면, Local은 오히려 2% 감소했다. 그러나 연도별 기업수의 증가 면에서는 Local이 Big 4와 ATEM에 비해 월등히 높은 증가세를 보인다. 즉 Local은 2004년보다 2008년에 들어 2배 이상인 114%($= (7,179 - 3,347) / 3,347$)가 증가된 반면, ATEM은 70%의 증가를, Big 4는 19%의 증가에 불과했다. 이는 Local이 비상장시장에서 여타 감사인보다 상대적으로 감사보수 할인 현상이 높았기 때문으로 보인다.

전체표본의 경우 비상장기업에서 한 기업당 평균 29,793천원의 감사보수를 버는 것으로 나타났다. 2004년에 비해 2008년도의 감사보수 증가율이 3%($= (29,519 - 28,564) / 28,564$)에 지나지 않았다. 이는 2004년도 기업수 7,654개가 2008년도 12,971개로 5,317개 기업이 증가되어 5년 동안 기업수의 증가가 69%라는 점을 감안할 때 감사보수의 증가율이 상당히 낮은 수준임을 알 수 있다. 따라서 다른 조건이 일정하다면 기업수 증가에 비해 감사보수의 증가율이 상대적으로 낮다는 결과는 비상장기업에서 감사인간 경쟁이 치열하여 감사보수 할인 현상이 만연되어 있음을 의미하는 것이다.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계 및 차이검증

<표 3>은 식(1)의 모형식에 이용된 변수들의 기술통계를 보고하였다. 이들 변수의 특성을 간략

히 살펴보면 다음과 같다. 성과미대응 채량적 발생액(DA)의 평균(중위수)은 $-0.0014(-0.0073)$ 으로 모두 음(-)의 수치인 반면 성과대응 DA^{ROA} 는 평균(중위수)이 $0.0078(-0.0002)$ 로 중위수만 음(-)의 수치를 보인다. 반면 두 실제 이익조정 측정치 RM1과 RM2는 성과미대응의 경우 평균(중위수)이 각각 $-0.0221(-0.0156)$ 과 $-0.0904(-0.0731)$ 로 모두 음(-)의 값이지만, 성과대응 측정치(RM1^{ROA}과 RM2^{ROA})는 평균만 음(-)이고 중위수는 양(+)의 수치를 보여 차이가 있다.³²⁾ 또한 비정상 감사보수(ABAF)는 평균(중위수)이 $0.0008(0.0053)$ 으로 영(0)을 약간 상회한 수치를 보이며, 비정상 감사보수가 양(+)인 표본(ABAF^{POS})은 평균 50.7%로 대략 표본의 절반 수준이다. BIG4의 평균은 32.5%로 나타나 상장기업과 비교할 때 비상장기업에서의 Big 4 감사인의 비중은 낮은 수준이었다.³³⁾ 또한 ATEM의 평균이 17.7%로 나타나 상장기업에서 감사반이 감사업무를 수행하지 못한다는 점을 감안할 때 비상장시장에서 감사반의 외부감사 비중은 높은 편이었다. 그리고 AUDCH의 평균이 14.5%로 나타나 표본에서의 감사인 교체비율이 대략 15%로 나타났다.

〈표 3〉 주요 변수에 대한 기술통계

변 수	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
DA	-0.0014	-0.0073	0.340	-2.000	2.000
DA ^{ROA}	0.0078	-0.0002	0.338	-2.000	2.000
RM1	-0.0221	-0.0156	0.435	-2.000	2.000
RM2	-0.0904	-0.0731	0.447	-2.000	2.000
RM1 ^{ROA}	-0.0065	0.0016	0.432	-2.000	2.000
RM2 ^{ROA}	-0.0073	0.0015	0.441	-2.000	2.000
ABAF	0.0008	0.0053	0.361	-0.996	0.873
ABAF ^{POS}	0.507	1	0.500	0	1
BIG4	0.325	0	0.468	0	1
ATEM	0.177	0	0.381	0	1
AUDCH	0.145	0	0.352	0	1
SIZE	17.190	16.897	1.129	12.700	24.901
LEV	0.625	0.638	0.293	0.050	1.522

32) DA와 RM의 각 세 가지 측정치 모두 평균에서 영(0)과 차이가 있는 것은 처음 추정치의 경우 각각 영(0)에 근접된 값이었으나, 본 연구는 극단치 조정을 위하여 상하 1% 내에서 조정을 수행했기 때문이다.

33) 예들 들어, 권수영과 기은성(2011)의 연구는 2000년부터 2008년까지 유가증권상장과 코스닥상장기업의 10,768개 기업/연 자료를 이용해 발생액의 질이 감사보수에 어떠한 관계가 있는가를 살펴본 결과에서 Big 4 감사인의 표본에서의 비중은 53.9%로 나타났다.

〈표 3〉 주요 변수에 대한 기술통계 (계속)

변 수	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>CFO</i>	0.043	0.046	0.292	-13.037	8.361
<i>LOSS</i>	0.349	0	0.477	0	1
<i>GRW</i>	0.204	0.074	0.573	-1.184	3.157
<i>LagACCR</i>	-0.011	-0.015	0.188	-2.000	2.000
<i>AOPN</i>	0.064	0	0.245	0	1
<i>SML</i>	0.868	1	0.338	0	1
<i>GROUP</i>	0.553	1	0.497	0	1

주) 변수의 정의 : $DA^{ROA}=t$ 년도 수정된 Jones모형으로 추정(Dechow et al. 1995) 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), $RMI^{ROA}=t$ 년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin(2010)) $[=abprod+abde \times (-1)]$, $RM2^{ROA}=t$ 년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin(2010)) $[=abcfo \times (-1)+abde \times (-1)]$, $ABAF=t$ 년도 비정상 감사보수(식(6)의 감사보수 결정모형으로 추정), $BIG4=t$ 년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받은 기업이면 1, 아니면 0, $ATEM=t$ 년도 감사반으로부터 감사받은 기업이면, 아니면 0, $AUDCH=t$ 년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, $SIZE=t$ 년도 총자산의 자연로그 값, $LEV=t$ 년도 부채비율(=총부채/총자산), $CFO=t$ 년도 영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산, $LOSS=t$ 년도 전기부터 3년전까지 적어도 한번 이상 손실이 발생된 기업이면 1, 아니면 0, $GRW=t$ 년도 매출액 성장성 $[=(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1}]$, $LagACCR=t$ 년도 전기 총발생액, $AOPN=t$ 년도 전기 비적정 감사의견을 받은 기업이면 1, 적정 감사의견이면 0, $SML=t$ 년도 중소기업이면 1, 아니면 0, $GROUP=t$ 년도 기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0임.

기업규모(SIZE)의 평균과 중위수는 각각 17.190과 16.897로 상당한 차이를 보이고 있다. 이를 자연로그를 취하기 전의 값으로 환산하면 29,209백만원과 21,790백만원이었다. 부채비율(LEV)의 평균(중위수)은 0.625(0.638)로 상장기업들보다는 부채차입의존도가 높은 수준이었다. 영업현금흐름(CFO)의 평균은 0.043이고, 중위수는 0.046으로 큰 차이를 보이지 않았다. 표본에서 과거 3년간 적어도 1회 이상 적자를 보고한 기업(LOSS)은 평균 34.9%였으며, 매출액 성장성(GRW)은 평균이 20.4%이고 중위수는 7.4%로 큰 차이를 보여 비상장기업들 간에 팔목할 만한 성장성을 실현시킨 기업이 다수 존재함을 나타낸다. 전기 총발생액(LagACCR)의 평균과 중위수는 모두 음(-)의 수치이며, 전기 비적정 감사의견을 받은 기업(AOPN)은 평균 6.4%로 나타났다. 중소기업(SML)은 평균 86.8%로서 대부분 비상장기업이 중소기업에 해당됨을 알 수 있다. 기업집단에 속한 계열회사(GROUP)는 평균 55.3%로 기업집단에 속한 기업의 비중이 높았다.

<표 4>에는 비정상 감사보수(ABAF)를 기준으로 ABAF가 양(+)인 집단(ABAF^{POS})과 음(0)인 집단(ABAF^{NEG})으로 나누어 이들의 각 변수에 대한 차이검증을 실시한 결과를 나타내었다. 지면상 주요변수들에 대해 평균과 중위수를 중심으로 보고했다.

<표 4>를 보면, AUDCH, LOSS, SML 및 GROUP 변수를 제외하면 대부분 변수들에서 통계적으로 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 특히 이익조정 측정치($DA^{(ROA)}$, $RMI^{(ROA)}$, $RM2^{(ROA)}$) 모두는 비정상 감사보수가 음(-)인 집단보다 양(+)인 집단이 더 낮은 수치로 나타났다. 한편, 통제변수에서는 BIG4, ATEM, AUDCH, AOPN, LEV, LagACCR, GRW는 비정상 감사보수가 양(+)인 집단 보다는 음(-)인 집단이 더 높거나 많고, SIZE, CFO는 이와는 반대의 결과였다.

<표 4> 비정상 감사보수(ABAF) 구분에 따른 주요 변수 간 차이검증

변수	구분	$ABAF^{POS}$ (N=25,667)		$ABAF^{NEG}$ (N=25,002)		차이검증	
		평균	중위수	평균	중위수	t 값	W 값
DA		-0.0044	-0.0082	0.0018	-0.0063	-2.057**	-2.627***
DA^{ROA}		0.0056	-0.0014	0.0102	0.0007	-1.523	-12.038****
RMI		-0.0366	-0.0268	-0.0072	-0.0065	-7.643***	-9.277***
$RM2$		-0.1044	-0.0842	-0.0760	-0.0640	-7.156***	-11.507***
RMI^{ROA}		-0.0203	-0.0079	0.0076	0.0102	-7.294***	-11.507***
$RM2^{ROA}$		-0.0202	-0.0069	0.0059	0.0082	-6.671***	-8.568***
$BIG4$		0.321	0	0.330	0	-2.174**	-2.174**
$ATEM$		0.170	0	0.183	0	-3.931***	-3.931***
$AUDCH$		0.143	0	0.146	0	-0.671	-0.671
$AOPN$		0.064	0	0.068	0	-3.566***	-3.568***
$SIZE$		17.202	16.932	17.177	16.854	2.457***	5.908***
LEV		0.624	0.629	0.627	0.649	-1.040	-4.400***
CFO		0.044	0.051	0.043	0.042	0.333	5.693***
$LagACCR$		-0.023	-0.019	0.001	-0.012	-14.046***	-10.679***
$LOSS$		0.350	0	0.350	0	-0.006	-0.006
GRW		0.202	0.083	0.208	0.065	-1.208	-1.629*
SML		0.869	1	0.869	1	-0.035	-0.035
$GROUP$		0.553	1	0.552	1	0.209	0.835

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) $ABAF^{POS}$ 는 비정상 감사보수가 양(+)인 집단($ABAF > 0$)이고, $ABAF^{NEG}$ 는 비정상 감사보수가 음(-)인 집단($ABAF \leq 0$)임.

주3) 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 보고함.

2. 감사보수 결정모형

가설에 대한 실증분석에 앞서 식(6)의 감사보수 결정요인의 회귀분석 결과는 <표 5>에 나타내었다. 회귀분석시 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수가 포함되었지만 지면상 별도의 보고는 생략한다.

<표 5>를 보면, 식(6)을 이용한 감사보수(AF) 결정모형은 통계적으로 유의한 F 값으로 나타나고 있어 모형설정이 적합성이 있는 것으로 나타났고,³⁴⁾ 모형의 설명력(수정된 R^2)은 70% 정도였다.

<표 5> 비상장기업에서 감사보수의 결정요인 분석결과

변수	구분	예상 부호	종속변수 : AF (N=50,669)
절편		?	3.976 (99.744 ^{***})
<i>BIG4</i>		+	0.150 (35.894 ^{***})
<i>ATEM</i>		-	-0.166 (-34.649 ^{***})
<i>FIRST</i>		-	-0.055 (-10.949 ^{***})
<i>AUDREG</i>		+	0.525 (40.817 ^{***})
<i>CON</i>		+	0.236 (35.668 ^{***})
<i>FORFEE</i>		+	0.286 (31.187 ^{***})
<i>SIZE</i>		+	0.348 (165.600 ^{***})
<i>LEV</i>		-	-0.182 (-20.923 ^{***})
<i>LIQ</i>		-	-0.010 (-18.581 ^{***})

34) 일반적으로 모형식에서 회귀분석시 분산팽창요소(variance inflation factor ; VIF) 값이 10을 상회하면 다중공선성(multicollinearity) 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 5>의 모형식에 대하여 VIF 값을 살펴본 결과, 설명변수 중 VIF 값이 가장 높았던 최대값은 LEV 변수로서 그 값이 2.296으로 나타났다. 이 결과로 볼 때 VIF의 최대값이 2를 조금 넘어선 수준이므로 모형식에서 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 알 수 있다.

〈표 5〉 비상장기업에서 감사보수의 결정요인 분석결과 (계속)

변수	구분	예상 부호	종속변수 : AF (N=50,669)
<i>INVREC</i>		+	0.077 (15.516 ^{***})
<i>EXPT</i>		+	0.450 (38.512 ^{***})
<i>ROA</i>		-	-0.150 (-10.667 ^{***})
<i>LOSS</i>		+	0.007 (1.934 ^{**})
<i>NEGE</i>		+	-0.022 (-2.701 ^{***})
<i>GRW</i>		+	0.009 (2.538 ^{***})
<i>ISSUE</i>		+	0.045 (9.184 ^{***})
<i>AOPN</i>		+	-0.117 (-21.264 ^{***})
<i>SML</i>		-	-0.059 (-9.460 ^{***})
<i>GROUP</i>		+	0.031 (8.273 ^{***})
ΣIND			포함
ΣYD			포함
수정된 R^2			0.700
F 값			4082.606 ^{***}

주1) 변수의 정의 : *AF*=감사보수의 자연로그 값, *BIG4*=Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0, *ATEM*=감사반이면 1, 아니면 0, *FIRST*=초도감사기업이면 1, 아니면 0, *AUDREG*=감사인 지정기업이면 1, 아니면 0, *CON*=연결채무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0, *FORFEE*=영문채무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0, *SIZE*=총자산의 자연로그 값, *LEV*=부채비율(=총부채/총자산), *LIQ*=유동비율(=유동자산/유동부채), *INVREC*=재고자산 및 매출채권 비율[=(재고자산+매출채권)/기초총자산], *EXPT*=수출비중(=해외매출액/총매출액), *ROA*=총자산이익률(=당기순이익/기초총자산), *LOSS*=이전 3년간 적어도 한번 이상 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0, *NEGE*=자본잠식기업이면 1, 아니면 0, *GRW*=매출액의 변동, *ISSUE*=전기 대비 주식 및 사채발행 조달액/기초총자산, *AOPN*=적정의견 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0, *SML*=중소기업이면 1, 아니면 0, *GROUP*=기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

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

비정상 감사보수(ABAF) 측정을 위해 이용된 감사보수(AF)의 결정요인에 대한 결과를 살펴보면, 모형식에 고려된 19개 설명변수 모두 통계적으로 유의한 설명력을 가지고 있다. 구체적으로는 BIG4, AUDREG, CON, FORFEE, SIZE, INVREC, EXPT, LOSS, GRW, ISSUE 및 GROUP의 회귀계수는 AF에 대해 유의한 양(+)의 값을, ATEM, FIRST, LEV, LIQ, ROA, NEGE, AOPN, SML의 계수는 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 LEV, NEGE 및 AOPN의 결과를 제외하면 선행연구의 주장과 대체로 일치된 결과였다(Choi et al. 2010 ; 광수근과 박종일 2010 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일 2005 ; 권수영 등 2005 등).³⁵⁾ 비상장기업에서도 상장기업과 같이 Big 4 감사인이 감사하면 감사보수에 프리미엄이 존재하며(광수근과 박종일 2010 ; 권수영 등 2005), 감사인이 지정된 기업은 그렇지 않은 기업보다 감사보수가 할증된 결과로 나타났다(광수근과 박종일 2010 ; 박종일과 박찬웅 2007).

또한 연결채무제표를 작성하는 기업이나 영문채무제표를 작성하는 기업의 경우도 감사보수가 할증된 결과로 나타났다(광수근과 박종일 2010). 기업규모(SIZE)는 감사보수와의 관계에서 t 값이 가장 크게 나타나고 있어 감사보수가 대부분 기업규모에 따라 결정됨을 알 수 있다(Simunic 1980). 영업복잡성을 나타내는 재고자산과 매출채권의 비중(INVREC)이 높거나 수출 비중(EXPT)이 높을수록 감사보수는 할증되며(권수영과 김문철 2001), 이전 연도에 손실이 발생한 기업(LOSS)은 감사위험이 높아 감사보수가 더 증가되고, 성장성(GRW)이 높거나 추가 자본 출자나 사채발행 조달액(ISSUE)이 증가할수록 감사보수는 높은 것으로 나타났다(광수근과 박종일 2010).

그리고 기업집단에 속한 기업(GROUP)은 그렇지 않은 경우보다 이익조정의 가능성이 높아 증가된 감사위험은 감사보수를 높이는데 반해, 감사반(ATEM)은 여타 감사인에 비해 감사보수가 낮고, 초도감사기업(FIRST)이면 감사보수가 할인된 결과로 나타났다.³⁶⁾ 부채비율(LEV)이 높은 기업은 감사보수가 할인된 결과로 나타나 예상과 다른 결과였다.

35) 상장기업과 비상장기업 간의 감사보수 결정모형을 비교분석한 광수근과 박종일(2010)은 비상장기업을 대상으로 분석한 결과에서 LEV와 감사보수 간에 통계적으로 유의하지는 않았지만 두 변수간에 음(-)의 관계를, NEGE와 감사보수 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고했다. Kim et al.(2011)은 처음으로 감사받은 비상장기업을 대상으로 감사 효과를 타인자본비용 관점에서 분석한 결과에서 부채비율과 타인자본비용 간에 유의한 음(-)의 관계를 보고했다. 이러한 결과들은 예상과는 다른 결과들이다. 이들 연구들에서도 이러한 결과들이 나타난 원인에 대한 명확한 설명은 제시해 주고 있지 못하고 있다. 본 연구에서도 예상과 달리 LEV 및 NEGE 변수가 감사보수와 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 보이는 원인이 무엇인지에 관련해서는 현재 분석된 결과만으로는 명확히 알기란 어렵다. 현재까지 비상장기업을 체계적으로 연구한 논문이 미미했기 때문에 그 원인을 정확히 알 수는 없지만, 두 변수들 간의 결과로 볼 때에는 선행연구의 주장처럼 상장기업과 비상장기업 간의 시장간 특성 차이가 확실히 존재하는 것으로 판단된다.

36) 이는 감사인이 계속감사에 따른 준지대(quasi-rent)를 염두에 두고 감사초반에는 감사보수가 할인되는 현상으로 상장기업을 대상으로 분석된 연구들과 일치한다(Francis and Simon 1987 ; 광수근과 박종일 2010 등).

유동비율(LIQ)이 높은 기업은 재무적으로 안정된 기업이므로 감사보수는 할인되며, 총자산수익률(ROA)이 높을수록 고객기업에 대한 감사위험이 감소되어 감사보수는 할인된 결과로 나타났다. 자본잠식기업(NEGE)은 감사인의 감사위험이 증가되어 감사보수가 할증될 것이라는 일반적인 기대와 달리 오히려 할인된 결과로 나타났으며, 비적정 감사의견을 받은 기업(AOPN)은 적정 감사의견을 받은 기업보다 기업회계기준을 위배하여 재무제표의 오류가능성이 높아 감사위험이 증가할 수 있어 감사보수가 할증될 수 있으나, 오히려 할인된 결과였다. 그러나 NEGE, AOPN의 결과는 비상장기업을 대상으로 분석된 선행연구의 결과와 일치하였다(곽수근과 박종일 2010). 중소기업(SML)은 그렇지 않은 기업보다 기업규모가 작기 때문에 감사보수가 할인된 결과를 보인다.

3. 상관관계 결과

<표 6>에는 식(1)의 모형식에 포함된 주요 변수에 대한 피어슨 상관관계 분석결과를 보고하였다. <표 6>를 보면, 주된 관심변수 ABAF는 이익조정 측정치인 DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$ 및 $RM2^{ROA}$ 에 대해 모두 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다.

이는 정상 수준보다 높은 감사보수를 받는 감사인일수록 기업의 재량적 발생액이나 실제 이익조정에 음(-)의 영향을 미친다는 결과이다.³⁷⁾ 그러나 이 결과는 단순 상관성의 결과이므로, 이익조정에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 다변량 회귀분석을 통해 확인될 필요가 있다.

한편, 재량적 발생액(AM)과 실제 이익조정(RM) 측정치 간의 상관성을 살펴보면, DA^{ROA} 와 $RM1^{ROA}$ 간에 47.6%로 음(-)의 상관성이, DA^{ROA} 와 $RM2^{ROA}$ 간에는 반대로 51.7%로 양(+)의 상관성이 나타났다. 또한 $RM1^{ROA}$ 과 $RM2^{ROA}$ 간에도 45.5%로 음(-)의 상관성이 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 비상장기업의 경우 AM과 RM 간에는 조합 측정치에 따라 대체성과 보완성이 동시에 상존한다는 결과이다.

감사품질의 또 다른 측정치 BIG4 및 ATEM은 DA^{ROA} 에 대해 각각 -0.001과 0.005의 상관성을 가지고 있지만 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 반면 BIG4 및 ATEM은 $RM1^{ROA}$ 과 $RM2^{ROA}$ 에 대해 각각 유의한 음(-)과 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 즉 Big 4 감사인이 감사하면 RM과 음(-)의 관계를, 감사받은 RM과 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 비상장시장에서 Big 4 감사인은 여타 감사인보다 더 보수적 성향이 높은 감사인인데 반해, 감사받은 여타 감사인보다 덜 보수적 성향을 가지고 있음을 나타낸다.

37) 지면상 주된 관심변수에 대해서 성과대응 이익조정 측정치만을 보고하였으나, 성과미대응 이익조정 측정치(DA, RM1, RM2) 역시 ABAF와 상관계수의 유의수준 면에서는 질적으로 유사한 결과를 보였다. 즉 DA, RM1, RM2는 ABAF에 대해 각각 -0.018, -0.046, -0.040으로 1% 이내에서 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다.

〈표 6〉 주요 변수들의 상관관계

변수	DA^{ROA}	RMI^{ROA}	$RM2^{ROA}$	$ABAF$	$BIG4$	$ATEM$	$AUDCH$	$SIZE$	LEV	CFO	$LOSS$	GRW	$LagACCR$	$AOPN$	SML	$GROUP$
DA^{ROA}																
RMI^{ROA}	-0.476 ^{***}			-0.014 ^{***}	-0.001	0.005	0.003	0.005	-0.003	-0.430 ^{***}	0.001	0.020 ^{***}	0.019 ^{***}	-0.018 ^{***}	0.006	0.006
$RM2^{ROA}$				-0.043 ^{***}	-0.042 ^{***}	0.021 ^{***}	-0.007 ^{***}	0.021 ^{***}	0.069 ^{***}	0.345 ^{***}	-0.003	-0.039 ^{***}	-0.009 ^{***}	0.020 ^{***}	0.026 ^{***}	-0.022 ^{***}
$ABAF$				-0.037 ^{***}	-0.037 ^{***}	0.024 ^{***}	0.006	0.002	-0.066 ^{***}	-0.355 ^{***}	-0.011 ^{***}	0.019 ^{***}	0.026 ^{***}	-0.020 ^{***}	0.010 ^{***}	0.049 ^{***}
$BIG4$					0.001	-0.002	-0.001	0.004	-0.004	-0.002	0.001	0.000	-0.087 ^{***}	-0.007	0.000	0.000
$ATEM$						-0.322 ^{***}	0.034 ^{***}	0.349 ^{***}	-0.176 ^{***}	0.066 ^{***}	-0.025 ^{***}	-0.006	-0.039 ^{***}	-0.094 ^{***}	-0.328 ^{***}	0.198 ^{***}
$AUDCH$							-0.132 ^{***}	-0.231 ^{***}	0.105 ^{***}	-0.015 ^{***}	0.005	0.021 ^{***}	0.036 ^{***}	0.062 ^{***}	0.162 ^{***}	-0.183 ^{***}
$SIZE$								0.053 ^{***}	-0.022 ^{***}	0.000	0.002	-0.009 ^{***}	-0.041 ^{***}	-0.032 ^{***}	-0.035 ^{***}	0.060 ^{***}
LEV									-0.066 ^{***}	0.008 ^{***}	-0.038 ^{***}	-0.071 ^{***}	0.029 ^{***}	-0.110 ^{***}	-0.546 ^{***}	0.311 ^{***}
CFO										-0.128 ^{***}	-0.017 ^{***}	0.072 ^{***}	-0.029 ^{***}	0.186 ^{***}	0.126 ^{***}	-0.173 ^{***}
$LOSS$											0.003	0.047 ^{***}	-0.054 ^{***}	-0.030 ^{***}	-0.047 ^{***}	0.012 ^{***}
GRW												-0.003	-0.004	-0.009	0.028 ^{***}	-0.009 ^{***}
$LagACCR$													0.033 ^{***}	0.053 ^{***}	0.011 ^{***}	-0.028 ^{***}
$AOPN$														0.003	0.033 ^{***}	-0.046 ^{***}
SML															0.083 ^{***}	-0.117 ^{***}
$GROUP$																-0.280 ^{***}

주1) 표에서 보고된 상관계수는 피어슨 상관계수를 보고함(N=50,669개 기업/연 자료).

주2) 변수에 대한 정의는 <표 2>를 참조.

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

통제변수 중 종속변수인 이익조정 측정치와의 관계를 살펴보면 다음과 같다. DA^{ROA} 와 유의한 상관성을 보이는 통제변수로는 CFO, LagACC, GRW, AOPN이며, $RM1^{ROA}$ 과 $RM2^{ROA}$ 는 SIZE, LEV, CFO, LOSS, GRW, LagACC, AOPN, SML, GROUP 변수 등이다. 다만, SIZE는 $RM1^{ROA}$ 만, LOSS는 $RM2^{ROA}$ 에 대해 유의한 상관성을 보인다. 즉 영업현금흐름이 적을수록, 전기 총발생액이 많을수록, 매출액 성장성이 높은 기업일수록, 적정감사의견을 받은 기업이면 발생액에 기초한 이익조정 수준이 높게 나타났다. 이에 반해, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이 클수록, 전기 총발생액이 적을수록, 매출액 성장성이 낮을수록, 비적정 감사의견을 받은 기업이면, 중소기업이면, 기업집단에 소속된 기업이면 $RM1^{ROA}$ 은 높는데 반면, 부채비율이 낮을수록, 영업현금흐름이 적을수록, 과거 손실발생기업이면, 매출액 성장성이 높을수록, 비적정 감사의견을 받지 않는 기업이면, 중소기업이면, 기업집단에 속한 기업이면 $RM2^{ROA}$ 는 높게 나타났다. 따라서 SML을 제외하면 다른 유의한 상관성을 보이는 변수들이 대부분 $RM1^{ROA}$ 과 $RM2^{ROA}$ 간에 차이가 있었다. 이는 기업특성에 따라 두 조합 RM의 측정치 간에 차이가 있음을 의미한다.

한편, SML은 SIZE와 54.6%로 높은 음(-)의 상관성을 가지고 있어, 식(1)의 모형식을 이용한 회귀분석시 변수간의 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는가를 확인할 필요가 있다.

4. 가설 1의 회귀분석 결과 : 비정상 감사보수와 재량적 발생액

<표 7>에는 식(1)의 모형식을 이용하여 가설 1을 검증한 회귀분석 결과를 나타내었다. 모형 1과 2의 주된 관심변수는 ABAF이다. 모형 1과 2의 차이는 모형 1의 경우는 성과미대응 DA 의 결과를, 모형 2의 경우는 성과대응 DA^{ROA} 의 결과를 각각 보고한데 있다. 그리고 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미는 모든 회귀분석에서 포함되어 검증되었지만, 지면상 간결화를 위하여 보고는 생략한다. 따라서 본 연구의 분석결과는 산업과 연도별 차이가 통제된 후의 검증결과이다.

<표 7>을 보면, F 값은 모두 유의성이 있게 나타나 모형설정은 적합한 것으로 보이며, 모형의 설명력(수정된 R^2)은 종속변수가 DA (모형 1)는 18.8%를, DA^{ROA} (모형 2)는 20.4%로 나타났다.³⁸⁾

주된 관심변수인 ABAF의 결과는 모형 1과 2에서 이익조정에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수가 성과대응 측정치여부에 관계없이 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 가지고 있다. 이 결과는 <표 6>의 단순 상관관계를 통해 살펴본 결과와도 일치한다. 즉 정상 수준보다 초과한 비정상 감사보수를 받은 감사인일수록 발생액에 기초한 재량적 이익조정을 보다 효과적으로 억제한다는 결과이다.

38) 설정된 모형식에서 변수들간에 다중공선성의 문제가 있는지를 VIF 값으로 조사하였다. <표 7>의 모형 2에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 SIZE로 그 값은 1.643이었다. 따라서 모형식에서 변수간 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다. 이후 실제 이익조정 측정치를 이용한 <표 8>과 <표 9>의 경우도 설명변수로 포함된 변수들에서 이와 같은 수준인 것이 확인되었다.

〈표 7〉 비상장기업의 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간의 회귀분석 결과

변 수	구 분	예상 부호	전체 표본(N=50,669)	
			성과미대응(DA)	성과대응(DA ^{ROA})
			모형 1	모형 2
절 편			0.019 (0.636)	-0.002 (-0.073)
<i>ABAF</i>	+/-		-0.017 (-4.364^{***})	-0.014 (-3.637^{***})
<i>BIG4</i>	-		0.009 (2.671 ^{***})	0.009 (2.678 ^{***})
<i>ATEM</i>	+		0.015 (3.933 ^{***})	0.012 (3.071 ^{***})
<i>AUDCH</i>	+		-0.004 (-0.928)	-0.001 (-0.273)
<i>SIZE</i>	-		0.004 (2.430 ^{***})	0.005 (2.967 ^{***})
<i>LEV</i>	+/-		-0.064 (-12.572 ^{***})	-0.042 (-8.380 ^{***})
<i>CFO</i>	-		-0.499 (-104.829 ^{***})	-0.520 (-111.239 ^{***})
<i>LOSS</i>	+		0.000 (0.163)	0.000 (0.033)
<i>GRW</i>	+		0.032 (13.441 ^{***})	0.025 (10.622 ^{***})
<i>LagACCR</i>	-		0.005 (0.694)	0.002 (0.339)
<i>AOPN</i>	-		-0.038 (-6.654 ^{***})	-0.027 (-4.785 ^{***})
<i>SML</i>	+		0.006 (1.152)	0.011 (2.149 ^{**})
<i>GROUP</i>	+		-0.009 (-3.041 ^{***})	-0.007 (-2.354 ^{***})
<i>ΣIND</i>			포함	포함
<i>ΣYD</i>			포함	포함
수정된 R ²			0.188	0.204
F 값			510.612 ^{***}	566.464 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 동일함.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

주3) 분석기간 2004년부터 2008년을 대상으로 식(1)의 모형식의 결과임.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이러한 비상장기업에서의 초과감사보수와 재량적 발생액 간에 음(-)의 관련성은 정상 수준을 초과한 비정상 감사보수가 기업과 감사인간의 경제적 의존성을 형성시키기보다 오히려 감사품질의 향상을 가져온다는 것을 의미한다. 그러나 이 결과는 본 연구와 달리 상장기업을 대상으로 분석된 국외연구 Hoitash et al.(2007) 및 Choi et al.(2010)의 결과와는 일치하지 않았다.³⁹⁾ 그에 반해, 본 연구결과는 상장기업을 대상으로 분석된 국내연구 중 박종일과 최 관(2009)의 연구와는 일맥상통하는 결과이다. 박종일과 최 관(2009)은 평균적으로는 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간에 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았지만, 더미변수를 이용한 경우 중 정상 수준보다 월등히 높은 비정상 감사보수를 받는 감사인의 경우(즉 초과감사보수가 상위 25%까지 구간) 재량적 발생액과 유의한 음(-)의 결과가 나타남을 보고하였다. 이와 달리 본 연구결과는 조건에 따른 제한된 결과라기보다 비상장기업의 경우에서 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간에는 평균적으로 뚜렷한 음(-)의 관계가 나타났다.

이상의 결과로 볼 때 국외의 과거 선행연구에서의 주장과 같이 적절한 수준 이상의 비정상 감사보수가 감사인과 피감사인 사이의 경제적 유착관계를 형성하여 감사인 독립성을 훼손시켜 기업의 재량적 발생액이 증가되기 보다는 오히려 높은 감사보수는 감사품질의 향상을 가져와 감사인의 독립성이 유지된다는 결과가 나타나고 있어 정상 수준보다 초과한 비정상 감사보수는 감사품질의 측정치라고 해석될 수 있다. 따라서 가설 1에서 비정상 감사보수와 재량적 발생액 간에는 관계가 있다는 대립가설의 경우는 높은 감사보수는 감사품질의 향상과 관계있다는 것으로 지지된 결과를 얻었다.

한편, 모형식에 포함된 통제변수의 결과에서는 BIG4, ATEM, SIZE, GRW, SML 변수는 DA 및 DA^{ROA}에 대해 모두 유의한 양(+)의 계수를, AOPN, LEV, CFO, GROUP는 모두 유의한 음(-)의 계수를 가지고 있다. 비상장기업을 대상으로 한 경우 Big 4 감사인이나 감사반이 감사하면 여타 감사인의 경우보다 재량적 발생액을 이용한 이익의 상향조정에 대해서 더 묵인한다는 결과로 나타났다. 이러한 결과는 강선민과 황인태(2007)의 연구결과와 일맥상통하는 측면이 있다.⁴⁰⁾ 이 연구는 본 연구와 분석대상 표본이 다르지만, 비상장기업의 초도감사기업은 대형회계법인이 감사한 경우보다는 소형회계법인이 감사한 결과에 감사품질이 높게 나타났다. 이러한 결과에 대하여 이 연구는 감사시장이 다른 비상장기업의 경우에는 상장기업과는 다른 감사품질의 시장이 존재할 가능성이 있다고 주장한다. 한편, <표 5>의 감사보수 결정모형에서의 Big 4 감사인은 감사

39) Hoitash et al.(2007) 및 Choi et al.(2010)의 연구는 모두 발생액에 기초한 재량적 이익조정과 비정상 감사보수 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 다만, Hoitash et al.(2007)는 재량적 발생액에 절대값을 취한 결과에서, Choi et al.(2010)는 ABAF가 양(+)인 표본에서 두 변수 간에 양(+)의 관련성을 보고하였다.

40) 강선민과 황인태(2007)의 연구에서는 외부감사를 처음으로 받은 강제감사기업의 경우 수정된 Jones모형(1995)으로 측정된 재량적 발생액이 외부감사 직전연도보다 첫해연도에서 유의하게 더 낮아졌다는 결과를 보고하였다. 그러나 이 연구는 표본을 감사인 유형(Big 5, Local-Big, Local-Small, 감사반)로 나누어 분석하면 소규모 회계법인(Local-Small)의 결과만 앞서의 외부감사 효과가 있는 것으로 나타났다.

보수 프리미엄이 존재하였다. 그러나 Big 4 감사인의 경우 감사업무과정에서는 경영자의 재량적 발생액을 통한 보고이익의 상향조정행위를 효과적으로 억제시키지는 않는 것으로 나타났다.⁴¹⁾

한편, 기업규모가 클수록 오히려 이익의 상향조정이 증가하고⁴²⁾, 성장성이 높은 기업일수록, 중소기업이면 그렇지 않은 경우보다 보고이익을 증가시키는 이익조정이 높게 나타났다. 반대로 비적정 감사의견을 받은 기업인 경우, 부채비율이 높은 기업은 오히려 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 낮고⁴³⁾, 영업현금흐름이 높은 기업은 재량적 발생액이 낮고, 기업집단에 속한 기업이 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 낮게 나타났다. 따라서 비상장기업을 대상으로 할 때 일반적인 기대와 다른 결과를 나타내는 변수들이 다수 존재하였다.

5. 가설 2의 회귀분석 결과 : 비정상 감사보수와 실제 이익조정

<표 8>에는 식(1)의 모형식을 이용하여 가설 2를 검증한 회귀분석 결과를 나타내었다. 모형 1부터 4까지는 주된 관심변수가 ABAF이고, 모형 1과 2는 종속변수가 성과미대응인 RM1과 RM2의 결과를, 모형 3과 4는 성과대응인 RM1^{ROA}과 RM2^{ROA}의 결과를 각각 제시했다. 그리고 산업(ΣIND) 및 연도(ΣYD) 더미는 모든 회귀분석에서 포함되었지만, 표의 간결화를 위하여 생략한다.

-
- 41) 이런 결과로 볼 때, 감사보수와 Big 4 감사인 간의 관계를 통해 살펴보는 감사품질과 재량적 발생액과 Big 4 감사인 간의 관계를 통해 살펴보는 감사품질 사이에 차이가 있는 것은 상장기업을 분석한 연구들에서도 유사한 현상이 관찰된다. 예를 들면, 상장기업을 대상으로 분석한 국내 연구들은 감사보수와 Big 4 감사인간의 관계는 다수의 연구에서 두 변수 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 보고했다(박종일과 박찬용 2007; 박수근과 박종일 2010; 권수영 등 2011 등). 반면, 재량적 발생액과 Big 4 감사인간에서는 대부분의 연구들에서 유의한 양(+)의 관계가 잘 나타나지는 않았다(최종학 등 2005; 신용인 등 2007; 박종일과 최 관 2009 등). 이는 감사인의 관점에서 볼 때 감사보수와 재량적 발생액에 대한 사항은 발생하는 시점 간에 차이가 있기 때문으로 평가된다. 즉 국내의 경우 감사보수는 고정급 원가계약 형태로 감사인과 피감사인간에 계약관계를 맺고 있기 때문에 감사보수는 회계연도 초에 결정되는 반면, 이와 달리 재량적 발생액 수준은 회계연도 말에 재무제표를 보고할 때 결정된다. 따라서 감사인의 입장에서는 높은 품질의 Big 4 감사인이라 하더라도 감사보수 결정시에는 감사보수의 극대화를 원할 수 있지만, 감사과정에서는 감사노력이라는 감사투입비용이 발생되므로 이를 최소화하려는 유인이 나타날 수도 있다. 또한 감사인은 이후 해당기업에 대한 계속감사의 수임을 원할 수 있기 때문에 감사인과 피감사인간의 보고이익 결정과정에서 어느 정도까지의 불가피하게 교섭력도 작용할 수 있으므로, 초반에 결정된 감사보수와 Big 4 간의 관계와 이후 시점의 재량적 발생액과 Big 4 간의 관계에서 다른 결과가 나타날 수도 있다.
- 42) 상장기업을 대상으로 SIZE와 DA간에 양(+)의 관계를 보고한 연구로는 권수영 등(2006), 이아영 등(2007) 및 최효순(2008) 등의 연구가 있다. 이는 상장기업의 경우에도 일반적인 기대와 달리 기업규모와 재량적 발생액간에 유의한 양(+)의 관계가 나타난 연구결과들이 다수 존재함을 나타낸다.
- 43) 그러나 AOPN과 DA 간에 유의한 음(-)의 관계는 상장기업을 대상으로 분석된 Butler et al.(2004)의 결과와 일치된 결과이며, LEV와 DA 간에 유의한 음(-)의 관계 역시 상장기업을 대상으로 한 박종일과 최 관(2009), 박종일과 박수근(2007), 박종일(2003) 및 Ashbough et al.(2003)의 결과와 일치된 결과였다.

<표 8>의 결과를 보면, F 값은 모두 유의성이 있게 나타나 제시된 모형설정은 적합성이 있다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 대체로 25% 전후로 나타났다.

주된 관심변수 ABAF의 결과는 실제 이익조정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수가 성과대응여부에 관계없이 1% 이내의 수준에서 모두 유의한 음(-)의 계수값을 가지고 있다. 이 결과는 <표 6>의 단순 상관성의 결과와도 일치한다. 이는 정상 수준보다 초과한 비정상 감사보수를 벌어들이는 감사인일수록 발생액에 기초한 재량적 이익조정과 마찬가지로 실제 이익조정에 대해 음(-)의 관계가 있음을 나타낸다. 즉 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에 음(-)의 관계는 정상 수준을 초과한 비정상 감사보수가 발생액에 기초한 이익조정뿐만 아니라 실제 이익조정과 관련해서도 완화시키는 효과가 나타나고 있어 비상장기업에서의 정상 수준 이상의 초과감사보수는 감사인의 감사품질과 양(+)의 관계에 있음을 나타낸다. 한편, 이 결과는 상장기업을 대상으로 한 박정호(2012)와 일치된 결과였다.

따라서 가설 2에서 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간에는 비정상 감사보수가 높아질수록 감사품질의 향상과 관련이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 가설 2는 앞서 가설 1과 유사하게 지지된 결과를 얻었다.

이상의 결과로 볼 때 발생액을 통한 이익조정이나 실제 이익조정 모두 비상장기업을 대상으로 할 경우에는 비정상 감사보수와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났는데, 이는 높은 감사보수는 감사품질의 향상과 관련되었다는 과거 감사보수 연구들의 주장과도 일치한다. 즉 감사보수를 다룬 기존 연구들에서는 감사보수가 경쟁적으로 결정되는 감사시장에서는 우수한 감사서비스를 제공하는 감사인이 보다 높은 감사보수를 받을 수 있고, 감사인간에 감사능력이 동일하다면 감사보수를 더 많이 받은 감사인들은 감사업무수행에 보다 많은 감사시간을 투입한 감사인의 감사품질이 우수할 것이라는 기대와 일치하는 것이다(Francis 1984 ; Palmrose 1986 ; Francis and Simon 1987 ; 최 관과 백원선 1998 등).

통제변수의 결과는 ATEM, SIZE, LEV, CFO, SML, GROUP 변수는 RM1, RM1^{ROA} 및 RM2 및 RM2^{ROA}에 대해 모두 유의한 양(+)의 결과를, BIG4, GRW는 유의한 음(-)의 결과로 나타났다. 다만, LEV와 CFO의 결과는 성과대응 측정치 여부에 따라 상반된 결과를 보였다. 이는 LEV와 CFO 변수는 RM과의 관계에서 성과대응 측정치 여부에 따라 검증결과가 달리 나타남을 의미한다.

통제변수 중 RM과의 관계에서 흥미로운 결과 중 하나는 감사인 특성과 관련된 변수인 BIG4와 ATEM의 결과였다. 앞서 살펴본 Big 4 감사인과 AM간에는 유의한 양(+)의 관계가 관찰된 반면, Big 4 감사인과 RM간에는 유의한 음(-)의 관계로 나타났다.⁴⁴⁾ 그러나 감사반(ATEM)의 경우 AM 및 RM 모두와 유의한 양(+)의 관계로 나타났다.

44) ATEM의 결과는 앞서 <표 7>과 <표 8>의 결과로 볼 때 성과대응여부에 관계없이 AM 및 RM 모두 감사반이 감사하면 여타 감사인보다 비상장기업의 이익조정 정도를 더 묵인한다는 결과이므로, 이는 경영자의 공격적인 이익조정 행위에 대해 허용수준이 높다는 것을 나타낸다. 이러한 결과로 볼 때 감사반의 경우 Big 4나 Local 감사인에 비해 덜 보수적인 견지에서 감사업무를 수행하고 있음을 시사한다.

〈표 8〉 비상장기업의 비정상 감사보수와 실제 이익조정 간의 회귀분석 결과

변 수	구 분	예상 부호	전체 표본(N=50,669)			
			성과미대응		성과대응	
			(RM1)	(RM2)	(RM1 ^{ROA})	(RM2 ^{ROA})
			모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
절 편			-0.268 (-7.361 ^{***})	-0.215 (-5.770 ^{**})	-0.305 (-8.385 ^{***})	-0.028 (-0.749)
<i>ABAF</i>	+/-		-0.054 (-11.611^{***})	-0.050 (-10.458^{***})	-0.051 (-11.030^{***})	-0.045 (-9.506^{***})
<i>BIG4</i>	+		-0.033 (-7.975 ^{***})	-0.037 (-8.798 ^{***})	-0.034 (-8.334 ^{***})	-0.030 (-7.192 ^{***})
<i>ATEM</i>	+		0.015 (3.108 ^{**})	0.017 (3.600 ^{**})	0.010 (2.159 ^{**})	0.021 (4.359 ^{***})
<i>AUDCH</i>	+		-0.005 (-1.042)	-0.001 (-0.137)	-0.002 (-0.393)	-0.001 (-0.181)
<i>SIZE</i>	-		0.012 (6.545 ^{***})	0.011 (5.544 ^{***})	0.014 (7.415 ^{***})	0.007 (3.362 ^{**})
<i>LEV</i>	+/-		0.021 (3.364 ^{**})	-0.054 (-8.430 ^{***})	0.054 (8.680 ^{***})	-0.109 (-17.062 ^{***})
<i>CFO</i>	-		0.657 (101.208 ^{***})	-0.626 (-105.095 ^{***})	0.558 (96.004 ^{***})	-0.572 (-96.260 ^{***})
<i>LOSS</i>	+		-0.004 (-1.100)	-0.009 (-2.547 ^{**})	-0.004 (-1.240)	-0.009 (-2.410 ^{**})
<i>GRW</i>	+		-0.012 (-3.893 ^{***})	0.005 (1.766 [*])	-0.023 (-7.905 ^{***})	0.027 (8.996 ^{***})
<i>LagACCR</i>	-		-0.013 (-1.434)	0.021 (2.234 ^{**})	-0.016 (-1.782 [*])	0.020 (2.179 ^{**})
<i>AOPN</i>	-		-0.003 (-0.445)	0.002 (0.222)	0.011 (1.608)	-0.008 (-1.163)
<i>SML</i>	+		0.040 (6.570 ^{***})	0.034 (5.561 ^{***})	0.047 (7.683 ^{***})	0.027 (4.230 ^{***})
<i>GROUP</i>	+		0.011 (3.098 ^{**})	0.020 (5.346 ^{***})	0.014 (3.964 ^{**})	0.017 (4.474 ^{***})
ΣIND			포함	포함	포함	포함
ΣYD			포함	포함	포함	포함
수정된 R^2			0.254	0.258	0.248	0.242
F 값			749.826 ^{**}	768.927 ^{***}	726.610 ^{***}	705.166 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 동일함.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

주3) 분석기간 2004년부터 2008년을 대상으로 식(1)의 모형식의 결과임.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

Big 4 감사인과 RM 간의 유의한 음(-)의 관계는 표본은 다르지만, 상장기업을 대상으로 분석한 강선아와 전성빈(2010)의 연구결과와 일치했다. 그러나 강선아와 전성빈(2010)의 연구는 Big 4와 RM 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 가설로 설정하고 이를 실증적으로 뒷받침해주는 결과를 제시하고 있지만, 이러한 현상이 왜 관찰되는지와 관련해서는 구체적인 이론적 논의와 설명을 하지는 못하였다. 즉 선행연구에서 감사품질과 RM 간에 유의한 음(-)의 결과가 관찰되었지만, 이 분야의 주제가 아직은 걸음마 단계에 있고, 또한 이를 바라보는 연구자에 따라 아직은 합의된 견해를 가지고 있지 않고 연구자들의 시각 차이가 존재하기 때문에⁴⁵⁾ 명확한 원인 설명에 대해서는 해석상 어려운 것으로 풀이된다. 따라서 검증된 결과만으로 살펴볼 때, 비상장시장에서 Big 4 감사인은 그렇지 않은 감사인과 비교할 때 발생액을 통한 이익조정에 대해 덜 보수적(less conservative)으로 감사하는 경향이 있는 반면, 미래 기업성장에 악영향을 초래할 수 있는 실제 이익조정에 대해서는 더 보수적(more conservative)으로 감사하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 측정변수와 시장은 다르지만 Sohn(2011)과 이창섭 등(2012)에서 AM보다 RM 증가에 대해 감사인의 감사보수가 더 할증된다는 것과도 일맥상통한 결과라 할 수 있다. 한편으로, 이 결과는 Big 4 감사인은 비상장기업을 감사할 때 기업의 이익조정 수단에 따라 보수성 여부가 달리 결정됨을 시사한다.

반면, 감사반의 경우는 비상장기업에서 여타 감사인들과 비교할 때 AM이나 RM 수준 모두를 완화시키는데 있어 감사품질 수준이 상대적으로 낮다는 본 연구결과는 규제기관에게는 감사반의 감사품질을 보다 제고시킬 필요성에 대한 정책적 시사점을 제공해 준다.

6. 비정상 감사보수와 실제 이익조정의 구성항목의 검증결과

앞서 <표 8>의 분석결과는 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 세 가지 RM 측정치를 두 가지 조합측정치(RM1^(ROA) 및 RM2^(ROA))를 이용한 결과를 살펴보았다. 그러나 한편으로 Cohen and Zarowin(2010)의 조합측정치는 Roychowdhury(2006)의 세 가지 개별 RM의 구성항목별 정보를 제공하지 못할 수 있으므로, 본 절에서는 각 세 가지 RM별로 회귀분석을 추가로 실시해 보았다. 그 결과는 <표 9>와 같다. 표 보고는 <표 7>과 <표 8>의 경우와 동일하며, 다만 지면상 관심변수(abcfo^(ROA), abprod^(ROA), abde^(ROA))와 감사인 특성(BIG4, ATEM, AUDCH) 변수를 중심으로 보고했다.

45) 예를 들면, Graham et al.(2005)은 이론적 주장으로 RM은 감사인의 감사대상이 아니라고 주장하지만, 이와 달리 Sohn(2011)과 RM의 증가는 감사인의 감사대상이 아닐지라도 RM의 증가는 투자자들의 정보위험이 증가시키기 때문에 감사인의 감사보수가 증가할 수 있고, 이창섭 등(2012)은 이러한 사항을 이론적 주장보다는 실증적 의문사항에 귀결된다고 보았다.

〈표 9〉 비상장기업의 비정상 감사보수와 실제 이익조정의 구성항목 간의 회귀분석 결과

구 분 변 수	예상 부호	전체 표본(N=50,669)					
		성과미대응			성과대응		
		모형 1 (<i>abcfo</i>)	모형 2 (<i>abprod</i>)	모형 3 (<i>abre</i>)	모형 4 (<i>abcfo</i> ^{ROA})	모형 5 (<i>abprod</i> ^{ROA})	모형 6 (<i>abre</i> ^{ROA})
절 편		0.014 (0.449)	-0.260 (-6.881 ^{***})	-0.220 (-8.679 ^{***})	0.137 (4.411 ^{***})	-0.089 (-2.391 ^{**})	-0.168 (-6.678 ^{***})
<i>ABAF</i>	+/-	0.002 (0.514)	-0.043 (-8.984^{***})	-0.049 (-15.203^{***})	0.004 (0.999)	-0.038 (-7.931^{***})	-0.046 (-14.219^{***})
<i>BIG4</i>	?	-0.002 (-0.662)	-0.026 (-6.039 ^{***})	-0.035 (-12.343 ^{***})	0.002 (0.677)	-0.019 (-4.417 ^{***})	-0.033 (-11.798 ^{***})
<i>ATEM</i>	?	0.002 (0.447)	0.019 (3.817 ^{***})	0.022 (6.727 ^{***})	0.006 (1.387)	0.021 (4.352 ^{***})	0.022 (6.750 ^{***})
<i>AUDCH</i>	+	0.001 (0.276)	0.002 (0.344)	-0.008 (-2.484 ^{**})	-0.000 (-0.033)	0.002 (0.424)	-0.007 (-2.159 ^{**})
통제변수		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함
수정된 R^2		0.313	0.191	0.097	0.300	0.195	0.096
F 값		1,006.966 ^{***}	522.286 ^{***}	238.838 ^{***}	946.766 ^{***}	533.408 ^{***}	236.154 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 동일함.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

주3) 분석기간 2004년부터 2008년을 대상으로 식(1)의 모형식의 결과임.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 9>를 보면 주된 관심변수 *ABAF*의 결과는 모형 1과 4에 해당되는 *abcfo*^(ROA)에 대해 성과 대응여부와 관계없이 유의한 결과를 보이지 않았지만, *abprod*^(ROA)과 *abde*^(ROA)에 대해서는 성과 대응여부와 관계없이 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이는 앞서의 <표 8>의 결과는 *abprod*^(ROA) 및 *abde*^(ROA)에 기인된 결과임을 나타낸다. 즉 피감사기업이 감사인에게 정상수준을 초과하여 지급하는 감사보수의 경우 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 일시적으로 매출을 증가시키는 방법을 이용한 보고이익의 상향조정 보다는 생산원가를 낮추는 이익조정이나 재량적 지출을 감소시키는 방법을 통한 실제 이익조정에 대해 유의한 음(-)의 관계가 있음을 의미한다. 따라서 높은 감사보수를 받는 감사인일수록 수익 보다는 비용 측면의 기업의 실제 이익조정에 대해 더 효과적인 대응을 하는 것으로 나타났다.

7. 민감도 분석

본 절에서는 앞서의 검증결과가 강건성(robustness)이 있는가를 확인하기 위하여 민감도 분석(sensitive analysis) 차원에서 두 가지 추가분석을 실시해 보았다. 첫째, Choi et al.(2010)의 연구에서는 비정상 감사보수(ABAF)의 부호의 조건에 따라, 즉 비정상 감사보수가 양(+)인 집단과 음(-)인 집단간에는 서로 비대칭적이고 비선형적(asymmetric and nonlinear) 관계가 존재한다고 가정한 바 있다. 즉 이 연구는 ABAF가 음(-)인 표본보다는 양(+)인 표본에서 경영자와 감사인 간의 경제적 유대관계가 형성된다고 주장하고 이를 뒷받침해 주는 실증적 증거를 보고하였다. 따라서 본 절의 추가분석에서는 Choi et al.(2010)의 주장에 따라 정상 수준을 초과한 비정상 감사보수를 모형식에 고려하기 위해 ABAF 변수를 연속변수 대신 이산변수(discrete variable)로 측정 후 분석해 보았다. 이산변수의 측정인 ABAF가 양(+)인 기업이면 1, 아니면 0으로 측정했다. 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 검증결과에 따르면 관심변수 $ABAF^{POS}$ 는 AM 및 RM의 측정치에 대해 대체로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 다만, DA^{ROA} 를 제외하면 DA, RM1, RM2 및 $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$ 변수들은 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 관찰되었다. 이러한 결과로 볼 때 ABAF를 연속변수의 형태로 측정한 경우와 유사하게 더미변수로 측정한 앞서와 일치된 결과로 나타났다. 따라서 비상장기업에서 비정상 감사보수 측정치는 감사품질의 대용변수로 이용될 수 있다.

둘째, 강선민과 황인태(2007)의 연구는 처음으로 감사받는 비상장 중소기업의 외부감사 효과를 AM을 이용하여 분석한 결과에서 감사인 유형별로 차이가 있음을 보고했다. 즉 이 연구는 처음 감사를 받는 기업이 규모가 큰 감사인을 선정한 경우 외부감사 효과가 클 것이라는 가설과는 달리 소규모 회계법인이 감사한 피감사기업만 통계적으로 유의하게 재량적 발생액이 감소된 결과가 나타났다. 본 절에서는 앞서 <표 2>에 따라 표본을 감사인 유형인 Big 4, Local, ATEM으로 나누어 각 회귀분석을 별도로 수행해 보았다. 지면상 표로 제시하지는 않았지만, 검증결과에 따르면 Big 4 감사인의 경우 관심변수 $ABAF^{POS}$ 는 AM에 대해 성과대응 여부와 관계없이 유의한 음(-)의 값이 나타나지 않았다. 반면, RM에 대해서는 성과대응 여부와 관계없이 1% 이내의 수준에서 모두 유의한 음(-)의 값이 관찰되었다. 또한 Local 감사인의 경우 $ABAF^{POS}$ 는 AM에 대해 성과대응만 유의한 음(-)의 값이 나타났고, 성과대응의 경우는 음(-)의 계수값이지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 반면, RM에 대해서는 성과대응 여부와 관계없이 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉 Big 4와 Local의 경우 초과감사보수를 받은 감사인은 그렇지 않은 감사인의 경우보다 AM 보다는 RM에 대한 이익조정과 유의한 음(-)의 관계가 있다는 결과이다. 이는 조직형태를 갖춘 회계법인이면 그렇지 않은 경우보다 AM에 비해 RM과 더 유의한 음(-)의 관계가 나타난다는 결과였다. 따라서 나타난 사실로 볼 때, Sohn(2011) 및 이창섭 등(2012)의 주장과 결과처럼 감사인은 AM보다 RM 활동에 대한 정보위험을 보다 높게 인지할 뿐만 아니라, 감사보수도 위험프리미엄을 요구한다는 결과와 긴밀한 관계가 있는 것으로

평가된다. 즉 이들 두 선행연구에서는 감사인이 감사보수를 결정할 때 AM에 비해 RM과 감사보수 간의 양(+)의 관련성이 상대적으로 더 크다는 실증결과를 제시하고 있다.

한편, ATEM의 경우는 관심변수 ABAF^{POS}는 AM 및 RM 모두 성과대응에 상관없이 유의한 음(-)의 값이 나타나지 않았다. 이상의 결과로 볼 때 비상장기업을 감사하는 Big 4 제휴법인이나 국내회계법인이 정상 수준을 초과하여 비정상 감사보수를 받으면 그렇지 않은 감사인과 비교할 때 기업의 실제 이익조정 활동의 증가는 이해관계자들의 정보위험을 더 증가시킬 수 있다는 점에서 더 보수적인 견지에서 감사업무에 반영하는 것으로 해석된다.

V. 결 론

본 연구는 비상장기업을 대상으로 감사인이 벌어들인 비정상 감사보수와 발생액에 기초한 이익조정(AM)과 실제 이익조정(RM) 간에 어떠한 관계가 있는가를 분석하였다. 과거 선행연구들은 상장기업을 대상으로, 감사보수와 이익조정 간의 관계를 분석했다(Hoitash et al. 2007 ; Coulton et al. 2007 ; Choi et al. 2010 ; Chi et al. 2011 ; 박종일과 최 관 2009). 또한 Chi et al. (2011)의 연구를 제외하면 이들 과거 선행연구들은 AM을 중심으로 연구되었다. Chi et al. (2011)는 상장기업을 대상으로 추가분석결과에서 실제 감사보수와 AM 및 RM 간의 관계를 살펴보았다. 이와 달리 본 연구는 비상장기업을 대상으로 비정상 감사보수(ABAF)와 이익조정 간의 관계를 통해 비정상 감사보수가 감사품질의 측정치인지를 살펴보았다. 이를 살펴보면 있어 본 연구는 이익조정 측정치로 AM과 RM을 같이 분석했다.

이를 검증하기 위해 본 연구에서는 AM과 RM과 같이 ABAF 측정치도 비정상 측정치를 이용했다. AM은 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)으로, RM은 Roychowdhury(2006) 모형으로 측정하고, 또한 AM과 RM 모두 측정오차 문제를 최소화하기 위하여 성과대응 측정치(Kothari et al. 2005)를 추정해 이를 병행하였다. 그리고 RM의 경우 Roychowdhury(2006)에서 제안된 세 가지 비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적 지출에 대한 개별 측정치 외에도 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 두 가지 조합 측정치를 사용했다. 분석기간은 2004년부터 2008년까지 5년간 대규모 표본(large samples)인 총 50,669개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

주요한 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 정상 수준 이상의 비정상 감사보수는 이익조정에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 AM과 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 둘째, 비정상 감사보수와 AM의 관계와 마찬가지로 비정상 감사보수와 RM 간에는 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이상의 비정상 감사보수와 AM 또는 RM 간의 관계는 이익조정 측정치를 성과대응 여부에 관계없이 일관한 결과였다. 이는 높은 감사보수를 받는 감사

인이 감사할수록 발생액에 기초한 이익조정 뿐만 아니라, 실제 이익조정 역시 완화(mitigating)시키는 효과가 있음을 나타낸다. 따라서 AM 또는 RM과 ABAF 간의 관계를 통한 결과로 볼 때 비정상 감사보수 측정치는 비상장기업의 경우 감사품질 측정치로 해석된다. 한편, 이러한 결과는 기존 감사보수 관련연구들에서 논의된 높은 감사보수는 감사인의 많은 노력을 수반하므로, 높은 감사서비스를 제공한다는 주장과도 일치한다(Francis 1984 ; Palmrose 1986 ; Francis and Simon 1987 ; 최 관과 백원선 1998 등). 만일 비정상 감사보수를 앞서의 연속변수 대신 이산변수로 분석 수행하면, ABAF는 AM 보다는 RM 측정치와 성과대응여부에 관계없이 유의한 음(-)의 관계가 더 뚜렷한 결과로 나타났다.

둘째, RM의 구성항목별로 나누어 분석한 결과에 따르면, 성과대응여부 측정치와 관계없이 ABAF는 비정상 생산원가 및 비정상 재량적 지출과 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 높은 감사보수를 받는 감사인의 피감사기업일수록 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 일시적 매출을 증가시켜 보고이익을 상향조정하기 보다는 생산원가를 낮추거나 판관비나 광고선전비 및 연구개발비 등의 재량적 지출을 감소시키는 방법을 통한 이익조정을 보다 효과적으로 완회시키는 것과 관계가 있음을 나타낸다. 즉 높은 감사보수는 실제 이익조정과 관련해서는 수익보다 비용 측면에서의 기업의 이익조정에 대하여 더 보수적인 성향이 있음을 시사한다.

셋째, 감사인 규모별로 세분화시켜 분석하면 감사반을 제외한 Big 4 및 non-Big 4 감사인이 감사한 경우 ABAF는 RM과 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 반면 AM는 ABAF의 측정치에 따라 제한된 유의한 음(-)의 관계로 나타났다.

마지막으로, ABAF 외에 감사품질의 또 다른 대응치로 감사인 규모로 측정된 Big 4 감사인 여부는 AM과 유의한 양(+)의 관계를, RM과는 유의한 음(-)의 관계로 나타나 상장기업을 대상으로 한 Chi et al.(2011)의 연구와는 상반된 결과였다. 반면, 감사반의 경우는 AM 또는 RM과 모두 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 즉 Big 4 감사인은 비상장기업을 감사할 때 발생액에 기초한 이익조정에 대해서는 덜 보수적(less conservative)으로 감사하는 경향이 있는 반면, 실제 이익조정에 대해서는 더 보수적(more conservative)으로 감사하는 경향이 있음을 나타냈다. 이는 Big 4 감사인은 기업의 이익조정 수단에 따라 보수적 회계처리 성향이 달라진다는 결과이다. 또한 감사반은 그렇지 않은 감사인에 비해 AM이나 RM 모두에 대해 덜 보수적인 견지에서 감사업무를 수행하고 있다는 본 연구결과는 규제기관에게 감사반에 대한 감사의 질을 현행보다 높은 수준으로 유지시킬 필요가 있음을 시사해 준다는 점에서 본 연구의 결과는 정책적 시사점을 제공한다.

이상의 결과를 종합해 보면 과거 국외 연구들에서 상장기업을 대상으로 분석한 감사인이 초과하여 벌어들인 비정상 감사보수는 경영자와 감사인 간에 경제적 유착관계를 형성할 수 있어 감사인의 독립성을 훼손시킨다는 결과와 달리 비상장기업을 대상으로 분석된 결과에서 초과 감사보수는 오히려 감사인의 감사품질의 향상을 가져온다는 일련의 실증적 증거들이 발견되었다.

따라서 본 연구의 검증결과는 선행연구와 달리 제도적인 배경 환경이 다른 비상장기업에서의 비정상 감사보수는 발생액에 기초한 이익조정뿐 만 아니라, 실제 이익조정 간의 관계를 통해 살펴볼 때 감사품질의 측정치일 수 있음을 보여주었다는데 의의가 있다. 이러한 본 연구결과는 과거 관련 연구에 추가적인 증거(additional evidence)로 공헌할 것이다. 또한 상장기업과 비교해 비상장기업에 대한 관련연구가 상대적으로 미미한 상황에서 본 연구의 결과는 학계, 실무계 및 규제기관에게도 유익한 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다. 그리고 본 연구의 비정상 감사보수와 이익조정 간의 관계를 통해 살펴본 감사품질과 관련된 결과는 비상장기업의 이익조정 실태 파악에 대한 이해 증진에도 도움이 될 것으로 기대된다. 따라서 본 연구결과는 감사인의 감사보수와 회계정보의 질과 재무제표의 신뢰성 제고 측면에서 여러 유익한 시사점을 제공한다.

이상의 유익한 시사점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 존재한다. 첫째, AM과 RM의 이익조정 및 비정상 감사보수의 측정치는 모두 추정과정이 수반된다는 점에서 측정오차의 문제가 존재한다. 따라서 본 연구에서의 검증결과를 해석할 때 이를 고려할 필요가 있다. 둘째, 본 연구모형식에서는 기존 선행연구들에서 사용된 통제변수 외에도 추가로 비상장기업의 특성 변수를 일부 고려하긴 했지만, 자료원의 한계상 모형식에 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 여전히 남아 있을 수 있다. 그러나 이러한 한계는 본 연구만의 문제라기보다는 실증적 연구들이 갖고 있는 공통된 한계일 수 있다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태. 2007. “외부감사가 비상장기업의 재량적 발생액에 미치는 영향”. 회계학연구 제32권 제2호 : 21-59.
- 강선아 · 전성빈. 2010. “Characteristics of firms engaged in real activity based earnings management : Evidence from Korea”. 회계학연구 제35권 제2호 : 35-70.
- 곽수근 · 박종일. 2010. “유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교 분석”. 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 · 김문철 · 정태진. 2005. “감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제4호 : 47-76.
- 권수영 · 신현걸 · 정재연. 2006. “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제4호 : 175-201.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. “적자 회피 및 이익 평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널 제17권 제4호 : 31-63.
- 김지홍 · 배지현 · 고재민. 2009. “실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31-70.
- 나종길 · 최 관. 2003. “회계발생액과 차별적 감사수요”. 회계학연구 제28권 제1호 : 1-32.
- 박정호. 2012. “비정상 감사보수가 실제 이익조정에 미치는 영향”. 세무회계저널 제13권 제3호 : 83-112.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- 박종일. 2005. “감사보수와 이익조정에 관한 연구”. 회계와 감사연구 제42호 : 167-206.
- 박종일 · 곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191-226.
- 박종일 · 남혜정. “비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향”, 회계와 감사연구 제52호, 2010, pp.363-405.
- 박종일 · 박찬웅. 2007. “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제45호 : 119-159.
- 박종일 · 이명곤 · 원정연. 1999. “재량적 발생액을 이용한 감사인의 감사품질분석”. 회계와 감사연구 제35호 : 289-319.
- 박종일 · 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무회계저널 제10권 제3호 : 257-293.
- 신용인 · 최 관 · 조현우. 2007. “초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향”. 회계학연구 제32권

- 제1호 : 173-207.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 경영학연구 제29권 제1호 : 57-85.
- 이아영 · 전성빈 · 박상수. 2007. “최고경영자 교체와 이익조정”. 회계학연구 제32권 제2호 : 117-151.
- 이창섭 · 최우석 · 배성호. 2012. “실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수”. 경영학연구 제41권 제1호 : 757-787.
- 최 관 · 백원선. 1998. “감사인의 유형과 감사품질 : 감사보수와 감사시간을 중심으로”. 회계학연구 제23권 제2호 : 49-75.
- 최중서 · 광영민. 2010. “비상장 중소기업의 발생액 및 실물활동을 통한 이익조정실태”. 회계저널 제19권 제1호 : 37-76.
- 최종학 · 박종일 · 전규안. 2005. “감사인 의 피감사회사에 대한 경제적 의존도가 감사인의 독립성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제1호 : 121-154.
- 최효순. 2008. “기업의 이익조정 유인에 대한 부채계약가설의 재검증”. 회계학연구 제33권 제1호 : 69-96.
- Allee, K. D. and T. L. Yohn. 2009. The demand for financial statements in an unregulated environment : An examination of the production and use of financial statements by privately held small business. *The Accounting Review* 84 (1) : 1-25.
- Ashbaugh, H., R. LaFond and B. Mayhew. 2003. Do non-audit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78 : 611-639.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms : Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 83-128.
- Balsam, S., J. Krishnan., and J. Yang. 2003. Auditor industry specialization and earnings quality. *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 22 (2) : 71-97.
- Becker, C. L., M. L. DeFond., J. Jiambalvo., and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1) : 1-24.
- Burgstahler, D. C., L. Hail, and C. Leuz. 2006. The importance of reporting incentives : Earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review* 81 (5) : 983-1016.
- Butler, M., A. J. Leone, and M. Wilenborg. 2004. An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 139-165.
- Caramanis C. and C. Lennox. 2008. Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 45 : 116-138.
- Chaney, P., D. C. Jeter, and L. Shivakumar. 2004. Self-selection of auditors and audit pricing in private firms. *The Accounting Review* 79 (1) : 51-72.
- Chi, W., L. L. Lisic, and M. Prvzner. 2011. 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. 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.
- Chung, H. and S. Kallapur. 2003. Client importance, non-Audit services, and abnormal accruals. *The Accounting Review* 78 : 931-955.
- Cohen, D. A. and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 2-19.
- 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., S. Pandit, C. Wasley, and T. Zach. 2011. Measuring real activity management. *Working paper*. University of Texas at Dallas.
- Copely, P., J. Gaver, and K. Gaver. 1995. Simultaneous estimation of the supply and demand for differentiated audits : Evidence from the municipal audit market. *Journal of Accounting Research* 33 (Spring) : 137-155.
- Coppens, L. and E. Peek. 2005. An analysis of earnings management by European private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 14 (1) : 1-17.
- Coulton, J., C. Ruddock, and S. 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 (December) : 183-199.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 133-168.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 : 193-225.
- DeFond, M. and L. Subramanyam. 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting Economics* 25 : 36-67.
- Ewert, R. and A. Wagenhofer. 2005. Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management. *The Accounting Review* 80 : 1101-1124.
- Fortin, S. and J. A. Pittman, 2007. The role of auditor choice in debt pricing in private firms. *Contemporary Accounting Research* 24 (3) : 859-896.
- Francis, J. 1984. The effect of audit firm size on audit prices : A study of the Australian market. *Journal of Accounting and Economics* 6 (August) : 133-151.
- Francis, J. and D. Simon. 1987. A test of audit pricing in the small-client segment of the U.S. audit market. *The Accounting Review* 25 (January) : 145-157.
- Francis, J. and R. Wilson. 1988. auditor changes : a joint test of theory relating to agency costs and

- auditor differentiation. *The Accounting Review* 63 (October) : 663–682.
- Francis, J., E. Maydew, and H. Sparks. 1999. The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 18 : 17–34.
- Frankel, R., M. Johnson, and K. Nelson. 2002. The relation between auditors' fees for non-audit services and earnings quality. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 71–105.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2010. Real earnings management and cost of debt. *Working paper*. City University of Manitoba.
- 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.
- Hope, O. K. and J. C. Langli, and W. B. Thomas. 2010. Agency conflicts and auditing in private firms. *Working paper*. University of Toronto.
- Hope, O. K. and J. C. Langli. 2010. Auditor independence in a private firm and low litigation risk setting. *The Accounting Review* 85 (2) : 573–605.
- Hribar, P., T. Kravet, and R. Wilson. 2008. A new measures of accounting quality. *Working Paper*. University of Iowa.
- Jensen, M. and W. Meckling. 1976. Theory of the firm : managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 : 305–360.
- 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. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193–228.
- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57–821.
- Khurana, I. K. and K. K. Raman. 2004. Litigation risk and the financial reporting credibility of Big 4 versus non-Big 4 audits : Evidence from Anglo-American countries. *The Accounting Review* 79 (2) : 473–495.
- Kim, J. B. and C. H. Yi. 2006. Ownership structure, business group affiliation, listing status, and earnings management : Evidence from Korea. *Contemporary Accounting Research* 23 (3) : 427–464.
- Kim, J. B. and B. C. Sohn. 2009. Real versus accrual-based earnings management and implied cost of equity capital. *Working paper*. City University of Hong Kong.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi. 2011. Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms : Korean evidence. *Contemporary Accounting Research* 28 (2) : 585–615.

- 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.
- Mills, L. and K. Newberry. 2001. The influence of tax and nontax costs an book–tax reporting differences : public and private Firms. *Journal of the American Taxation Association* 23 : 1–19.
- Mizik, N. and R. Jacobson. 2007. Myopic marketing management : Evidence of the phenomenon and its long–term performance consequences in the SEO context. *Marketing Science* 26 : 361–379.
- 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 (Autumn) : 241–261.
- Palmrose, Z. V. 1986. An analysis of auditor litigation and audit service quality. *The Accounting Review* 63 (1) : 55–73.
- Palmrose, Z. V. 1986. Audit fees and auditor size : Further evidence. *Journal of Accounting Research* 24 (1) : 97–110.
- Palmrose, Z. V. 1988. An Analysis of Auditor Litigation and Audit Service Quality. *The Accounting Review* 63 : 55–73.
- Palmrose, Z. V. 1989. The relation of audit contract type to audit fees and hour. *The Accounting Review* 64 (July) : 488–499.
- Palmrose, Z. V. 1997. Who got sued? *Journal of Accountancy* 183 (3) : 67–69.
- Roychowdhury, 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 (Spring) : 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.
- St. Pierre, K. and J. A. Anderson. 1984. An analysis of the factors associated with lawsuits against public accountants. *The Accounting Review* 59 (2) : 242–263.
- Zang, A. Y. 2012. Evidence on the trade–off between real manipulation and accrual–based earnings manipulation. *The Accounting Review* 87 (2) : 675–703.

Abnormal Audit Fees and Earnings Management - Focused on Privately Held Firms -

Jong-Il Park* · Cheong-Ho Park**

—〈Abstract〉—

The aim of this paper is to investigate the role of auditing in small private firms. Specifically, this paper investigates the effects of abnormal audit fees on audit quality. We test the effect of audit quality on earnings management. Audit quality is defined as the joint probability that an existing material error is detected and reported by an audit auditor(DeAngelo 1981). The literature suggests that higher audit quality constrains earnings management. The previous studies suggest that higher quality auditors reduce the level of accrual-based earnings management (Becker et al. 1998). Additionally, prior studies suggest that accruals and real activities are two alternative ways to manage earnings (Graham et al. 2005 ; Roychowdhury 2006). While earlier studies focus on accrual earnings management (Jones 1991 ; Teoh et al. 1998 etc), more recent papers suggest that firms also engage in real earnings management (Roychowdhury 2006 ; Cohen and Zarowin 2010 ; Zang 2012). And then prior research implies that audit quality is affected by audit fees (Park and Choi 2009).

In the meanwhile, a number of empirical studies have investigated the role that auditors, and audit quality more specifically, have in this context. However, the evidence so far is by no means straight forward. While most studies on the interaction between agency costs and audit quality investigate large listed firms, Ball and Shivakumar (2005) point out that important differences exist between non-listed (private) and listed firms and that the findings documented for listed firms in the accounting literature do not necessarily extend to private firms. But Lennox (2005) suggests that the monitoring value of auditing may be higher in non-listed firms.

Prior studies primarily investigate whether earnings management is related to factors that could impair auditor independence and also its studies have regarded the audit fees as the proxy of the audit quality but prior studies have not examined the relationship between the unusually high or low audit fees and accrual-based earnings management (hereafter AM) or real earnings management (RM) of unlisted firms. This research decomposes actual audit fees into two parts, normal audit fees and abnormal audit fees, and pays attention to the case where abnormal audit fees are excessively high or low. Earnings management is captured by AM (Kothari et al. 2005) and RM (Roychowdhury 2006) as a proxy for unobservable audit quality that can be estimated

* Associate Professor, College of Commerce and Business Administration, School of Business, Chungbuk National University.

** Associate Professor, Department of Hotel and Tourism, Incheon Jaeneung College.

using a performance-matched AM and RM (Kothari et al. 2005). We expected greater audit quality (i.e., abnormal audit fees) to reduce the extent to which managers report aggressively by high earnings. To test this prediction, we utilize audit fees data from 50,669 firms through year observations between 2004 and 2008 period. The samples are all private firms, December year-end firms, and firms do not belong to banking industry. The data on audit fees are collected from the KICPA database. Other firm-specific financial data is collected from KISVALUE database.

The results show that the level of AM or RM of unlisted firms are lower than expected when abnormal audit fees are much higher. Conversely, this implies that excessively low audit fees would deteriorate audit quality, so the results of abnormal audit fees are a strong evidences for audit quality.

The contribution of our research is to demonstrate that firms adapt to the presence of more stringent levels of auditing by engaging in accrual-based earnings management and real earnings management. Past auditing research has exclusively focused on accrual earnings management by listed firms when examining the impact of audit quality on the clients' behavior. Our paper suggests that an unintended consequence of higher quality auditors constraining the levels of AM as well as RM by non-listed firms. Up to now, researches on non-listed firms have not been conducted. Specifically, empirical study on the effect of audit quality by non-listed firms is rare due to data availability. In these points, we expect that this paper can be useful implications for scholars, practitioners, accounting standard setters, and regulators. When it comes to academic field, it is possible to apply this paper for related researches in the future.

〈Key words〉 Private firms, Abnormal audit fees, Audit quality, Accrual-based earnings management, Discretionary accruals, Real earnings management