

감사인 일치성이 감사시간, 감사보수 및 감사품질에 미치는 영향*

박재환(교신저자)

중앙대학교 경영경제대학 경영학부 교수
(jaypark@cau.ac.kr)

윤태호(주저자)

재정회계법인 공인회계사
(yth110@gmail.com)

김승준(공동저자)

중앙대학교 일반대학원 회계학과 박사과정
(kimsj0909@gmail.com)

2014년 외부감사부터 신국제감사기준이 적용됨에 따라 감사보고서 책임구분 조항인 신국제감사기준 600(그룹재무제표 감사)은 향후 감사시장에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 현행감사기준에서 연결재무제표를 작성할 때 지배회사 감사인이 종속회사와 다른 경우 타감사인의 감사보고서를 기초로 의견을 표명할 수 있어 지배회사 감사인은 책임을 회피할 수 있었다. 그러나 신국제감사기준은 이러한 책임분할을 허용하지 않아 종속회사 감사인이 표명한 개별재무제표에 대한 감사의견과 관계없이 지배회사 감사인은 별도의 감사 절차를 취해야하기 때문에 감사의 효율성(efficiency)과 효과성(effectiveness)에 대한 이슈가 대두되고 있다.

감사의 효율성에 대한 이슈는 지배회사와 종속회사 감사인이 일치하지 않을 경우 지배회사 감사인이 수행하는 감사절차가 광범위해진다는 점이다. 감사의 효과성에 관하여는 우선 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 연결대상 지배회사 및 종속회사 전체에 대한 지식과 경험의 축적으로 인해 전체적인 감사품질이 높아질 것이라는 견해이다. 하지만 감사인간의 치열한 가격경쟁이 존재하는 상황에서 연결실체 전체에 대한 감사 수임시 감사보수 할인 현상이 발생하게 되고 궁극적으로 감사노력과 감사시간을 줄게 되어 감사품질이 저하될 것이라는 견해도 있다. 이에 본 연구는 지배회사와 종속회사의 감사인 일치성이 감사의 효율성과 효과성에 미치는 영향을 살펴보았다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사보수가 감소되는 것으로 나타났다. 둘째, 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사시간이 감소되는 것으로 나타났다. 셋째, 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사품질이 증가되는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과를 종합하면 다음 두 가지로 해석할 수 있다. 첫째, 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 연결실체의 감사절차가 효율적으로 이루어져 감사시간을 낮추게 되며 이는 자연스럽게 감사비용의 하락으로 연결되고 있다. 둘째, 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 감사인의 연결실체에 대한 이해와 지식이 늘어나 연결재무제표에 포함되는 모든 자회사의 회계처리에 대해 전문적인 판단을 할 수 있게 되어 감사의 품질이 높아진다고 할 수 있다. 이러한 결과는 감사인 일치성이 증가할수록 감사의 효율성과 효과성이 동시에 증가하는 것을 의미하며 향후 신국제감사기준의 본격적인 시행을 앞두고 연결실체의 감사인이 일치해야 할 당위성을 시사한다.

주제어: 감사인 일치성, 감사시간, 감사보수, 감사품질

((Palmrose 1986; Simunic and Stein 1996). 따라서 대형회계법인인 이를 보상받기 위해서 보다 높은 감사보수를 요구하게 되고 보수적인 감사를 실시한다고 주장하였다(Francis and Krishnan 1999).

이후 감사인의 특성 외에 감사보수 및 감사시간 등에 따라 감사품질에 차이가 있는지에 대해서는 많은 연구가 이루어져 왔다. 그러나 감사품을 직접 측정하거나 관찰하는 것이 불가능하기 때문에 연구자들은 다양한 방법으로 감사품질에 대한 측정을 시도하였다. 선행연구들에서 사용된 감사품질의 대용변수로는 재량적 발생액, 감사인의 규모, 감사인의 명성, 한정적견의 표명성향, 소송제기비율, 감리지적비율, 감사인의 전문성, 감사시간의 투입량 등이 이용되었다. 이중 본 연구에서 사용된 재량적 발생액을 감사품질의 대리변수로 설정하고 감사인의 특성이 경영자의 이익조정 행위에 미치는 영향을 분석한 선행연구들을 살펴보면 다음과 같다.

Teoh and Wang(1993)은 감사인의 품질을 보고이익의 정보성을 증진시키는 성향으로 규정하여 실증분석 하였다. Big8과 non Big8 회계법인으로부터 감사를 받은 회사의 이익반응계수를 비교하여 분석한 결과 Big8 회계법인으로부터 감사를 받은 기업의 이익반응계수가 높다는 사실을 보고하였다.

Becker et al. (1998)은 감사품질의 대리변수로 재량적 발생액을 사용하여 Big6 감사인과 Non-Big6 감사인의 감사품질에 차이가 있는지를 실증분석 하였다. 그 결과 Non-Big6 감사인의 피감사기업이 Big6 감사인의 피감사기업 보다 재량적 발생액이 상대적으로 높다고 보고하면서 Big6 감사인이 피감사기업의 이익조정을 보다 효과적으로 견제하고 있음을 주장하였다.

Francis and Krishnan(1999)은 재량적 발생액이 많은 기업일수록 보고이익의 질이 낮으며 많은

발생액에 의한 높은 불확실성으로 인한 감사위험을 줄이기 위해 회계감사인이 비적정의견의 표명에 매우 엄격한 기준(threshold)을 적용하고, 발생액이 큰 기업일수록 비적정의견을 받는 성향이 높다는 것을 보고하였다. 이와 같은 감사의견 보수주의는 높은 감사품질의 회계감사인으로 생각되는 Big6 감사인의 피감사기업에서 유의적으로 높게 나타나 Big6로부터 감사받는 기업일수록 작은 재량적 발생액을 보인다는 Becker et al.(1998)의 연구와 일관성을 보인다.

Bartov et al.(2000)은 감사품질의 대리변수로서 재량적 발생액을 사용하여 재량적 발생액이 높을수록 비적정의견을 받을 가능성이 클 것이라고 예측하였다. 이를 증명하기 위해 비적정의견을 받은 기업과 이에 대응하는 통제기업을 선정 한 후 두 집단의 재량적 발생액을 실증분석 하였다. 분석 결과 비적정의견을 받은 집단의 재량적 발생액이 상대적으로 높게 나타나 가설을 뒷받침 하는 결과를 보여주었다. 이상의 외국 선행연구에 의하면, 명성이 높은 대형 감사인의 감사품질이 그렇지 않은 감사인에 비해서 상대적으로 높다는 증거가 제시되고 있다.

국내의 선행연구들은 감리지적여부, 감사보수와 감사시간, 재량적 발생액 등을 감사품질의 대용변수로 사용하여 감사인 유형별 감사품질의 차이를 실증 분석 하였다.

최관과 백원선(1998)은 감사인 유형을 외국의 Big6 회계법인과 제휴하고 있는 감사인과 국내 감사인으로 구분하고, 감사품질 대용변수로 감사보수와 감사시간을 사용하여 감사인간 감사품질의 차이를 분석 하였다. 그들은 Big6 감사인과 국내 감사인 간에는 유의적인 감사보수의 차이가 없으나 Big6 감사인이 국내 감사인보다 많은 감사시간을 투입하고 있음을 보고하면서 이러한 현상은 Big6 감사인이 감사의견

표명에 있어 높은 합리적 확신수준을 요구하기 때문이라고 주장하였다.

박종일 등(1999)은 감사인 유형을 다양하게 분류하여 재량적 발생액을 이용하여 감사인 유형에 따른 감사품질을 측정하였다. 그 결과 국내 대형회계법인(Local Big)은 합동회계사무소(Local small)에 비하여 고품질의 감사를 수행하고, 수입 및 매출규모 등으로 분류된 1위부터 5위까지 감사인은 하위 감사인에 비하여 재량적 발생액이 유의적으로 낮음을 보고하였다.

최정호(2005)는 재량적 발생액의 크기는 Big5가 감사한 기업과 그렇지 않은 기업 간에 차이가 없으며, IMF 외환위기 이후 실시된 여러 가지 제도 개혁에도 불구하고 그 결과가 달라지지 않았다는 연구결과를 제시하였다.

나종길과 최기호(2001)는 재량적 발생액과 비적정감사의견 간의 관계를 감사품질의 대리변수로 보고 Big6 감사인과 Non-Big6 감사인간의 감사품질을 측정하였다. 분석 결과 재량적 발생액과 비적정감사의견 간에는 유의한 관계를 발견하지 못하였다.

박용철과 심한택(2002)은 Big6 감사인과 Non-Big6 감사인의 피감사기업의 재량적 발생액의 차이를 분석한 바 이들 감사인간 재량적 발생액의 차이는 유의하지 않음을 보고하였다.

나종길(2004)은 유동 발생액의 질과 감사인 유형에 따라서 재량적 발생액의 정보 효과가 달라지는지를 분석하였는데, 재량적 발생액의 정보성은 발생액의 예측오차에 따라 차이가 있으나 감사인 유형에 의해서는 차별화되지 않는다는 것을 발견하였다.

심한택(2005)은 감사인 유형을 Big6 감사인과 Non-Big6 감사인으로 구분하고 감사인 유형에 따라 감사품질의 차이가 존재하는지를 재량적 발생액에 초점을 두어 분석한바 Big6 감사인의 피감사기

업과 Non-Big6 감사인의 피감사기업의 재량적 발생액의 절대값은 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.

산업전문감사인의 감사품질에 대한 국내의 연구는 살펴보면 나종길, 최기호(2003)는 산업전문감사인이 감사한 기업의 회계이익의 질이 높긴 하지만 통계적 유의수준은 높지 않다는 사실을 밝히고 있다. 분석 모형에 통제변수들을 포함하지 않았다는 한계를 가지고 있지만 산업별 전문감사인이 감사한 기업의 발생액의 예측오차가 유의적으로 작다는 사실을 보고하였다.

나종길(2004)은 유동 발생액의 질과 감사인 유형에 따라서 재량적 발생액의 정보 효과가 달라지는지를 분석하였는데, 재량적 발생액의 정보성은 발생액의 예측오차에 따라 차이가 있으나 감사인 유형에 의해서는 차별화되지 않는다는 것을 발견하였다.

박종성과 최기호(2001)는 감사품질이 높은 Big6로 감사인을 교체한 경우에는 이익을 상향조정하기 위한 행위가 감소하는 반면에, 감사품질이 낮은 Non-Big6로 감사인을 교체하는 경우에는 그러한 행위가 증가한다는 가설을 지지하는 연구결과를 제시하였다. 이는 감사인의 품질에 따라서 피감사회사의 이익조정행위의 방향이 달라지는 것을 의미한다.

나종길과 최관(2003)은 영업현금흐름변수를 포함한 수정 Jones 모형에 의해서 재량적 발생을 추정하고, 그 금액이 Big5가 감사한 기업과 국내 법인이 감사한 기업 간에 차이가 있는지를 조사하였다. 연구결과 Big5 제휴법인의 피감사기업이 계상한 재량적 발생액이 적은 것으로 관측되었다. 이러한 결과는 다른 방법에 의해서 재량적 발생을 추정한 경우에도 동일하게 나타났다.

다음으로 지배회사와 종속회사의 감사인 일치성이 감사품질에 미치는 영향을 직접적으로 분석한 선행 연구는 거의 없지만 분석 결과는 일관되게 감사인

일치성이 증가할수록 감사품질이 신뢰성이 높아진다고 주장하였다.

손성규 등(2009)은 개별당기순이익과 연결당기순이익의 차이의 절대값의 크기와 연결감사보고서의 자산총액으로 측정한 타감사인의 활용정도와의 회귀 분석을 통해서 타감사인의 비율이 높을수록 개별당기순이익과 연결당기순이익의 차이의 절대값의 크기가 증가하는 것을 증명하였다. 이러한 결과는 주감사인의 비율이 높아진다면 연결당기순이익의 신뢰성이 높아진다는 것을 시사점을 간접적으로 보여주는 것이라고 주장하였다.

이영한 등(2009)는 지배회사의 감사인과 종속회사의 감사인이 다를 경우 지배회사의 주감사인이 종속회사의 재무제표에 내포된 위험을 부담하게 되며, 서로 감사 관행 및 정보공유 문제로 인해 효과적인 감사가 되지 아닐 가능성이 있다고 밝히고 있다. 그리고 연결실체내 기업들간의 회계감사일정을 조정하기가 어려워 기업입장에서 각각의 감사법인에게 추가적인 자료를 제공해야 하는 등 기업의 외부감사 수감비용이 증가하는 문제가 발생한다고 밝히고 있다.

박수근, 박재환(2010)에서는 모회사와 감사인이 일치하는 자회사의 총자산의 합을 자회사의 총자산으로 나눈 감사인일치도가 재량적 발생액으로 측정된 연결재무제표의 감사품질에 미치는 영향을 확인했다. 감사인일치도와 감사품질과의 관계를 횡단면적으로 분석한 결과 연결실체내 감사인일치도와 연결재무제표 감사품질은 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 전년 대비 감사인 일치성 증감 변수를 포함하는 시계열적 분석에서는 감사인일치도가 증가한 경우에만 연결재무제표 감사품질이 증가하는 것으로 나타났다.

최상태 등(2010)은 수정 Jones모형으로 측정된 재량적 발생액을 사용하여 자산기준으로 측정한 연

결재무제표에서 주감사인의 감사비율이 연결재무제표의 감사품질에 미치는 영향을 검증해보았다. 그 결과 주감사인의 감사비율이 높을수록 연결재무제표의 감사품질이 높아지는 것으로 나타났다. 또한 주감사인의 규모가 크고 감사비율이 높은 집단의 감사품질이 가장 높은 것으로 나타나 주감사인의 규모 및 감사비율이 연결재무제표의 감사품을 결정하는 중요한 요인이라고 주장하였다.

2.1.3 본 연구와 선행연구의 차별성

감사인 일치성이 감사의 효율성과 효과성의 검증은 기존 선행연구가 존재한다. 대표적으로 김유석 등(2009)는 감사인 일치여부에 따라 감사시간과 감사보수가 감소한다는 결과를 제시하였고, 박수근, 박재환(2010)의 연구와 최상태 등(2010)의 연구에서는 감사인 일치율이 높을수록 감사품질이 증가한다는 실증 결과를 검증한 바 있다. 이들의 선행연구와 본 연구는 다음과 같은 차별성이 존재한다.

첫째, 감사인의 일치성을 측정하는데 있어 김유석 등(2009)는 기업 집단 내 감사인의 동일여부에 따라 가변수로 측정하여 분석하였고, 박수근, 박재환(2010)의 연구에서는 전체 자회사의 총자산(총매출액)에서 모회사와 감사인이 일치하는 자회사의 총자산(총매출액)을 비율로 산정하여 감사인 일치율을 측정하였다. 그러나 감사인 일치성을 가변수로 측정(김유석 등 2009)할 경우 연결재무제표 상 모회사는 하위에 다수의 자회사가 존재하므로 감사인 일치성을 정교하게 반영할 수 없는 고유의 한계점이 발생한다. 박수근, 박재환(2010)의 감사인 일치성은 비율로 산정하여 가변수 측정방법의 한계점을 완화하였으나, 이는 지배회사의 상대적인 크기가 무시되어 연결실체의 전체적인 일치성 측정하기에는 다소

한계가 있다고 밝히고 있다. 따라서 본 연구는 감사인 일치성을 연결감사보고서에서 공시되는 주감사인의 감사비용을 이용하여 실증 분석한다.⁵⁾

둘째, 박수근, 박재환(2010)과 최상태 등(2010)의 연구는 연결재무제표를 기준으로 감사품질을 검증하였으나, IFRS 도입 전 연결재무제표는 주재무제표가 아니기 때문에 감사품질에 대한 관심과 정보 유용성도 낮다. 본 연구는 주재무제표인 개별재무제표를 기준으로 검증하여 지배회사의 감사인을 중심으로 실증 분석한다. 단, 개별재무제표만을 대상으로 검증한 결과의 해석은 한정적일 수 있기 때문에 연결재무제표를 대상으로 감사인 일치율이 효과성과 효율성에 미치는 영향을 추가로 분석하였다.

셋째, 박수근, 박재환(2010)과 최상태 등(2010)의 연구는 감사품질의 대용치로 수정 Jones 모형의 재량적 발생액을 사용하였다. 본 연구에서도 기존 논문과의 비교를 위해 수정 Jones 모형을 이용하였다. 그러나 Kothari et al(2005)는 재량적 발생액의 측정치 중 성과 대응 재량적 발생액이 높은 정확성을 갖는다는 실증 결과를 제시한 바 본 연구는 재량적 발생액의 측정치를 Kothari et al(2005)의 성과 대응 재량적 발생액(DAROA)을 이용하여 추가로 분석하였다.

넷째, 김유석 등(2009)은 감사인 일치성과 감사시간 및 감사보수 간의 실증 분석하여 효율성(efficiency)을 중점적으로 분석하였고, 박수근, 박재환(2010)과 최상태 등(2010)은 감사인 일치성과 재량적 발생액 간의 관계를 실증 분석하여 감사인 일치성과 감사품질의 효과성(effectiveness)을 중심으로 실증 분석 하였다. 즉, 기존의 선행연구는 감사인 일치도와 효율성(efficiency) 혹은 효과성(effectiveness)

을 각각 구분하여 실증 분석한데 반해 본 연구는 효율성(efficiency)과 효과성(effectiveness)을 동시에 고려한다는 포괄성 측면에서 공헌점이 있다.

2.2 가설설정

모회사 감사인과 자회사 감사인이 일치할 경우에는 다음 두 가지 가능성으로 인하여 감사시간과 감사보수를 낮추는 효과가 있을 것이다. 첫째, 지식의 전이효과(knowledge spillover)가 발생할 수 있다. 이미 기술한 바와 같이 선행연구(Simunic 1984; Pamrose 1986 등)에서는 감사서비스와 비감사서비스 간 지식의 전이효과가 존재하는 경우 감사보수를 낮출 수 있음을 실증분석 하였다. 이는 지배회사 감사를 통해 얻은 지식을 종속회사 감사에 이용하거나 그 반대로 종속회사 감사를 통해 얻은 지식을 지배회사 감사에 이용하여 감사시간과 감사보수를 낮출 수 있음을 시사한다. 둘째, 감사인간의 치열한 가격경쟁으로 인한 감사보수할인(low balling) 현상이다. 감사계약을 위해 초도감사연도에 감사보수를 대폭 할인하는 현상은 다수의 연구(Francis and Simon 1997; Gregory and Collier 1996; Walker and Casterella 2000; Sankaraguruswamy and Whisenant 2005)에서 보고되었다. 박재환, 박상연(2011)은 감사시간에 영향을 미치는 것으로 알려진 감사시간의 일반적인 결정요인 변수들을 통제한 상태에서 감사보수가 할인된 기업은 감사시간에 대해서 유의한 음(-)의 관계를 가진다고 실증 분석하였다. 이는 감사보수를 할인한 기업은 감사시간도 적게 투입하는 것을 의미한다.

이에 본 연구에서는 감사인이 일치할수록 지식의

5) 주감사인 감사비용은 연결감사보고서에서 종속회사 중 타감사인이 감사한 비율을 자산과 매출액 기준으로 공시하고 있다. 이에 본 연구는 감사인 일치율을 연결감사보고서의 공시자료로 직접 수집하였다.

전이효과로 감사의 효율성이 높아져 감사보수와 감사시간이 낮을 것으로 예상하여 다음의 <가설 1>과 <가설 2>를 설정한다.

가설 1: 감사보수는 감사인 일치성과 음(-)의 관계를 가질 것이다.

가설 2: 감사시간은 감사인 일치성과 음(-)의 관계를 가질 것이다.

Mansi et al.(2004)의 감사인의 전문성 가설(Auditor Expertise Hypothesis)에 따르면 계속 감사시간이 길어져서 감사대상회사에 대한 지식(knowledge)과 경험(experience)이 쌓이면 감사인의 감사대상 회사에 대한 정보비대칭(information asymmetry)이 줄어들어 감사대상회사의 회계처리에 대해서 전문가적인 판단을 할 수 있게 되고, 이를 통해 감사품질은 높아진다고 하였다. Mansi et al.(2004)은 전문성 가설에 반대되는 가설로 감사인 방호 가설(Auditor Entrenchment Hypothesis)을 설명하였다. 감사인 방호 가설은 계속감사시간이 늘어날수록 감사인의 태만과 감사대상회사에 대한 경제적 의존도 증가로 독립성이 상실되어 감사품질이 저해된다는 관점이다.

국외의 선행 연구에서는 대체적으로 감사인의 전문성 가설을 지지하였다.(Geiger and Raghunandan, 2002; Myer et al. 2002; Johnson et al. 2002) 국내의 선행 연구에서도 임영덕(2006), 권수영 등(2008)이 계속감사시간이 길수록 감사품질이 높다고 하였다. 특히 권수영 등(2008)은 계속감사시간이 길지 않을 때에도 감사인이 산업전문성이 있는 경우 감사품질이 높다는 결과를 제시하고 있다. 이러한 결과에 대해 산업전문성이 있는 감사인은 이미 그 산업에 대한 지식과 경험이 축적된 상태이므로

감사시간이 길지 않더라도 피감사기업에 대한 이해가 높기 때문이라고 주장하였다.

우리나라 기업집단은 외국과 달리 단순한 지배·종속 관계라기보다는 순환지배구조로 뚜렷한 지배회사와 종속회사가 없으며, 주식소유관계가 복잡하고 모호한 경우가 많고, 계열회사간 상호지급보증, 상호매매 및 금전대차 등으로 밀접이 관련되어 복잡하다(남상오 1993). 이러한 상황은 지배회사 감사인과 종속회사 감사인이 일치하지 않을 경우에는 연결실체에서 발생하는 내부거래나 자본거래 등 지배회사 감사인이 파악하지 못하는 거래가 발생하게 된다. 이는 지배회사 감사인이 수행하는 지분법조정사항 감사에 오류가 많아져 재무제표의 품질이 낮아질 수 있음을 의미한다. 이와 같은 상황에서, 지배회사 감사인과 종속회사 감사인이 일치할 경우에는 상기와 같은 문제점이 많이 해소될 수 있으며 피감사기업인 지배회사뿐만 아니라 종속회사를 포함한 연결실체에 대한 전체적인 이해가 높아져 감사 품질이 높아진다고 할 수 있다.

반면 감사인이 일치할수록 감사품질이 저하될 것이라는 주장하는 상반된 견해도 존재한다. 김유석 등(2009)은 낮은 감사보수를 받은 감사인이 감사노력도 낮추어 감사시간을 줄일 것이라고 해석한다면 곧 감사품질의 저하로 이어질 것을 우려하였다. 이에 동일 감사인이 낮은 감사보수와 낮은 감사시간을 사용한다는 것이 반드시 올바른 현상으로 보기는 어렵다고 주장하였다. 미국의 증권거래위원회(SEC)나 국제회계사연맹(IFAC) 등은 감사보수할인으로 인한 감사투입 시간단축과 이로 인해 발생할 수 있는 감사품질의 저하 가능성을 지적하며 이에 대한 안전장치를 구축할 것을 규정하였다(Securities Act Release No.33-5869, 1992: 국제윤리규정 240-1과 240-2). 우리나라에서도 감사보수할인으로 인해 감사품질이

하락하는 것을 방지하기 위해 현저히 낮은 감사보수로 감사계약을 체결할 경우 부당 감사인 교체 사유로 보아 증권선물위원회가 감사인을 지정(외부감사 및 회계 등에 관한 규정 제11조)할 수 있도록 하였다. 그러나 감사보수와 감사품질과 관련된 선행연구들에서 감사보수와 감사품질 간에는 일관된 결과를 보이지 못하고 있다. Frankel et al.(2002)은 감사보수가 증가할수록 재량적 발생액이 감소한다고 보고하였다. 반면 Ashbaugh et al.(2003)은 감사보수가 증가하여도 경영자의 이익 과대계상이 줄어들지 않는다고 보고하였다. 박재환, 박상연 (2011)은 감사보수할인 기업이 감사품질에 미치는 영향에 대해 분석한 결과 통계적으로 유의한 수준이 나타나지 않았으며, 오히려 감사보수가 할인되고 적정감사시간이 투입되지 않더라도 감사품질에는 별다른 영향을 미치지 않을 것이라는 대립가설이 지지되었다.

이에 본 연구에서는 우리나라 특유의 복잡한 지배구조 및 다양한 내부거래와 자본거래를 감안할 때 감사인이 일치할수록 감사인의 연결실체에 대한 지식과 경험에 축적되어 정보비대칭이 감소하게 되어 높은 수준의 감사품질을 유지할 수 있다는 전문성가설에 기초하여 본 연구의 <가설 3>을 추가로 설정하여 분석한다.

<가설 3>에서 재량적 발생액은 지배회사의 개별 재무제표를 대상으로 연구 할 것인지, 연결 재무제표를 대상으로 연구 할 것인지에 대한 선택의 문제가 있다. 감사인 일치성과 연결재무제표의 감사품질의 직접적인 관계에 대해 실증 분석한 선행연구(박재환 등 2010; 최상태 등 2010)에서는 연결재무제표를 대상으로 재량적 발생액을 분석하였다. 그러나 본 연구에서는 지배회사의 개별 재무제표를 대상으

로 재량적 발생액을 분석하고자 하며 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 선행연구(박재환 등 2010)에서 감사인 일치성과 연결재무제표의 감사품질의 관계에 대한 연구 결과 그리 높은 유의한 관계가 나타나고 있지 않고, 횡단면 및 시계열 분석의 결과가 일치하지 않았다. 이에 대해 박재환 등(2010)은 2003년부터 2008년까지의 분석대상 표본기업의 연결재무제표는 주재무제표가 아니며 이로 인해 연결재무제표 감사품질에 대한 관심이 낮고 정보 유용성도 낮기 때문에 생긴 결과로 해석하고 있다. 본 연구도 IFRS가 시행되기 직전까지의 표본을 대상으로 분석하기 때문에 선행연구와 동일한 한계점을 가지고 있다. 둘째, 재량적 발생액의 측정 방법에 내포된 한계 때문이다. 재량적 발생액은 횡단면으로 산출되므로 연도, 시장, 산업 별로 10개 이상의 표본이 있어야 하는데 연결재무제표는 한 개의 산업이 아니라 여러 산업에 포함된 기업들이 합산되어 산출되는 것이므로 연결재무제표를 대상으로 측정하면 오류가 발생할 수 있다.⁶⁾ 선행연구(최상태 등, 2010)에서도 연결재무제표가 주재무제표인 국가의 연구에서 나타나는 공통적인 문제점인 재량적 발생액 측정과정에서의 오차 개입 가능성을 연구의 한계점으로 밝히고 있다. 셋째, 개별재무제표에서 지분법 적용은 한줄의 연결(one line consolidation)이라고 불릴 정도로 연결재무제표와 유사하다. 따라서 2011년부터 본격적으로 적용되고 있는 IFRS의 연결재무제표 제도 이전의 지분법이 적용된 개별재무제표를 대상으로 분석을 실시하여도 감사의 효과성(effectiveness)과 관련된 시사점을 충분히 제시할 수 있어 본 가설과 관련된 당초 연구 의도를 해치지 아니한다. 선행연구(손성규 등, 2009)에서도 타감사인의 비율이

6) 본 연구의 재량적 발생액의 측정 방법에 대해서는 III. 연구모형의 설계의 모형 2를 참조하라.

높을수록 개별재무제표와 연결재무제표의 당기순이익 차이가 증가하는 것을 입증하였다. 이에 대해 손성규 등(2009)은 타감사인의 비율이 높을수록 개별재무제표에 대한 신뢰성이 훼손되며, 이는 향후 도입될 연결재무제표의 신뢰성에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사하는 것이라고 주장하였다.

가설 3: 감사인 일치성은 지배회사 개별 재무제표의 재량적 발생액과 음(-)의 관계를 가질 것이다.

III. 연구모형의 설계

3.1 실증분석 모형

본 연구는 감사인 일치성이 감사보수와 감사시간에 어떻게 영향을 미치고 있는지에 대한 가설 1과 가설 2를 검증하기 위해 다음 연구모형 (1)을 설정한다.

$$\begin{aligned}
 FEE_{it}(TIME_{it}) = & \alpha + \beta_1 SAME_{it} + \beta_2 PTA_{it} \\
 & + \beta_3 PTL_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 INVREC_{it} \\
 & + \beta_6 CAL_{it} + \beta_7 EXP_{it} + \beta_8 FIRST_{it} \\
 & + \beta_9 BICA_{it} + \beta_{10} FORE_{it} + \beta_{11} OWN_{it} \\
 & + \beta_{12} QUF_{it} + \beta_{13} FOF_{it} + \beta_{14} INF_{it} \\
 & + \sum_{n=1}^{13} Industry + \sum_{n=1}^{10} Year + \varepsilon \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기에서,

FEE : 감사보수(LOG)

TIME: 감사시간(LOG)

SAME: 감사인 동일화 비율

SAME_A: 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율

SAME_S: 매출액을 기준으로 한 감사인 동일비율

SAME_MA: SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0

SAME_MS: SAME_S의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0

PTA: 기초 총자산의 자연대수(log)

PTL: 기초 총 부채/기초 총 자산⁷⁾

ROA: 당기 순이익/기초 총자산

INVREC: (재고자산 + 매출 채권)/기초 총자산

CAL: 유동자산/유동부채

EXP: 수출 비중

FIRST: 초도감사인일 경우 1, 아니면 0

BIG4: BIG4 감사인(삼일·삼정·안진·한영 회계법인)일 경우 1, 아니면 0

FORE: 외국인 지분율

OWN: 1대 대주주 지분율

QUF: 분·반기 재무제표를 공시한 기업이면 1, 아니면 0

FOF: 영문재무제표를 공시한 기업이면 1, 아니면 0

INF: 내부회계검토를 받은 기업이면 1, 아니면 0

Industry: 산업별 더미변수

Year: 연도별 더미변수

모형 (1)은 감사대상회사의 재무적 특성과 감사인의 특성을 사용한 기존 연구모형(Simunic 1980; Palmrose 1986; 권수영·김문철 2001; 노준화 외 2003; 신용인 등 2007; 김유석 등 2009)에 감사인 일치성을 나타내는 실험 변수(SAME)를 추가하였다.

7) 본 연구의 연구 모형은 이분산성을 통제하기 위하여 기초 총자산을 이용하였다. 부채 비율을 당기의 자료를 이용하지 않고 전기의 자료를 이용한 이유는 기초 총자산 대비 기말 총부채의 비율의 값이 1을 초과하며, 통제 변수의 시점을 통제하기 위해 부채를 기초자료를 이용한다. 또한 기말 자료를 이용한 분석결과와의 차이는 존재하지 않았다.

감사인 일치성은 모회사 감사인과 자회사 감사인이 일치하는 정도를 의미한다. 연결재무제표에는 하나의 모회사 밑에 다수의 자회사가 존재하므로 감사인이 부분적으로 일치할 수 있다. 따라서 감사인 일치성에 대해 선행 연구(김유석 등, 2009)와 같이 일치 여부에 따른 더미 변수로 측정한다면 부분적으로 일치하는 연결실체가 완전히 불일치하는 연결실체로 분류되어 결과가 왜곡될 수 있다. 또한 선행 연구(박수근 등, 2010)와 같이 전체 종속회사 중 지배회사 감사인과 일치하는 종속회사의 총자산 비율을 사용한다면 지배회사의 상대적인 크기가 무시되어 연결실체의 전체적인 일치성 측정에 오류가 발생할 수 있다. 이에 본 연구에서는 감사인 일치성이 연결재무제표 감사품질에 미치는 영향을 분석한 선행 연구(최상태 등, 2010)와 동일하게 주감사인의 감사비용을 측정하기 위해 연결감사보고서 도입문단에 기술된 자산 기준 또는 매출 기준으로 제시된 타감사인이 감사한 부문의 크기를 입수하여 감사인 일치성을 계산하였다.⁸⁾ 본 연구에서 사용한 감사인 일치성 변수는 다음과 같다.

$$SAME =$$

$$\frac{\sum \text{지배회사 및 지배회사와 감사인이 일치하는 종속회사의 총자산(또는 총매출)}}{\sum \text{지배회사와 종속회사의 총자산(또는 총매출)}}$$

자산을 기준으로 한 감사인 일치성은 SAME_A로, 매출을 기준으로 한 감사인 일치성은 SAME_S로 하여 이를 모두 각각 분석한다. 또한 자산 또는 매출액 기준 감사인 일치성 비율이 중위수 이상인 경우 1, 아니면 0의 값을 부여한 더미변수를 각각

SAME_MA, SAME_MS로 설정한 모형을 추가하여 이 회귀계수를 통해 가설 1과 2를 추가로 검증하고자 한다. 가설 1과 가설 2과 지지된다면 감사인 일치성을 나타내는 변수(SAME)의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 보일 것이다.

모형 (1)의 통제변수는 기업규모(PTA), 부채비율(PTL), 총자산이익률(ROA), 재고자산 매출채권 비중(INVREC), 유동비율(CAL), 수출 비중(EXP), 초도감사 여부(FIRST), 대형회계법인 여부(BIG4), 외국인 지분율(FORE), 1대 대주주 지분율(OWN), 분·반기 재무제표 공시 여부(QUF), 영문재무제표 공시 여부(FOF), 내부회계 검토 여부(INF)를 사용한다.

기업규모(PTA)는 직전년도말의 총자산에 자연로그를 취한 값으로 측정하였다. Palmrose(1986)는 기업규모가 커지면 영업내용이 복잡해져 감사인이 제공하는 감사서비스 양이 증가하고 결과적으로 감사보수가 증가한다고 보고하고 있다. 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 양(+)의 관계가 예상된다.

부채비율(PTL)은 직전연도의 부채비율로 부채총액을 자산총액으로 나눈 값을 이용하였다. 권수영 등(2005)은 부채비율은 기업의 재무적 어려움을 나타내는 척도로서 감사위험을 반영하기 때문에 감사시간이 더 투입되고 감사보수가 더 높은 것을 보고하였다. 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 양(+)의 관계가 예상된다.

자산총이익률(ROA)은 재무적 성과치를 의미하며 당기 순이익을 기초 총자산으로 나누어 측정하였다. 자산수익률이 높은 기업은 재무적 위험이 낮아 감사

8) 기존 회계감사기준에 따르면 감사인이 재무제표 전반의 감사의견을 포괄함에 있어 일부 부문의 감사에 대하여 타감사인의 감사보고서만을 기초로 하는 경우 감사인은 감사보고서에 이러한 사실을 명백히 기재하고 전체 재무제표에서 타감사인이 감사한 부문의 크기를 제시하여야 한다. 이때 타감사인이 감사한 부문의 크기는 비율 또는 금액으로 제시할 수 있다(회계감사기준 600. 6. 회계감사실무지침 사례2).

위험이 낮을 것이므로 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)와 음(-)의 관계가 예상된다.

재고자산 매출채권 비중(INVREC)은 직전년도 총자산에서 재고자산과 매출채권이 차지하는 비율로서 감사의 복잡성을 나타낸다. 신용인 등(2007)은 감사가 복잡할수록 감사인이 투입하여야 할 감사시간이 증가하므로 감사보수가 더 높은 것으로 보고하였다. 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 양(+)의 관계가 예상된다.

유동비율(CAL)은 재무적 성과치를 의미하며 당기 순이익을 기초 총자산으로 나누어 측정하였다. 자산수익률이 높은 기업은 재무적 위험이 낮아 감사 위험이 낮을 것이므로 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 음(-)의 관계가 예상된다.

수출 비중(EXP)은 직전년도 총자산에서 수출액이 차지하는 비율로 감사의 위험을 나타낸다. 수출 비중이 높은 기업은 감사위험이 높을 것이므로 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 양(+)의 관계가 예상된다.

초도감사(FIRST)는 DeAngelo(1981)가 초도감사 보수할인현상이 발생하는 이유에 대한 최초의 이론적 근거를 제시한 이후 이를 실증 분석한 연구(Francis and Simon 1987; Simon and Francis 1988; Gregory and Collier 1996)가 다수 존재한다. 감사보수(FEE)와 음(-)의 관계가 예상된다.

대형 감사인(BIG4)은 대형회계법인으로부터 감사를 받는 경우 1의 값을 가지는 더미변수로 대형회계법인일수록 감사보수의 할인이 적을 것으로 예측되므로 감사보수(FEE)와 양(+)의 관계가 예상된다.

감사보고서의 주된 이용자 중 하나인 주주의 구성에 따라서 감사인이 평가하는 감사위험이 달라질 것이므로 외국인 지분율(FORE)과 1대 대주주 지분율(OWN)을 통제변수에 포함하였다. 김정옥 등(2006)

은 외국인 주주의 지분율이 높으면 제공되는 회계정보의 신뢰성에 대한 기대치가 높아짐에 따라 감사대상회사는 보수적인 회계처리를 선호하게 된다고 밝히고 있다. 박범진(2012)는 최대주주의 지분율이 높은 경우에 견제되는 소수주주의 압력이 상대적으로 낮아져 이익조정의 유인이 더 클 것이라고 밝히고 있다. 감사인이 평가하는 감사위험이 증가하여 감사업무에 투입하는 감사시간이 증가하고 이에 따른 감사보수를 추가로 청구할 것이므로 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 양(+)의 관계가 예상된다.

분·반기 재무제표 공시여부(QUF), 영문 재무제표 공시여부(FOF), 내부회계검토여부(INF)는 외부감사 이외에 감사인이 추가 시간을 투입해야 하는 활동이기 때문에 포함하였다. 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 양(+)의 관계가 예상된다. 그리고 산업별, 연도별 감사시간 및 감사보수의 차이를 통제하기 위하여 산업 더미변수(Industry)와 연도 더미변수(Year)를 포함하였다.

다음으로 본 연구는 감사인 일치성이 감사품질에 어떻게 영향을 미치고 있는지에 대한 가설3을 검증하기 위해 다음 연구모형 (2)를 설정한다.

$$\begin{aligned}
 DAMJ_{it} = & \alpha + \beta_1 SAME_{it} + \beta_2 PTA_{it} + \beta_3 PTL_{it} \\
 & + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_9 BIGA_{it} \\
 & + \beta_{10} FORE_{it} + \beta_{11} OWN_{it} + \sum_{n=1}^{13} Industry \\
 & + \sum_{n=1}^{10} Year + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기에서,

DAMJ: 수정 Jones 모형의 재량적 발생액

SAME: 감사인 동일화 비율

SAME_A: 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율

SAME_S: 매출액을 기준으로 한 감사인 동일비율
 SAME_MA: SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1,
 아니면 0

SAME_MS: SAME_S의 비율이 중위수 이상이면 1,
 아니면 0

PTA: 기초 총자산(log)

PTL: 기초 총 부채/기초 총 자산

ROA: 당기 순이익/기초 총자산

CFO: 영업활동으로 인한 현금흐름/기초 총자산

BIG4 : BIG4 감사인일 경우 1, 아니면 0

FORE: 외국인 지분을

OWN: 1대 대주주 지분을

Industry: 산업별 더미변수

Year: 연도별 더미변수

모형 (2)의 종속변수인 감사품질은 재량적 발생액 (DAMJ)으로 측정하였다. 재량적 발생액은 경영자의 주관적 판단에 의해 결정되므로 이익조정 수단으로 활용될 가능성이 높아 재량적 발생액이 높으면 감사품질이 낮다고 할 수 있다. 본 연구에서 재량적 발생액을 측정하는 방법으로는 발생액(accruals)에서 비재량적인 발생액(nondiscretionary accruals)을 차감하여 계산하는 수정 Jones 모형을 사용하였다. Dechow et al.(1995)은 Healy(1985), DeAngelo (1986), Jones(1991) 등 재량적 발생액을 측정하는 모형을 통해 이익조정을 검증한 결과 Jones(1991)을 일부 수정한 수정 Jones 모형이 이익조정에 대한 검증력이 가장 우수하다고 보고하였다. 수정 Jones 모형에 의하면 연도별, 산업별 횡단면 분석을 통해 재량적 발생액을 추정하는데 이때 필요한 연도, 시장, 산업별 최소 표본수는 10개이다. 따라서 본 연구는 10개 미만인 산업에 대하여는 표본에서 제외하여 재량적 발생액을 추정하지 아니 하였다. 수정 Jones 모형에 의해 재량적 발생액을 구하는 식은 다음과 같다.

$$TA_{it} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{it-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{it}}{Assets_{it-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$DAMJ_{it} = TA_{it} - [\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Assets_{it-1}} + \hat{\alpha}_1 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}}{Assets_{it-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}}] \quad (4)$$

여기에서,

TA : 총 발생액(당기순이익-영업현금흐름)

Assets_{it-1} : t-1기의 기말총자산

ΔREV : 매출액 변화 (t기의 매출액- t-1기의 매출액)

ΔAR : 매출채권 변동 (t기의 매출채권- t-1기의 매출채권)

PPE : 유형자산

모형 (2)의 실험변수인 감사인 일치성(SAME)에 대한 설명은 모형 (1)과 같다.

모형 (2)의 통제변수는 기업규모(PTA), 부채비율(PTL), 총자산이익률(ROA), 영업활동으로 인한 현금흐름(CFO), 대형회계법인 여부(BIG4), 외국인 지분율(FORE), 1대 대주주 지분율(OWN)을 사용한다.

기업규모(PTA)는 직전년도말의 총자산에 자연로그를 취한 값으로 측정하였다. Becker et al. (1998)은 재량적 발생액이 기업규모와 관련성이 있음을 보고한 바 있으며 또한 기업규모가 클수록 회계시스템 및 내부통제 시스템이 체계화되어 있어 경영자의 기회주의적 회계선택을 제한하고 있음을 주장한다. 반면, 기업규모가 클수록 재량적 발생액의 규모도 클 것으로 예상되며 기업의 여러 가지 특성을 동시에 반영하므로 재량적 발생액과의 일률적인 관계를 예측하기 어렵다. 기업규모(PTA)에 대해서

는 예상 부호를 설정하지 아니한다.

부채비율(PTL)은 직전연도의 부채비율로 부채총액을 자산총액으로 나눈 값을 이용하였다. 부채비율과 이익조정 관계에 대해서는 상반된 주장이 존재한다. 부채비율이 높을수록 부채계약을 위반할 가능성이 높기 때문에 경영자들의 이익조정행위가 증가한다는 연구결과(Duke and Hunt 1990; DeFond and Jiambalvo 1994)가 있는 반면, 부채비율이 높을수록 음(-)의 발생액을 보인다는 연구결과(DeAngelo et al. 1994; Becker et al. 1998)도 있다. 부채비율(PTL)에 대해서는 예상 부호를 설정하지 아니한다.

자산총이익률(ROA)은 기업성과와 관련된 재량적 발생액의 측정오류를 통제하기 위해 모형에 추가하였다. Kothari et al.(2005)는 수정 Jones 모형에 의해 재량적 발생액을 측정할 경우 과도하게 높거나 낮은 성과를 보이는 기업에 대해서는 재량적 발생액이 과대하거나 과소하게 측정될 수 있다고 주장하였다. 또한 자산총이익률(ROA)을 독립변수로 추가하면 기업성과와 관련된 측정오류를 현저히 감소시킬 수 있다고 보고하였다.

영업활동으로 인한 현금흐름(CFO)을 통제변수로 도입한 이유는 현금흐름과 재량적 발생액 간에 유의적인 음(-)의 관계를 통제하기 위해서이다. Dechow et al(1995)는 기업의 영업현금흐름이 감소할수록 경영자는 보고이익을 증가시킬 유인이 강하다고 보고하고 있다.

대형 감사인(BIG4)는 대형회계법인으로부터 감사를 받는 경우 1의 값을 가지는 더미변수로 감사인의 규모가 클수록 감사품질이 높아져 경영자의 이익조정이 감소할 것이다. 따라서 재량적 발생액과 음(-)의 관계가 예상된다.

기업의 지배구조가 이익조정에 미치는 영향을 통

제하기 위해 외국인지분율(FORE)와 1대 대주주 지분율(OWN)을 모형 (2)에 포함하였다.

그리고 산업별, 연도별 감사시간 및 감사보수의 차이를 통제하기 위하여 산업 더미변수(Industry)와 연도 더미변수(Year)를 포함하였다.

3.2 표본의 선정과 자료수집

본 연구는 2001년부터 2010년까지 증권거래소 상장기업 및 코스닥 등록기업 중 12월 결산법인으로 하였으며 금융업에 속하는 기업은 제외하였다. 이 중 다음에 해당하는 기업은 표본에서 제외하였다.

1. 금융감독원 전자공시시스템(DART)를 통해 주 감사인 비율을 구할 수 없는 기업
2. Kis-value와 TS2000에서 재무자료를 구할 수 없는 기업
3. 한 산업에 10개 미만의 기업인 산업 표본

금융감독원 전자공시시스템(DART)에 공시된 연결감사보고서에서 주감사인 감사 비중은 비율 또는 금액으로 제시되어 있다. 이 중 금액으로 제시된 회사는 연결감사보고서 또는 개별감사보고서 주석에서 제시된 자회사 정보를 이용하여 비율로 환산하였다. 자회사가 명확하지 않거나 자회사 정보가 공시되는 않는 등의 이유로 비율로 환산할 수 없는 기업은 표본에서 제외하였다. 표본기업의 동질성을 확보하기 위해 금융업에 속하는 기업은 표본에서 제외하였다. 재량적 발생액을 추정할 때 회귀 분석의 최소 표본수가 한 산업에 10개 이상이어야 하므로 산업별 표본수가 10개 미만일 경우 표본에서 제외되었다. 이상의 최종표본의 선정 절차 및 산업별 분포는 <표 3-1> 및 <표 3-2>와 같이 요약된다.

〈표 3-1〉 표본 선정 절차

구분	표본 합계
금융감독원 전자공시시스템(DART)에서 비금융업에 속하며, 주감사인 비율을 구할 수 있는 기업	4,968
Kis-Value와 TS2000에서 재무제표 자료를 구할 수 없는 기업	(817)
연도·시장·산업별로 표본수가 10개 미만인 기업	(959)
최종 표본 합계	3,192

〈표 3-2〉 표본의 산업별 분포

산업명	빈도	백분율
음·식료제조업	133	4.17%
섬유 제품 제조업	118	3.70%
목재 및 펄프 제조업	64	2.01%
화학제품 제조업	343	10.75%
고무제품 및 플라스틱 제품 제조업	38	1.19%
금속 및 광물제품 제조업	427	13.38%
전자 및 전기장비 제조업	817	25.60%
기타 기계 및 장비 제조업	194	6.08%
운송장비 제조업	218	6.83%
건설 및 공사업	104	3.26%
도·소매업	316	9.90%
운송업	35	1.10%
전문서비스업	227	7.11%
기타 서비스업	158	4.95%
전체 표본	3,192	100%

IV. 실증분석

4.1 기술통계

다음의 〈표 4-1〉은 변수들에 대한 기술통계량을 요약한 것이다. 주요 변수들의 상·하위 1% 수준을 벗어날 경우 각각 1%와 99%의 값으로 조정

(winsorization)하여 극단치를 제거하였다.

기술통계에 따른 표본기업의 전체적인 특징을 살펴보면 다음과 같다. 로그로 변환된 감사보수(FEE)의 평균은 11.357, 중위수는 11.198이다. 이는 평균이 우측으로 편향된 것으로 감사시간(TIME)도 이와 유사한 분포를 보이고 있다. 수정 Jones 모형에 의한 재량적 발생액(DAMJ)의 평균은 0.001로 이익 조정은 수치상 양(+)의 수준을 보이고 있다.

〈표 4-1〉 기술 통계

변수	1사분위수	중위수	3사분위수	평균값	표준편차	최대값	최소값
FEE	10.829	11.198	11.695	11.357	0.737	13.608	10.127
TIME	6.331	6.752	7.257	6.872	0.815	9.490	4.970
DAMJ	-0.041	0.004	0.051	0.001	0.125	1.906	-3.559
SAME_A	0.707	0.846	0.970	0.806	0.190	1.000	0.011
SAME_S	0.670	0.854	0.991	0.794	0.217	1.000	0.016
PTA	25.117	25.932	27.113	26.251	1.521	30.484	23.682
PTL	0.303	0.458	0.593	0.451	0.191	0.930	0.070
ROA	0.006	0.039	0.081	0.031	0.100	0.279	-0.393
CFO	-0.002	0.049	0.102	0.052	0.094	0.337	-0.218
INVREC	0.263	0.459	0.722	0.545	0.409	2.319	0.000
CAL	0.213	0.810	1.947	2.128	4.941	37.966	0.000
EXP	0.027	0.287	0.647	0.357	0.327	0.996	0.000
FIRST	0.000	0.000	0.000	0.220	0.414	1.000	0.000
BIG4	0.000	1.000	1.000	0.656	0.475	1.000	0.000
FORE	0.003	0.031	0.146	0.101	0.144	0.635	0.000
OWN	0.151	0.229	0.334	0.256	0.136	0.690	0.054
QUF	0.000	1.000	1.000	0.720	0.449	1.000	0.000
FOF	0.000	0.000	0.000	0.037	0.189	1.000	0.000
INF	0.000	0.000	0.000	0.102	0.302	1.000	0.000

주2) 변수의 정의: SAME_A = 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율, SAME_S = 매출액을 기준으로 한 감사인 동일비율, SAME_MA = SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0, SAME_MS = SAME_S의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0, DAMJ = 수정 Jones 모형의 재량적 발생액, SAME = 감사인 동일화 비율, PTA = 기초 총자산(log), PTL = 기초 총 부채/기초 총 자산, ROA = 당기 순이익/기초 총자산, CFO = 영업활동으로 인한 현금흐름/기초 총자산, BIG4 = BIG4 감사인일 경우 1, 아니면 0, FORE = 외국인 지분율, OWN = 1대 대주주 지분율, QUF=분·반기 재무제표를 공시한 기업이면 1, 아니면 0; FOF=영문재무제표를 공시한 기업이면 1, 아니면 0; INF= 내부회계검토를 받은 기업이면 1, 아니면 0; Industry = 산업별 더미변수, Year = 연도별 더미변수

자산 기준으로 측정된 감사인 일치성(SAME_A)과 매출액 기준으로 측정된 감사인 일치성(SAME_S)의 평균은 각각 0.806과 0.794로 비슷한 수치를 나타내고 있다. 이는 지배회사 감사인과 일치하는 종속회사 감사인의 평균 비율이 각각 80.6%와 79.4%인 것을 나타낸다. 2001년부터 2008년 기간을 대상으로 연구한 최상태 등(2010)의 선행 연구와 거의 차이가 없음을 보여주고 있다. 총자산에서 차지

하는 부채비율(PTL)은 평균 45.1%를 나타내었으며, 자산수익률(ROA)은 평균 3.1%를 보여준다. 총자산에서 영업활동으로 인한 현금흐름이 차지하는 비율(CFO)은 5.2%를 나타내고 있다. 재고자산과 매출채권이 전체 자산에서 차지하는 평균비율(INVREC)은 54.5%이며, 유동자산이 유동부채에서 차지하는 평균 유동비율(CAL)은 212.8%, 매출 중 수출이 차지하는 비중(EXP)은 평균 35.7%를 나타내고 있

다. 초도감사 비율은 22%이며, BIG4 회계법인과 계약된 기업은 65.6%로 표본의 절반을 초과한다. 외국인지분율(FORE)는 평균 10.1%, 대주주지분율(OWN)은 평균 25.6%를 보였다.

4.2 상관관계 분석

다음의 <표 4-2>는 모형에 투입된 주요변수간의 상관관계를 나타낸 것이다. 감사보수(FEE)와 감사시간(TIME)의 상관계수는 0.833으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 본 연구의 관심변수인 자산기준 감사인 일치성(SAME_A)와 매출기준 감사인 일치성(SAME_S)는 총자산수익률(ROA), 총자산에서 영업활동으로 인한 현금흐름이 차지하는 비율(CFO), 재고자산과 매출채권이 전체 자산에서 차지하는 평균비율(INVREC) 및 외국인지분율(FORE)과 유의한 양(+)의 관련성을 나타내었다. 또한 유동자산이 유동부채에서 차지하는 평균 유동비율(CAL)과 매출 중 수출이 차지하는 비중(EXP)과는 유의한 음(-)의 관련성을 나타내었다. 이는 발생주의와 현금주의 관점에서 측정한 기업의 성과가 모두 높을수록, 감사가 복잡할수록, 외국인지분율이 높을수록 감사인이 일치하며 유동비율이 높을수록, 해외에서 발생하는 매출비중이 높을수록 감사인이 일치하지 않는다고 해석할 수 있다. 특히 해외에 자회사가 소재하는 경우에는 실무의 편의를 위해 동일한 해외 지역에 소재한 회계법인으로 감사인을 선임하여 감사인 일치도가 하락하는 것으로 해석된다. 그러나 자산기준 감사인 일치성(SAME_A)와 매출기준 감사인 일치성(SAME_S)는 본 연구의 종속 변수인 감사시간(TIME), 감사보수(FEE) 및 재량적 발생액(DAMJ)과 유의한 관련성을 나타내지 못하였다.

기업규모를 의미하는 총자산(PTA)과 기업성과를

의미하는 총자산수익률(ROA)는 BIG4 회계법인(BIG4), 감사보수(FEE) 및 감사시간(TIME)과 모두 유의한 양(+)의 값을 나타낸다. 이는 규모가 크고 성과가 높은 기업일수록 대형 회계법인을 선호하며 그 결과 해당 기업에는 더 많은 감사시간이 투입되고, 더 높은 감사보수를 부담하는 것으로 해석할 수 있다.

4.3 회귀분석 결과

4.3.1. 감사인 일치성과 감사보수 및 감사시간

본 연구의 가설 (1)을 검증하기 위한 회귀분석 결과는 다음의 <표 4-3>에 제시되어 있다. 모형 1과 2는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)을 포함하여 감사보수(FEE)와의 관계를 분석한 결과이다. 모형 3과 4는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)이 중위수 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수를 넣어 분석한 결과이다.

모형 1부터 모형 4의 분석결과를 보면 SAME계수가 유의한 음(-)의 값을 나타내 [연구가설 1]의 예상을 지지해주는 결과이다. 이는 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사보수가 감소되는 것을 의미하며 감사인이 연결실체에 대한 이해와 경험이 증가하게 되어 감사보수를 낮게 체결하거나 혹은 감사인간의 치열한 가격경쟁에 의해 감사보수할인(low balling) 현상이 나타난 것으로 해석할 수 있다.

감사투하 원가를 나타내는 통제변수인 기업규모(PTA)와 재고자산 매출채권 비중(INVREC)와 모든 모형에서 감사보수(FEE)와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있다. 이는 기업규모가 커지고 감사가 복잡할수록 감사인이 제공하는 감사 서비스 양이 증가하여 결과적으로 감사보수가 증가

〈표 4-2〉 상관관계 분석

변수	FEE	TIME	DAMJ	SAME_A	SAME_S	PTA	PTL	ROA	CFO	INVREC	CAL	EXP	FIRST	BIG4	FORE	OWN	QUF	FOF	INF		
FEE	1.000																				
TIME	0.833 ***	1.000																			
DAMJ	-0.020	-0.021	1.000																		
SAME_A	-0.006	-0.024	-0.009	1.000																	
SAME_S	-0.007	-0.011	-0.027	0.849 ***	1.000																
PTA	0.855 ***	0.784 ***	-0.011	0.020	0.014	1.000															
PTL	0.228 ***	0.185 ***	-0.026	-0.044 **	0.049 ***	0.195 ***	1.000														
ROA	0.159 ***	0.127 ***	0.423 ***	0.058 ***	0.052 ***	0.199 ***	-0.125 ***	1.000													
CFO	0.167 ***	0.138 ***	-0.300 ***	0.057 ***	0.068 ***	0.151 ***	-0.105 ***	0.462 ***	1.000												
INVREC	-0.096 ***	-0.127 ***	0.089 ***	0.035 *	0.088 ***	-0.169 ***	0.162 ***	0.118 ***	0.011	1.000											
CAL	-0.014	-0.003	-0.053 ***	-0.044 **	-0.067 ***	-0.038 **	-0.025 ***	-0.120 ***	-0.039 **	0.023	1.000										
EXP	0.018	0.024	-0.032 *	-0.096 **	-0.099 ***	0.021	0.080 ***	0.017 ***	0.087 ***	0.037 **	-0.049 ***	1.000									
FIRST	-0.051 ***	-0.032 *	0.006	-0.003	-0.001	-0.025	0.050 ***	-0.040 **	-0.025	0.078 ***	0.120 ***	-0.008	1.000								
BIG4	0.388 ***	0.461 ***	0.018	-0.023	-0.019	0.374 ***	0.062 ***	0.123 ***	0.088 ***	-0.045 **	-0.017	-0.039 **	0.008	1.000							
FORE	0.492 ***	0.441 ***	-0.015	0.074 ***	0.056 ***	0.523 ***	-0.067 ***	0.228 ***	0.237 ***	-0.070 ***	0.029	-0.038 **	-0.015	0.257 ***	1.000						
OWN	-0.051 ***	-0.035 **	0.061 ***	0.019	0.020	-0.069 ***	-0.040 **	0.085 ***	0.034 *	0.028	0.012	-0.052 ***	0.006	0.054 ***	-0.014	1.000					
QUF	0.081 ***	0.052 ***	0.013	-0.074 ***	-0.072 ***	0.060 ***	0.045 **	0.015	-0.012	-0.028	0.039 **	-0.003	-0.003	0.021	0.034 *	0.009	1.000				
FOF	0.198 ***	0.197 ***	-0.003	0.031 *	0.033 *	0.167 ***	0.055 ***	0.039 **	0.041 **	0.004	-0.044 **	0.010	-0.012	0.117 ***	0.086 ***	-0.015	0.070 ***	1.000			
INF	0.094 ***	0.107 ***	0.001	-0.001	0.002	0.069 ***	0.007 ***	0.049 ***	0.034 *	-0.001	-0.027	-0.059 ***	-0.011	0.080 ***	0.034 *	0.043 **	0.097 ***	0.099 ***	1.000		

주1) 각 변수들은 Pearson 상관관계를 나타낸다.
 주2) */**/**는 각각 통계적으로 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 주3) 변수의 정의는 〈표 3〉을 참조.

〈표 4-3〉 감사보수와 감사인 일치성의 관계

$$FEE_{it} = \alpha + \beta_1 SAME_{it} + \beta_2 PTA_{it} + \beta_3 PTL_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 INVREC_{it} + \beta_6 CAL_{it} + \beta_7 EXP_{it} + \beta_8 FIRST_{it} + \beta_9 BIG4_{it} + \beta_{10} FORE_{it} + \beta_{11} OWN_{it} + \beta_{12} QUF_{it} + \beta_{13} FOF_{it} + \beta_{14} INF_{it} + \sum_{n=1}^{13} Industry + \sum_{n=1}^{10} Year + \varepsilon$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)
Intercept	0.864*** (5.728)	0.871*** (5.783)	0.8*** (5.374)	0.816*** (5.477)
SAME	-0.080** (-2.358)	-0.083*** (-2.768)	-0.023* (-1.807)	-0.023* (-1.781)
PTA	0.399*** (67.942)	0.398*** (67.919)	0.399*** (67.844)	0.399*** (67.895)
PTL	0.288*** (7.879)	0.296*** (8.092)	0.290*** (7.921)	0.292*** (7.989)
ROA	-0.026 (-0.37)	-0.024 (-0.346)	-0.028 (-0.41)	-0.031 (-0.451)
INVERC	0.092*** (4.576)	0.094*** (4.636)	0.092*** (4.569)	0.092*** (4.581)
CAL	0.001 (0.818)	0.001 (0.718)	0.001 (0.897)	0.001 (0.858)
EXP	-0.048** (-2.17)	-0.048** (-2.185)	-0.047** (-2.132)	-0.048** (-2.159)
FIRST	-0.072*** (-4.613)	-0.072*** (-4.641)	-0.073*** (-4.65)	-0.073*** (-4.657)
BIG4	0.110*** (7.637)	0.110*** (7.634)	0.11*** (7.678)	0.111*** (7.699)
FORE	0.334*** (6.196)	0.335*** (6.215)	0.329*** (6.11)	0.329*** (6.109)
OWN	-0.034 (-0.712)	-0.032 (-0.688)	-0.034 (-0.726)	-0.032 (-0.686)
QUF	0.033** (2.362)	0.033** (2.324)	0.034** (2.367)	0.034** (2.375)
FOF	0.186*** (5.458)	0.187*** (5.476)	0.184*** (5.4)	0.184*** (5.394)
INF	0.022 (1.042)	0.023 (1.048)	0.022 (1.029)	0.022 (1.037)
Industry	Included	Included	Included	Included
Year	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.774	0.774	0.773	0.773
F-값	303.73***	303.99***	303.45***	303.44***
표본수	3,192	3,192	3,192	3,192

주1) */**/**는 각각 통계적으로 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

주2) 모형의 정의: 모형1 SAME_A = 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율, 모형 2 SAME_S = 매출액을 기준으로 한 감사인 동일 비율, 모형 3 SAME_MA = SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0, 모형 4 SAME_MS = SAME_S의 비율이 중 위수 이상이면 1, 아니면 0

한다는 선행연구(Palmrose 1986; 신용인 등 2007)의 결과와 동일하다.

감사위험을 나타내는 통제변수인 부채비율(PTL)은 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 예상과 동일한 결과를 보여주고 있다. 그러나 수출 비중(EXP)은 10%수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나타내어 예상과 다르다. 이는 해외매출 비중이 클수록 해외에 소재한 자회사에 대한 외부감사를 타감사인으로 선임하여 국내에 소재한 분석 대상 회계법인의 감사보수는 상대적으로 하락하는 것으로 해석된다. 감사위험을 나타내는 다른 통제변수인 자산총이익률(ROA) 및 유동비율(CAL)은 유의하지 않다.

초도감사(FIRST)는 1%수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나타내어 초도감사 수입 시 감사보수의 할인현상이 발생한다는 사실을 알 수 있다. 선행연구(Francis and Simon 1987; Simon and Francis 1988; Gregory and Collier 1996) 결과와 동일하다.

대형 감사인(BIG4)는 1%수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 예상과 동일한 결과를 보여주고 있다. 기존의 선행연구와 동일하게 대형회계법인일수록 감사보수의 할인이 적음을 의미한다. 외국인지분율(FORE)은 1%수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 예상과 동일한 결과를 보여주고 있다. 1대 대주주 지분율(OWN)은 예상과 다르게 유의한 값을 보이지 않았다. 분반기 재무제표 공시여부(QUF) 및 영문 재무제표 공시여부(FOF)는 각각 5% 및 1%수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있어 예상과 동일하다. 그러나 내부회계검토여부(INF)는 유의하지 않다.

본 연구의 가설 (2)를 검증하기 위한 회귀분석 결과는 다음의 <표 4-4>에 제시되어 있다. 모형 1과 모형 2는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사

인 일치율(SAME)을 포함하여 감사시간(TIME)과의 관계를 분석한 결과이다. 모형 3과 모형 4는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)이 중위수 이상이면 1, 아니면 0을 넣은 더미변수를 넣어 분석한 결과이다.

모형 1과 모형 3의 분석결과를 보면 SAME계수가 유의한 음(-)의 값을 나타내 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사시간이 감소되는 것을 알 수 있으며, 감사인이 연결실체에 대한 이해도와 지식이 증가하게 되어 감사시간을 적게 투입하는 것으로 해석할 수 있다. 다만 모형 3과 모형 4에서는 유의한 결과가 나타나지 않아 [연구 가설 2]를 부분적으로 지지한다. 감사투하 원가를 나타내는 통제변수인 기업규모(PTA)는 모든 모형에서 감사시간(TIME)과 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있다. 선행연구와 동일하게 기업규모는 감사시간을 결정하는 중요한 요인으로 해석할 수 있다. 그러나 감사투하 원가를 나타내는 또 다른 통제변수인 재고자산 매출채권 비중(INVREC)은 감사보수(FEE)와 동일하게 감사시간(TIME)과도 양(+)의 관계를 보이고 있으나 유의하지 않다. 재고자산 및 매출채권으로 인한 감사의 복잡성으로 감사보수를 높게 책정하지만 실제로 투입하는 감사시간은 샘플링 방법 등을 통해 효과적으로 통제하는 것으로 해석할 수 있다. 감사위험을 나타내는 통제변수인 부채비율(PTL)은 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 예상과 동일한 결과를 보여주고 있다. 감사위험을 나타내는 다른 통제변수인 자산총이익률(ROA)은 모형 3과 모형 4에서 10% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 보여 예상과 동일하다. 그러나 유동비율(CAL)은 모든 모형에서 10% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 예상과 다르고, 수출 비중(EXP)은 유의하지 않다. 대형 감사인(BIG4)는 1%수준에서

〈표 4-4〉 감사시간과 감사인 일치성의 관계

$$\begin{aligned}
 TIME_{it} = & \alpha + \beta_1 SAME_{it} + \beta_2 PTA_{it} + \beta_3 PTL_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 INVREC_{it} + \beta_6 CAL_{it} \\
 & + \beta_7 EXP_{it} + \beta_8 FIRST_{it} + \beta_9 BIGA_{it} + \beta_{10} FORE_{it} + \beta_{11} OWN_{it} + \beta_{12} QUF_{it} \\
 & + \beta_{13} FOF_{it} + \beta_{14} INF_{it} + \sum_{n=1}^{13} Industry + \sum_{n=1}^{10} Year + \varepsilon
 \end{aligned}$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)
Intercept	-3.51*** (-18.165)	-3.561*** (-18.439)	-3.604*** (-18.915)	-3.595*** (-18.842)
SAME	-0.116*** (-2.66)	-0.044 (-1.153)	-0.037** (-2.235)	-0.002 (-0.148)
PTA	0.397*** (52.81)	0.396*** (52.713)	0.398*** (52.776)	0.396*** (52.707)
PTL	0.198*** (4.222)	0.205*** (4.361)	0.2*** (4.266)	0.202*** (4.31)
ROA	-0.188** (-2.124)	-0.192** (-2.166)	-0.191** (-2.166)	-0.195** (-2.209)
INVERC	0.032 (1.25)	0.032 (1.251)	0.032 (1.247)	0.031 (1.216)
CAL	0.003 (1.436)	0.003 (1.469)	0.003 (1.523)	0.003 (1.552)
EXP	-0.041 (-1.448)	-0.036 (-1.263)	-0.041 (-1.433)	-0.033 (-1.161)
FIRST	-0.051** (-2.532)	-0.051** (-2.54)	-0.052*** (-2.581)	-0.051** (-2.531)
BIG4	0.319*** (17.349)	0.321*** (17.393)	0.32*** (17.391)	0.321*** (17.434)
FORE	0.164** (2.374)	0.157** (2.269)	0.157** (2.279)	0.152** (2.206)
OWN	-0.023 (-0.38)	-0.023 (-0.388)	-0.024 (-0.393)	-0.024 (-0.405)
QUF	-0.01 (-0.573)	-0.009 (-0.475)	-0.01 (-0.578)	-0.007 (-0.404)
FOF	0.252*** (5.776)	0.249*** (5.704)	0.25*** (5.715)	0.247*** (5.66)
INF	0.062** (2.251)	0.062** (2.249)	0.062** (2.236)	0.062** (2.245)
Industry	Included	Included	Included	Included
Year	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.697	0.696	0.697	0.696
F-값	204.65***	204.12***	204.46***	204***
표본수	3,192	3,192	3,192	3,192

주1) */**/**는 각각 통계적으로 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

주3) 모형의 정의: 모형1 SAME_A = 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율, 모형 2 SAME_S = 매출액을 기준으로 한 감사인 동일비율, 모형 3 SAME_MA = SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0, 모형 4 SAME_MS = SAME_S의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0

유의한 양(+)⁹⁾의 관계를 나타내어 예상과 동일한 결과를 보여주고 있다.

감사인의 규모가 클수록 명성을 유지하기 위해 추가적인 감사시간을 투입한다는 것을 의미한다. 외국인지분율(FORE)은 5%수준에서 유의한 양(+)⁹⁾의 관계를 나타내어 예상과 동일한 결과를 보여주고 있다. 1대 대주주 지분율(OWN)은 예상과 다르게 유의한 값을 보이지 않았다. 영문 재무제표 공시여부(FOF) 및 내부회계검토여부(INF)는 각각 1% 및 5%수준에서 유의한 양(+)⁹⁾의 관계를 보여주고 있어 예상과 동일하다. 그러나 분반기 재무제표 공시여부(QUF)는 유의하지 않다.

4.3.2 감사인 일치성과 재량적 발생액

본 연구의 가설 (3)을 검증하기 위한 회귀분석 결과는 다음의 <표 4-5>에 제시되어 있다. 모형 1과 모형 2는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)를 넣어 재량적 발생액(DAMJ)와의 관계를 분석한 결과이다. 모형 3과 모형 4는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)이 중위수 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수를 넣어 분석한 결과이다.

모형 1부터 모형 4의 분석결과를 보면 SAME계수가 유의한 음(-)⁹⁾의 값을 나타내 [연구가설 3]의 예상을 지지해주는 결과이다. 이는 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사품질이 높아지는 것을 의미한다. 다만 모형 1에서는 유의한 결과가 나타나지 않

았다. 기업규모(PTA) 및 부채비율(PTL)이 재량적 발생액에 미치는 영향에 대해서는 상반된 주장이 있음을 언급했듯이 모든 모형에서 각각 음(-)⁹⁾과 양(+)⁹⁾의 일관된 관계를 나타냈지만 유의하지는 않았다. 총자산 이익률(ROA)와 영업활동으로 인한 현금흐름(CFO)을 통제변수로 도입한 이유는 각각 성과 및 현금흐름과 관련된 재량적 발생액간의 관계를 통제하기 위함이며, 1%수준에서 유의한 양(+)⁹⁾과 음(-)⁹⁾ 관계를 나타내어 기대했던 결과를 보이고 있다. 대형 감사인(BIG4), 외국인지분율(FORE) 및 1대 대주주 지분율(OWN)은 예상과 다르게 유의한 값을 보이지 않았다.

이상의 결과를 [연구가설 1] 및 [연구가설 2]의 분석결과와 종합하면 다음 두 가지로 해석할 수 있다. 첫째, 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 그룹 업무의 감사절차가 효율적으로 이루어져 감사시간을 낮추게 되며 이는 자연스럽게 감사비용의 하락으로 연결되고 있다. 둘째, 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 감사인의 연결실체에 대한 이해와 지식이 늘어나 연결재무제표에 포함되는 모든 자회사의 회계처리에 대해 전문가적인 판단을 할 수 있게 되어 감사의 품질이 높아진다고 할 수 있다. 이러한 결과는 감사인 일치성이 증가할수록 감사의 효율성과 효과성이 동시에 증가하는 것을 의미하며 향후 신국제감사기준의 본격적인 시행을 앞두고 연결실체의 감사인이 일치해야 할 당위성을 시사한다.⁹⁾

9) 본 연구의 주감사인 비율은 모회사와 지배회사의 연결재무제표를 대상으로 공시하고 있다. 따라서 개별재무제표만을 대상으로 검증한 결과의 해석은 한정적일 수 있다. 이에 본 연구는 추가적으로 연결재무제표를 대상으로 감사인 일치율이 효과성과 효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 감사인 일치율은 재량적 발생액과 음(-)⁹⁾의 관계가 나타나 연결재무제표의 감사품질이 향상되는 것을 알 수 있다. 반면, 감사시간과 감사보수와의 양(+)⁹⁾의 관련성을 보여 연결재무제표를 대상으로 분석할 경우 오히려 효율성은 감소하는 결과가 나타났다. 그러나 감사시간과 감사보수는 지배회사만의 측정치이기 때문에 연결실체에 포함된 모든 회사의 합계치와는 달라 나타난 결과로 보여진다. 따라서 감사인 일치율이 증가함에 따라 감사 효율성이 감소된다는 해석할 수 없다.

〈표 4-5〉 재량적 발생액과 감사인 일치성의 관계

$$DAMJ_{it} = \alpha + \beta_1 SAME_{it} + \beta_2 PTA_{it} + \beta_3 PTL_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_9 BIGA_{it} + \beta_{10} FORE_{it} + \beta_{11} OWN_{it} + \sum_{n=1}^{13} Industry + \sum_{n=1}^{10} Year + \varepsilon$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)
Intercept	0.084** (2.36)	0.087** (2.447)	0.075** (2.15)	0.08** (2.279)
SAME	-0.011 (-1.297)	-0.013* (-1.805)	-0.007** (-2.248)	-0.006** (-1.983)
PTA	-0.001 (-0.616)	-0.001 (-0.668)	-0.001 (-0.506)	-0.001 (-0.658)
PTL	0.012 (1.413)	0.014 (1.56)	0.012 (1.394)	0.013 (1.482)
ROA	0.959*** (52.52)	0.959*** (52.546)	0.959*** (52.564)	0.958*** (52.498)
INVERC	-0.894*** (-45.894)	-0.893*** (-45.791)	-0.895*** (-45.943)	-0.894*** (-45.863)
CAL	0.001 (0.358)	0.001 (0.348)	0.001 (0.35)	0.001 (0.377)
EXP	-0.001 (-0.07)	-0.001 (-0.055)	-0.001 (-0.07)	-0.001 (-0.088)
FIRST	0.006 (0.482)	0.006 (0.501)	0.006 (0.491)	0.006 (0.534)
Industry	Included	Included	Included	Included
Year	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.519	0.519	0.519	0.519
F-값	115.68***	115.79***	115.92***	115.84***
표본수	3,192	3,192	3,192	3,192

주1) */**/**는 각각 통계적으로 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

주2) 변수의 정의: DAMJ = 수정 Jones 모형의 재량적 발생액, SAME = 감사인 동일화 비율, PTA = 기초 총자산(log), PTL = 기초 총 부채/기초 총 자산, ROA = 당기 순이익/기초 총자산, CFO = 영업활동으로 인한 현금흐름/기초 총자산, BIG4 = BIG4 감사인일 경우 1, 아니면 0, FORE = 외국인 지분율, OWN = 1대 대주주 지분율, Industry = 산업별 더미변수, Year = 연도별 더미변수

주3) 모형의 정의: 모형1 SAME_A = 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율, 모형 2 SAME_S = 매출액을 기준으로 한 감사인 동일 비율, 모형 3 SAME_MA = SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0, 모형 4 SAME_MS = SAME_S의 비율이 중 위수 이상이면 1, 아니면 0

V. 추가분석

5.1 감사인 일치성과 재량적 발생액(성과 대응 재량적 발생액)¹⁰⁾

Kothari et al(2005)는 재량적 발생액의 측정치 중 성과 대응 재량적 발생액이 높은 정확성을 갖는다는 실증 결과를 제시하였다. 이에 본 연구의 가설(3)의 검증 모형 중 재량적 발생액의 측정치를 Kothari et al(2005)의 성과 대응 재량적 발생액(DAROA)을 이용하여 추가 실증 분석한다. 회귀분석 결과는 다음의 <표 5-1>에 제시되어 있다.

모형 1과 모형 2는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)을 포함하여 성과 대응 재량적 발생액(DAROA)과의 관계를 분석한 결과이다. 모형 3과 모형 4는 각각 자산 및 매출액을 기준으로 한 감사인 일치율(SAME)이 중위수 이상이면 1, 아니면 0을 넣은 더미변수를 넣어 분석한 결과이다. 모형 1부터 모형 4의 실증 분석 결과를 보면 SAME계수가 모형 1을 제외하고는 모두 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타내어 기존의 수정 Jones 모형을 사용한 분석 결과를 동일하다. 따라서 감사 품질을 Kothari et al(2005)의 성과 대응 측정치를 이용하더라도 [연구가설 3]을 지지한다는 것을 알 수 있다. 기업규모(PTA), 대형 감사인(BIG4), 외국인지분율(FORE) 및 1대 대주주 지분율(OWN)은 기존의 재량적 발생액(DAMJ)과 마찬가지로 성과 대응 재량적 발생액(DAROA)에서도 유의한 값을 보이지 않았다. 또한 총자산 이익률(ROA)과 영업

활동으로 인한 현금흐름(CFO)도 1%수준에서 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 관계를 나타내어 기존의 재량적 발생액(DAMJ)와 동일한 결과를 보였다. 다만, 부채비율(PTL)은 1% 수준에서 양(+)의 관계를 나타내고 있어 재량적 발생액(DAMJ)을 이용한 연구 결과와 다르다. 이는 이미 언급한 부채비율에 대한 상반된 의견 중 부채비율이 높을수록 부채계약을 위반할 가능성이 높기 때문에 경영자들의 이익조정행위가 증가한다는 연구결과(Duke and Hunt 1990; DeFond and Jiambalvo 1994)를 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

이상의 결과를 종합하면 재량적 발생액의 측정치를 Kothari et al(2005)의 성과 대응 재량적 발생액(DAROA)을 이용하여 분석하여도 기존의 수정 Jones 모형을 사용한 분석 결과를 지지한다.

VI. 결론 및 시사점

향후 시행될 신국제감사기준에서 지배회사 감사인은 종속회사 감사인과의 책임분할을 허용하지 않고 있다. 이에 연결감사의견은 지배회사 감사인 명의로만 표명해야 하며 지배회사 감사인이 연결재무제표에 대하여 전적인 책임을 진다. 이러한 상황에서 지배회사와 종속회사의 감사인이 일치함에 따라 감사의 효율성과 효율성에 어떠한 영향을 미치는지는 중요한 연구과제라 할 수 있다.

기존의 선행 연구에서는 대규모 기업집단을 대상으로 감사인 일치성 여부가 감사보수 및 감사투입시

10) Kothari et al(2005)의 성과 대응 재량적 발생액은 연도별로 전기의 ROA를 기준으로 10개의 집단으로 구분한 후 집단별로 수정 Jones 모형의 재량적 발생액의 중위수를 구한다. 다음으로 재량적 발생액을 집단별로 산출된 재량적 발생액의 중위수를 차감하여 성과 대응 재량적 발생액을 측정한다.

〈표 5-1〉 성과 대응 재량적 발생액과 감사인 일치성의 관계

$$DAROA_{it} = \alpha + \beta_1 SAME_{it} + \beta_2 PTA_{it} + \beta_3 PTL_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 CFO_{it} + \beta_9 BIGA_{it} + \beta_{10} FORE_{it} + \beta_{11} OWN_{it} + \sum_{n=1}^{13} Industry + \sum_{n=1}^{10} Year + \epsilon$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)	회귀 계수(t-값)
Intercept	0.099*** (2.723)	0.103*** (2.841)	0.09** (2.51)	0.094*** (2.637)
SAME	-0.011 (-1.344)	-0.015** (-2.028)	-0.007** (-2.155)	-0.006** (-1.969)
PTA	-0.002 (-1.138)	-0.002 (-1.196)	-0.001 (-1.033)	-0.002 (-1.18)
PTL	0.029*** (3.273)	0.031*** (3.433)	0.029*** (3.26)	0.03*** (3.346)
ROA	0.901*** (48.436)	0.901*** (48.47)	0.901*** (48.47)	0.9*** (48.409)
INVERC	-0.894*** (-45.022)	-0.892*** (-44.915)	-0.894*** (-45.068)	-0.893*** (-44.991)
CAL	0.001 (0.311)	0.001 (0.296)	0.001 (0.306)	0.001 (0.331)
EXP	-0.008 (-0.57)	-0.007 (-0.547)	-0.008 (-0.578)	-0.008 (-0.592)
FIRST	0.002 (0.155)	0.002 (0.178)	0.002 (0.162)	0.002 (0.206)
Industry	Included	Included	Included	Included
Year	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.492	0.492	0.492	0.492
F-값	103.82***	103.97***	104.01***	103.96***
표본수	3,192	3,192	3,192	3,192

주1) */**/**는 각각 통계적으로 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

주2) 변수의 정의: DAROA = Kothari et al(2005)의 성과 대응 재량적 발생액, SAME = 감사인 동일화 비율, PTA = 기초 총자산(log), PTL = 기초 총 부채/기초 총 자산, ROA = 당기 순이익/기초 총자산, CFO = 영업활동으로 인한 현금흐름/기초 총자산, BIG4 = BIG4 감사인일 경우 1, 아니면 0, FORE = 외국인 지분율, OWN = 1대 대주주 지분율, Industry = 산업별 더미변수, Year = 연도별 더미변수

주3) 모형의 정의 : 모형1 SAME_A = 자산을 기준으로 한 감사인 동일비율, 모형 2 SAME_S = 매출액을 기준으로 한 감사인 동일비율, 모형 3 SAME_MA = SAME_A의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0, 모형 4 SAME_MS = SAME_S의 비율이 중위수 이상이면 1, 아니면 0

간에 미치는 영향을 분석한 연구(김유석 등 2009)나 감사인 일치성이 연결 재무제표 감사품질에 미치는 영향을 분석한 연구(박재환 등 2010; 최상태 등 2010)가 있다. 그러나 감사인 일치성이 감사보수와 감사시간에 미치는 효율성 측면과 감사품질에 미치는 효과성 측면에서의 영향을 포괄적으로 분석한 연구는 제시된 바 없다. 이상의 선행연구들에 비해 본 연구는 증권거래소 상장기업 및 코스닥 등록기업 전체를 대상으로 감사인 일치성이 감사보수 및 감사투입시간에 미치는 영향을 포괄적으로 분석하였다. 분석 과정에서는 선행연구(김유석 등 2009)와 다르게 감사인 일치성을 더미 변수로 분석하지 않고 일치율을 고려하여 모형의 정교함을 더하였다. 또한 감사인간의 치열한 가격 및 수입경쟁으로 인해 감사보수의 할인이 일어나며 감사인 스스로 감사시간을 낮추어 부실감사를 가져와 오히려 감사품질이 낮아지게 될 것이라는 우려를 추가로 분석하였다. 분석 대상은 선행연구(박재환 등 2010; 최상태 등 2010)와 다르게 연결재무제표가 아닌 개별재무제표로 하여 감사품질의 대용치인 재량적 발생액의 측정에 개입할 수 있는 오차 발생 가능성을 최소화하였다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사보수가 감소되는 것으로 나타났다. 둘째, 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사시간이 감소되는 것으로 나타났다. 셋째, 감사인 일치성이 높은 기업일수록 감사품질이 증가되는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과를 종합하면 다음 두 가지로 해석할 수 있다. 첫째, 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 연결실체의 감사절차가 효율적으로 이루어져 감사시간을 낮추게 되며 이는 자연스럽게 감사비용의 하락으로 연결되고 있다. 둘째, 지배회사와 종속회사 감사인이 일치할 경우 감사인의 연결실체에 대한 이해와 지식이 늘어나 연결재무

제표에 포함되는 모든 자회사의 회계처리에 대해 전문가적인 판단을 할 수 있게 되어 감사의 품질이 높아진다고 할 수 있다. 이러한 결과는 감사인 일치성이 증가할수록 감사의 효율성과 효과성이 동시에 증가하는 것을 의미하며 향후 신국제감사기준의 본격적인 시행을 앞두고 연결실체의 감사인이 일치해야 할 당위성을 시사한다.

본 연구의 한계점은 연결재무제표가 본격적으로 시행되기 이전인 2001년부터 2010년까지의 개별 재무제표를 대상으로 감사품질을 연구하여 국제회계기준 하에서 작성되는 연결단위의 재무제표에는 해석에 제한을 가지고 있다. 향후 국제회계기준 하에서 작성되는 연결재무제표를 대상으로 재량적 발생액 이외의 방법으로 감사품을 측정하는 연구를 진행한다면 한층 발전된 연구가 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김유석, 오광욱, 정석우 (2009), "대규모 기업집단 내 감사인 동일화가 감사보수 및 감사투입시간에 미치는 영향," *회계와 감사연구*, 50, 241-273.
- 김정옥, 배길수 (2006), "기업의 특성이 회계보수성에 미치는 영향," *회계학연구*, 31(1), 69-96
- 권수영, 김문철 (2001), "감사보수의 결정요인과 감사보수 체계 변화로 인한 효과분석," *회계학연구*, 26(2), 115-143.
- 권수영, 김문철, 정태진 (2005), "감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향," *회계학연구*, 30(4), 47-76.
- 권수영, 임영덕, 마희영 (2008), "감사인의 산업전문성이 계속감사기간과 감사품질의 관계에 미치는 영향과 강제교체 감사인의 감사보수분석," *회계저널*, 17, 1-38.

- 남상오 (1993), "기업집단재무제표 도입의 타당성과 기대 효과," *회계저널*, 1, 43-61.
- 나종길, 최관 (2003), "회계발생액과 차별적 감사수요," *회계학연구*, 28(1), 1-31.
- 나종길, 최기호 (2001), "이익조정에 대한 비적정의견성향과 감사품질," *회계학연구*, 26(3), 51-90.
- 나종길, 최기호 (2003), "회계감사인의 산업별 전문성이 회계이익의 질에 미치는 영향," *회계와 감사연구*, 41, 262-297.
- 노준화, 배길수, 전영순 (2003), "지정 감사인이 더 높은 보수를 받는가?," *회계학연구*, 28(4), 177-202.
- 박범진 (2012), "대주주지분율과 관련된 소유구조가 감사보수에 미치는 영향," *회계정보연구*, 30(1), 1-28.
- 박수근, 박재환 (2010), "연결실체내 감사인의 일처성이 연결재무제표 감사품질에 미치는 영향," *회계정보연구*, 28(1), 175-197.
- 박재환, 박상연 (2011), "감사보수할인이 감사시간 및 감사품질에 미치는 영향," *세무와회계저널*, 12(2), 455-489.
- 박종성, 최기호 (2001), "차별적 감사수요와 자발적 감사인 교체," *회계학연구*, 26(3), 1-25.
- 신용인, 최관, 조현우 (2007), "초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향," *회계학연구*, 29(3), 173-207.
- 한국공인회계사회 (2009), "신국제감사기준(New ISA)전면 도입에 따른 문제점과 대응방안" 2월, P 176-178)
- 손성규, 오명전, 이은철 (2009), "타감사인 의견활용과 지배회사 당기순이익의 적정성," *대한경영학회지*, 22(3), 1357-1379.
- 이영한, 박정우, 이정화 (2009), "국제회계기준 도입에 따른 연결재무제표의 주재무제표화가 재무제표 공시 및 회계감사 관련 제도에 미치는 영향," *회계저널*, 18(3), 301-330.
- 임영덕 (2006), "계속 감사기간과 감사품질에 관한 연구," *회계학연구*, 31(3), 182-213.
- 최상태, 이명곤, 장석진 (2010), "연결재무제표 주감사인의 규모, 감사비율과 감사품질," *회계저널*, 19(3), 1-29.
- 최정호 (2005), "회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생의 크기와 정보성에 미치는 영향," *회계학연구*, 30(2), 107-148.
- Ashbaugh, H., R. LaFond and B. Mayhew. (2003), "Do Non-Audit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence," *The Accounting Review*, 78(July), 611-639.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo and K. R. Subramanyam. (1998), The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15 (Spring): 1-24.
- Bell, T., W. Landsman, and D. Shackelford. (2001), "Auditors' Perceived Business Risk and Audit Fees: Analysis and Evidence," *Journal of Accounting Research*, 39(June), 35-43.
- DeAngelo, L. (1981), "Auditor Size and Audit Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), 183-199.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner. (1994), "Accounting choice in troubled companies," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 113-143.
- DeAngelo, L. (1986), Accounting Number as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buy-outs of Public Shareholders. *The Accounting Review* 61 (July) : 400-420.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- DeFond, M.L., and J. Jiambalvo. (1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 145-176.
- Duke, Joanne C., Herbert Hunt. (1990), "An Empirical Examination of Debt Covenant

- Restrictions and Accounting-Related Debt Proxies," *Journal of Accounting and Economics*, 12(January), 45-63.
- Francis, J., and D. Simon (1987), "A Test of Audit Pricing in the Small-client Segment of the U. S. Auditor Market," *The Accounting Review*, 62(January), 145-157.
- Francis, J and J. Krishnan (1999), "Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism," *Contemporary Accounting Research*, 16(1), 135-165.
- 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.
- Gregory, A. and P. Collier (1996), "Audit Fees and Auditor Change: An Investigation of the Persistence of Fee Reduction by Type of Change," *Journal of Business Finance and Accounting*, 13-28.
- Geiger, M., and K. Raghunandan. (2002), "Auditor tenure and audit quality," *Auditing : A Journal of Practice and Theory*, 21(March), 187-196.
- Healy. (1985), The Effect of Bouns Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7(April):85-107.
- Johnson, E., K. Khurana, and J. 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.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley (2005), "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. (2004), "Do Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market," *Journal of Accounting Research*, 42(4), 755-793.
- Myers, J., L. Myers and C. Thomas, (2003), Exploring the Term of the Auditor-Client Relationship and the Quality of Earnings: A Case for Mandatory Auditor Rotation, *The Accounting Review*. 78 : 779-799.
- Palmrose, Z. (1986), "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence," *Journal of Accounting Research*, 24(1), 97-110.
- Sankaraguruswamy, S. and Whisenant. S. (2005), Pricing Initial Audit Engagements: Empirical Evidence following Public Disclosure of Audit Fees. Working Paper. Georgetown University.
- Simunic D. (1980), "The Pricing of Audit Service: Theory and Evidence," *Journal of Accounting Research*, 18(Spring), 161-190.
- Simunic D. (1984), "Auditing, Consulting and Auditor Independence," *Journal of Accounting Research*, 22(Fall), 679-702.
- Simon. D. and J. Francis. (1988), "The Effects of Auditor Change on Audit Fees: Tests of Price Cutting and Price Recovery" *The Accounting Review*, 63(April), 255-269.
- Teoh, S. and T. Wong (1993), "Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient," *The Accounting Review*, 68(2), 346-366.
- Walker, P. L. and J. R. Casterella. (2000), "The Role of Auditee Profitability in Pricing New Audit Engagements." *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 19(Spring), 157-167.

A Study on the Effect of Auditor Conformity on Parent Company's Audit Fees, Audit Hours and Audit Qualities

Jae-Whan Park* · Tae Ho Yoon** · Seung Jun Kim***

Abstract

Korean will implement Clarified ISA(International Standards on Auditing and Related Services) issued by Korea Certified Public Accountant(KICPA) in 2014. According to Korean Clarified ISA, division of responsibility on audit report have drawn much attention. The principal auditor has sole responsibility for the principal auditor's audit opinion and a reference to the component auditor in the principal auditor's report will not be acceptable.

In this study, we examine the efficiency and effectiveness of audit along with the degree of auditor conformity.

The summary of results is as follows. First, auditor conformity is negatively associated with the audit fee and audit time. Second, auditor conformity is positively associated the audit quality. This result implied that auditor conformity have benefits such as efficiency and effectiveness.

The finding of this study can be used as a reference to improve the system of auditor appointment for a group of companies and enhance audit quality of consolidated financial statements.

Key words: Auditor Conformity, Audit time, Audit Fee, Audit Quality

* Professor, School of Business Administration, Chung-Ang University

** Certified Public Accountant, Jaejeong Accounting Corporation

*** Ph.D. Student, Department of Accounting, Chung-Ang University