

감사보수의 비대칭적 행태

김지홍(제1저자)
연세대학교 경영학과 교수
(jehong@yonsei.ac.kr)
이명건(교신저자)
연세대학교 경영학과 박사과정
(heat23@hanmail.net)
유혜영(공동저자)
연세대학교 경영학과 박사과정
(hyryu@yonsei.ac.kr)

본 연구는 감사보수의 비대칭적 행태를 분석한 것으로, 정상감사보수가 전년 대비 증가할 때와 정상감사보수가 전년 대비 감소할 때 실제감사보수가 차별적으로 반응하는지를 검증하였다.

1999년부터 감사보수 자율화가 도입된 이래, 감사보수자율화는 기업들의 감사수임료에 대한 부담을 줄여주는 긍정적인 역할을 담당해왔다. 그러나 동시에 감사인들 간의 지나친 가격경쟁으로 감사수임료 인하가 이루어졌으며, 이는 감시시간 축소를 통한 감사품질 저하로 이어져 사회적 문제를 야기하고 있다.

선행연구는 감사보수 결정요인에 관한 연구와 감사보수 할인에 관한 연구가 주를 이루며 이러한 연구들은 감사보수에 관련된 정태적 분석을 하였다. 이에 본 연구는 이들의 연구와 차별적으로 감사보수 변동이 어떻게 일어나는가에 관해 동태적으로 접근하고자 한다. 즉 감사보수를 결정짓는 모형을 구축한 후 정상감사보수를 구하고 이러한 정상감사보수(기대감사보수)가 증가할 때 실제 감사보수의 증가정도와 정상감사보수(기대감사보수)가 감소할 때 실제감사보수의 감소정도가 차이가 나는지 살펴봄으로써 감사보수가 비대칭적 행태를 가지는지 연구하고자 한다.

2002년부터 2009년에 걸쳐 거래소에 상장된 3,360 기업-년도를 대상으로 실증분석한 결과, 실제감사보수가 정상감사보수 감소시보다 정상감사보수 증가시에 덜 탄력적으로 변동하여, 감사보수의 상방경직적 행태를 확인하였다. 또한, 이러한 현상은 Non-BIG4 감사인의 경우 심화되는 것으로 나타났다. 한편, 외국인 지분율이 높은 경우, 사외이사 비중이 높은 경우, 감사위원회를 설치한 경우 및 감사위원회 독립성이 높은 경우 등을 통해 지배구조의 역할이 감사보수 상방경직 행태에 미치는 영향을 살펴본 결과, 외국인 주주비중이 높을 수록 상방경직 현상이 완화되는 것으로 나타났다.

주제어: 감사보수, 정상감사보수, 감사보수할인, 비대칭적 행태

1. 서론

감사인을 선임하는 제도는 자유수임제도와 감사인 배정제도가 있으며 우리나라는 1982년부터¹⁾ 자유수임제도를 도입하였다. 그 후 1998년까지 대상 기업의 자산규모 등에 따라 적정액을 정해놓은 감사보수 기준에 따랐으나, 공정거래위원회가 이를 없애면

서 1999년부터²⁾ 기업에 대한 감사보수는 말 그대로 철저한 경쟁 원칙이 적용되기 시작했다.

이러한 감사보수자율화는 기업들의 감사수임료에 대한 부담을 줄여주는 긍정적인 측면이 있는 반면에 감사인들의 지나친 가격경쟁으로 감사수임료 인하가 감시시간축소를 야기시켜 감사품질 저하로 이어지는 부정적인 면도 가지게 되었다.

빅4 회계법인 가운데 A법인도 2003년에 감사수

입료 덤핑의혹에 대해 한국공인회계사회로부터 수입료 덤핑 의혹에 대한 조사를 받은바 있으며, 당시 B 회사 외부감사인 선정 경쟁입찰 과정에서 입찰제안서를 제출한 7개 회계법인 가운데 최고가 대비 44%의 가격을 제시해 과다경쟁이 심각함을 보여주고 있다.³⁾

감사인들 간의 경쟁정도는 2000년 이후 회계법인 설립요건완화와 회계사수의 급격한 증가로 더 심화되고 있는 추세이다. 금감원 보도자료⁴⁾에 의하면 2001년부터 2011년 3월까지 회계법인의 수는 34개에서 123개로 약 4배가량 증가하였으며 회계법인 소속 공인회계사 또한 2,450명에서 7,956명으로 약 3배가량 증가하였다. 총 등록공인회계사 수도 2001년 5,354명에서 2011년 14,070명으로 약 3배정도 증가하고 있어 감사인들의 경쟁정도는 향후 계속 증가할 것으로 예상된다. 또한 2008년부터 2011년까지의 감사수입료를 분석한 금융감독원의 최근 보도자료(2011.8)⁵⁾에 의하면 감사인간 가격경쟁이 심화됨에 따라 자산규모 대비 감사수입료는 실질적으로 정체상태인 것으로 나타났다.

감사보수에 관한 기존의 연구들은 크게 두 가지 주제로 구별된다. 하나는 감사보수 결정변수를 조사한 연구이고 또 하나는 감사보수할인에 관한 연구이다. 감사보수 결정모형에 관한 연구는 감사보수에 영향을 미치는 요인들은 연구한 것으로 대체로 규모, 피감사인의 복잡성, 위험정도 재무적 성과, 감사

기간 및 감사인의 유형 등이 감사보수와 관련 있는 것으로 보고 하였고 그 외 다른 연구도 이와 유사한 결론을 보였다. 감사보수 할인에 관한 연구는 DeAngelo(1981)가 초도감사에 대해 감사보수할인이 발생할 수 있음을 제시하였으며, 국내 연구에서도 박재환 등(2008)이 초도감사시 보수할인 현상이 존재함을 확인하고, 강제교체기업의 감사보수 할인이 추가적으로 더 크게 나타남을 보였다.

이러한 연구들은 감사보수에 관련된 정태적 분석을 하였으며 본 연구는 이들의 연구와 차별적으로 동태적으로 감사보수 변동이에 관한 정태적 분석을 하고자 한다. 즉 감사보수를 결정짓는 모형을 구축한 후 정상감사보수를 구하고, 이러한 정상감사보수(기대감사보수)가 증가할 때 실제 감사보수의 증가 정도와 정상감사보수(기대감사보수)가 감소할 때 실제감사보수의 감소정도가 차이가 나는지 살펴봄으로써 감사보수가 비대칭적 행태를 가지는지 연구하고자 한다. 이를 구체화하기위해 정상감사보수를 구하고 이를 Anderson et. al.(2003)의 원가비대칭 모델에 적용하여, 정상감사보수가 증가할 때 실제감사보수의 증가정도과 정상감사보수가 감소할 때 실제감사보수의 감소정도가 차이가 나는지 살펴보고자한다.

우리나라와 같이 감사시장에 가격경쟁이 치열한 상황 하에서는 감사인들이 피감사인들과의 관계에서 상대적으로 열위에 있으므로 정상감사보수(기대감사보수) 증가시 정상감사보수 감소시와 비교하여 덜

3) 한겨레 신문 "회계감사 덤핑경쟁 확산 우려"(2003.11.12.)

4) 금융감독원 보도자료 "회계법인 사업보고서 분석" (2001~2011년 자료 취합)

구분	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
법인수	34	53	62	72	79	86	91	103	104	113	123
법인소속 공인회계사수	2,450	2,880	3,389	3,880	4,934	5,354	5,807	6,541	7,013	7,858	7,956
총 등록 공인회계사수	5,354	5,890	6,444	7,148	8,485	9,285	10,187	11,288	12,167	13,332	14,070

5) 금융감독원 보도자료 "최근 4년간 외부감사 수입료 현황 분석 및 대응"(2011.8)

민감하게 감사보수를 변동시킬 것으로 예상된다. 즉 정상감사보수가 감소하는 상황에서는 실제감사보수를 즉각적이고 민감하게 감소시키는 반면, 정상감사보수가 증가하는 상황에서는 정상감사보수 감소시와 비교하여 상대적으로 실제감사보수를 덜 증가시킬 것으로 예상된다.

추가분석으로는 대형감사법인과 그 외 감사법인 간에 감사보수의 비대칭 행태에 있어 차이가 나타나는지 살펴보고자 한다. 대형회계법인의 경우, 고객수도 많을 뿐만 아니라 비감사서비스를 통한 수입의 비중도 높으므로 보수를 할인하면서까지 고객을 유치하고자 하는 유인이 상대적으로 적다. 따라서, 비대형감사법인일수록 감사보수의 상방경직적 행태가 심화될 것으로 기대한다.

또한, 외국인주주의 비중 및 사외이사의 비중 감사위원회 등과 같은 지배구조의 역할에 따라 감사보수의 비대칭적 행태가 차별적으로 나타나는지에 관해 살펴보고자 한다. 투자이사결정 시 국내투자자들에 비해 상대적으로 높은 정보비대칭 문제에 직면하게 되는 외국인투자자들은 정보비대칭문제를 감소시키고자 감사품질을 중요하게 고려할 것이다. 한편, 독립적인 사외이사들의 입장에서는 경영자가 제공하는 재무보고에 문제가 발생하여 책임을 지거나 명성에 손실을 입게 되는 것을 방지하기 위해 높은 감사품질을 선호하므로, 사외이사비중이 클수록 감사보수의 비대칭행태가 완화될 것으로 기대한다. 감사위원회도 그 기능이 충실히 수행된다며 재무정보의 신뢰성을 높이기 위해 높은 감사품질을 선호할 것이므로 감사보수의 비대칭적 상방경직성이 완화될 것으로 기대된다.

본 연구는 과도한 경쟁으로 인해 감사보수의 상방경직과 같은 가격 왜곡의 부작용이 나타나지 않도록 제도의 정비가 필요함을 정책당국에 제언한다. 구체

적으로 정책당국이 감사보수의 적정성을 가이드하고 평가함에 있어서 정태적 적정성뿐만 아니라 동태적 적정성까지 고려해야 함을 시사한다. 특히, 감사보수 상방경직현상은 협상력이 상대적으로 약한 Non-Big4 감사인이나 고품질 감사에 대한 수요가 작은 기업에서 발생할 가능성이 크므로, 이러한 기업들에게서 감사보수의 상방경직 현상이 심화되지 않도록 정책 수립 시 우선 고려해야 할 것이다. 아울러, 이러한 가이드라인 설정 및 평가요소반영 제도가 사전적이라면, 사후적인 조치로서 상방경직현상이 심한 기업의 경우 감리대상기업으로 선정하거나 지정감사를 실시하는 등의 제도적 보완책도 필요함을 시사한다. 더불어 본 연구는 감사실무 종사자들과 일반투자자들에게는 감사보수의 상방경직현상을 보여줌으로써 현재의 감사보수의 움직임에 대한 이해를 돕고, 감사법인의 감사보수 내규 결정 등에 도움을 줄 것으로 예상된다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행된다. II장에서는 선행연구 검토 및 연구가설을 소개한다. III장에서는 사용된 연구모형과 표본의 선정과정을 보고하며 IV장에서는 실증분석결과를 설명한다. 마지막 V장에서는 연구의 결과를 요약하는 것으로 끝을 맺는다.

II. 선행연구 및 가설 설정

2.1 선행연구

감사보수 관련 선행연구들은 크게 감사보수의 제반 결정변수를 알아보는 연구와 감사보수의 가격할인 혹은 할증에 관한 연구로 나뉜다. 먼저 감사보수

의 결정요인을 최초로 실증분석한 연구로는 Simunic (1980)의 연구가 있다. Simunic(1980)은 감사보수의 결정요인으로 피감사기업의 총자산 규모, 종속회사의 수, 총자산 대비 해외자산의 규모, 총자산 대비 채고자산과 매출채권의 비중, 당기손실발생여부 및 감사의견 등을 언급하였다. 이후의 연구들 역시 감사보수의 결정요인으로 피감사회사의 기업규모를 지목하였으며, 영업의 복잡성, 감사위험, 피감사회사의 재무적 성과, 해외자산의 규모, 채고자산과 매출채권의 비중, 감사의견, 감사기간, 감사인 유형, 산업특성 등도 감사보수 결정 시 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다(Palmrose, 1986; Simon and Francis, 1988; Palmrose, 1989; Maher et al. 1992).

다음으로 감사보수 할인에 관한 연구에서는 감사인 교체라는 사건에 초점을 맞추어 감사보수 할인이 나타나는 가 및 비감사서비스로 인해 회계감사의 열가감사가 일어나는 가에 관해 다양한 검증을 실시하였다. 먼저, DeAngelo(1981)는 감사인이 교체될 경우 감사보수의 할인 현상이 나타날 가능성에 대한 이론적인 근거를 제시하였다. 초도감사인의 경우 감사대상 기업에 대한 지식이 부족하여 해당기업의 재무제표에 포함된 오류나 부정을 제대로 확인하지 못할 가능성이 높기 때문에, 기존 감사인에 비해 더 많은 감사시간을 투입하는 등의 초기원가 부담이 발생하게 된다. 반면, 기존 감사인은 이미 감사대상 기업에 대한 지식을 갖고 있기 때문에 초도감사인에 비해 상대적으로 낮은 원가로 감사업무를 수행할 수 있으므로 계속감사인으로서의 준지대를 누리게 된다고 하였다. 국내에서는 신용인 등(2007)이 초도감사 보수할인기업의 감사품질이 초도감사 보수비할인기업에 비해 더욱 낮게 나타난다는 실증결과를 제시하였다. 이는 초도감사 보수할인이 감사품질의 저하

를 가져올 것이라는 정책 당국의 우려가 사실임을 확인시켜주는 결과이다. 박재환 등(2008)은 국내에서 초도감사 보수할인 현상이 존재하고 있음을 재확인하면서, 일반 교체기업에 비해 강제교체기업의 감사보수할인이 추가적으로 더 이루어지고 있음을 보고하였다. 한편, 감사보수 자율화 도입이후, 고품질의 감사서비스에 대해 보다 높은 감사보수를 받을 수 있는 제도적 기반이 만들어 졌으나 감사서비스에 대한 자발적 수요가 뒷받침 되지 못한 상황 하에서의 감사보수의 자율화는 감사인의 과당경쟁을 초래하여 감사보수 할인이 일어난다는 비판도 있다(권수영 · 김문철 2001).

비감사서비스 관련 연구들은 피감사기업에 대해 동일 감사인이 감사서비스와 비감사서비스를 동시에 제공하는 경우에 감사인의 독립성이 저하될 수 있다고 보았다. 감사서비스가 비감사서비스를 위한 열가상품으로서의 역할을 할 가능성이 존재하고 감사인이 피감사회사에 대한 경제적 의존도가 높아져 감사품질이 저하될 수 있기 때문이다. 반면, 동일감사인이 비감사서비스를 동시에 제공하는 경우 기업에 대한 전문적인 지식이 축적되므로 효율성이 증진된다는 주장도 있다. Kinney and Palmrose(2004)는 비감사서비스의 수입료가 감사인의 독립성을 훼손하고 결과적으로 감사품질을 저해하는지 연구하였다. 검증 결과, 일부 비감사서비스의 경우 감사보수와 재무제표 제작성간에 관련성이 있음을 발견하였으며, 세무서비스에 대한 수수료와 재무보고서비스 간의 유의한 관계를 보고하였다. 반면 동일 감사인에 의한 비감사서비스 제공이 회계법인의 평판에 더 많은 투자를 증가시키고 지식의 전이를 가져올 수 있으므로 오히려 감사인의 독립성과 전문성을 향상시켜 결국 감사품질의 증가로 이어질 수 있다고 주장한 연구도 있다(Antle et al. 2002; Ruddock et

al. 2006).

이렇듯 감사보수 할인에 관한 선행연구에서는 감사인 교체라는 사건에 초점을 맞추어 감사보수 할인이 나타나는 가를 검증하거나, 감사보수 염가현상이 나타나는 원인에 초점을 맞추어 연구를 진행해왔다. 게다가 비감사서비스 제공에 따른 감사인의 독립성을 연구한 대부분의 선행연구는 일관된 결과를 제시해 주지 못하고 있는 실정이다. 본 연구는 선행연구들과 달리 감사보수의 행태를 동태적 측면으로 접근하여, 감사보수의 비대칭성을 검증하고자 한다.

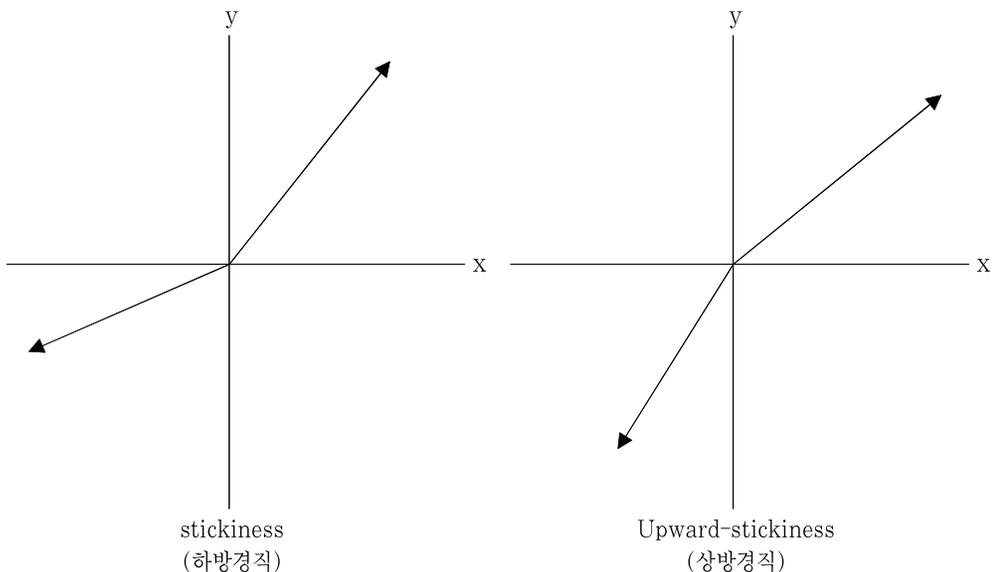
2.2 감사보수의 비대칭적 행태

선행연구들은 감사보수에 관련된 정태적 분석을 하였다. 본 연구에서는 선행연구와 달리 감사보수의 변동이 어떻게 일어나는지 동태적으로 접근하고자 한다. 구체적으로, 감사보수결정모형을 통해 정상감

사보수를 구한 후, 정상감사보수(기대감사보수)가 증가할 때 실제 감사보수의 증가정도를 살펴보고자 한다. 또한 정상감사보수(기대감사보수)가 감소할 때 실제감사보수의 감소정도를 살펴봄으로써 감사보수의 행태를 분석하고자 한다.

정상감사보수 증가 시의 실제감사보수의 증가 정도와 정상감사보수 감소 시의 실제감사보수의 감소 정도에 있어 차이가 나는지 살펴보기 전에 앞서, 이에 대한 이해를 돕고자 다음과 같이 그래프를 제시한다.

우리나라와 같이 감사시장의 가격경쟁이 치열한 경우, 감사인들은 피감사인들과의 관계에서 상대적으로 열위에 있다. 따라서 정상감사보수(기대감사보수) 증가 시 정상감사보수 감소 시와 비교하여 덜 민감하게 감사보수를 변동시킬 것으로 예상된다. 즉 정상감사보수가 감소하는 상황에서는 실제감사보수를 즉각적이고 민감하게 감소시키는 반면, 정상감사



〈그림 1〉 Stickiness

보수가 증가하는 상황에서는 정상감사보수 감소시와 비교하여 상대적으로 실제감사보수를 덜 증가시킬 것으로 예상된다. 이러한 현상은 위 그림에서 보자면 오른쪽의 상방경직현상에 해당한다.

2.3 가설 설정

우리나라의 경우, 1982년 자유수입제도가 도입되었다. 그 후 1998년까지 대상 기업의 자산규모 등에 따라 적정액을 정해놓은 감사보수 기준에 따랐으나, 공정거래위원회가 이를 없애면서 1999년부터 기업에 대한 감사보수는 말 그대로 철저한 경쟁 원칙이 적용되기 시작했다.

감사보수자율화는 기업들의 감사수입료에 대한 부담을 줄여주는 긍정적인 측면을 갖고 있다. 동시에, 감사인들 간에 지나친 가격경쟁으로 감사수입료 인하가 이루어지게 되는데, 이는 감시시간축소로 이어져 감사품질이 저하되는 문제를 유발시킨다.

최근 금융감독원 보도자료에 따르면 감사인 간 가격경쟁이 심화됨에 따라 자산규모 대비 감사수입료는 실질적으로 정체상태인 것으로 분석되었다. 상장기업의 연평균 감사수입료 총액 증가율은 약 7%로 자산총액 증가율(연평균 약 8%)에 못 미치는 것으로 나타났으며, 감사투입시간당 평균수입료는 오히려 소폭 감소하는 것으로 나타났다.⁶⁾

우리나라와 같이 감사시장에 가격경쟁이 치열한 상황 하에서는 감사인들이 상대적으로 피감사인들과의 관계에서 상대적으로 열위에 있으므로 정상감사보수(기대감사보수) 증가시 정상감사보수 감소시와 비교하여 덜 민감하게 감사보수를 변동시킬 것으로 예상된다. 즉 정상감사보수가 감소하는 상황에서는

실제감사보수를 즉각적이고 민감하게 감소시키는 반면, 정상감사보수가 증가하는 상황에서는 정상감사보수 감소시와 비교하여 상대적으로 실제감사보수를 덜 증가시킬 것으로 예상된다.

이에, 본 연구는 감사보수의 상방경직 현상을 검증하고자 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 1: 실제감사보수의 변화는 정상감사보수의 변화와 관련하여 상방경직적 행태를 보인다.

다음으로, 대형감사법인과 그 외 감사인 간에 감사보수비대칭 현상이 차이를 보이는 지 검증하고자 한다. 1999년 감사보수자율화의 시행으로 회계법인과 감사대상기업이 자율적인 합의로 감사보수를 결정하는 자율경쟁체제가 도입되었다. 일반적으로 BIG4가 고품질 감사인으로 분류되는데, BIG4의 경우에는 고객 수도 많을 뿐만 아니라 비감사서비스를 통한 수입의 비중도 높으므로 보수를 할인하면서까지 고객을 유치하고자 하는 유인이 상대적으로 적다. 반면에 저품질 감사인으로 분류되는 Non-BIG4는 수익성이 상대적으로 낮으며 보수할인을 통해서라도 고객을 확보하고자 할 것이다.

또한, BIG4 감사인은 Non-BIG4보다 소송위험이나 감사인 명성 등에 있어서도 더 잃을 것이 많다고 볼 수 있으므로 Non-BIG4와는 달리 감사보수를 최대한 적절하게 받아서 감사품질을 유지하려고 할 유인이 클 것이다. 즉, BIG4 회계법인과 같이 재력이 있는 감사인(deep pocket)에 대하여는 소송이 보다 빈번하게 제기될 수 있고, 감사실패로 인한 평판의 손상도 더 클 수 있기 때문에 이러한 소송

6) 상장기업 감사투입시간당 평균 수입료 82.8천원('08), 83.2천원('09) 81.8('10).
금융감독원보도자료 "최근 4년간 외부감사 수입료 현황 분석 및 대응"('11.8)

위험 요인이 감사보수에 반영될 것이다(Carson et al. 2007).

따라서 본 연구는 고품질 감사인인 BIG4와 저품질 감사인인 Non-BIG4 간에 감사보수비대칭 현상이 다르게 나타나는가를 검증하고자 다음과 같이 두 번째 가설을 설정한다.

가설 2: Non-BIG4의 경우 감사보수의 상방경직 현상이 심화될 것이다.

외국인투자자는 타국 주식시장에서 현지투자자에 비해 정보열위에 놓이게 되므로 정보비대칭 문제에 직면하게 된다(Kang and Stulz 1997; Lewis 1999; Coval and Moskowitz 1999; Lin and Shiu 2003). 이들은 정보비대칭문제를 완화시키고자 기업의 몇몇 특성을 중요하게 고려하여 투자를 결정하는데, 기업의 특성 중에서 회계감사는 투자자들의 정보비대칭을 감소시켜주는 효과적인 수단이다. 즉, 회계감사를 통해 경영자의 이익조정행위가 억제되어 투자자의 정보비대칭이 감소되고 재무제표의 신뢰성이 제고되므로(Watts and Zimmerman 1983; Becker et al 1998), 회계감사는 외국인투자자의 정보비대칭을 감소시킬 수 있는 효과적인 방법이다(Krishnan 2003; 노준화 등 2003).

한편, 감사에는 차별적인 감사품질이 존재하고, 투자자들은 이를 인식하고 있다. 선행연구들을 통해 감사보수가 많이 지급된 기업일수록 감사품질이 높다고 밝혀진 바 있다(Francis 1984; Hoitash et al. 2007). 따라서 투자의사결정 시 외국인투자자들은 정보비대칭문제를 감소시키고자 감사품질을 중요하게 고려할 것이다. 즉, 외국인주주의 지분이 높은 기업일수록, 감사품질에 신경을 쓸 것이며, 감사품질에 대응하는 적정 감사보수를 지불하고자 할 것

이다. 이에, 본 연구는 외국인주주의 지분이 높을수록 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것이라고 판단하여 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 3: 외국인주주의 지분이 높을수록 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것이다.

Menon and Williams(1994)는 사외이사가 이사회 내에 많을수록 경영자를 감독하는 역할을 효과적으로 수행한다고 보고하였다. 또한 사외이사들은 경영자가 제공하는 재무보고에 문제가 발생하여 책임을 지거나 명성에 손실을 입게 되는 것을 방지하고자, 감사품질이 높은 감사인을 선임할 것이며(Hay and Knechel 2004), 높은 감사품질에 대해 그에 상응하는 보수를 지급할 유인이 있다. Hay et al.(2008) 역시, 사외이사의 존재가 감사보수와 유의적인 양의 관계를 가진다는 결과를 제시함으로써, 사외이사가 감사품질을 중요하게 고려한다고 주장한 바 있다. 따라서 사외이사 지분율이 높을수록 감사보수의 비대칭적 행태가 완화될 것으로 기대하며 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 4: 사외이사 지분율이 높을수록 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것이다.

미국을 비롯한 대다수의 선진국에서는 경영자와 외부이해관계자들의 정보 불균형을 경감하기 위하여 이미 오래전부터 감사위원회제도를 도입하여 시행해 왔으나, 우리나라의 경우, 1999년 12월 상법을 통해 감사위원회제도를 도입하였다. 이후 증권거래법을 개정하여 자산총액 2조원 이상인 상장법인과 협회등록법인에게 감사위원회설치를 의무화하였으며, 감사위원회의 구성은 3인 이상의 이사로 하되

이 중 3분의 2 이상은 사외이사로 규정하고 있다. 구체적으로 감사위원회는 회계 및 업무감사원, 이사에 대한 영업보고 요구권, 외부감사인 선임제정권 등을 관장하고 있다. 즉 감사위원회는 경영자의 재무정보 작성에 관한 감시기능을 이사회로부터 위임받은 기구으로써 경영진으로부터 독립된 지위를 기반으로 경영자의 자의적이고 기회적인 행위를 통제하여 보다 투명한 재무보고를 유도하는 역할을 한다(Blue Ribbon Committee, 1999). 따라서 감사위원회도 그 기능이 충실히 수행된다면 재무정보의 신뢰성을 높이기 위해 높은 감사품질을 선호할 것이므로, 감사위원회가 설치된 기업일수록 감사보수의 비대칭적 행태가 완화될 것으로 기대한다.

가설 5: 감사위원회가 설치된 기업이 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것이다.

한편, Klein(2002)은 감사위원회의 구성원이 전원 사외이사로 형성된 기업일수록 보고이익의 질이 높다고 보고하였다. Bryan et al.(2004) 역시 감사위원회의 독립성이 증가할수록 회계이익의 유용성과 투명성이 증가함을 보고하였다. 국내의 경우, 이상철과 이경태(2003)가 감사위원회의 독립성이 증가할수록 재량적 발생액의 크기가 감소함을 보고하였다. 이상의 선행연구들을 살펴보면 감사위원회의 효과성은 독립성과 같은 감사위원회의 특성에 따라 차별적으로 나타남을 알 수 있다. 따라서 감사위원회의 독립성이 높은 기업일수록 높은 감사품질을 선호하여 감사보수의 비대칭적 행태가 완화될 것으로 기대하며 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 6: 감사위원회의 독립성이 높을수록 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것이다.

III. 연구모형의 설정 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설정

본 연구의 첫 번째 가설은 감사보수행태의 비대칭성을 검증하기 위한 것이다. 구체적으로 감사보수의 상방경직성을 살펴보고자 하며, 이를 위해 Anderson et al.(2003)이 원가의 비대칭성을 측정하고자 사용한 아래의 식 (1)을 활용하였다.

$$\log\left[\frac{COST_{i,t}}{COST_{i,t-1}}\right] = \beta_0 + \beta_1 \log\left[\frac{SALES_{i,t}}{SALES_{i,t-1}}\right] + \beta_2 \Delta SALES(-)_{i,t} \times \log\left[\frac{SALES_{i,t}}{SALES_{i,t-1}}\right] + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

변수정의

$COST_{i,t}$ = i기업의 t기 판매관리비

$SALES_{i,t}$ = i기업의 t기 매출액

$\Delta SALES(-)_{i,t}$ = t기의 매출액이 t-1기 보다 작으면 1, 그 외는 0

식 (1)에서 β_1 은 기업의 매출액이 전기에 비해 증가한 경우 매출액 변화에 따른 판매관리비의 변화율을 의미하는 계수이다. 또한, 매출액이 감소하는 경우 매출액 변화에 따른 판매관리비의 변화율은 β_1 과 β_2 의 합인 $(\beta_1 + \beta_2)$ 이다. 따라서 판매관리비가 매출액의 변화에 비례해 대칭적으로 변화한다면 β_2 는 0이 된다. 여기서, β_2 가 유의한 음(-)의 값을 가진다면, 매출액이 감소하는 경우의 판매관리비의 변화가 매출액이 증가하는 경우의 변화보다 작다는 것을 의미하므로 원가의 하방경직성이 존재하는 것으로 해석된다. Anderson et al.(2003)은 β_2 가 유의한 음(-)의 값을 갖는 가를 통해 원가의 비대칭성을

검증하였다. 또한 이후의 비대칭적 원가행태에 대한 선행연구들은 제조경비 및 판관비와 같은 포괄적인 비용에 대해 연구를 진행해왔다(구정호 등 2009).

본 연구는 감사보수의 비대칭적 행태를 살펴보고자 Anderson et al.(2003)의 모형을 활용하였다. 구체적으로 감사시장에서의 과당경쟁으로 인한 감사보수의 상방경직 행태를 살펴보고자 하였다. 원가비대칭 선행연구에서는 매출을 비용에 대한 유일한 결정요인으로 지목하고 있는데 반해, 감사보수의 경우 다양한 결정요인이 이미 선행연구들을 통해 검증되었다. 따라서 이렇게 검증된 결정요인들을 통제함으로써 감사보수의 행태를 보다 명확하게 검증할 수 있다.⁷⁾

본 연구에서는 다음과 같이 원가비대칭 검증 식을 활용한 식 (2)를 통해 감사보수행태의 비대칭성을 검증하고자 한다. 참고로, 식 (2)에서 추정해야 할 계수는 β_1 과 β_2 이다. 회귀계수 β_1 은 정상감사보수 증가율에 대한 실제 감사보수의 증가율을 나타내며, 이는 정상감사보수 변화에 대한 실제 감사보수의 민감도로 해석할 수 있다.

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \quad (2)$$

변수정의

- $\ln AF$ = $\ln(\text{감사보수}_t)$
- $\Delta \ln AF$ = $\ln(\text{감사보수}_t / \text{감사보수}_{t-1})$
- $\ln EAF$ = $\ln(\text{정상감사보수}_t)$
- $\Delta \ln EAF$ = $\ln(\text{정상감사보수}_t / \text{정상감사보수}_{t-1})$
- Dum = 정상감사보수 증가면 1, 아니면 0

여기서 식 (2)의 정상감사보수를 산정하기 위한 모형은 마희영·권수영(2010) 모형에서 사용된 변수들을 참조하되, 가설전제에서 언급한 감사품질에 대한 수요 요인 역시 고려하였다. 구체적으로 식(3)과 같은 결정모형을 이용하여 개별기업의 감사수입료를 추정하는데, 이 값은 정상 감사수입료를 나타내며, 실제 값에서 정상감사수입료를 차감한 값은 비정상 감사보수에 해당한다. 감사보수에 영향을 주는 변수로는 피감사회사의 규모, 복잡성 및 영업위험 등과 같이 감사위험에 영향을 주는 변수들과 감사인의 특성 및 고품질의 감사에 대한 수요 요인 4가지(외국인주주 지분율, 전체이사중 사외이사비율, 감사위원회가 설치여부, 감사위원회 위원이 모두 사외이사인지 여부)를 고려하였다(Simunic 1984; 최관·백원선 1998; Larket and Richardson 2004; ; Hitash 2007).

$$\begin{aligned} \ln AF_{it} = & \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it-1} + \beta_2 EMPLOY_{it-1} \\ & + \beta_3 CONFM_{it} + \beta_4 INVREC_{it-1} + \beta_5 LEV_{it-1} \\ & + \beta_6 ISSUE_{it-1} + \beta_7 OPINION_{it-1} + \beta_8 BIG_{it} \\ & + \beta_9 FIRST_{it} + \beta_{10} CON_{it} + \beta_{11} FOR_{it} + \beta_{12} ID_{it} \\ & + \beta_{13} BOD_{it} + \beta_{14} INBOD_{it} + \Sigma YEAR \\ & + \Sigma IND + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

변수정의

- $\ln AF$ = 감사보수의 자연로그 값
- $SIZE$ = 총자산의 자연로그 값
- $EMPLOY$ = 종업원수의 제곱근
- $CONFM$ = 연결자회사 수의 자연로그 값
- $INVREC$ = (재고자산+매출채권)/총자산
- LEV = 총부채/총자산

7) 본 연구에서는 Anderson et al.(2003)처럼 매출액과 같은 한 가지 요인을 독립변수로 사용하기 보다는, 선행연구에서 검증된 감사보수 결정요인들이 반영된 감사보수모형을 통해서 추정된 값을 독립변수로 사용하였다.

ISSUE = (사채총계+주식발행대금)/총자산
OPINION = 감사의견이 비적정이면 1, 아니면 0
BIG = BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0
FIRST = 초도감사인이면 1, 아니면 0
CON = 연속감사인이면 1, 아니면 0

회귀분석결과, 피감사회사의 규모가 크고 감사가 복잡할수록 감사보수가 높아지는 것으로 나타났으며, 피감사회사의 영업위험이 높아질수록 감사위험이 높아져 감사보수도 높아지는 것으로 나타났다. 한편, 부채비율이 높거나 적정의견을 받지 못할 때 감사보수가 증가하는 것으로 나타났으며, 성장잠재력이 높은 회사는 감사서비스에 대한 수요가 증가될 것으로 기대되므로 외부자금조달 활동(*ISSUE*)으로 측정된 성장잠재력은 감사보수와 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 감사인의 특성으로는 대형감사인 여부(*BIG*)와 초도감사인(*FIRST*) 여부, 연속감사여부(*CON*)가 고려되었다. 대형감사인인 경우 높은 감사서비스를 제공하므로 감사보수가 높게 책정되었고, 초도감사인일 경우에는 감사보수할인현상이 나타나기 때문에 감사보수와 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한, 연속감사인 경우, 계속감사기간에 비례하여 감사대상기업에 대한 이해와 지식의 축적이 증가한 결과로 감사품질이 향상되어 감사보수가 증가할 수 있는 환경이 조성된 것으로 나타났다. 한편, 고품질의 감사에 대한 수요 요인 중에서는 외국인주주 지분율, 전체이사중 사외이사비율, 감사위원회 위원이 모두 사외이사인지 여부가 감사보수와 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

본 연구의 두 번째 가설은 많은 선행연구에서 감사품질을 대형감사법인(*BIG4*)과 그 외 감사법인(*Non-BIG4*)으로 나누어 검증하고 있는바 이에 따라 감사보수의 비대칭적 행태에 차이가 나는지 살펴보는 것이다. *Non-BIG4*가 감사를 수임한 경우 고

객과의 교섭력이나 명성에서 상대적으로 약하여 감사보수의 상방경직현상이 더 많이 나타날 것으로 예상되며 이러한 가설을 검증하기 위하여 다음과 같은 연구모형을 설정한다. 식 (4)에서 관심계수는 β_3 이다. 만일 β_3 이 음(-)의 값이라면, 관심변수의 상호작용으로 정상감사보수의 증가시 실제감사보수의 감소비율이 증가됨에 따라, 실제감사보수의 상방경직성은 커질 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln AF_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t \\ & + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times NBIG_t \\ & + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \end{aligned} \quad (4)$$

변수정의

$\ln AF$ = \ln (감사보수)

$\Delta \ln AF$ = \ln (감사보수_t / 감사보수_{t-1})

$\ln EAF$ = \ln (정상감사보수)

$\Delta \ln EAF$ = \ln (정상감사보수_t / 정상감사보수_{t-1})

Dum = 정상감사보수 증가면 1, 아니면 0

NBIG = 감사인이 전기와 당기 모두 *Non-BIG4*이면 1, 전기와 당기 모두 *BIG4*이면 0

본 연구의 가설3, 4, 5, 6은 외국인 주주, 사외이사, 감사위원회와 같은 지배구조의 감시역할이 감사보수의 상방경직성에 미치는 영향을 확인하기 위한 것이다. 이를 검증하기 위하여 *FORGP*와 *IDGP*를 상호작용변수로 식 (2)에 추가하였다. *FORGP*는 외국인 주주비중이 중위수보다 크면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이고, *IDGP*는 사외이사 비중이 중위수보다 크면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 외국인 주주 및 사외이사의 비중이 높을수록 높은 품질의 감사를 선호하므로 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것으로 기대한다. 또한 *BOD*는 감사위원회가 설치되어있으면 1, 아니면 0을 가

〈표 1〉 정상 감사보수의 추정

$$\ln AF_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it-1} + \beta_2 EMPLOY_{it-1} + \beta_3 CONF_{it} + \beta_4 INVREC_{it-1} + \beta_5 LEV_{it-1} + \beta_6 ISSUE_{it-1} + \beta_7 OPINION_{it-1} + \beta_8 BIG_{it} + \beta_9 FIRST_{it} + \beta_{10} CON_{it} + \beta_{11} FOR_{it} + \beta_{12} ID_{it} + \beta_{13} BOD_{it} + \beta_{14} INBOD_{it} + \sum YEAR + \sum IND + \epsilon_{it}$$

변수	예상 부호	ln AF	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>		10.555	53.58 ***
<i>SIZE</i>	+	0.268	34.65 ***
<i>EMPLOY</i>	+	0.004	12.08 ***
<i>CONF</i>	+	0.116	14.19 ***
<i>INVREC</i>	+	0.094	2.26 **
<i>LEV</i>	+	0.275	9.01 ***
<i>ISSUE</i>	+	0.254	8.87 ***
<i>OPINION</i>	+	0.116	1.63
<i>BIG</i>	+	0.072	5.87 ***
<i>FIRST</i>	-	-0.034	-2.31 **
<i>CON</i>	+	0.053	4.15 ***
<i>FOR</i>	+	0.322	7.12 ***
<i>ID</i>	+	0.151	3.13 ***
<i>BOD</i>	+	0.017	0.57
<i>INBOD</i>	+	0.139	4.14 ***
산업터미			포함
연도터미			포함
F 값			484.06***
수정 R ²			0.7978
표본수			4040

주1) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함

주2) 변수정의

- lnAF* = 감사보수의 자연로그 값
- SIZE* = 총자산의 자연로그 값
- EMPLOY* = 종업원수의 제곱근
- CONF* = 연결자회사 수의 자연로그 값
- INVREC* = (재고자산+매출채권)/총자산
- LEV* = 총부채/총자산
- ISSUE* = (사채총계+주식발행대금)/총자산
- OPINION* = 감사의견이 비적정이면 1, 아니면 0
- BIG* = BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0
- FIRST* = 초도감사인이면 1, 아니면 0
- CON* = 연속감사이면 1, 아니면 0
- FOR* = 외국인주주 지분율
- ID* = 전체이사중 사외이사비율
- BOD* = 감사위원회가 있으면 1, 아니면 0
- INBOD* = 감사위원회 위원이 모두 사외이사면 1, 아니면 0

지는 더미변수이고, INBOD는 감사위원회의 독립성을 나타내는 변수로 감사위원회가 모두 사외이사로 구성되어있으면 1, 아니면 0을 가지는 더미변수이다. 본 연구에서는 감사위원회가 존재하는 경우와 감사위원회의 독립성이 높은 경우에 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것으로 기대한다.

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times FORGP_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \quad (5)$$

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times IDGP_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \quad (6)$$

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times BOD_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \quad (7)$$

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times INBOD_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \quad (8)$$

3.2 표본의 수집

본 연구에서의 표본은 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업을 대상으로 다음과 같은 제 조건을 만족시키는 기업을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않은 기업
- (2) 12월 31일이 결산일인 기업
- (3) 관리종목 제외, 자본잠식이 없는 기업
- (4) 한국신용평가의 KIS-VALUE 데이터베이스에서 재무자료가 이용 가능한 기업
- (5) 사업보고서를 통해 감사보수 관련 정보의 수집이 가능한 기업

본 연구에서 연구기간은 2002년부터 2009년까지의 8년간으로 하였다. 조건 (1)은 동일한 조건을 지닌 산업에 속한 표본들을 통한 비교·분석을 위한 것이고, 조건 (2)는 표본기업의 동질성을 유지하기 위한 것이다. 조건 (3), 조건 (4), 조건 (5)는 연구모형에 필요한 자료를 확보하기 위한 것이다. 감사보수에 대한 자료는 금융감독원 전자공시시스템 (<http://dart.fss.or.kr>)에 공시된 각 기업의 사업

〈표 2〉 표본선택

구분	표본수
전체 2002~2009	5,309
12월 외 결산법인	521
금융업 기업	88
관리종목	54
자본잠식	15
감사보수 및 재무자료 수집 불가능한 기업	591
소계	4,040
감사보수의 증분계산이 불가능한 기업	704
최종	3,336

보고서를 통해 수작업으로 수집하였다. 그 밖에 연구모형에 포함되는 재무제표자료는 한국신용평가의 데이터베이스(KIS Value)에서 추출하였다. 이상의 조건을 만족시키는 3,336개 기업-년도 표본이 본 연구의 분석에 사용되었다. 또한 연구모형에 사용되는 변수들에 대해서 상·하위 1%의 극단치들은 모두 Winsorize하였다.

〈표 3〉은 표본기업에 대한 산업별 분포를 보여주고 있다. 업종은 한국신용평가(주)의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 중분류 기준을 따랐다. 〈표 3〉을 통해 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 분포되어 있음을 알 수 있으며, 업종별 감사보수평균에 차이가 있는 것으로 나타났다.⁸⁾

IV. 실증분석결과

4.1 변수의 기술통계

〈표 4〉는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요변수에 대한 기술통계량을 제시하고 있다. 감사보수에 로그를 취한 값의 평균은 18.256로 중위수와 큰 차이를 보이고 있지 않다. 정상감사보수에 로그를 취한 값 역시 18.253로 중위수와 큰 차이를 보이고 있지 않다.

NBIG를 보면 대상기업의 약 30%가 Non-BIG4 감사인에게 감사를 받았으며 그 외 70%정도가 BIG4

〈표 3〉 표본기업의 산업별 분포

업 종	년도	감사보수(백만원) (평균)	Ln(감사보수) (평균)
농업, 임업, 어업 및 광업	40	56.35	17.82
음.식료품 및 담배제조업	225	97.09	18.22
섬유, 봉제 및 가방신발제조업	164	62.97	17.87
목재, 펄프 및 종이제조업	149	78.24	18.03
석유정제, 화학, 고무 및 플라스틱 제조업 등	479	107.29	18.17
비금속 광물제조업	132	115.84	18.28
1차금속 및 금속가공제품 제조업	295	104.82	18.12
기계, 컴퓨터, 전기기계, 의료.정밀기기 제조업 등	919	131.12	18.25
가구 및 기타 제품제조업	31	57.01	17.85
전기, 가스 및 수도사업	63	141.10	18.51
건설업	228	160.21	18.64
도소매업	216	144.52	18.42
서비스	395	155.79	18.45
계	3336	121.14	18.26

주) 업종 코드는 한신평(주) KIS-VALUE에 수록된 업종별 중분류 기준에 따라 분류됨

8) 감사보수 평균의 비교를 위해 1요인 분산분석(ANOVA)을 실시한 결과 F값이 17.56로 나와 업종별 감사보수평균값이 1%수준에서 상이하게 나타났다. 이러한 점과 그 외 산업별 특성이 상이한 점을 통제하기 위해 모든 모형에 산업더미를 추가하여 통제하였다.

〈표 4〉 기술통계량(N=3,336)

변수	평균값	중위수	표준편차	최소값	최대값
$\ln AF$	18.255	18.085	0.752	16.860	20.629
$\Delta \ln AF$	0.052	0.038	0.244	-2.952	2.786
$\ln EAF$	18.251	18.076	0.675	17.058	21.089
$\Delta \ln EAF$	0.049	0.054	0.143	-2.061	2.211
$AFDUM$	0.563	1.000	0.496	0.000	1.000
$DUM1$	0.723	1.000	0.447	0.000	1.000
$DUM2$	0.721	1.000	0.449	0.000	1.000
$NBIG$	0.318	0.000	0.466	0.000	1.000
FOR	0.105	0.035	0.148	0.000	0.635
ID	0.271	0.250	0.154	0.000	0.900
BOD	0.209	0.000	0.407	0.000	1.000
$INBOD$	0.173	0.000	0.378	0.000	1.000

주) 변수정의

$\ln AF$ = $\ln(\text{감사보수}_t)$

$\Delta \ln AF$ = $\ln(\text{감사보수}_t / \text{감사보수}_{t-1})$

$\ln EAF$ = $\ln(\text{정상감사보수}_t)$

$\Delta \ln EAF$ = $\ln(\text{정상감사보수}_t / \text{정상감사보수}_{t-1})$

$AFDUM$ = 실제감사보수가 전기보다 증가하였으면 1, 아니면 0

$DUM1$ = 정상감사보수(마회영, 권수영 모델)가 전기보다 증가하였으면 1, 아니면 0

$DUM2$ = 정상감사보수(곽수근, 박종일 모델)가 전기보다 증가하였으면 1, 아니면 0

$NBIG$ = 감사인이 전기와 당기 모두 Non-BIG4이면 1, 전기와 당기 모두 BIG4이면 0

FOR = 외국인주주 지분율

ID = 전체이사중 사외이사비율

BOD = 감사위원회가 있으면 1, 아니면 0

$INBOD$ = 감사위원회 위원이 모두 사외이사면 1, 아니면 0

감사인에게 감사를 받고 있음을 알 수 있다. 또한 대상기업 이사(ID)의 1/4정도가 사외이사로 구성되어 있고, 전체기업의 약 20%가 감사위원회를 도입한 것으로 나타났다. 또한 대상기업의 약 56%가 실제 감사보수가 증가하였고, 약 73%가 정상감사보수가 증가한 것으로 나타났다.

〈표 5〉는 변수들간의 상관관계를 제시하고 있다. 먼저, Non-BIG4 감사인 여부를 나타내는 NBIG는 실제감사보수 및 정상감사보수와 1%에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 즉, Non-BIG4 감

사인의 경우 감사보수의 상방경직현상이 강화되고 있음을 나타낸다. 한편 지배구조관련 더미변수인 외국인주주비중, 사외이사비중, 감사위원회설치 여부, 감사위원회 독립성 변수가 각각 실제감사보수 및 정상감사보수와 1%에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 즉, 외국인주주의 비중이 높을수록, 사외이사의 비중이 높을수록 감사위원회가 있는 경우 및 감사위원회의 독립성이 높은 경우에 고품질의 감사를 선호하고 감사품질에 상응하는 감사보수를 지급하려함을 알 수 있다.

〈표 5〉 변수간 상관관계 (N=3336)

	<i>lnAF</i>	$\Delta lnAF$	$\ln EAF$	$\Delta \ln EAF$	<i>NBIG</i>	<i>FOR</i>	<i>ID</i>	<i>BOD</i>	$\frac{IN}{BOD}$
<i>lnAF</i>	1.000	0.173 (0.000)	0.914 (0.000)	0.120 (0.000)	-0.357 (0.000)	0.487 (0.000)	0.542 (0.000)	0.607 (0.000)	0.644 (0.000)
$\Delta lnAF$		1.000	0.074 (0.000)	0.611 (0.000)	-0.018 (0.308)	0.037 (0.032)	0.016 (0.367)	0.016 (0.346)	0.018 (0.297)
$\ln EAF$			1.000	0.127 (0.000)	-0.389 (0.000)	0.541 (0.000)	0.594 (0.000)	0.671 (0.000)	0.712 (0.000)
$\Delta \ln EAF$				1.000	-0.027 (0.128)	0.091 (0.000)	0.039 (0.024)	0.044 (0.011)	0.057 (0.001)
<i>NBIG</i>					1.000	-0.256 (0.000)	-0.184 (0.000)	-0.225 (0.000)	-0.226 (0.000)
<i>FOR</i>						1.000	0.277 (0.000)	0.326 (0.000)	0.351 (0.000)
<i>ID</i>							1.000	0.678 (0.000)	0.683 (0.000)
<i>BOD</i>								1.000	0.888 (0.000)
$\frac{IN}{BOD}$									1.000

주) 변수정의

$lnAF$ = ln(감사보수_t)

$\Delta lnAF$ = ln(감사보수_t / 감사보수_{t-1})

$\ln EAF$ = ln(정상감사보수_t)

$\Delta \ln EAF$ = ln(정상감사보수_t / 정상감사보수_{t-1})

NBIG = 감사인이 전기와 당기 모두 Non-BIG4이면 1, 전기와 당기 모두 BIG4이면 0

FOR = 외국인주주 지분율

ID = 전체이사중 사외이사비율

BOD = 감사위원회가 있으면 1, 아니면 0

$\frac{IN}{BOD}$ = 감사위원회 위원이 모두 사외이사면 1, 아니면 0

4.2 회귀분석 결과

〈표 6〉은 회귀분석을 통한 본 연구의 첫 번째 가설의 검증결과이다. 여기서, 회귀계수 β_1 는 정상감사보수 증가율에 대한 실제감사보수의 증가율을 의미하며, 정상감사보수 변화에 대한 실제감사보수의 민감도로 해석할 수 있다. 정상감사보수의 증가여부를 나타내는 더미변수인 *Dum*과 정상감사보수의 변

동의 상호작용변수(*Dum* * $\Delta \ln EAF$)가 본 연구의 관심변수이며 계수값인 β_2 가 음(-)의 부호를 나타낸다면 실제감사보수의 변화는 정상감사보수의 변화와 관련하여 상방경직적 행태를 보인다는 본 연구의 가설과 부합하는 결과라고 할 수 있다.

통제변수들을 모두 포함시킨 회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β_2 는 -0.379로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이는 정상감사

〈표 6〉 가설1 - 감사보수의 비대칭적 행태에 관한 회귀분석 결과

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	ln ΔAF	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.014	1.09
<i>ΔlnEAF</i>	+	1.263	32.52***
<i>Dum*ΔlnEAF</i>	-	-0.379	-6.68***
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			104.85***
수정 R ²			0.3838
표본수			3336

주1) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함

주2) 변수정의

- $\ln AF$ = ln(감사보수)
- $\Delta \ln AF$ = ln(감사보수_t / 감사보수_{t-1})
- $\ln EAF$ = ln(정상감사보수)
- $\Delta \ln EAF$ = ln(정상감사보수_t / 정상감사보수_{t-1})
- DUM = 정상감사보수 증가면 1, 아니면 0

보수 감소시 실제 감사보수 감소폭 보다($\beta_1 = 1.263$), 정상감사보수 증가시 실제감사보수 증가폭($\beta_1 + \beta_2 = 0.884$)이 작음을 의미하며 이를 통해 가설1이 지지되었음을 알 수 있다.

〈표 7〉은 회귀분석을 통한 본 연구의 두 번째 가설의 검증결과이다. 가설1을 검증한 식(2)에 감사인이 Non-BIG4인지 여부에 따라 전기와 당기 모두 Non-BIG4이면 NBIG=1, 전기와 당기 모두 BIG4이면 NBIG=0으로 설정하여 상호작용 변수로 추가하였다. 여기서 Dum * ΔlnEAF * NBIG이 가설2의 관심변수이며 계수값인 β3가 음(-)의 부호를 나타낸다면 Non-BIG4의 경우 감사보수의 상방경직 행태가 심화된다는 본 연구의 가설과 부합하는 결과이다.

회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β3는 -0.398로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다.

이는 감사보수 증가시의 민감도가 BIG4보다($\beta_1 + \beta_2 = 0.957$) Non-BIG4($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0.559$)에서 더 작게 나타나 Non-BIG4의 감사보수 상방경직 현상이 더 큼을 보여주고 있다.

본 연구의 가설3, 4, 5, 6은 고품질 감사서비스에 대한 수요 측 요인에 따라 감사보수의 상방경직 현상이 차별적으로 나타나는가를 살펴본 것으로, 가설 검증에 앞서 〈표 1〉정상감사보수추정 및 〈표 4〉상관관계분석을 통해 수요측 요인이 감사보수와 양(+)의 관계를 가지는 것을 확인하였다.

〈표 8〉의 [Panel 1]은 외국인주주지분율이 감사보수의 상방경직적 행태에 미치는 영향을 본 것으로 식(1)에 외국인주주 변수인 FORGP를 상호작용 변수로 추가하여 검증한 것이다. 여기서 Dum * ΔlnEAF * FORGP가 가설3의 관심변수이며 계수값인 β3가 양(+)의 부호를 나타낸다면 외국인주주

〈표 7〉 가설2 - BIG4 vs Non-BIG4가 감사보수의 비대칭적 행태에 미치는 영향에 관한 분석 결과

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times NBIG_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.021	1.62
$\Delta \ln EAF$	+	1.305	33.22***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.348	-6.10***
$Dum * \Delta \ln EAF * NBIG$	-	-0.398	-5.66***
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			102.63***
수정 R ²			0.4095
표본수			3079

주1) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함

주2) 변수정의

$\ln AF$ = ln(감사보수_t)

$\Delta \ln AF$ = ln(감사보수_t / 감사보수_{t-1})

$\ln EAF$ = ln(정상감사보수_t)

$\Delta \ln EAF$ = ln(정상감사보수_t / 정상감사보수_{t-1})

DUM = 정상감사보수 증가면 1, 아니면 0

NBIG = 감사인이 전기와 당기 모두 Non-BIG4이면 1, 전기와 당기 모두 BIG4이면 0

지분이 높은 경우에 감사보수의 상방경직 행태가 완화된다는 본 연구의 가설과 부합하는 결과이다. 회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β_3 는 0.126으로 5% 수준에서 유의한 양(+)¹⁾의 값을 보였다. 이는 감사보수 증가시의 민감도가 외국인주주 지분이 큰 경우($\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0.936$)에서 외국인주주 지분율이 작은 경우($\beta_1 + \beta_2 = 0.81$)보다 더 크게 나타나 외국인주주 지분율이 큰 경우에 감사보수 상방경직현상이 더 작음을 보여주고 있다.

[Panel 2]는 가설4 사외이사가 감사보수의 상방경직적 행태에 미치는 영향을 본 것으로 식(1)에 사외이사 비중 변수인 IDGP를 상호작용 변수로 추가하여 검증한 것이다. $Dum * \Delta \ln EAF * IDGP$ 가 관심변수이며 계수 값인 β_3 가 양(+)²⁾의 부호를 나

타낸다면 사외이사비중이 높은 경우에 감사보수의 상방경직 행태가 완화된다는 본 연구의 가설과 일치하는 결과이다. 회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β_3 는 0.051로 가설과 부합하는 방향의 값을 보여주나 유의하지 않아 가설4는 지지되지 못하였다.

[Panel 3]은 가설5 감사위원회 설치여부가 감사보수의 상방경직적 행태에 미치는 영향을 본 것으로 식(1)에 감사위원회 설치여부 변수인 BOD를 상호작용 변수로 추가하여 검증한 것이다. $Dum * \Delta \ln EAF * BOD$ 가 관심변수이며 계수 값인 β_3 가 양(+)³⁾의 부호를 나타낸다면 사외이사비중이 높은 경우에 감사보수의 상방경직 행태가 완화된다는 본 연구의 가설과 일치하는 결과이다. 회귀분석 결과,

〈표 8〉 가설3, 4, 5, 6 분석 결과

Panel 1 : 가설3 - 외국인 주주지분

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times FORGP_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.014	1.09
$\Delta \ln EAF$	+	1.264	32.55***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.454	-6.92***
$Dum * \Delta \ln EAF * FORGP$	+	0.126	2.26**
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			100.23***
수정 R ²			0.3845
표본수			3336

Panel 2 : 가설4 - 사외이사

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times IDGP_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.013	1.05
$\Delta \ln EAF$	+	1.263	32.52***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.412	-6.13***
$Dum * \Delta \ln EAF * IDGP$	+	0.051	0.91
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			99.89***
수정 R ²			0.3837
표본수			3336

Panel 3 : 가설5 - 감사위원회

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times BOD_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.014	1.09
$\Delta \ln EAF$	+	1.263	32.50***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.379	-6.20***
$Dum * \Delta \ln EAF * BOD$	+	-0.001	-0.02
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			99.83***
수정 R ²			0.3836
표본수			3336

〈표 8〉 가설3, 4, 5, 6 분석 결과 (계속)

Panel 4 : 가설6 - 감사위원회 독립성

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times INBOD_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	ΔlnAF	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.014	1.10
<i>ΔlnEAF</i>	+	1.263	32.49***
<i>Dum*ΔlnEAF</i>	-	-0.373	-6.14***
<i>Dum*ΔlnEAF*INBOD</i>	+	-0.017	-0.28
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			99.83***
수정 R ²			0.3836
표본수			3336

주1) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함

주2) 변수정의

- $\ln AF$ = ln(감사보수_t)
- $\Delta \ln AF$ = ln(감사보수_t / 감사보수_{t-1})
- $\ln EAF$ = ln(정상감사보수_t)
- $\Delta \ln EAF$ = ln(정상감사보수_t / 정상감사보수_{t-1})
- DUM* = 정상감사보수 증가면 1, 아니면 0
- FORGP* = 외국인주주 지분이 중위수보다 크면 1, 아니면 0
- IDGP* = 사외이수비율이 중위수보다 크면 1, 아니면 0
- BOD* = 감사위원회가 있으면 1, 아니면 0
- INBOD* = 감사위원회 위원이 모두 사외이사이면 1, 아니면 0

감사보수의 행태를 보여주는 β3는 -0.001로 유의하지 않아 가설4는 지지되지 못하였다. [Panel 4]의 감사위원회 독립성 역시, β3가 0.017로 유의하지 않아 가설5도 지지되지 못하였다.

4.3 강건성 검증

선행연구들을 살펴보면, 감사보수모형이 연구마다 상이하다. 따라서 어떤 변수를 고려하느냐에 따라 감사보수가 다르게 결정될 수 있다. 이에 본 연구자들은 대체적 모형을 통해 가설을 재검증해 봄으로써, 감사보수모형에 관계없이 결과가 성립되는지를 확인해보았다.

〈표 9〉은 곽수근·박종일(2010)의 모형에서 사용된 변수들을 사용한 모형을 통해 재검증을 실시한 결과이다. 기업규모(SIZE), 초도감사여부(FIRST), 연결재무제표 작성여부(CONN), 총자산 대비 채고 자산과 매출채권 비중(INVREC), 수출비중(EXPT), 전년 대비 주식 및 사채발행 조달액의 증가여부(ISSUD), 부채비율(LEV), 총자산이익률(ROA), 손실발생여부(LOSS), 매출액의 성장률(GROW), 감사인 유형(BIG), 감사의견(OPN) 및 고품질의 감사에 대한 수요 요인 4가지(외국인주주 지분율(FOR), 전체이사중 사외이사비율(ID), 감사위원회가 설치여부(BOD), 감사위원회 위원이 모두 사외이사인지 여부(INBOD))등을 고려하여 정상감사보

〈표 9〉 정상 감사보수 재검증

$$\ln AF_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it-1} + \beta_2 FIRST_{it} + \beta_3 CONN_{it} + \beta_4 INVREC_{it-1} + \beta_5 EXP_{it-1} + \beta_6 ISSUED_{it-1} + \beta_7 LEV_{it-1} + \beta_8 ROA_{it-1} + \beta_9 LOSS_{it-1} + \beta_{10} GROW_{it-1} + \beta_{11} BIG_{it} + \beta_{12} OPN_{it-1} + \beta_{13} FOR_{it} + \beta_{14} ID_{it} + \beta_{15} BOD_{it} + \beta_{16} INBOD_{it} + \sum YEAR + \sum IND + \epsilon_{it}$$

변수	예상 부호	ln AF	
		추정치	t-value
<i>Intercept</i>	?	9.549	54.38***
<i>SIZE</i>	+	0.317	46.50***
<i>FIRST</i>	-	-0.070	-5.21***
<i>CONN</i>	+	0.118	8.35***
<i>INVREC</i>	+	0.074	1.72*
<i>EXP</i>	-	-0.060	-2.80***
<i>ISSUED</i>	+	0.000	11.39***
<i>LEV</i>	+	0.295	8.76***
<i>ROA</i>	+	-0.090	-0.96
<i>LOSS</i>	+	-0.002	-0.09
<i>GROW</i>	+	0.001	0.04
<i>BIG</i>	+	0.077	6.11***
<i>OPN</i>	+	0.086	1.17
<i>FOR</i>	+	0.355	7.66***
<i>ID</i>	+	0.173	3.49***
<i>BOD</i>	+	-0.004	-0.13
<i>INBOD</i>	+	0.234	6.86***
산업터미			포함
연도터미			포함
F 값			429.82***
수정 R ²			0.788
표본수			4040

주1) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함

주2) 변수정의

- lnAF* = 감사보수의 자연로그 값
- SIZE* = 총자산의 자연로그 값
- FIRST* = 초도감사이면 1, 아니면 0
- CONN* = 연결재무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0
- INVREC* = (채고자산 + 매출채권)/총자산
- EXP* = 해외매출액/총매출액
- ISSUED* = 주식 및 사채발행이 전년도보다 10%이상 증가했으면 1, 아니면 0
- LEV* = 총부채/총자산
- ROA* = 당기순이익/총자산
- LOSS* = 손실발생기업이면 1, 아니면 0
- GROW* = 매출액변동률
- BIG* = BIG4 회계법인에 감사받으면 1, 아니면 0
- OPN* = 비적정 감사의견이면 1, 아니면 0
- FOR* = 외국인주주 지분율
- ID* = 전채이사중 사외이사비율
- BOD* = 감사위원회가 있으면 1, 아니면 0
- INBOD* = 감사위원회 위원이 모두 사외이사면 1, 아니면 0

수를 추정한 결과, ROA, LOSS, GROW, OPN, BOD를 제외한 통제변수들이 예상부호와 일치하게 유의한 관계를 갖는 것으로 나타났다. 수정 R² 역시 기존 모형과 같이 약 80%의 값을 갖는 것으로 나타났다.

다음의 <표 10>에서 [Panel 1]은 곽수근·박종일(2010) 모형을 통해 추출한 비정상감사보수를 대상으로 본 연구의 첫 번째 가설을 검증한 결과이다. 여기서, 회귀계수 β_1 는 정상감사보수 증가율에 대한 실제감사보수의 증가율을 의미하며, 정상감사보수 변화에 대한 실제감사보수의 민감도로 해석할 수 있다. 정상감사보수의 증가여부를 나타내는 더미변수인 Dum과 정상감사보수의 변동의 상호작용변수(Dum * $\Delta \ln EAF$)이 본 연구의 관심변수이며 계수 값인 β_2 가 음(-)의 부호를 나타낸다면 실제감사보수의 변화는 정상감사보수의 변화와 관련하여 상방경직적 행태를 보인다는 본 연구의 가설과 부합하는 결과라고 할 수 있다.

통제변수들을 모두 포함시킨 회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β_2 는 -0.456로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 정상감사보수 감소시 실제 감사보수 감소폭 보다($\beta_1=1.194$), 정상감사보수 증가시 실제감사보수 증가폭($\beta_1+\beta_2=0.738$)이 작음을 의미하며 이는 가설1에서의 예상대로 감사보수의 상방경직 현상을 나타낸다.

[Panel 2]와 [Panel 3]은 각각 곽수근·박종일(2010) 모형을 통해 추출한 비정상감사보수를 대상으로 non-Big4와 외국인지분율에 대한 강건성을 검증한 결과이다. [Panel 2]에는 Dum * $\Delta \ln EAF$ * NBIG이 관심변수이며 계수 값인 β_3 가 음(-)의 부호를 나타낸다면 Non-BIG4의 경우 감사보수의 상

방경직 행태가 심화된다는 본 연구의 가설과 부합하는 결과이다. 회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β_3 는 -0.421로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 즉, 감사보수 증가시의 민감도가 BIG4보다($\beta_1+\beta_2=0.833$) Non-BIG4($\beta_1+\beta_2+\beta_3=0.412$)에서 더 작게 나타나 Non-BIG4의 감사보수 상방경직현상이 더 큼을 보여주고 있다. [Panel 3]은 외국인주주지분율이 감사보수의 상방경직적 행태에 미치는 영향을 본 것으로, Dum * $\Delta \ln EAF$ * FORGP가 관심변수이며 계수 값인 β_3 가 양(+)의 부호를 나타낸다면 외국인주주지분이 높은 경우에 감사보수의 상방경직 행태가 완화된다는 본 연구의 가설과 부합하는 결과이다. 회귀분석 결과, 감사보수의 행태를 보여주는 β_3 는 0.158로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 이는 감사보수 증가시의 민감도가 외국인주주 지분이 큰 경우($\beta_1+\beta_2+\beta_3=0.807$)에서 외국인주주 지분율이 작은 경우($\beta_1+\beta_2=0.649$)보다 더 크게 나타나 외국인주주지분율이 큰 경우에 감사보수 상방경직현상이 더 작음을 보여주고 있는 결과라 할 수 있다.

V. 결 론

기업들의 감사수임료에 대한 부담을 줄여주는 취지로 도입된 감사보수자율화는 감사인들 간의 지나친 가격경쟁을 유발시켜 감사품질 저하와 같은 감사수임료 인하로 인한 사회적 문제들을 유발 시키고 있다. 2008년부터 2011년까지의 감사수임료를 분석한 금융감독원의 보도자료⁹⁾에 의하면, 감사인간

9) 금융감독원 보도자료 “최근 4년간 외부감사 수임료 현황 분석 및 대응”(2011.8)

〈표 10〉 감사보수의 비대칭적 행태에 관한 회귀분석 결과

Panel 1 : 가설1 - 감사보수의 비대칭적 행태

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	ln ΔAF	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.013	1.04
<i>ΔlnEAF</i>	+	1.194	31.96***
<i>Dum*ΔlnEAF</i>	-	-0.456	-8.33***
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			96.93***
수정 R ²			0.3652
표본수			3336

Panel 2 : 가설2 - BIG4 vs Non-BIG4

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times NBIG_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	ΔlnAF	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.021	1.71*
<i>ΔlnEAF</i>	+	1.245	32.88***
<i>Dum*ΔlnEAF</i>	-	-0.412	-7.46***
<i>Dum*ΔlnEAF*NBIG</i>	-	-0.421	-6.67***
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			97.12***
수정 R ²			0.3961
표본수			3079

Panel 3 : 가설3 - 외국인주주지분

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times FORGP_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	ΔlnAF	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.013	1.08
<i>ΔlnEAF</i>	+	1.195	32.02***
<i>Dum*ΔlnEAF</i>	-	-0.546	-8.75***
<i>Dum*ΔlnEAF*FORGP</i>	+	0.158	2.99***
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			92.97***
수정 R ²			0.3667
표본수			3336

〈표 10〉 감사보수의 비대칭적 행태에 관한 회귀분석 결과 (계속)

Panel 4 : 가설4 - 사외이사

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times IDGP_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.013	1.04
$\Delta \ln EAF$	+	1.194	31.96***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.463	-7.20***
$Dum * \Delta \ln EAF * IDGP$	+	0.011	0.21
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			92.29***
수정 R ²			0.365
표본수			3336

Panel 5 : 가설5 - 감사위원회

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times BOD_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.014	1.09
$\Delta \ln EAF$	+	1.193	31.92***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.434	-7.31***
$Dum * \Delta \ln EAF * BOD$	+	-0.055	-0.97
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			92.36***
수정 R ²			0.3652
표본수			3336

Panel 6 : 가설6 - 감사위원회 독립성

$$\Delta \ln AF_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln EAF_t + \beta_2 Dum \times \Delta \ln EAF_t + \beta_3 Dum \times \Delta \ln EAF_t \times INBOD_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	$\Delta \ln AF$	
		추정치	t-value
<i>intercept</i>	?	0.013	1.08
$\Delta \ln EAF$	+	1.193	31.91***
$Dum * \Delta \ln EAF$	-	-0.434	-7.36***
$Dum * \Delta \ln EAF * INBOD$	+	-0.060	-1.03
산업더미			포함
연도더미			포함
F 값			92.37***
수정 R ²			0.3652
표본수			3336

주1) *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함

주2) 변수정의

- $\ln AF$ = ln(감사보수)
- $\Delta \ln AF$ = ln(감사보수_t / 감사보수_{t-1})
- $\ln EAF$ = ln(정상감사보수)
- $\Delta \ln EAF$ = ln(정상감사보수_t / 정상감사보수_{t-1})
- DUM = 정상감사보수 증가면 1, 아니면 0
- $FORGP$ = 외국인주주 지분이 중위수보다 크면 1, 아니면 0
- $IDGP$ = 사외이수비율이 중위수보다 크면 1, 아니면 0
- BOD = 감사위원회가 있으면 1, 아니면 0
- $INBOD$ = 감사위원회 위원이 모두 사외이사이면 1, 아니면 0

가격경쟁이 심화됨에 따라 자산규모 대비 감사수임료가 실질적으로 정체상태에 있는 것으로 나타났다. 이에, 정책당국은 지나친 가격경쟁으로 감사수임료가 인하되고 감사투입시간이 축소되어 감사품질이 저하될 것을 우려하고 있으며, 관련 대응책으로 향후 감사법인 품질관리관리 시 감사수임료의 적정성을 평가요소에 반영함으로써 감사업무 수입경쟁이 가격경쟁이 아닌 품질경쟁으로 이어질 수 있도록 유도하고 있다.

선행연구에서는 감사인 교체라는 사건에 초점을 맞추어 감사보수 할인이 나타나는 가 및 비감사서비스로 인해 회계감사의 염가감사가 일어나는 가에 관해 다양한 검증을 실시하였으나, 일관된 연구결과를 보이지 못하였다. 본 연구는 이들의 연구와 차별적으로 감사보수 변동을 동태적으로 접근하고자 하였다. 즉 감사보수결정모형을 통해 정상감사보수를 구한 후, 이러한 정상감사보수(기대감사보수)가 증가할 때 실제 감사보수의 증가정도와 정상감사보수(기대감사보수)가 감소할 때 실제감사보수의 감소정도가 차이가 나는지 살펴봄으로써 감사보수가 비대칭적 행태를 가지는지 연구하고자 하였다.

검증결과, 정상감사보수 감소시 실제감사보수 감소 폭보다, 정상감사보수 증가시에 실제감사보수가 증가폭이 더 작게 나타나, 감사보수의 상방경직적 행태가 검증되었다. 또한, 이러한 행태를 대형감사법인이 아닌 경우, 외국인 지분율이 높은 경우, 사외이사 비중이 높은 경우, 감사위원회 설치여부 및 독립성이 높은 경우로 나누어 살펴보았다. 대형감사법인의 경우, 고객 수도 많을 뿐만 아니라 비감사서비스를 통한 수입의 비중도 높으므로 보수를 할인하면서까지 고객을 유치하고자 하는 유인이 상대적으로 적다. 따라서 비대칭감사법인의 경우 감사보수의 비대칭적 행태가 심화될 것이다. 또한, 외국인 주주의

경우, 국내투자자에 비해 정보비대칭이 심한 상황을 해소하고자 고품질의 감사를 선호하므로, 외국인주주 비중이 높은 기업의 경우 감사보수의 비대칭 현상이 완화될 것이다. 사외이사 역시 감사품질을 중요하게 여기므로 사외이사 비중이 높은 기업 역시 감사보수의 상방경직 현상이 완화될 것이라고 예상하였다. 또한 감사위원회의 경우 그 기능이 충실히 수행된다면 재무정보의 신뢰성을 높이기 위해 높은 감사품질을 선호할 것이므로 감사보수의 비대칭적 상방경직성이 완화될 것으로 기대하였다. 분석결과, 예상과 일치하게 비대칭감사법인의 경우 상방경직 현상이 심화되었고, 외국인 주주비중이 높은 기업의 경우 비대칭 정도가 완화되었다. 사외이사 및 감사위원회의 경우, 예상부호와 일치하였으나 유의하지 않았다.

본 연구의 결과는 규제당국 및 자본시장의 투자자들에 다음과 같은 점을 시사한다. 첫째, 감사인 간 가격경쟁이 심화됨에 따라 감사수임료가 실질적으로 정체상태인 것을 참고하여, 이로 인한 부작용이 나타나지 않도록 가격경쟁을 완화할 제도의 정비가 필요함을 시사한다. 둘째, non-Big4감사인의 경우, 상방경직적 감사보수로 인해 감사품질에 문제가 있을 가능성이 높으므로 Big4 감사인에 비해 감리를 보다 철저히 해야 할 필요가 있음을 제시한다. 또한, 외국인, 사외이사, 감사위원회 등에 의한 고품질의 감사에 대한 요구가 커짐에 따라 감사보수의 상방경직성이 완화된다는 결과를 통해, 이들의 역할이 감사인으로 하여금 높은 감사품질을 유지할 수 있게 하여, 해당 기업의 재무제표 신뢰성이 향상될 수 있다는 점을 투자자들에게 시사한다.

본 연구는 이러한 감사보수의 상방경직 행태를 동태적으로 접근한 최초의 시도라고 할 수 있으며 대형감사법인 여부 및 외국인 지분정도, 사외이사 지

분정도, 감사위원회 설치여부 및 특성 등과 같은 지배구조의 역할 등을 고려함으로써 흥미로운 결과를 제시하고 있다. 추후 연구에서는 감사보수의 개별 항목이나 산업별차이에 대한 분석을 추가하여 감사보수에 대한 심도 있는 분석이 필요하다고 본다.

참고문헌

- 구정호 · 박연희 · 백태영(2009), "전략적 선택에 따른 원가 행태의 비대칭성," **회계저널**, 18, 65-92
- 곽수근 · 박종일(2010), "유가증권시장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교분석," **회계저널**, 19, 197-230
- 권수영 · 김문철(2001), "감사보수의 결정요인과 감사보수 체계 변화로 인한 효과분석," **회계학연구**, 26, 2001, 115-143
- 노준화 · 배길수 · 전영순(2003), "대리인 비용이 큰 기업이 고품질의 감사를 선호하는가?," **회계학연구**, 28, 2003, 203-230
- 박재환 · 박희우 · 정태범(2008), "감사인 강제교체제도가 감사보수에 미치는 영향," **회계저널**, 17, 137-160
- 마희영 · 권수영(2010), "비정상 감사시간 및 감사보수가 오류발생에 미치는 영향," **회계와 감사연구**, 51, 119-155
- 신용인 · 최 관 · 조현우(2007), "초도감사 보수할인이 감사 품질에 미치는 영향," **회계학연구**, 32, 173-207
- 이상철 · 이경태(2003), "감사위원회도입이 이익조정에 미치는 영향," **회계학연구**, 28, 143-172
- 최관 · 백원선(1998), "감사인의 유형과 감사품질: 감사보수와 감사시간을 중심으로," **회계학연구**, 23, 49-75
- Anderson, M. C., R. D. Banker, and S. N. Janakiraman(2003), "Are Selling, General, and Administrative Costs 'Sticky'?", *Journal of Accounting Research*, 41, 47-63
- Antle, R., E. A. Gordon, G. Narayanamoorthy, L. Zhou(2002), "The Joint Determination of Audit Fees, Non-Audit Fees, and Abnormal Accruals," Working Paper, Yale University
- Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, and K. Subramanyam(1998), "The Effect of Audit Quality on Earnings Management," *Contemporary Accounting Research*, 15, 1-24.
- Blue Ribbon Committee(1999), "Report and Recommendations of the Blue Ribbon Committee on Improving the Effectiveness of Corporate Audit Committee," New York: NYSE and NASD
- Bryan, D., M. H. Carol Liu and S. L. Tiras(2004), "The Influence of Independent and Effective Audit Committees on Earnings Quality," *Working Paper*, State University of New York at Buffalo
- Coval, J. D. and T. J. Moskowitz(1999), "Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios," *Journal of Finance*, 54, 2045-2073
- Carson, E., R. Simnett, B. Soo, and A. Wright. (2007), "The Pricing of Client Risk by Big N and Non Big N Audit Firms: 1996-2004," Working Paper.
- DeAngelo, L.(1981), "Auditor Size and Auditor Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 1, 113-127
- Francis, J.(1984), "The Effect of Audit Size on Audit Prices," *Journal of Accounting and Economics*, 6, 133-151
- Hay, D. and W.R. Knechel(2004), "Evidence on the Association among Elements of Control and External Assurance," Working paper, University of Auckland

- Hay, D., Knechel, W. R. & Ling, H.(2008), "Evidence on the impact of internal control and corporate governance on audit fees," *International Journal of Auditing*, 12, 9-24
- Hitach, Rani(2007), "Auditor fees and audit quality," *Managerial Auditing Journal*, 22, 761-786
- Hotitash, R.(2007), "Auditor fees and Audit Quality," *Managerial Auditing Journal*, 22, 761-786
- Kang, J. K. and R. M. Stulz(1997), "Why is there a Home Bias? An Analysis of Foreign Portfolio Equity Ownership in Japan," *Journal of Financial Economics*, 46, 3-28
- Kinney, W., Z. Palmrose and S. Scholz(2004), "Auditor Independence, Non-Audit Service, and Restatement: Was the U.S. Government Right?," *Journal of Accounting Research*, 42, 561-558
- Klein, A.(2002), "Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management," *Journal of Accounting & Economics*, 33, 357-400
- Krishnan, G. V.(2003), "Audit Quality and the Pricing of Discretionary Accruals," *A Journal of Practice and Theory*, 22, 200-215
- Larker, D. F. and S. A. Richardson(2004), "Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance," *Journal of Accounting Research*, 42, 625-658
- Lewis, K. K.(1999), "Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption," *Journal of Economic Literature*, 37, 571-608
- Lin, Chihuang, H. and Shiu Cheng-Yi(2003), "Foreign Ownership in the Taiwan Stock Market-an Empirical Analysis," *Journal of Multinational Financial Management*, 13, 19-41
- Maher, M., A. Brown, R. Colson, and P. Tiessen (1992), "Pricing of Audit Services: Additional Evidence," *The Accounting Review*, 67, 199-211
- Menon, K. and J. Williams(1994), "The Use of Audit Committee for Monitoring," *Journal of Accounting and Public Policy*, 14, 121-139
- Palmrose, Z.(1986), "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence," *Journal of Accounting Research*, 24, 97-110
- Palmrose, Z.(1989), "The Relation of Audit Contract Type to Audit Fees and Hour," *The Accounting Review*, 64, 488-499
- Ruddock, C., S. Taylor and S. Taylor(2006), "Non-Audit Services and Earnings Conservatism: Is Auditor Independence Impaired?," *Contemporary Accounting Research*, 23, 701-746
- Simon, D., and J. Francis(1988), "The Effects of Auditor Changes on Audit Fees: Tests of Price Cutting and Price Recovery," *The Accounting Review*, 63, 255-269
- Simunic, D. A.(1980), "The pricing of audit services: theory and evidence," *Journal of Accounting Research*, 18, 161-190
- Watts, R., and J. Zimmerman(1983), "Agency Problems, Auditing, and the Theory of the Firm: Some Evidence," *Journal of Law and Economics*, 613-633

Upward Stickiness in Audit Fees

JeeHong Kim* · MyungGun Lee** · HaeYoung Ryu***

Abstract

Using data from 3,360 firm-years, we attempt to make an empirical analysis to test whether audit fees are sticky. Specifically, we examine audit fee behavior over time. We argue that audit fees do not immediately or fully adjust to changes from one year to the next as predicted by a standard audit fee model because of the competitiveness of the audit market. Under the Free Audit Engagement System, it has been argued that budget constraints may lead auditors to perform lower quality audits in Korea.

There is a rich literature on audit fees, including the determinants of audit fees and the existence of audit fee premiums representing quality. Nevertheless, the competitiveness of the market for audit services continues to be under-researched. The behavior of audit fees, especially over time, is not well understood and the examination of audit fee behavior over time can improve our understanding of the competitiveness of the audit market. Few studies examine audit fee behavior over time. Our study examines the response of audit fees to changes in the variables that are usually seen as their determinants, such as size, complexity and risk. Specifically, we use a standard audit fee model to estimate expected audit fees for each firm-year. We then compare actual audit fee movements from year to year with the expected movements predicted by the model.

We argue that auditors do not increase the audit fee sufficiently, because of competitive markets that force pricing to revert to lower levels. We test for overall stickiness by examining the extent to which changes in actual audit fees are consistent with predicted changes. Our findings show that, when changes occur to the determinants of audit fees, then audit fees do not change to the extent suggested by audit fee models. In particular, upward adjustments are

* Professor, School of Business, Yonsei University(jeehong@yonsei.ac.kr)

** Doctoral Student, School of Business, Yonsei University(heat23@hanmail.net)

*** Doctoral Student, School of Business, Yonsei University(hyryu@yonsei.ac.kr)

much smaller than downward adjustments.

As a supplemental test, this study examines whether the behavior of audit fees is influenced by differential audit quality measured by the well-known Big 4/non - Big 4 dichotomy. Furthermore, we also examine the impact of corporate governance on the audit fee stickiness. The empirical result shows that audit fees get more sticky when a lower quality auditor is engaged to audit the firms. We also find that the monitoring role in the firms with high level of foreign shares alleviates stickiness. However, the ratio of outside directors and the establishment of audit committees are not associated with the alleviation of audit fee stickiness at conventional levels.

Our findings provide evidence regarding the competitiveness of the audit market that will be of interest to regulators. In this study, we highlight that the Financial Supervisory Service needs to apply extra care in proposing regulatory system to prevent further audit market concentration. We also argue that the differential approach to inspect auditors can provide audit firms with incentives to maintain high quality control system by generating demands for auditors that are perceived to have better quality control system. In addition, the results of this study suggest that firms with higher level of foreign shares can submit financial statements that are more trustworthy.

Key words: Audit Fee, Stickiness