

회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향

전규안(주저자)

송실대학교 경영대학 회계학과 교수
(kajeon@ssu.ac.kr)

박종일(교신저자)

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

본 연구는 3년간의 재량적 발생액의 시계열적 변동성으로 측정되는 회계이익의 불투명성이 감사인의 감사위험으로 반영되는지를 감사보수 및 감사시간 측면에서 실증적으로 분석하였다. 선행연구들에서는 감사보수 또는 비감사보수를 포함한 총보수가 재량적 발생액(DA)에 미치는 영향을 분석한 연구는 많았으나, 보고이익의 질을 결정하는 재량적 발생액이 감사보수에 미치는 효과를 분석한 연구는 소수에 불과했다. 후자의 경우 재량적 발생액이 감사인의 감사위험으로 인지되어 감사보수에 반영되는지를 살펴본 연구들은 검증결과 측면에서 두 변수 간에 양(+)의 관계(Gul, Chen, and Tsui, 2003), 또는 음(-)의 관계(박시연·유관희·유승원, 2012), 그리고 두 변수 간에 관련성을 발견하지 못한 연구(박종일, 2005)도 있어 혼재된 증거를 제시해 왔다. 이와 달리, 본 연구는 Hutton, Marcus, and Tehranian(2009)의 연구에서 제안된 다기간(multi-year)인 과거 3년간 연도별 DA의 절댓값의 합으로 측정되는 회계이익의 불투명성(OPAQUE)과, 또한 본 연구에서 새롭게 제안한 3년간의 DA의 시계열적 변동성을 표준편차로 측정한 OPAQUE_std이 감사보수 및 감사시간 측면에서 감사위험으로 반영되는지를 분석하였다. 이를 위하여 본 연구는 감사보수 및 감사시간 결정모형을 이용해 분석하였고, 2004년부터 2015년까지 12월 결산법인(금융업을 제외) 중 감사보수(감사시간)의 최종표본은 15,708(15,534)개 기업/연 자료를 분석에 이용하였다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 일정 변수를 통제한 후에도 DA는 감사보수에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났으나, OPAQUE와 OPAQUE_std 모두는 감사보수에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 DA는 감사시간에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났으나, OPAQUE_std는 감사시간에 대해 유의한 양(+)의 관계를, 그러나 OPAQUE는 감사시간과 유의한 결과로 나타나지는 않았다. 둘째, 종속변수를 비정상 측정치로 분석한 경우에도 앞서와 일치된 결과를 보였다. 셋째, 표본을 Big 4와 non-Big 4 감사인으로 나누어 분석하면 OPAQUE 및 OPAQUE_std는 non-Big 4 감사인의 경우 감사보수와 더 뚜렷한 결과를 보인 반면에, Big 4 감사인은 감사시간과 더 뚜렷한 결과를 보였다. 마지막으로, 직급별 감사시간이 공시된 2014년 전후기간으로 표본을 나누어 살펴보면, OPAQUE 및 OPAQUE_std는 2014년 이후 기간에서 더 뚜렷한 결과로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, 본 연구는 피감기업의 보고이익의 질을 평가하는데 있어 감사인이 한해 연도의 재량적 발생액 수준보다는 반전효과가 고려된 3년간 다기간의 재량적 발생액의 시계열적 변동성으로 측정되는 회계이익의 불투명성이 높을 때 감사위험의 증가로 인지하여 이를 감사보수 책정과 감사노력(감사시간)에 반영시키고 있음을 보여주었다는데 의의가 있다. 또한 본 연구결과는 새롭게 제안한 OPAQUE_std 측정치의 경우 감사보수뿐만 아니라 감사시간에 대해서도 모두 양(+)의 관계로 나타나 Hutton et al.(2009)의 측정치보다 감사인 측면에서 이익조정 탐지에 있어 더 효과적임을 보여주고 있다. 따라서 본 연구결과는 학계에는 감사품질과 관련된 연구에 추가적인 실증적 증거를 제공해 줄 뿐만 아니라, 실무계 및 규제당국에게는 회계이익의 불투명성이 감사인의 감사보수 책정과 감사노력에 어떤 영향을 주는지와 관련한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

주제어: 회계이익의 불투명성, 재량적 발생액, 감사위험, 감사보수, 감사시간

1. 서론

본 연구는 개별 기업수준의 회계이익의 불투명성이 감사인의 감사위험에 체계적으로 반영되는지를 감사보수 및 감사시간 측면에서 실증적으로 분석하였다. 또한 본 연구에서는 만일 감사인이 피감기업의 회계이익의 불투명성이 높은 경우 감사보수 및 감사시간에 감사위험으로 반영하고 있다면 이러한 사항이 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)이나 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4) 또는 감사인 교체 여부(계속감사 vs. 초도감사)에 따라, 또는 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-IFRS)에 따라, 그리고 직급별 감사시간이 공시된 2014년 전후 기간에 따라 차별적 반응이 있는지에 대해서도 살펴 보았다.

Hutton et al.(2009)의 연구는 회계이익의 불투명성(OPAQUE)을 3년간의 재량적 발생액에 절댓값을 취한 합으로 측정한 후, 이 측정치의 값이 클수록 추가폭락의 가능성이 높다는 결과를 보여주었다. 또한 Kim and Zhang(2014)은 Hutton et al.(2009)의 측정치와 사전적(ex ante)으로 측정된 추가폭락의 위험과도 양(+)의 관계가 있음을 제시하였다. 그리고 강나라·최 관(2016)은 Hutton et al.(2009)의 회계이익의 불투명성 측정치를 이용하여 투자자 유형별로 거래행태에 차이가 있음을 보고하였다. 즉, 이 연구는 개인투자자는 회계이익의 불투명성이 높은 주식을 순매수할 가능성이 높은 반면, 기관투자자 및 외국인투자자의 경우는 매도

할 가능성이 높다는 결과를 제시하였다. 이와 같이 Hutton et al.(2009)의 연구에서 처음 제안된 회계이익의 불투명성¹⁾ 측정치와 투자자의 시장반응을 살펴본 연구는 회계이익의 불투명성이 높을 때 투자자들의 정보위험이 증가할 수 있음을 보여준다. 하지만 이전 연구들은 Hutton et al.(2009)의 측정치와 투자자들의 반응을 중심으로 살펴보았다. 이와 달리, 본 연구는 Hutton et al.(2009)에서 제안된 회계이익의 불투명성 측정치가 감사인의 감사위험과 관련되는지를 감사보수 및 감사시간 측면에서 분석하고자 한다. 아직까지 이와 관련된 연구주제는 국내외로 체계적으로 다루어진 바 없다.

한편, 그동안의 선행연구들은 재량적 발생액(discretionary accruals; DA)과 감사보수와의 관계를 살펴볼 때, 주로 감사보수 또는 비감사보수를 포함한 총보수가 재량적 발생액에 미치는 영향을 중심으로 분석한 연구들은 많았으나(Frankel, Johnson, and Nelson, 2002; Ashbaugh, LaFond, and Mayhew, 2003; Chung and Kallapur, 2003; Larker and Richardson, 2004; Choi, Kim, and Zang, 2010; 권수영·신현걸·정재연, 2006; 박종일·최 관, 2009 등), 반대로 재량적 발생액이 감사보수에 미치는 효과를 분석한 연구는 상대적으로 적었다(Gul et al., 2003; 박종일, 2005; 박시연 외, 2012; 박범진, 2014). 후자와 관련된 이전 연구들은 보고이익의 질을 결정하는 재량적 발생액이 높을 때 감사보수가 증가한다는 결과를 보고한 연구(Gul et al., 2003)와 오히려 감사보수가 감소된다는 결과를 보고한 연구(박시연 외, 2012; 박범진,

1) Hutton et al.(2009) 및 Kim and Zhang(2014)은 재량적 발생액을 이용하여 3년간의 다기간으로 측정된 재무제표의 투명성(transparency of financial statements)과 관련된 이익조정을 불투명성 측정치(measure of opacity) 혹은 불투명한 재무보고(opaque financial reports) 또는 재무보고의 불투명성(financial reporting opacity)으로 지칭하고 있으나, 국내 연구로 강나라·최 관(2016)은 해당 측정치에 대해 회계이익의 불투명성(opaque earnings)으로 부르고 있어, 본 논문도 국내 연구와 유사하게 '회계이익의 불투명성'으로 지칭한다.

2014), 또한 재량적 발생액과 감사보수 간에 유의한 관계를 발견하지 못한 연구(박종일, 2005)도 있어 그동안 혼재된 증거(mixed evidence)가 제시되어 아직까지 합의된 결론에는 도달하지 못한 실정으로 보인다. 특히, 국외 연구인 Gul et al.(2003)의 연구결과를 제외하면 국내 연구들의 경우는 감사인이 기업의 공격적 이익조정 수단인 재량적 발생액에 대해 감사위험으로 감사보수나 감사시간에 반영한다는 실증적 증거를 아직까지 발견하지 못한 바 있다(박종일, 2005; 박시연 외, 2012; 박범진, 2014).

한편으로, 이러한 국내 선행연구의 결과는 재량적 발생액의 경우 재무제표에 직접적으로 공시되는 정보가 아니므로 추정에 의해 탐지(detecting)하여야 하는 측면 때문에 외부감사에 전문성이 있는 감사인의 경우라도, 이를 직접 관찰하는 것이 불가능하여 기업의 보고이익을 결정하는 재량적 발생액 수준을 정확히 간파(see through)하기 어려움을 보여주는 증거일 수도 있다. 그러한 점에서 본 연구는 앞서 선행연구의 접근방법과 달리, 한해 연도의 재량적 발생액 대신 Hutton et al.(2009)의 연구에서 제안한 과거 3년간의 다기간으로 측정되는 재량적 발생액에 대하여 국내 감사인이 감사보수 및 감사시간에 감사위험으로 고려하는지를 살펴보고자 한다. Hutton et al.(2009)에서 제안한 회계이익의 불투명성 측정치는 과거 3년간 다기간의 재량적 발생액의 절댓값의 합으로 계산된다는 점에서 과거 재량적 발생액에 대한 반전의 누적효과와 더불어 피감기업의 재량적 발생액에 대한 시계열적 변동성이 고려된 측정치이다. 따라서 본 연구는 관찰이 수월치 않은 한해 연도의 재량적 발생액 대신 재량적 발생액의 시계열적 변동성에 의한 누적효과로 파악되는 이익조정 정도인 회계이익의 불투명성에 대하여 감사인이 감사위험으로 인지하여 감사보수 및 감사시간에 반영하

는지를 알아보려고 한다. 이와 더불어 본 연구의 추가분석에서는 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)이나 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4), 감사인 교체 여부(계속감사 vs. 초도감사), 또한 IFRS 도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-IFRS), 그리고 직급별 감사시간이 공시된 2014년 전후기간에 따라서도 차이가 있는지를 살펴보고자 한다.

이를 위하여 본 연구는 회계이익의 불투명성의 측정은 Hutton et al.(2009)에서 제안된 방법에 따라 3년간의 연도별 재량적 발생액에 절댓값을 취한 값의 합으로 측정하였다(이하 OPAQUE). 이외에도 본 연구는 Hutton et al.(2009)의 방법을 준용하여 다기간(multi-year)의 재량적 발생액의 시계열적 변동성이 고려된 3년간 재량적 발생액 수준에 대해 표준편차로 측정하는 방법(이하 OPAQUE_std)을 새롭게 제안한 후 이를 함께 분석에 이용하였다. 그리고 선행연구와의 비교목적으로 1년간(one-year)의 재량적 발생액(이하 DA)을 이용한 분석도 하였다. 즉, 본 연구는 두 가지 관심변수(OPAQUE 및 OPAQUE_std)와 비교목적상 한해 연도 DA도 병행하여 분석한다. 한편, 앞서의 주제를 살펴보는데 있어 종속변수에 대해 수준변수 이외에도 변동변수를 이용한 방법과 비정상 측정치(비정상 감사보수, 비정상 감사시간)를 이용한 경우도 추가로 다룬다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 종속변수에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 후에도 비교목적의 관심변수인 DA는 감사보수와 유의한 음(-)의 관계를, 주된 관심변수인 OPAQUE 또는 OPAQUE_std는 감사보수와 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 DA는 감사시간에 대해 유의한 음(-)의 관계를, 이와 달리 OPAQUE_std는 감사시간에 대해 유의한 양(+)의 관계를, 그러나 OPAQUE는 감사시간과 유의한 결과로 나타나지는 않았다.

이러한 결과는 감사보수 및 감사시간에 대해 비정상 측정치를 이용한 경우와 변동변수를 이용한 경우 모두 대체로 일치된 결과로 나타났다. 이상의 결과는 감사인은 피감기업의 재량적 발생액으로 측정되는 회계이익의 불투명성에 대해 이를 감사위험으로 인식하여 감사보수 책정과 감사투입시간을 결정할 때 재량적 발생액에 대해서 한해 연도 자료보다는 3년간의 반전효과가 고려되는 시계열적 변동성이 고려된 다기간의 효과를 반영하고 있음을 시사한다.

둘째, 추가분석에 따르면, 관심변수 OPAQUE 및 OPAQUE_std는 감사보수 또는 감사시간과의 양(+)의 관계는 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)이나 IFRS 의무도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-IFRS)에 따라 표본을 나누어 분석해도 앞서의 결과와 대체로 일치된 결과로 나타났다. 또한 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4 감사인)에 따라 나누어 분석하면 Big 4 표본은 감사보수보다는 감사시간과 OPAQUE 및 OPAQUE_std 간의 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 결과를 보인 반면에, non-Big 4 표본은 감사시간보다는 감사보수와 OPAQUE 및 OPAQUE_std 간의 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 또한 표본을 계속감사여부(계속감사 vs. 초도감사)로 나누어 분석하면 계속감사의 경우 회계이익의 불투명성은 감사보수와 감사시간 모두에 대해 감사위험으로 반영되는 것으로 나타난 반면, 초도감사의 경우는 회계이익의 불투명성은 감사보수 책정에만 주로 감사위험으로 반영되는 것으로 나타났다. 그리고 직급별 감사시간이 공시된 2014년 전후기간에 따라 나누어 분석하면 관심변수 OPAQUE와 OPAQUE_std는 직급별 감사시간이 공시된 이후기간(2014- 2015년)에서 감사시간과의 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 결과를 보였다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 이전 연구에 대해

추가적인 공헌과 시사점을 제공한다. 첫째, 이전 Hutton et al.(2009)의 측정치를 이용한 연구들은 모두 투자자의 시장반응을 중심으로 살펴보았다(Hutton et al., 2009; Kim and Zhang, 2014; 강나라·최 관, 2016). 이와 달리, 본 연구는 Hutton et al.(2009)의 회계이익의 불투명성 측정치에 대한 감사인의 반응을 살펴보았다는 점에서 차별성이 있다. 둘째, 재무보고의 질을 결정하는 재량적 발생액에 대한 감사인의 감사보수와의 관계를 분석한 연구들은 검증결과 측면에서 혼재된 증거를 보여 왔다(Gul et al., 2003; 박종일, 2005; 박시연 외, 2012; 박범진, 2014). 특히 국외와 달리, 국내 연구는 재량적 발생액이 감사인의 감사위험을 높인다는 실증적 증거는 관찰되지 않았다. 이와 달리, 본 연구결과는 감사인이 한해 연도의 재량적 발생액보다는 반전효과가 고려되는 3년간 다기간의 재량적 발생액의 시계열적 변동성으로 측정되는 회계이익의 불투명성이 높을 때 감사위험의 증가로 인지한 후 감사보수 및 감사시간에 반영하고 있음을 보여 주었다는데 의미가 있다. 셋째, 본 연구는 Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 측정치 외에도 새로운 OPAQUE_std 측정치를 제안하였다는 점에서 의의가 있다. 이전 연구인 Hutton et al.(2009)은 OPAQUE 측정치를 제안할 때 과거 3년간 다기간의 재량적 발생액의 절댓값의 합으로 계산하였다. 이 측정치는 단순하나, 직관적으로 호소하는(simple, but intuitively appealing) 동기에서, 한해 연도의 상향의 이익조정이 수행되면 이후기간에 반전효과를 포착하기 위해서 재량적 발생액의 크기에 절댓값을 합산하였다고 논하고 있다(Hutton et al., 2009). 이와 달리, 본 연구에서 새롭게 제안한 OPAQUE_std 측정치는 단순하지만, 보다 계량경제학적인 의미가 함축된 과거 3년간 다기간의 재량

적 발생액 수준의 표준편차로 계산된다는 점에서 차이가 있다. 검증결과 측면에서도 OPAQUE는 감사보수에 대해 유의한 양(+)의 관계를 보였으나, 감사시간에 대해서는 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 이와 달리, 본 연구에서 제안된 OPAQUE_std 측정치는 감사보수뿐만 아니라 감사시간 모두 유의한 양(+)의 관계를 보여 재량적 발생액으로 측정된 기업의 재무보고 위험(financial reporting risk)과 감사인의 감사위험 간의 관계를 더 잘 탐지하는 것으로 나타났다. 또한 선행연구들이 주로 한해 연도의 재량적 발생액을 이용해 분석한 결과에서 재량적 발생액이 감사보수에 감사위험으로 반영된다는 실증적 증거를 발견하지 못한 국내의 경우 본 연구의 발견은 학계에서 재량적 발생액과 감사품질의 관계를 다룬 관련연구에 대해 새로운 증거(novel evidence)를 제공한다. 아울러 감사인은 자본시장에서 재무보고의 질에 중요한 역할을 한다는 점에서 본 연구결과는 외부감사인이 피감기업의 재량적 발생액을 어떻게 반영하는지에 관심이 있는 투자자, 실무계 및 회계감독당국에게도 유의한 시사점을 추가로 제공해 줄 것으로 기대된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서는 재량적 발생액과 감사보수 및 감사시간 간의 관계를 분석한 선행연구와 회계이익의 불투명성을 다룬 연구를 검토하고, 가설을 설정한다. 제III장에서는 가설검증을 위한 연구모형을 제시하고, 변수의 정의와 측정, 표본의 선정과정을 설명한다. 제IV장에서는 가설을 검증한 실증분석 결과를 제시하고, 제V장에서는 본 연구의 결과 요약과 연구의 시사점과 한계점을 기술하였다.

II. 선행연구의 검토와 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

그동안 감사보수나 감사시간이 피감기업의 이익조정에 미치는 영향을 알아본 연구는 많았으나, 피감기업의 이익조정이 감사보수나 감사시간에 미치는 영향을 알아본 연구는 상대적으로 미미하였다. 본 연구는 이익조정이 감사보수 또는 감사시간에 미치는 영향을 알아본다는 점에서 앞서의 경우 중 전자보다는 후자의 연구와 관련이 있다. 전자는 감사인의 감사품질(audit quality)에 초점이 있다면, 후자는 감사인의 감사위험(audit risk)을 중심으로 논의되는 주제이다. 한편, 이익조정이 감사보수나 감사시간에 미치는 영향을 알아본 연구들은 이익조정 측정치와 관련하여 대부분 1년의 재량적 발생액을 중심으로 분석하였다. 이와 달리, 본 연구는 기본적으로 Hutton et al.(2009)의 방법을 이용하기 때문에 3년의 다기간에 대한 재량적 발생액을 이용한다는 점에서 차이가 있다. 따라서 본 절의 선행연구 검토에서는 1년의 재량적 발생액과 감사보수 혹은 감사시간과의 관계를 다룬 이전 연구를 살펴본 후, 다음으로 Hutton et al.(2009)의 방법을 이용한 기존 연구들에 대해 살펴보고자 한다.

먼저 재량적 발생액이 감사보수에 미치는 영향을 알아본 국외 연구로서 Gul et al.(2003)이 있다. Gul et al.(2003)은 호주 기업을 대상으로 재량적 발생액, 경영자 지분율, 경영자보상 및 감사보수 간의 관계를 통합적으로 살펴보았다. 이 연구는 경영자 지분율이 높은 기업에서 재량적 발생액 수준이 높을 때 이러한 이익조정과 관련된 정보가 가치관련성이 있는 정보를 제공하는지, 아니면 경영자의 기

회주의적 수단의 정보를 제공하는지를 감사인의 감사보수와의 관계를 통해 알아보았다. 연구결과는 감사보수를 종속변수로 하고, 재량적 발생액을 관심변수로 하는 회귀분석에서 두 변수 간에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉, 이 연구는 재량적 발생액 수준이 높을 때 감사보수도 높은 것으로 나타나 재량적 발생액의 증가는 경영자의 기회주의적 수단과 밀접한 관련이 있다고 주장한다. 또한 이 연구는 앞서 두 변수 간의 양(+)의 관계는 경영자 지분율이 높을 때 음(-)의 관계로 나타나 약화(weaken)되었으며, 또한 회계에 근거한 보상계획이 높은 기업일수록 역시 음(-)의 관계로 나타나 약화되는 것을 보여주었다.

국내 연구로 박종일(2005)은 재량적 발생액과 감사보수 간의 관계를 두 가지 측면에서 분석하였다. 하나는 감사인의 감사보수 책정시 기업의 이익조정 수준이 감사위험으로 반영되는지와, 다른 하나는 감사인의 감사보수에 따라 기업의 이익조정이 달라지는지를 분석한 것이다. 연구결과는 전자의 경우 전기 재량적 발생액과 감사보수 간에는 평균적으로 유의한 관계가 나타나지 않았고, 후자의 경우 당기 감사인의 감사보수가 높을 때 피감기업의 재량적 발생액이 억제된다는 결과 역시 나타나지 않았다. 반면, 박시연 외(2012)는 경영자 예측정보가 감사보수 및 감사시간에 미치는 효과를 분석하는 과정에서, 통제변수로 재량적 발생액을 고려한 후 분석하였다. 이 결과에서 당기 재량적 발생액은 감사보수에 대해 유의한 음(-)의 관계를, 그러나 재량적 발생액은 감사시간에 대해 유의한 관계를 보이지 않았다. 또한 박범진(2014)은 재무분석가의 이익예측치를 이용한 목표이익의 달성여부와 재량적 발생액 간의 상호작용변수가 감사보수에 대해 어떤 영향을 주는지를 분석하는 과정에서 먼저 재량적 발생액과 감사보수 간

의 관계를 살펴보았다. 연구결과는 재량적 발생액이 높을수록 감사보수는 감소되는, 즉 두 변수 간에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다.

이상의 선행연구에 대한 결과를 종합하면, 국외 연구인 Gul et al.(2003)의 결과를 제외하면 국내의 경우는 피감기업의 재량적 발생액이 감사인의 감사보수나 감사시간에 대해 감사위험으로 반영된다는 실증적 증거가 아직까지 관찰되지 않았다(박종일, 2005; 박시연 외, 2012; 박범진, 2014).

다음으로, 본 연구의 관심변수인 회계이익의 불투명성 측정치를 다룬 선행연구는 다음과 같다. Hutton et al.(2009)은 재량적 발생액을 이용한 회계이익의 불투명성 측정치를 처음으로 제안하였다. 이 연구는 과거 3년간의 연도별 재량적 발생액에 절댓값을 취한 후 이들의 합으로 회계이익의 불투명성(opacity) 측정치를 구한 후, 이 불투명성 측정치가 높은 기업일수록 주식시장에서 추가폭락의 위험(crash risk)이 높다는 결과를 제시하였다. 또한 Kim and Zhang(2014)은 Hutton et al.(2009)의 측정치를 이용하되, 추가폭락의 위험에 대해서는 앞서와 달리 사전적(ex ante) 측정치를 이용하였다. 연구결과는 앞서와 유사하게 회계이익의 불투명성과 추가폭락의 위험 간에 양(+)의 관계로 나타났다. 한편, 국내 연구로 강나라·최 관(2016)은 Hutton et al.(2009)의 회계이익의 불투명성 측정치를 이용하여 투자자유형별로 정보접근가능성과 거래행태에 차이가 있는지를 살펴보았다. 이 연구에서는 개인투자자의 경우 회계이익의 불투명성이 높은 주식을 순매수할 가능성이 높고, 반대로 전문투자자인 기관투자자 및 외국인투자자의 경우는 상대적으로 정보접근성 면에서 우위에 있으므로, 나쁜 뉴스를 선점하여 추가붕괴 이전에 주식을 순매도할 것으로 보였다. 연구결과는 전문투자자들은 회계이익의 불

투명성이 높은 기업의 주식을 순매도하는 경향을 보였으며, 개인투자자들은 이와 반대의 거래행태가 나타남을 보고하였다. 또한 이 연구는 추가붕괴발생 이전에 개인투자자는 회계이익의 불투명성이 높은 주식을 매수하는 반면, 전문투자자는 매도하는 투자 행태를 보임을 제시하였다.

하지만, 본 연구주제인 3년의 다기간에 대한 재량적 발생액을 이용한 회계이익의 불투명성 측정치와 감사보수 또는 감사시간과의 관계를 감사위험 측면에서 체계적으로 분석한 연구는 아직까지 국내외로 다루어진 바 없었다. 한편, 국내 선행연구들에서 피감기업의 재량적 발생액을 감사인의 감사보수나 감사시간 측면에서 감사위험으로 반영된다는 실증적 증거가 부족한 상황에서 3년의 다기간에 대한 재량적 발생액을 이용한 회계이익의 불투명성에 대해서는 감사인이 감사위험으로 감사보수와 감사시간에 반영하는지 여부를 알아본 본 연구는 관련연구에도 추가적인 실증적 증거를 제공해 줄 것으로 기대된다.

2.2 가설의 설정

외부감사인은 기업에 대한 회계감사를 수행하여 기업이 보고하는 재무제표의 신뢰성을 제고하는데 기여한다. 따라서 외부감사인이 수행하는 외부감사는 자본시장의 이해관계자들에게 기업이 보고하는 재무제표의 질을 향상시켜 투자자들의 투자 의사결정 시에 정보위험(information risk)을 낮추는 경제적 효익(economic benefits)을 제공한다. 이와 같이 외부감사는 경영자와 이해관계자들 사이의 정보비대

칭 문제를 완화시키는 역할을 하여 기업과 자본제공자 간에 나타나는 경영자의 부의 침해 현상을 감소시켜 대리비용(agency costs)을 낮추는 데도 기여한다. 또한 외부감사인은 감사의견을 통해 재무제표에 중대한 오류나 부정이 없을 가능성과 관련된 합리적인 확신수준을 자본시장의 정보이용자들에게 제공한다. 이러한 맥락에서 볼 때 외부감사는 재무제표의 작성자와 이용자 간의 정보비대칭 수준을 낮추고, 기업에서 소유와 통제의 분리에 따른 정보이용자들의 역선택(adverse selection) 문제를 완화하는 데도 도움이 된다(Fernando, Elder, and Abdel-Meguid, 2008). 따라서 자본시장에서 외부감사인은 재무제표이용자들의 정보위험을 낮추고, 또한 감사인이 회계감사절차에 따라 신의성실하게 감사업무를 수행하면 기업이 보고하는 재무제표의 신뢰성이 제고되어 재무보고의 질과 회계투명성은 향상될 수 있으므로, 감사인은 자본시장의 효율적 자원배분에 중요한 역할을 한다.

그러한 점에서 재량적 발생액을 통한 이익조정이 증가할수록 재무보고의 질이 낮아지는, 즉 투자자들의 정보위험은 그로 인해 높아지게 되므로, 감사인 측면에서는 이들 기업에 대하여 높은 감사위험(audit risk)을 부담하게 된다.²⁾ 이런 경우 감사인은 해당 기업의 회계감사 시에 높아진 감사위험을 보상받기 위한 프리미엄을 감사보수 책정 시에 반영시킬 유인이 생긴다. 또한 기업의 이익조정행위가 증가하면 이익의 질은 낮아지기 때문에 사후 감리지적이거나 감사인 소송, 명성의 손상 및 규제기관의 제재조치 등의 잠재적 손실이 증가될 수 있으므로, 감사인의 추

2) 선행연구들은 보고이익을 높이기 위하여 경영자가 재량적 발생액을 상향조정할수록 이익의 질(earnings quality)이 낮아지므로, 투자자들의 정보위험이 증가된다고 주장한다(Francis, LaFond, Olsson, and Schipper, 2005; Dechow, Ge, and Schrand, 2010). 따라서 만일 고객기업이 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 상향조정할수록 기업의 고유위험(inherent risk)은 증가될 수 있으므로, 그로 인해 감사인의 감사위험도 높아져 감사보수는 증가할 수 있다(Gul et al., 2003; 박종일, 2005).

가적인 노력이 증가하여 실제 감사시간의 투입은 증가할 수 있다. 그러나 국내의 선행연구들(박종일, 2005; 박시연 외, 2012; 박범진, 2014)에서는 한해 연도의 재량적 발생액이 높을 때 감사보수의 증가나 감사인의 감사노력(감사시간)의 증가가 초래된다는 결과는 관찰되지 않았다는 점을 감안할 때, 본 연구에서는 재량적 발생액의 측정치를 한해 연도보다는 Hutton et al.(2009)의 연구에서 제안된 다기간의 효과(multi-year effects)가 고려되는 3년간의 연도별 재량적 발생액에 절댓값을 취한 합의 크기로 측정되는 회계이익의 불투명성이 높을 때 감사인의 감사보수 또는 감사노력이 증가하는지를 살펴보고자 한다.

이와 같이 본 연구에서 한해 연도 재량적 발생액 대신 3년간의 재량적 발생액에 초점을 둔 이유는 다음과 같은 측면 때문이다. 경영자가 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 조정하더라도 공시된 재무제표에서 이를 직접 관찰하는 것이 불가능하기 때문에 외부 정보이용자뿐만 아니라 재무제표감사에 전문성이 있는 감사인의 경우에도 해당 기업의 이익조정 정도는 재무제표의 감사과정에서 직접 파악하는 것은 불가능하다. 따라서 감사인은 보고된 이익을 통해 해당 이익조정 정도를 간접적인 방법으로 추산하거나 추정하는 판단이 필요하므로, 즉 탐지하는데 있어 어려움이 따른다. 이런 특성 때문에 만일 감사인이 기업의 보고이익에서 재량적 발생액의 정도를 정확히 추정하여 파악하지 못한다면 감사보수나 감사시간은 증가되지 않을 수 있다. 국외 연구인 Gul et al.(2003)에서는 재량적 발생액이 증가할수록 감사인의 감사보수가 증가된다는 결과를 보고한 반면, 국내 감사시장을 대상으로 분석된 연구들은 대체로 재량적 발생액과 감사보수 간의 관계 혹은 감사시간 모두 양(+)의 관계를 보여준 연구는 아직까

지 없었다(박종일, 2005; 박시연 외, 2012; 박범진, 2014). 즉 국내의 연구들에서 한해 연도의 재량적 발생액에 따른 보고이익의 조정에 대해서는 감사인의 감사보수나 감사시간의 변화를 관찰하지는 못하였다. 한편으로, 이러한 결과는 국내 감사시장에서 감사인들이 기업의 재량적 발생액을 이용한 이익조정에 대한 직접 관찰이 불가능하여 정확한 추정과 판단에 어려움이 있음을 보여주는 결과일 수도 있다. 따라서 앞서의 국내 연구결과로 볼 때 재무제표감사에 전문성이 있는 외부감사인 역시 전기 또는 당기에 해당하는 한해 연도(one-year)의 재량적 발생액 수준과 관련한 정확한 추정이 수월하지는 않을 수 있으므로, 본 연구에서는 앞서의 선행연구와 시각을 조금 달리하여 재량적 발생액이 가지고 있는 또 다른 특성 중 하나인 반전효과(reversal effect)에 초점을 두고, 다기간으로 파악되는 재량적 발생액에 대해서는 감사인이 감사보수나 감사시간 측면에서 이를 체계적으로 반영하는지를 살펴본다. 이를 위해 본 연구는 Hutton et al.(2009)의 회계이익의 불투명성 측정치와 감사인의 감사보수 또는 감사시간 간에 양(+)의 관계가 있는지를 통해 알아본다.

Hutton et al.(2009)의 연구에서 제안된 회계이익의 불투명성 측정치(이하 OPAQUE)는 3년의 다기간(multi-year)에 대한 재량적 발생액을 이용한다는 점에서 한해 연도의 재량적 발생액과는 달리 해당 측정치를 통해 반전효과의 크기가 반영되는 특징이 있다. 즉 Hutton et al.(2009)의 재량적 발생액에 기초한 불투명성 측정치는 3년간의 각 연도별 재량적 발생액에 절댓값을 취한 후 이를 합산하여 계산된 값이기 때문에 기업이 보고이익에 대하여 기회주의적으로 재량적 발생액을 이용할 경우, 예를 들어 기업이 당기 보고이익을 높이기 위하여 재량적 발생액을 상향조정할수록, 특히 이익조정을 큰 폭으

로 증가시킬수록 이후 기간에서 재량적 발생액 수준이 낮아지는 반전효과 역시 커지게 되므로, OPAQUE는 보다 큰 수치 값으로 나타날 수 있다. 이는 재량적 발생액을 통한 큰 폭의 보고이익에 대한 조정은 다기간으로 측정하면 재량적 발생액의 시계열적 변동폭의 크기를 증가시킨다. 따라서 한해 연도의 재량적 발생액 수준을 직접적으로 간파하지는 못하더라도, 이를 다기간으로 확장하여 그 반전효과에 따른 여파로 인한 시계열적으로 나타나는 변동폭의 증감에 따라 판단한다면 앞서 한해 연도보다는 기업의 전반적인 이익조정 정도에 대한 식별(discrimination)에 유용할 수 있다.³⁾ 따라서 만일 감사인이 다기간으로 포착되는 회계이익의 불투명성 값이 높은 피감기업에 대해 이를 적절히 탐지한다면 감사위험의 증가로 인지하여 감사노력(예로, 감사시간)이 증가할 수 있고, 감사보수 역시 증가될 것으로 기대된다. 이상의 논의와 설명에 기초하여 본 연구는 다기간으로 측정된 회계이익의 불투명성이 높은 기업일수록 감사보수가 증가하는지와, 또한 감사시간이 증가하는지를 알아보기 위하여 다음과 같은 선택가설(alternative hypothesis)을 설정한 후, 이와 관련된 실증적 의문사항에 대하여 경험적 방법을 통해 살펴보고자 한다.

가설 1: 다른 조건이 일정하다면 피감기업에서 회계이익의 불투명성이 높을수록 감사보수가 증가할 것이다.

가설 2: 다른 조건이 일정하다면 피감기업에서 회계이익의 불투명성이 높을수록 감사시간이 증가할 것이다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설정

본 연구는 Hutton et al.(2009)에서 제안된 피감기업의 3년의 다기간에 대한 재량적 발생액으로 측정된 회계이익의 불투명성이 감사인의 감사보수 책정과 감사시간에 감사위험으로 반영되는지를 알아 보기 위하여 다음의 식(1)과 식(2)의 모형식을 이용하여 검증한다.

$$\begin{aligned}
 LNAF_t = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_{t-1} \\
 & (or \ OPAQUE_std_{t-1}) + \beta_2 CONF_t \\
 & + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_{t-1} \\
 & + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 LIQ_{t-1} \\
 & + \beta_9 GRW_{t-1} + \beta_{10} ROA_{t-1} + \beta_{11} LOSSF_{t-1} \\
 & + \beta_{12} EXPT_{t-1} + \beta_{13} INVREC_{t-1} \\
 & + \beta_{14} ISSUE_{t-1} + \beta_{15} BOND_{t-1} \\
 & + \beta_{16} OWNER_t + \beta_{17} FOR_t \\
 & + \beta_{18} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 LNAH_t = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_t \\
 & (or \ OPAQUE_std_t) + \beta_2 CONF_t \\
 & + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t \\
 & + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t \\
 & + \beta_9 GRW_t + \beta_{10} ROA_t + \beta_{11} LOSSF_t \\
 & + \beta_{12} EXPT_t + \beta_{13} INVREC_t + \beta_{14} ISSUE_t \\
 & + \beta_{15} BOND_t + \beta_{16} OWNER_t + \beta_{17} FOR_t \\
 & + \beta_{18} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

여기서,

3) 특히 이러한 사항은 초도감사보다는 계속감사일 때 더 뚜렷한 결과로 나타날 것으로 보인다.

<i>LNAF</i>	= t년도 감사보수에 자연로그 값	비율 [= (재고자산 + 매출채권) / 기 초총자산]
<i>LNAH</i>	= t년도 감사시간에 자연로그 값	
interest variable: 재량적 발생액으로 측정된 회 계이익의 불투명성 측정치		<i>ISSUE</i>
<i>DA</i>	= t-1, t년도 재량적 발생액(Dechow, Sloan, and Sweeney, 1995)	= t-1, t년도 유상증자를 실시한 기 업이면 1, 아니면 0
<i>OPAQUE</i>	= t-1, t년도 회계이익의 불투명성1 (= $absDA_{t-3(t-2)} + absDA_{t-2(t-1)} + absDA_{t-1(t)}$, Hutton et al., 2009)	<i>BOND</i>
<i>OPAQUE_std</i>	= t-1, t년도 회계이익의 불투명성2 (= $stdev[DA_{t-3(t-2)}, DA_{t-2(t-1)}, DA_{t-1(t)}]$, DA의 과거 3년간 표준 편차)	= t-1, t년도 사채발행 기업이면 1, 아니면 0
control variables		<i>OWNER</i>
<i>CONF</i>	= t년도 연결재무제표를 작성한 기업 이면 1, 아니면 0	= t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)
<i>BIG4</i>	= t년도 Big 4 계휴법인이면 1, 아니 면 0	<i>FOR</i>
<i>FIRST</i>	= t년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0	= t년도 외국인투자자 지분율
<i>OPN</i>	= t-1, t년도 적정 이외의 감사의견 을 받은 기업이면 1, 아니면 0	<i>MKT</i>
<i>SIZE</i>	= t-1, t년도 총자산에 자연로그 값	= t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가 증권상장기업이면 0
<i>LEV</i>	= t-1, t년도 부채비율(=총부채/총 자산)	<i>ΣIND</i>
<i>LIQ</i>	= t-1, t년도 유동비율(=유동자산/ 유동부채)	= 산업별 더미변수
<i>GRW</i>	= t-1, t년도 매출액의 성장성(= $[매출액_t - 매출액_{t-1}] / 매출액_{t-1}$)	<i>ΣYD</i>
<i>ROA</i>	= t-1, t년도 총자산이익률(=당기순 이익/기초총자산)	= 연도별 더미변수
<i>LOSSF</i>	= t-1, t년도 과거 3년간 손실발생 빈도	<i>ε</i>
<i>EXPT</i>	= t-1, t년도 수출비중(=해외매출액 /총매출액)	= 잔차항 편의상 아래첨자는 생략함
<i>INVREC</i>	= t-1, t년도 재고자산 및 매출채권	

식(1)의 종속변수는 감사보수(LNAF)이고, 식(2)의 종속변수는 감사시간(LNAH)이다. 본 연구는 감사보수 및 감사시간의 결정모형을 다룬 선행연구들과 같은 방법으로 감사보수 및 감사시간에 대해 자연로그 값을 취하여 측정하였다. 식(1) 및 식(2)의 공통된 관심변수는 3년의 다기간에 대한 재량적 발생액으로 측정되는 회계이익의 불투명성(OPAQUE 또는 OPAQUE_std)이다. OPAQUE 변수는 Hutton et al.(2009)의 연구에서 처음 제안된 측정치이므로, 본 연구는 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 측정하였다. 즉 OPAQUE의 측정은 과거 3년간 연도별 재량적 발생액(DA)에 절댓값을 취한 후 이들의 합으로 계산된다($OPAQUE_{t-1(t)} = absDA_{t-3(t-2)} + absDA_{t-2(t-1)} + absDA_{t-1(t)}$). 이를 측정하는데 있어 DA의 측정은 Hutton et al.(2009)의 방법과 같이 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하였다.⁴⁾

4) Dechow et al.(1995)의 방법에 따른 DA의 추정모형식은 식(3)과 같다. DA의 추정절차는 산업-연도별로 횡단면 패널 분석을 통해 추정되며, 추정시 산업은 최소 10개 이상인 경우를 대상으로 하였다. DA 추정치는 식(3)의 회귀분석을 이용하여 산출된 개별기업의 잔차항(ϵ) 값이다.

전술한 바와 같이 OPAQUE 변수의 경우 기업이 어느 시점에서 양(+)의 DA를 증가시킬수록 이후 반전효과에 따라 음(-)의 DA 역시 증가되므로(Dechow, Sloan, and Sweeney, 1996), 3년간 DA의 절댓값의 합으로 측정되는 OPAQUE는 양(+)과 음(-)의 DA 모두를 이익조정 크기로서 반영하기 때문에 시계열적 변동폭은 커진다. 또한 OPAQUE 측정치는 1년의 DA 측정치와 달리, 기업의 이익조정에 대한 다기간의 효과(multi-year effects)를 포착하는 이점뿐만 아니라 3년간의 합(moving sum)은 해당 기업의 기본적인 이익조정 정책을 반영할 수 있다(Hutton et al., 2009). 따라서 OPAQUE의 값이 큰 값을 가질수록 기업은 공격적인 이익조정을 수행했을 가능성이 높으므로, 해당 기업의 보고이익은 정보위험(information risk)이 높아 주식시장에서 투자자들에게 정보가치를 덜 제공할 수 있다. 이러한 맥락에서, OPAQUE 값이 큰 기업일수록 감사인의 감사위험(audit risk) 역시 증가할 것으로 기대된다. 따라서 피감기업의 OPAQUE 값이 클수록 감사인의 감사보수 및 감사노력이 더 증가될 것으로 기대되므로, 식(1)과 식(2)에서 OPAQUE의 회귀 계수 값은 감사보수(LNAF) 또는 감사시간(LNAH)

에 대해 각각 유의한 양(+)의 값이 예상된다($\beta_1 > 0$).

이와 더불어, 본 연구에서는 Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 측정방법에 대해 일부 변형하여 3년의 DA에 대한 표준편차로 계산되는 OPAQUE_std 측정치를 새롭게 제안하고자 한다. 본 연구에서 제안한 OPAQUE_std 측정치는 Hutton et al.(2009)의 연구에서 3년간의 DA 자료를 이용한다는 점은 유사하나, 연도별 DA에 절댓값을 취해 계산하는 대신 DA 수준 자체에 대한 3년간의 시계열적 변동성을 보다 계량경제학적 의미를 가지는 표준편차(standard deviation)로 계산한다는 점에서 차이가 있다.⁵⁾ 하지만, OPAQUE 및 OPAQUE_std 모두는 3년의 다기간으로 측정된다는 점에서 DA가 가지는 반전효과가 고려된다는 점은 동일하다. 따라서 OPAQUE_std의 경우도 앞서 OPAQUE에 대한 예상과 동일한 결과가 나타날 것으로 기대된다($\beta_1 > 0$).

한편, DA는 앞서와 달리 단기 측정치라는 점에서 OPAQUE 및 OPAQUE_std와 달리 DA가 가지는 반전효과를 고려되지 않는다. 이에 따라 본 연구는 가설 1과 2와 관련된 주된 관심변수는 OPAQUE 및 OPAQUE_std 측정치이지만, 그동안 선행연구에서 주로 분석되어 온 1년(one-year)의 DA 측정

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2((\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, TA_t = t년도 NI(당기순이익)-CFO(영업활동으로 인한 현금흐름)
 A_t = t년도 기초총자산
 ΔREV_t = t년도 매출액의 변화분
 ΔREC_t = t년도 매출채권의 변화분
 PPE_t = t년도 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
 ε_t = 잔차항
 편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

- 5) 통계학에서 표준편차는 자료가 평균을 중심으로 얼마나 모여 있는지 혹은 흩어져 있는지(산포도)를 나타내는 통계치이다. 표준편차의 계산은 편차의 제곱을 이용하여 구한다. 즉, 각 변량과 그 산술평균치의 차이를 제곱한 다음, 그 수치들의 산술평균의 제곱근을 구한 것이 표준편차의 값이다. 따라서 표준편차를 이용하여 계산된 OPAQUE_std 역시 Hutton et al.(2009)의 방법처럼 3년간의 DA 자료를 이용할 때 각 연도별로 절댓값을 취한 후 합산하는 대신에 3년간의 DA 자체에 대한 표준편차를 이용하여도 기업의 과거 3년간 큰 폭의 상향 또는 하향이익조정이 있는 경우 Hutton et al.(2009)이 주장하는 기업의 과거 3년간의 DA를 통해 파악하려는 기본적인 이익조정 정책은 포착하는데 있어서는 유용한 측정방법이 될 수 있다.

치에 대해서도 앞서와 비교목적상에 병행하여 살펴보는 방식을 이용한다. 따라서 본 연구는 식(1)과 식(2)에 대해 DA, OPAQUE, OPAQUE_std의 세 가지 경우에 대한 다변량 회귀분석을 수행한다. 하지만 본 연구에서 주된 관심변수는 OPAQUE 및 OPAQUE_std이다.⁶⁾

한편, 관심변수에 대한 시점 측정의 경우 국내 감사시장은 대부분이 고정급계약 형태에 따라 감사보수는 해당연도 초에 결정되는 반면, 감사인의 감사노력(감사시간)은 해당연도와 다음연도 초에 수행된다는 점에서 본 연구는 식(1)과 식(2)의 관심변수를 각각 t-1시점과 t시점으로 측정하였다.

식(1) 및 식(2)에 대한 감사보수 및 감사시간 결정모형에서 통제변수는 박종일·박찬웅(2007) 및 권수영·기은선(2011)의 모형식을 준용하여 선정하

였다.⁷⁾ 고려된 통제변수로는 CONF(연결재무제표 작성여부), BIG4(감사인 유형), FIRST(초도감사 여부), OPN(감사의견), SIZE(기업규모), LEV(부채비율), LIQ(유동비율), GRW(매출액의 성장성), EXPT(수출비중), INVREC(재고자산과 매출채권의 비중), ISSUE(주식발행여부), BOND(사채발행 여부), ROA(총자산이익률), LOSSF(과거 손실발생 빈도), OWNER(대주주 지분율), FOR(외국인 투자자 지분율), MKT(시장유형) 등 17개의 변수와, 산업간 차이와 연도별 차이를 통제하기 위하여 산업(Σ IND)과 연도(Σ YD) 더미변수를 추가로 고려하였다. 이들 통제변수에 대한 시점 표시와 정의 및 측정은 식(2)의 하단과 같다.⁸⁾ 따라서 여기서는 통제변수와 종속변수 간의 관계에 대하여 살펴본다.

CONF는 추가감사보수와 관련된 변수이다. 연결

6) 예를 들어, 한 기업의 과거 3년간 DA의 행태가 다음과 같다고 가정해 보자. 만일 한 기업이 t-3년도에 보고이익을 상향조정(upward) 하기 위하여 DA를 +0.03 수준으로 증가시켜 목표이익을 달성하고, 이후 2년에 걸쳐 반전(reversal)이 있어 t-2년도와 t-1년도에 DA 수준이 각각 -0.02와 -0.01로 되었다고 하자(A기업의 사례). 이런 경우 만일 감사인이 제량적 발생액을 통한 이익조정을 고려한다고 가정하고 t-1년도의 DA를 기준으로 감사위험(audit risk)을 평가한다면 DA는 -0.01이므로, 이 기업의 감사위험은 낮은 수준이다. 하지만 만일 Hutton et al.(2009)의 방법과 같이 과거 3년의 다기간에 대한 제량적 발생액의 이익조정을 고려한다면 OPAQUE는 $+0.06(=abs[+0.03]+abs[-0.02]+abs[-0.01])$ 이 되므로, 감사위험 수준이 높은 기업이 된다. 또한 본 연구에서 제안한 OPAQUE_std로 계산하면 +0.03이 되며, 이 역시 피감기업에 대한 감사인의 감사위험은 높은 수준이다. 또한 만일 과거 3년간의 DA의 값이 t-3년도에 -0.03으로 하향조정(downward)이 되고, 이후 2년에 걸쳐 반전이 발생되어 t-2년도와 t-1년도에 각각 +0.02와 +0.01이 되었다고 가정할 경우 t-1년도 DA는 +0.01이고, OPAQUE 및 OPAQUE_std를 계산하면 각각 +0.06과 +0.03이 되어 A 사례와 동일한 값이다(B기업의 사례). 따라서 A와 B기업 사례에 대해 감사인의 감사위험 측면에서 살펴본다면, 감사인이 한해(one-year)의 DA만을 감사위험에 고려한다면 A기업은 감사위험이 상대적으로 낮은 수준이므로, 피감기업에 대한 감사인의 감사보수 및 감사시간은 감소될 수 있는 반면, B기업은 감사위험이 상대적으로 높은 수준이라는 점에서 피감기업에 대한 감사인의 감사보수 및 감사시간은 증가되는 상반된 사례가 될 수 있다. 하지만 Hutton et al.(2009)의 주장처럼 시장에서 만약 투자자나 감사인이 다기간(multi-year)의 합(moving sum)으로 제량적 발생액을 통한 이익조정을 판단한다면 OPAQUE뿐 아니라 OPAQUE_std 측정치는 A와 B기업 모두 감사위험이 높은 수준으로 인지된다는 점에서, 감사인의 감사보수 및 감사시간은 상대적으로 증가될 수 있다. 이러한 측면에서 본다면 DA 측정치와 감사인의 반응(예: 감사보수 및 감사시간) 간의 관계를 분석할 때 한 연도의 DA만을 고려한 측정방법보다는 DA의 반전효과가 고려되는 다기간의 제량적 발생액을 이용하여 계산되는 OPAQUE 및 OPAQUE_std의 측정방법이 기업의 이익조정 정책을 보다 효과적으로 포착할 것으로 기대된다.

7) 선행연구들은 감사보수와 감사시간 결정모형을 이용할 때 통제변수의 선정에서 같은 변수를 결정요인(determinant)으로 고려한 경우가 많았다(Palmrose, 1989; 권수영 외, 2005; 박종일·박찬웅, 2007; 권수영·기은선, 2011). 따라서 본 연구도 이러한 선행 연구의 방법에 따라 식(1) 및 식(2)의 모형식을 설정하였다.

8) 우리나라에서 당해 연도의 감사보수는 직전연도의 재무자료를 바탕으로 결정되기 때문에 선행연구들과 동일하게 식(1)의 감사보수는 당해 연도 자료를 이용하고, 재무자료는 직전연도의 자료를 이용한 반면, 식(2)의 감사시간과 재무자료에 대해서는 모두 당해 연도 자료를 이용하였다(권수영·김문철, 2001; 박종일·박찬웅, 2007). 다만, 이전 연구들과 같이 식(1)에서 CONF, BIG4, FIRST, OWNER, FOR 등의 재무자료가 아닌 변수들은 종속변수와 같은 t시점으로 측정하였다(박종일·박찬웅, 2007; 권수영·기은선, 2011).

재무제표 작성기업은 그렇지 않은 경우보다 감사인의 추가적인 감사노력이 투입되므로, 감사보수가 증가될 수 있다. 따라서 CONF는 감사보수(LNAF) 및 감사시간(LNAH)과 양(+)의 관계가 기대된다(박종일·박찬웅, 2007; 광수근·박종일, 2010; 박시연 외, 2012). BIG4, FIRST 및 OPN는 감사인 특성과 초도감사여부 및 감사의견과 관련된 변수이다. 먼저 BIG4의 경우 Big 4 감사인은 감사인 규모가 크고, 감사보수에 프리미엄이 존재하는 것으로 알려져 있다(권수영·김문철·정태진, 2005; 박종일·박찬웅, 2007). 또한 Big 4 감사인은 감사실패 시 명성의 훼손에 따른 손실비용이 더 클 수 있기 때문에 non-Big 4에 비해 더 많은 감사시간을 투입할 수 있다(권수영·기은선, 2011). 따라서 BIG4는 LNAF 및 LNAH와 각각 양(+)의 관계가 기대된다. FIRST는 초도감사여부를 나타내는 변수로 초도감사기업이면 감사시장의 경쟁으로 가격할인이 존재할 수 있다(Craswell and Francis, 1999; 신용인·최관·조현우, 2007). 반면, 계속감사기업보다 초도감사기업에 대한 감사는 해당 기업에 대한 경험적 정보가 부족하여 감사인의 감사노력은 더 증가할 수 있다(권수영·기은선, 2011). 따라서 FIRST는 LNAF와 음(-)의 관계를, LNAH와는 양(+)의 관계가 기대된다. 그리고 OPN은 비적정 감사의견을 받은 기업은 적정의견을 받은 기업보다 감사위험이 높으므로, 감사보수 및 감사인의 감사노력이 증가될 수 있다. 따라서 OPN은 LNAF 및 LNAH와 각각 양(+)의 관계가 기대된다(Simunic, 1980; Palmrose, 1986; 박종일·박찬웅, 2007; 권수영·기은선, 2011).

SIZE는 이전 연구들에서 감사보수 및 감사시간에 가장 중요한 결정요인으로 알려져 있다(Simunic, 1980, 1984; 박종일·박찬웅, 2007). 기업의 자

산규모가 클수록 감사보수 및 감사시간은 증가할 것으로 예상되므로, SIZE는 LNAF 및 LNAH에 대해 양(+)의 관계가 기대된다(박종일·박찬웅, 2007; 권수영·기은선, 2011). LEV와 LIQ는 기업의 재무안정성을 나타내는 변수이면서 동시에 감사인의 감사위험과도 관련이 있다. LEV는 장기 재무안정성과 관련되며(권수영·김문철, 2001; 강내철·김길훈, 2005; 권수영 외, 2005), LIQ는 단기 재무안정성과 관련이 있다(Choi et al., 2010; 박종일·박찬웅, 2007; 권수영·기은선, 2011). 선행연구들은 LEV는 LNAF 및 LNAH와 양(+)의 관계를, 반면 LIQ는 LNAF 및 LNAH와 음(-)의 관계를 기대한 바 있다(박종일·박찬웅, 2007; 권수영·기은선, 2011). 또한 GRW는 매출액의 성장성을 나타내는 변수이다. 이전 연구들은 성장성이 높은 기업일수록 이익조정의 가능성이 높을 수 있으므로, GRW는 LNAF 및 LNAH에 대해 양(+)의 관계를 예측한 바 있다(Choi et al., 2010; 박종일, 2005; 이창섭·최우석·배성호, 2012).

EXPT, INVREC, ISSUE 및 BOND는 영업활동의 복잡성(complexity)을 나타내는 변수들이다. 따라서 이들 변수 모두는 감사인의 감사위험 및 감사노력을 증가시킬 수 있다. 예를 들어, EXPT의 경우 매출액에서 해외매출이 차지하는 비중이 클수록 감사인의 추가노력이 수반되어 감사보수는 증가될 수 있다(권수영·김문철, 2001; 박종일·박찬웅, 2007; 광수근·박종일, 2010). INVREC는 총자산 대비 재고자산과 매출채권의 비중이 높을수록 감사인의 감사위험은 증가한다(노준화·배길수·전영순, 2003; 박종일, 2005; 권수영·기은선, 2011 등). 또한 ISSUE 및 BOND는 외부 자금조달과 관련된 변수로서 유상증자기업이나 회사채 발행기업의 경우 감사인의 감사업무의 복잡성을 증가시킨다(권수영

외, 2005; 박종일 · 박찬웅, 2007; 광수근 · 박종일, 2010; 권수영 · 기은선, 2011).⁹⁾ 따라서 이들 변수 모두는 LNAF 및 LNAH와 각각 양(+)의 관계가 예상된다.

ROA 및 LOSSF는 기업의 수익성을 나타낸다. 통상 기업의 수익성이 높을수록 감사위험은 낮을 수 있으므로(Francis, 1984), ROA는 LNAF 및 LNAH와 음(-)의 관계를, 반면 LOSSF는 LNAF 및 LNAH와 양(+)의 관계가 기대된다(권수영 외, 2005; 박종일 · 박찬웅, 2007). OWNER 및 FOR은 소유구조가 감사보수 및 감사시간에 미치는 잠재적 영향을 통제하기 위하여 모형식에 포함되었다. 선행연구에서는 대주주 지분율이 높은 기업일수록 감사보수 및 감사시간이 감소하고, 외국인투자자 지분율이 높은 기업일수록 감사보수 및 감사시간이 증가됨을 보고한 바 있다(박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 · 기은선, 2011). 따라서 OWNER는 LNAF 및 LNAH와 음(-)의 관계를, FOR은 LNAF 및 LNAH와 양(+)의 관계가 예상된다. 또한 시장유형의 효과를 통제하기 위하여 MKT를 식(1)과 식(2)에 추가로 고려하였다(권수영 · 기은선, 2011).

3.2 표본의 선정

본 연구는 2004년부터 2015년까지 한국거래소에 상장된 유가증권과 코스닥상장기업을 대상으로 다음 조건을 만족하는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인

- (3) 한국상장회사협의회 TS2000 데이터베이스로부터 감사계약서상에 감사보수 및 감사시간, 그리고 대주주 지분율 자료에 대해 입수 가능한 기업
- (4) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 분석에 필요한 기본 재무자료, 감사인 명단, 감사의견 및 외국인투자자 지분율 등 자료가 입수 가능한 기업
- (5) 자본잠식기업은 제외

본 연구의 분석대상은 상장기업이고, 분석기간은 감사시간 자료가 수집 가능한 2004년부터 2015년까지로 선정하였다. 종속변수인 LNAF(LNAH)의 t시점을 기준으로 할 때 관심변수(OPAQUE, OPAQUE_std)는 t-1(t)시점이 이용되므로, 분석자료는 2003년부터 2014년까지(2004년부터 2015년까지)가 된다. 또한 관심변수 OPAQUE의 측정은 과거 3년간의 자료가 필요하므로, 실제 자료의 이용은 2001년부터이다.

조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식과 계정과목의 성격 등이 제조업과 상이하므로 표본의 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2)에서 12월 결산법인만을 대상으로 한 것은 표본의 동질성을 확보하기 위해서다. 조건 (3)과 (4)는 자료출처와 관련된 사항이다. 본 연구는 감사보수 및 감사시간, 그리고 대주주 지분율 자료는 한국상장회사협의회 TS2000 데이터베이스로부터 추출하여 이용하였다.¹⁰⁾ 그 외 기본 재무자료와 감사인 명단, 감사의견 및 외국인투자자 지분율 자료 등은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 추

9) 선행연구는 외부자본조달과 관련된 변수를 통합하여 측정하였으나 본 연구는 이를 구분하여 측정하였다.

10) 감사시간 자료의 경우 국내 선행연구들과 같이 감사투입시간이 최소 100시간 이상을 보고한 기업만을 분석에 이용하였다(권수영 외, 2005; 박종일 · 박찬웅, 2007; 권수영 · 기은선, 2011).

출하였다. 조건 (5)에서 자본잠식기업은 재무건전성이 낮으므로 제외하였다. 이상의 조건을 모두 만족하는 최종표본은 분석기간 중 종속변수가 LNAF(LNAH)의 경우 15,708(15,534)개 기업/연 자료였다. 한편, 본 연구의 식(1) 및 식(2)에서 자연로그 값을 취한 변수와 더미변수를 제외한 나머지 설명변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorize)한 후 분석하였다.

〈표 1〉은 표본의 산업별 분포이다. 종속변수를 기준으로 LNAF(audit fees) 및 LNAH(audit hours) 표본을 각각 보고하였고, 산업분류는 NICE평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고하였다.

〈표 1〉을 보면, 표본이 다양한 산업에 걸쳐 분포되어 있음을 볼 수 있다. LNAF 및 LNAH 표본 모두 제조업이 대략 67% 정도로 가장 빈도수가 높고,¹¹⁾ 그 다음이 서비스업에서 18% 이상으로 높게 나타났다. 나머지 산업인 도매와 소매업(7.6%), 건설업(3.8%) 및 기타(3.7%) 순으로 나타났으며, 이들 모두는 표본의 10% 이내이다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계

〈표 2〉에는 식(1) 및 식(2)에서 이용된 주요 변수에 대한 기술통계를 나타내었다. Panel A에는 종속변수가 LNAF 표본의 결과를, Panel B에는 종속변수가 LNAH 표본의 결과를 각각 보고하였다.

〈표 2〉를 보면, Panel A에서 LNAF(감사보수)의 평균(중위수)이 18.035(17.910)이다. 이를 자연로그를 취하기 전의 평균(중위수)으로 환산하면 96,900(60,000)천원이다. Panel B에서 LNAH(감사시간)의 평균(중위수)은 6.723(6.620)이며, 자연로그를 취하기 전의 경우는 1,236(750)시간이었다. Panel A의 LNAF 표본을 중심으로 살펴보면, DA의 평균(중위수)은 -0.005(0.000)이고, 관심변수 중 OPAQUE의 평균(중위수)은 0.240(0.184)이며, OPAQUE_std의 평균(중위수)은 0.085(0.063)

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	LNAF(감사보수) 표본		LNAH(감사시간) 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	10,481	66.7%	10,372	66.8%
건설업	596	3.8%	591	3.8%
도매 및 소매업	1,191	7.6%	1,180	7.6%
서비스업	2,856	18.2%	2,812	18.1%
기타	584	3.7%	579	3.7%
합계	15,708	100.0%	15,534	100.0%

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

주2) 분석기간 2004년부터 2015년까지의 자료를 통합하여 보고함.

11) 지면관계상 별도의 표로 제시하지는 않았으나, KISVALUE의 중분류 기준에 따라 산업별 분포를 재확인한 결과, 고투 분포되어 있었다. 이러한 측면에서 보면, 본 연구결과는 일반화 가능성이 높을 것으로 기대된다.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계

Panel A: LNAF 표본 (N=15,708)					
Variable	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
LNAF _t	18.035	17.910	0.691	14.670	22.391
DA _{t-1}	-0.005	0.000	0.114	-0.676	0.648
OPAQUE _{t-1}	0.240	0.184	0.192	0.002	1.584
OPAQUE std _{t-1}	0.085	0.063	0.075	0.000	0.580
CONF _t	0.628	1	0.483	0	1
BIG4 _t	0.543	1	0.498	0	1
FIRST _t	0.174	0	0.379	0	1
OPN _{t-1}	0.002	0	0.041	0	1
SIZE _{t-1}	25.602	25.328	1.436	20.011	32.731
LEV _{t-1}	0.406	0.405	0.198	0.040	0.875
LIQ _{t-1}	2.595	1.586	3.061	0.249	20.671
GRW _{t-1}	0.093	0.050	0.309	-0.755	1.455
ROA _{t-1}	0.034	0.038	0.122	-0.477	0.395
LOSSF _{t-1}	0.659	0	0.951	0	3
EXPT _{t-1}	0.087	0	0.217	0	0.942
INVREC _{t-1}	0.311	0.288	0.194	0	0.953
ISSUE _{t-1}	0.243	0	0.429	0	1
BOND _{t-1}	0.128	0	0.334	0	1
OWNER _t	0.406	0.400	0.166	0.015	0.800
FOR _t	0.066	0.013	0.114	0	0.560
MKT _t	0.581	1	0.493	0	1
Panel B: LNAH 표본 (N=15,534)					
Variable	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
LNAH _t	6.723	6.620	0.744	4.605	10.783
DA _t	-0.006	-0.001	0.112	-0.676	0.653
OPAQUE _t	0.230	0.176	0.186	0.002	1.584
OPAQUE std _t	0.082	0.060	0.072	0.000	0.568
CONF _t	0.631	1	0.483	0	1
BIG4 _t	0.546	1	0.498	0	1
FIRST _t	0.173	0	0.378	0	1
OPN _t	0.001	0	0.038	0	1
SIZE _t	25.701	25.419	1.423	20.011	32.761
LEV _t	0.401	0.398	0.200	0.037	0.873
LIQ _t	2.624	1.583	3.137	0.245	20.848
GRW _t	0.072	0.040	0.280	-0.758	1.249
ROA _t	0.026	0.034	0.115	-0.479	0.326
LOSSF _t	0.699	0	0.974	0	3
EXPT _t	0.091	0	0.221	0	0.945
INVREC _t	0.297	0.275	0.185	0	0.885
ISSUE _t	0.246	0	0.431	0	1
BOND _t	0.123	0	0.329	0	1
OWNER _t	0.406	0.400	0.166	0.015	0.800
FOR _t	0.067	0.013	0.115	0	0.563
MKT _t	0.576	1	0.494	0	1

주1) 변수의 정의: LNAF= t년도 감사보수에 자연로그 값; LNAH= t년도 감사시간에 자연로그 값; DA= t-1,t년도 계량적 발생액 (Dechow et al., 1995); OPAQUE= t-1,t년도 회계이익의 불투명성1(=absDA_{t-3(t-2)}+absDA_{t-2(t-1)}+absDA_{t-1(t)}), Hutton et al., 2009); OPAQUE_std= t-1,t년도 회계이익의 불투명성2(=stdev(DA_{t-3(t-2)}, DA_{t-2(t-1)}, DA_{t-1(t)}), DA의 과거 3년간 표준편차); CONF= t년도 연결채무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0; BIG4= t년도 Big 4 제류법인이면 1, 아니면 0; FIRST= t년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0; OPN= t-1,t년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0; SIZE= t-1,t년도 총자산에 자연로그 값; LEV= t-1,t년도 부채비율(=총부채/총자산); LIQ= t-1,t년도 유동비율(=유동자산/유동부채); GRW= t-1,t년도 매출액의 성장성(=[매출액_t-매출액_{t-1}]/매출액_{t-1}); ROA= t-1,t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산); LOSSF= t-1,t년도 과거 3년간 손실발생 빈도; EXPT= t-1,t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액); INVREC= t-1,t년도 재고자산 및 매출채권 비율(=(재고자산+매출채권)/기초총자산); ISSUE= t-1,t년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0; BOND= t-1,t년도 사채발행 기업이면 1, 아니면 0; OWNER= t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함); FOR= t년도 외국인투자자 지분율; MKT= t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0임.

주2) 분석기간 2004년부터 2015년까지 자료를 통합하여 보고함.

로 나타났다. DA의 평균과 중위수는 영(0)에 근접된 분포를 보이는 반면, OPAQUE 및 OPAQUE_std는 모두 변수 정의상 양(+)의 수치 값을 보인다. 또한 3년간 DA의 표준편차로 측정된 OPAQUE_std보다 3년간 DA의 절댓값의 합으로 측정된 Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 값이 보다 높게 나타났다.

CONF(연결재무제표 작성여부)의 평균은 표본에서 62.8%이다. BIG4(감사인 유형)의 평균은 0.543으로 표본 중 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업의 비중이 더 높았다. FIRST(초도감사여부)의 평균은 0.174로 나타나 표본의 17.4%에서 감사인 교체가 이루어졌다. OPN(감사의견)의 평균은 0.002로 나타나 비적정 감사의견을 받은 상장기업의 비율은 매우 낮은 수준이었다. 기업특성의 경우 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.602 (25.328)이고, 이에 대한 자연로그를 취하기 전의 총자산은 759,004(100,000)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.406(0.405)으로 자본구조의 경우 타인자본보다 자기자본의 비율이 좀 더 높았다. LIQ(유동비율)의 평균(중위수)은 2.595(1.586)이다.

GRW(매출액의 성장성)의 평균(중위수)은 0.093(0.050)으로 나타나 평균과 중위수 간에 차이를 보인다. EXPT(매출액 중 해외매출액이 차지하는 비중)의 평균은 0.087이고, INVREC(총자산 대비 채고 자산과 매출채권)의 평균(중위수)은 0.311(0.288)이며, ISSUE(유상증자 실시여부)와 BOND(사채 발행여부)의 평균은 각각 0.243과 0.128이다. 수익성의 경우 ROA(총자산이익률)의 평균(중위수)은 0.034(0.038)로 양(+)의 값을, LOSSF(과거 3년간 손실발생 빈도)의 평균은 0.659로 나타났다.

소유구조인 OWNER(대주주 지분율)의 평균(중위수)은 0.406(0.400)으로 높게 나타났고, FOR(외

국인투자자 지분율)의 평균(중위수)은 0.066(0.013)으로 평균과 중위수 간에 큰 차이를 보인다. 또한 MKT(시장구분)의 평균은 0.581로 나타나 거래소 기업에 비해 코스닥기업의 표본의 비중이 더 높다. 이러한 사항은 Panel B에서 LNAH 표본의 경우에도 질적으로 유사한 특성을 보이고 있다.

4.2 상관관계 분석

〈표 3〉에는 식(1)과 식(2)에서 이용된 주요 변수에 대한 피어슨 상관관계를 나타내었다. 대각선 상단에는 종속변수가 LNAF의 결과를, 대각선 하단에는 종속변수가 LNAH의 결과에 대해 각각 보고하였다. 〈표 3〉을 보면, 세 가지 관심변수 중 우선 DA는 LNAF 및 LNAH에 대해 유의한 양(+)의 상관성을 보이는 반면, OPAQUE 및 OPAQUE_std는 LNAF 및 LNAH에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 나타냈다. 또한 DA는 OPAQUE 및 OPAQUE_std에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 보이는 반면, OPAQUE와 OPAQUE_std 간에는 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 하지만, 이러한 두 변수 간의 단순 상관관계는 식(1)과 식(2)에 포함된 감사보수 및 감사시간에 유의한 영향을 미치는 일정 통제변수가 고려되지 않은 결과라는 점에서 보다 정확한 검증결과는 다변량 회귀분석(multivariate regression)을 통해 확인해 볼 필요가 있다.

통제변수의 경우 OPN을 제외하면 대체로 종속변수 LNAF 및 LNAH에 대해 유의한 상관성을 보이고 있다. 구체적으로는 CONF, BIG4, SIZE, LEV, ROA, EXPT, BOND, FOR는 종속변수 LNAF 및 LNAH에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, FIRST, LIQ, GRW, LOSSF, INVREC, ISSUE, OWNER, MKT는 종속변수 LNAF 및 LNAH에 대해 유의한

〈표 3〉 주요 변수의 상관관계

Variable	LNAH	DA	OPAQUE	OPAQUE _{std}	CONF	BIG4	FIRST	OPN	SIZE	LEV	LIQ	GRW	ROA	LOSSF	EXPT	INVTREC	ISSUE	BOND	OWNER	FOR	MKT
LNAH	1	0.020***	-0.138***	-0.138***	0.386***	0.377***	-0.055***	0.003	0.809***	0.229***	-0.201***	-0.031***	0.013*	-0.055***	0.115***	-0.165***	-0.032***	0.385***	-0.057***	0.438***	-0.427***
DA	0.027***	1	-0.130***	-0.062***	0.012	0.048***	-0.041***	-0.054***	0.100***	-0.083***	0.033***	0.097***	0.048**	-0.284***	0.004	0.248***	-0.043***	0.033***	0.109***	0.027***	-0.062***
OPAQUE	-0.160***	-0.143***	1	0.847***	-0.127***	-0.081***	0.076***	0.051***	-0.267***	0.128***	-0.004	0.117***	-0.183***	0.304***	-0.086***	0.115***	0.265***	-0.078***	-0.178***	-0.110***	0.224***
OPAQUE _{std}	-0.140***	-0.056***	0.847***	1	-0.117***	-0.078***	0.057***	0.060***	-0.248***	0.119***	-0.006	0.107***	-0.110***	0.237***	-0.026***	0.124***	0.218***	-0.082***	-0.144***	-0.111***	0.198***
CONF	0.400***	0.002	-0.134***	-0.123***	1	0.107***	-0.043***	-0.008	0.387***	0.066***	-0.095***	-0.090***	-0.049***	0.006	0.090***	-0.176***	-0.005	0.156***	-0.048***	0.151***	-0.190***
BIG4	0.438***	0.044***	-0.094***	-0.090***	0.107***	1	-0.074***	-0.022***	0.352***	0.029***	-0.053***	0.019*	0.121***	-0.129***	0.017**	-0.066***	-0.044***	0.152***	0.085***	0.228***	-0.227***
FIRST	-0.039***	-0.004	0.085***	0.073***	-0.046***	-0.072***	1	0.047***	-0.070***	0.045***	-0.012	0.014*	-0.050***	0.063***	-0.006	0.008	0.058***	-0.011	-0.006	-0.046***	0.024***
OPN	-0.001	-0.047***	0.062***	0.062***	0.005	-0.022***	0.018**	1	-0.026***	0.047***	-0.019*	-0.030***	-0.094***	0.052***	0.013	-0.011	0.039***	-0.001	-0.034***	-0.010	-0.003
SIZE	0.769***	0.107***	-0.261***	-0.237***	0.372***	0.359***	-0.060***	-0.024***	1	0.201***	-0.199***	-0.034***	0.102**	-0.189***	0.149***	-0.163***	-0.142***	0.419***	0.074***	0.457***	-0.567***
LEV	0.167***	-0.085***	0.128***	0.117***	0.065***	0.021**	0.034**	0.043**	0.200**	1	-0.602**	0.090**	-0.264***	0.256***	0.036**	0.170**	0.030**	0.273**	-0.075**	-0.083**	-0.120**
LIQ	-0.161***	0.043**	-0.004	-0.006	-0.085***	-0.043**	-0.008	-0.016*	-0.191**	-0.600**	1	-0.065**	0.117**	-0.076**	-0.035**	-0.114**	0.030**	-0.163**	0.012	0.023**	0.153**
GRW	-0.047***	0.065**	0.075**	0.067**	-0.071**	-0.006	0.029**	-0.030**	-0.003	0.087***	-0.063**	1	0.356**	-0.138**	0.014*	0.376**	0.069**	-0.021**	0.012	0.018**	0.070**
ROA	0.044**	0.512***	-0.252***	-0.170**	-0.087**	0.113**	-0.036**	-0.084**	0.165**	-0.279**	0.121**	0.299**	1	-0.611**	0.026**	0.227**	-0.092**	-0.035**	0.180**	0.168**	-0.004
LOSSF	-0.056**	-0.277***	0.321***	0.254**	0.012	-0.123**	0.060**	0.048**	-0.218**	0.271**	-0.092**	-0.127**	-0.625**	1	-0.034**	-0.167**	0.189**	-0.022**	-0.233**	-0.173**	0.085**
EXPT	0.078**	0.005	-0.028**	-0.018**	0.075**	0.017**	-0.006	0.014*	0.139**	0.037**	-0.028**	0.019*	0.048**	-0.035**	1	0.012	-0.011	0.033**	-0.045**	0.099**	-0.077**
INVTREC	-0.176***	0.228**	0.079**	0.091**	-0.170**	-0.066**	0.015*	-0.014*	-0.131**	0.176**	-0.117**	0.341**	0.192**	-0.156**	0.024**	1	0.034**	-0.078**	0.017**	-0.103**	0.060**
ISSUE	-0.044**	-0.055**	0.259**	0.215**	-0.017*	-0.038**	0.054**	0.032**	-0.148**	0.034**	0.028**	0.049**	-0.146**	0.209**	-0.007	0.020**	1	-0.019*	-0.243**	-0.059**	0.198**
BOND	0.351***	0.086**	-0.075**	-0.079**	0.148**	0.154**	-0.009	-0.004	0.416**	0.267**	-0.159**	-0.009	-0.018*	-0.030**	0.030**	-0.062**	-0.018**	1	-0.033**	0.149**	-0.284**
OWNER	-0.030**	0.104**	-0.195**	-0.160**	-0.047**	0.087**	-0.006	-0.034**	0.081**	-0.079**	0.019*	0.012	0.194**	-0.235**	-0.051**	0.015*	0.262**	-0.023**	1	-0.050**	-0.105**
FOR	0.404**	0.038**	-0.108**	-0.113**	0.151**	0.229**	-0.046**	-0.004	0.467**	-0.084**	0.027**	0.015*	0.179**	-0.182**	0.101**	-0.102**	-0.070**	0.154**	-0.048**	1	-0.262**
MKT	-0.402**	-0.068**	0.216**	0.192**	-0.182**	-0.227**	0.023**	-0.001	-0.555**	-0.127**	0.140**	0.043**	-0.044**	0.101**	-0.066**	0.029**	0.196**	-0.239**	-0.109**	-0.261**	1

주1) 변수의 정의는 표 2)의 하단과 같음. 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 대각선 상단은 종속변수가 LNAH의 결과에 대해 각각 보고함.
 주2) 분석기간 2004년부터 2015년까지 자료를 통합하여 보고함.
 주3) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검정).

음(-)의 상관성이 나타났다. 즉 연결재무제표를 작성한 피감기업이면, Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이면, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 총자산이익률이 높을수록, 수출비중이 높을수록, 회사채를 발행한 피감기업이면, 외국인투자자 지분율이 높을수록 감사보수 및 감사시간이 높게 나타난 반면, 초도감사기업이면, 유동비율이 높을수록, 매출액의 성장성이 높을수록, 과거 3년간 손실 발생 빈도가 높을수록, 총자산에서 재고자산 및 매출채권의 비중이 높을수록, 유상증자를 실시한 피감기업이면, 대주주 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 감사보수 및 감사시간이 낮게 나타났다.

기대부호와 다른 결과를 보이는 설명변수는 ROA, LOSSF, INVREC 및 ISSUE 등이다. 한편, LNAF 및 LNAH에 대해 가장 높은 상관성이 있는 설명변수는 SIZE로 나타났으며, 상관성이 감사보수와 감사시간과 각각 0.809와 0.769로 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 다음으로 FOR, MKT, CONF, BOND, BIG4 등에서 LNAF 및 LNAH에 대해 0.3 이상의 높은 상관성을 보인다. 또한 SIZE와 MKT 간에도 종속변수가 LNAF의 경우 0.567로 음(-)의 상관성을, 종속변수가 LNAH의 경우는 0.555로 음(-)의 상관성이 나타나 두 변수 간에 다소 높은 상관계수로 나타났다. 따라서 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity)이 존재하는가를 회귀분석 시 확인해 볼 필요가 있다.

4.3 가설 1과 2의 분석결과

가설 1을 검증하기 위하여 식(1)의 모형식을 이용하여 분석한 다변량 회귀분석 결과는 <표 4>에 나타내었다. <표 4>에서 주된 관심변수는 OPAQUE와 OPAQUE_std이지만, 앞서의 해당 분석결과와 비교를 위해 DA에 대한 결과도 표에 각각 보고하였다. 따라서 먼저 모형 1에 DA의 결과를 보고한 후, 주된 관심변수는 모형 2와 3에 보고하였다. 모형 2는 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 측정된 OPAQUE의 결과이고, 모형 3은 본 연구에서 제안한 OPAQUE_std의 결과이다. 한편, 회귀분석 시에 식(1)에 포함된 모든 변수가 고려되어 분석되었으나, 지면관계상 산업(Σ IND)과 연도(Σ YD) 더미변수의 보고는 생략한다. 따라서 표에 보고된 회귀분석은 산업과 연도에 대한 고정효과가 통제된 후의 결과를 나타낸다.

<표 4>의 결과를 살펴보면, F 값은 모형 1부터 3까지 모두 통계적으로 유의한 값으로 나타나 본 연구에서 설정한 모형식은 적합한 것으로 나타났다.¹²⁾ 또한 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1부터 3까지 모두 0.711로 높은 수준이다.

먼저 비교목적으로 보고된 DA는 종속변수 LNAF에 대해 일정 변수들을 통제한 후에도 1% 수준에서 유의한 음(-)의 회귀계수 값이 나타났다. 반면, 본 연구의 주된 관심변수인 OPAQUE 및 OPAQUE_std 모두 LNAF에 대해 일정 변수들을 통제한 후에

12) 모형식에 고려된 설명변수 간에 다중공선성 문제가 존재하는가를 분산팽창요인(variance influence factor: VIF) 값으로 확인해 보았다. 계량경제학적으로는 VIF가 10 이상의 값이면 설명변수 간에 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 4>의 추정모형 중 모형 1부터 모형 3까지 VIF가 가장 높았던 변수는 SIZE이며, 그 값은 2.727~2.737 사이로 나타났다. 따라서 이상의 결과로 볼 때 본 연구에서 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다. 이후 가설 2를 검증한 분석결과에서도 이와 질적으로 유사한 것이 확인되었다. 한편, <표 3>에서 설명변수 간에 상관성이 높았던 SIZE와 MKT 중 MKT를 제외한 후 분석하여도 <표 4>에서 관심변수의 결과는 질적으로 유사한 것으로 나타났다. 지면관계상 별도의 표로 나타내지는 않았지만, MKT를 제외한 후 분석하면 모형 1에서 DA의 계수(t 값)는 LNAF에 대해 -0.194(-6.209)를, 모형 2에서 OPAQUE는 0.129(7.274)를, 모형 3에서 OPAQUE_std는 0.231(5.264)이었다.

〈표 4〉 회계이익의 불투명성과 감사보수에 대한 회귀분석 결과: 가설 1

Variable	Pred. sign	종속변수 = $LNAF_t$		
		Model 1	Model 2	Model 4
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std
Intercept	?	8.898 (99.053***)	8.864 (98.537***)	8.884 (98.755***)
OPAQUE_{t-1}	+	-0.188 (-6.039***)	0.121 (6.775***)	0.214 (4.877***)
CONF _t	+	0.091 (12.733***)	0.091 (12.723***)	0.090 (12.646***)
BIG _t	+	0.151 (23.035***)	0.150 (23.020***)	0.151 (23.096***)
FIRST _t	-	-0.002 (-0.270)	-0.003 (-0.385)	-0.002 (-0.260)
OPN _{t-1}	+	0.248 (3.377***)	0.239 (3.246***)	0.236 (3.206***)
SIZE _{t-1}	+	0.343 (100.658***)	0.344 (100.720***)	0.344 (100.496***)
LIQ _{t-1}	-	-0.004 (-3.182***)	-0.004 (-3.466***)	-0.004 (-3.397***)
LEV _{t-1}	+	0.191 (8.878***)	0.181 (8.386***)	0.183 (8.464***)
GRW _{t-1}	+	0.009 (0.814)	0.014 (1.249)	0.018 (1.590)
ROA _{t-1}	-	0.065 (1.713*)	-0.020 (-0.591)	-0.034 (-0.989)
LOSSF _{t-1}	+	0.045 (10.619***)	0.038 (8.953***)	0.040 (9.466***)
EXPT _{t-1}	+	-0.012 (-0.876)	-0.011 (-0.813)	-0.012 (-0.827)
INVREC _{t-1}	+	0.004 (0.226)	-0.034 (-1.831*)	-0.012 (-1.584)
ISSUE _{t-1}	+	0.057 (7.670***)	0.048 (6.377***)	0.051 (6.876***)
BOND _{t-1}	+	0.087 (8.528***)	0.087 (8.490***)	0.087 (8.456***)
OWNER _t	-	-0.301 (-15.695***)	-0.296 (-15.392***)	-0.299 (-15.555***)
FOR _t	+	0.539 (17.406***)	0.547 (17.724***)	0.552 (17.870***)
MKT _t	+/-	0.043 (5.701***)	0.040 (5.252***)	0.042 (5.536***)
ΣIND	?	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.711	0.711	0.711
F Value		1,170.533***	1,170.520***	1,169.203***
# of obs.		15,708	15,708	15,708

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수 값으로 나타났다. 이러한 결과는 한해 연도로 측정된 DA는 일반적인 기대와 달리, 오히려 감사보수와 유의한 음(-)의 관계로 나타난 반면, Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 측정된 OPAQUE의 경우나 본 연구에서 제안된 OPAQUE_std 모두는 감사보수와 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있어 가설 1의 기대와 일치하게 OPAQUE와 OPAQUE_std는 감사인의 감사위험으로 고려됨을 볼 수 있다. 이러한 결과는 감사인의 경우 감사보수 책정시에 한해 연도의 재량적 발생액을 고려한다기보다는 OPAQUE 및 OPAQUE_std 측정방법과 같이 3년간 DA의 반전효과가 고려되는 재량적 발생액의 측정치를 감사위험으로 인지하여 감사보수에 반영시키는 것을 시사한다. 특히 이러한 효과는 OPAQUE과 OPAQUE_std 측정치를 비교하면 OPAQUE_std의 경우가 OPAQUE보다 회귀계수 값이 1.77배(=0.214/0.121) 정도 감사보수에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 이상의 결과로 볼 때, 회계이익의 불투명성을 나타내는 측정치로 OPAQUE뿐만 아니라 OPAQUE_std로 측정된 경우에 상관없이 가설 1은 지지된다.

한편, 앞서의 결과 중 DA의 경우는 선행연구인 박시연 외(2012), 박범진(2014)과 일치한다. 즉 앞서 선행연구들은 재량적 발생액과 감사보수 간에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고한 바 있다.

기타 통제변수의 결과는 FIRST, GRW, ROA, EXPT 및 INVREC를 제외하면 나머지 설명변수들에서는 LNAF에 대해 유의한 관계를 보이고 있다. 구체적으로는 CONF, BIG4, OPN, SIZE, LEV, LOSSF, ISSUE, BOND, FOR 및 MKT는 LNAF에 대해 유의한 양(+)의 관계를, LIQ 및 OWNER

은 LNAF에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 연결채무제표를 작성한 피감기업이면, Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이면, 비적정 감사의견을 받은 피감기업이면, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 과거 3년간 손실발생 빈도가 높을수록, 유상증자를 실시한 피감기업이면, 회사채를 발행한 피감기업이면, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 감사보수가 높은 반면에, 유동비율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 감사보수는 낮은 것으로 나타났다.

다음으로, 가설 2를 검증하기 위하여 식(2)의 모형을 이용하여 분석한 다변량 회귀분석 결과는 <표 5>에 나타내었다. <표 5>에서의 보고방식은 앞서 <표 4>와 유사하다.

<표 5>의 결과를 보면, F 값은 추정모형 모두 통계적으로 유의한 값이 나타났고,¹³⁾ 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1부터 3까지 모두 0.683이다.

먼저 DA의 결과는 종속변수 LNAH에 대해 일정 변수들을 통제한 후에도 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 이와 달리, 본 연구의 주된 관심변수 중 OPAQUE는 LNAH에 대해 양(+)의 계수 값이지만, 통계적으로 유의한 결과를 보이지는 않았다. 반면, OPAQUE_std는 LNAH에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수 값이 나타났다. 따라서 가설 2의 기대와 일치된 결과는 관심변수 중 OPAQUE_std 변수뿐이다. 이상의 OPAQUE_std의 결과로 볼 때 감사인은 3년간 DA의 반전효과가 고려되는 재량적 발생액의 측정치를 감사위험으로 고려한 후 당기 감사노력인 감사시간에 반영하는 것으로 나타났다. 즉 다기간인 3년간 재량적 발생액의 반전효과가 고려된 회계이익의 불투명성이 높을 때

13) <표 5>에서 모형 1부터 모형 3까지 VIF의 최댓값이 가장 높았던 변수는 SIZE이며, 그 값은 2.696~2.706 사이로 나타났다.

〈표 5〉 회계이익의 불투명성과 감사시간에 대한 회귀분석 결과: 가설 2

Variable	Pred. sign	종속변수=LNAH _t		
		Model 1	Model 2	Model 4
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std
Intercept	?	-2.324 (-22.854***)	-2.317 (-22.690***)	-2.340 (-22.939***)
OPAQUE_t	+	-0.153 (-4.203***)	0.030 (1.432)	0.206 (4.017***)
CONF _t	+	0.130 (16.093***)	0.130 (16.058***)	0.130 (16.159***)
BIG _t	+	0.287 (38.722***)	0.287 (38.805***)	0.287 (38.815***)
FIRST _t	+	0.045 (4.916***)	0.044 (4.797***)	0.043 (4.710***)
OPN _t	+	0.184 (2.096**)	0.182 (2.074**)	0.169 (1.926**)
SIZE _t	+	0.340 (87.594***)	0.339 (87.347***)	0.340 (87.563***)
LIQ _t	-	-0.006 (-4.086***)	-0.006 (-4.189***)	-0.006 (-4.280***)
LEV _t	+	-0.014 (-0.577)	-0.016 (-0.669)	-0.022 (-0.896)
GRW _t	+	-0.007 (-0.521)	-0.001 (-0.043)	-0.001 (-0.077)
ROA _t	+	0.038 (0.839)	-0.043 (-1.059)	-0.046 (-1.116)
LOSSF _t	+	0.061 (12.820***)	0.058 (12.128***)	0.057 (11.889***)
EXPT _t	+	-0.061 (-3.886***)	-0.060 (-3.822***)	-0.061 (-3.868***)
INVREC _t	+	-0.039 (-1.742*)	-0.060 (-2.752***)	-0.064 (-2.941***)
ISSUE _t	+	0.039 (4.644***)	0.036 (4.276***)	0.034 (4.029***)
BOND _t	+	0.104 (8.847***)	0.102 (8.699***)	0.103 (8.804***)
OWNER _t	-	-0.264 (-12.062***)	-0.263 (-11.973***)	-0.259 (-11.838***)
FOR _t	+	0.370 (10.599***)	0.378 (10.821***)	0.378 (10.828***)
MKT _t	+/-	0.025 (2.957***)	0.025 (2.959***)	0.024 (2.810***)
ΣIND	?	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.683	0.683	0.683
F Value		1,014.477***	1,012.983***	1,014.330***
# of obs.		15,534	15,534	15,534

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

감사인의 감사보수뿐 아니라 감사시간 모두 증가되는 것으로 나타났다. 하지만 이러한 감사보수와 감사시간 모두 유의한 결과를 보인 경우는 Hutton et al.(2009)의 연구에서 3년간의 연도별 재량적 발생액에 절댓값을 취한 후 이들의 합으로 측정된 OPAQUE보다는 본 연구에서 제안된 3년간의 재량적 발생액을 표준편차로 계산한 OPAQUE_std의 경우에서 더 뚜렷한 반응이 관찰되었다. 이러한 결과로 볼 때, 회계이익의 불투명성을 나타내는 측정치로 OPAQUE보다는 OPAQUE_std의 측정치를 이용한 경우에서 가설 2는 실증적으로 지지된 결과를 보였다.¹⁴⁾

기타 통제변수의 결과는 LEV, GRW, ROA를 제외하면 나머지 변수들의 경우 LNAH에 대해 유의한 관련성이 나타났다. 즉 CONF, BIG4, FIRST, OPN, SIZE, LOSSF, ISSUE, BOND, FOR 및 MKT는 LNAH에 대해 유의한 양(+)의 관계를, LIQ, EXPT, INVREC 및 OWNER는 LNAH에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 연결채무 제표를 작성한 피감기업이면, Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이면, 초도감사기업이면, 비적정 감사의견을 받은 피감기업이면, 기업규모가 클수록, 3년간 손실발생 빈도가 높을수록, 유상증자를 실시한 피감기업이면, 회사채를 발행한 피감기업이면, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 코스닥기업이면 감사인의 감사투입시간이 높은 반면, 유동비율이 높을수록, 수출비중이 높을수록, 총자산 대비 재고자산 및 매출채권의 비중이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 감사투입시간은 낮은 것으로 나타났다. 기대와

다른 결과로 나타난 변수는 EXPT와 INVREC의 경우이다.

이상의 <표 4> 및 <표 5>의 결과를 종합하면, 가설 1과 2와 관련하여 피감기업의 회계이익의 불투명성에 대한 감사인의 감사보수 및 감사시간으로 측정된 반응은 회계이익의 불투명성에 대해 한해 연도의 재량적 발생액이 높을 때 감사위험으로 반영되기 보다는 3년간의 다기간으로 측정된 재량적 발생액의 변동 폭이 클 때 감사위험으로 고려되는 것으로 나타났다. 특히, Hutton et al.(2009)의 연구에서 제안된 회계이익의 불투명성 측정치(OPAQUE)는 감사보수의 경우만 유의한 양(+)의 결과로 나타났고, 감사시간에 대해서는 유의하지 않았다. 이와 달리, 본 연구에서 새롭게 제안한 3년의 다기간으로 측정된 재량적 발생액의 표준편차를 이용하여 계산된 회계이익의 불투명성 측정치(OPAQUE_std)의 경우 감사보수뿐 아니라 감사시간 모두에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타나 감사인은 피감기업의 회계이익에 대한 불투명성에 대해 다기간의 재량적 발생액의 변동 폭이 클 때 감사위험으로 고려할 것으로 기대한 가설 1과 2 모두 지지되는 실증적 증거를 보였다. 이는 한편으로 3년의 재량적 발생액을 다기간으로 측정한 경우라도 감사인의 감사보수뿐 아니라 감사시간 모두에 대해 감사위험으로 반영되는 결과로 나타난 본 연구에서 제안된 OPAQUE_std 측정치가 Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 측정치와 비교할 때 탐지능력 측면에서 보다 신뢰할만한 측정치를 제공하는 것으로 보인다. 이와 비교하여 한해 연도 DA의 경우는 감사보수뿐만 아니라 감사시간

14) 한편, 지면관계상 별도의 표로 나타내지는 않았지만, <표 3>에서 설명변수 간에 상관성이 높았던 SIZE와 MKT 중 MKT를 제외한 후 분석하면 모형 1에서 DA의 회귀계수(t 값)는 LNAH에 대해 -0.157(-4.311)의 결과를, 모형 2에서 OPAQUE의 경우는 0.036(1.720)을, 모형 3에서 OPAQUE_std는 0.217(4.231)로 나타났다. 즉 모형 2에서 OPAQUE는 종속변수 LNAH에 대해 10% 수준에서 유의한 양(+)의 계수 값으로 나타났다. 그러나 OPAQUE과 OPAQUE_std 측정치 간을 비교해 보면, OPAQUE_std의 경우가 OPAQUE보다 회귀계수 값이 6.03배(=0.217/0.036) 정도 감사시간에 미치는 효과가 상대적으로 더 컸다.

모두 감사위험으로 반영된다는 결과는 여전히 관찰되지 않았다.

4.4 민감도 분석결과

본 절에서는 두 경우에 대한 민감도 분석(sensitivity analysis)을 수행하였다. 첫째, 앞서의 경우 관심변수 DA, OPAQUE 및 OPAQUE_std 모두는 비정상 발생액(abnormal accruals)의 측정치를 이용한 결과였다. 따라서 본 절에서는 종속변수에 대해서도 비정상 감사보수(abnormal audit fee) 또는 비정상 감사시간(abnormal audit hour)으로 측정된 경우에서도 앞서의 검증결과와 일치하는지를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 식(1) 및 식(2)의 모형식에서 관심변수(DA, OPAQUE, OPAQUE_std)를 제외하고 다시 회귀분석을 수행한 후 얻어진 잔

차항 값(ε)은 비정상 감사보수 또는 비정상 감사시간의 추정치가 된다(박종일 · 최 관, 2009). 따라서 이 잔차항 값을 종속변수로 이용하고, 식(1) 및 식(2)에서 관심변수 DA, OPAQUE 및 OPAQUE_std 을 설명변수로 하는 회귀분석을 추가로 수행해 보았다.¹⁵⁾ 그 결과를 <표 6>에 나타내었다. 표의 왼쪽에는 종속변수가 LNAF 표본의 결과를, 표의 오른쪽에는 종속변수가 LNAH 표본의 결과를 각각 보고하였다.

<표 6>의 결과를 보면, LNAF 표본에서 DA(모형 1)는 종속변수인 비정상 감사보수(abnormal LNAF)에 대해 유의한 음(-)의 계수 값을, 반면 OPAQUE(모형 2) 및 OPAQUE_std(모형 3) 모두는 abnormal LNAF에 대해 유의한 양(+)의 계수 값으로 나타나 <표 4>의 검증결과와 일치한다. 또한 LNAH 표본에서 DA(모형 4)는 비정상 감사시간(abnormal LNAH)

<표 6> 민감도 분석결과 1: 비정상 감사보수 및 비정상 감사시간을 이용한 분석

Variable	Pred. sign	LNAF 표본			LNAH 표본		
		종속변수=abnormal LNAF _t			종속변수=abnormal LNAH _t		
		Model 1 DA	Model 2 OPAQUE	Model 3 OPAQUE_std	Model 4 DA	Model 5 OPAQUE	Model 6 OPAQUE_std
Intercept	?	-0.001 (-0.236)	-0.022 (-4.586***)	-0.015 (-3.321***)	-0.001 (-0.188)	-0.012 (-0.964)	-0.033 (-2.730***)
OPAQUE_{t-1,t}	+	-0.131 (-5.047***)	0.091 (5.872***)	0.175 (4.415***)	-0.105 (-3.484***)	0.053 (1.240)	0.404 (3.641***)
Adj. R ²		0.002	0.002	0.001	0.001	0.000	0.001
F Value		25.469***	34.477***	19.491***	12.138***	1.537	13.256***
# of obs.		15,708	15,708	15,708	15,534	15,534	15,534

주1) 관심변수에 대한 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

15) 식(1)과 식(2)에서 통제변수들은 이미 비정상 감사보수 및 비정상 감사시간의 추정에 이용되었기 때문에 비정상 감사보수 및 비정상 감사시간을 종속변수로 하는 회귀분석에서는 이들 통제변수가 이미 종속변수의 추정시에 고려된 것이므로, 본 연구는 이들 변수를 제외한 후 관심변수만을 고려하여 회귀분석을 수행하였다.

에 대해 유의한 음(-)의 계수 값을, OPAQUE(모형 5)는 abnormal LNAH에 대해 양(+)이지만 통계적으로 유의하지 않은 결과를, 그러나 OPAQUE_std(모형 6)는 abnormal LNAH에 대해 유의한 양(+)의 계수 값으로 나타나 앞서 <표 5>의 결과와 전반적으로 일치한다. 따라서 이러한 결과로 볼 때, 종속변수에 대해 관심변수와 같이 비정상 측정치를 이용해 분석하여도 <표 4> 및 <표 5>의 결과는 일관된 결과로 나타났다.

둘째, 앞서 가설 1과 2를 검증한 <표 4> 및 <표 5>에서는 식(1) 및 식(2)의 각 감사보수 및 감사시간의 결정모형을 이용할 때 수준변수를 중심으로 분석하였다. 이와 달리, 본 절에서는 종속변수와 통제변수에 대해 변동변수(change variable)로 측정할 경우에는 어떤 결과가 관찰되는지를 추가로 살펴보았다. 관심변수(DA, OPAQUE, OPAQUE_std)의 경우는 비정상 발생액(abnormal accruals)이라는 점에서 해당 측정치를 그대로 분석에 이용한다. 한편, 종속변수와 통제변수에 대해 변동변수로 측정하기 위해 본 연구는 권수영 외(2005)의 모형식을 준용하여 다음과 같이 식(4) 및 식(5)을 설정한 후 분석하였다. 즉 식(4)은 감사보수를 변동변수로 측정할 모형이고, 식(5)는 감사시간을 변동변수로 측정할 모형이다. 권수영 외(2005)는 감사보수의 증감 변화를 종속변수로 설정할 때 통제변수로 Δ SIZE, Δ LEV 및 Δ ROA만을 고려한 후 분석하였다. 따라서 선행연구의 방법에 따라 이들 변수를 모형식에 고려하였고, 또한 변동변수로 측정되는 GRW와 감사품질을 나타내는 BIG4 및 FIRST를 추가로 고려해서 식(4) 및 식(5)을 설정하였다. Δ LNAF, Δ LNAH, Δ SIZE, Δ LEV 및 Δ ROA의 측정방법은 관련연구인 권수영 외(2005)의 방법을 따랐다.

$$\begin{aligned} \Delta LNAF_t = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_{t-1} \\ & (or\ OPAQUE_std_{t-1}) + \beta_2 BIG4_t \\ & + \beta_3 FIRST_t + \beta_4 \Delta SIZE_{t-1} + \beta_5 \Delta LEV_{t-1} \\ & + \beta_6 GRW_{t-1} + \beta_7 \Delta ROA_{t-1} + \Sigma YD \\ & + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta LNAH_t = & \beta_0 + \beta_1 OPAQUE_t \\ & (or\ OPAQUE_std_t) + \beta_2 BIG4_t \\ & + \beta_3 FIRST_t + \beta_4 \Delta SIZE_t + \beta_5 \Delta LEV_t \\ & + \beta_6 GRW_t + \beta_7 \Delta ROA_t + \Sigma YD \\ & + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

여기서,

$\Delta LNAF$ = t년도 Ln(감사보수)의 변화
 $\Delta SIZE$ = t-1, t년도 Ln(총자산)의 변화
 ΔLEV = t-1, t년도 '총부채/총자산'의 변화
 ΔROA = t-1, t년도 '당기순이익/기초총자산'의 변화
 나머지 변수의 정의는 식(2)의 하단과 같음.

식(4) 및 식(5)을 이용한 회귀분석 결과는 <표 7>에 나타내었다. 표의 왼쪽에는 LNAF 표본의 결과를, 표의 오른쪽에는 LNAH 표본의 결과를 각각 보고하였다. 앞서의 경우와 같이 회귀분석 시에는 식(4) 및 식(5)의 모형식에 고려된 모든 변수가 포함되었으나, 지면관계상 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수의 보고는 생략한다.

<표 7>의 결과를 보면, 모형설정의 적합성을 나타내는 F 값은 모형 1부터 6까지 모두 통계적으로 유의한 값이 나타났고, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 종속변수가 $\Delta LNAF$ 일 때 모형 1부터 3까지 모두 0.037로, 종속변수가 $\Delta LNAH$ 일 때 모형 4부터 6까지는 모두 0.039로 나타났다. 모형의 설명력은 수준변수의 경우보다 상대적으로 낮은 수준이다.

LNAF 표본에서 DA(모형 1)는 종속변수인 감사

〈표 7〉 민감도 분석결과 2: 감사보수 및 감사시간의 증감을 이용한 분석

Variable	Pred. sign	LNAF 표본			LNAH 표본		
		종속변수 = $\Delta LNAF_t$			종속변수 = $\Delta LNAH_t$		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std	
Intercept	?	0.030 (2.489***)	0.026 (2.132**)	0.026 (2.171**)	-0.008 (-0.549)	-0.007 (-0.481)	-0.008 (-0.567)
OPAQUE_{t-1,t}	+	-0.041 (-2.238**)	0.028 (2.609***)	0.070 (2.556***)	-0.048 (-2.111**)	-0.004 (-0.312)	0.009 (0.273)
BIG4 _t	+	0.018 (4.474***)	0.018 (4.618***)	0.018 (4.594***)	0.033 (7.072***)	0.032 (6.880***)	0.033 (6.957***)
FIRST _t	-	-0.061 (-11.570***)	-0.061 (-11.616***)	-0.061 (-11.578***)	0.025 (3.968***)	0.025 (4.032***)	0.025 (4.001***)
$\Delta SIZE_{t-1,t}$	+	0.066 (5.966***)	0.062 (5.676***)	0.062 (5.658***)	0.040 (2.747***)	0.036 (2.494***)	0.036 (2.498***)
$\Delta LEV_{t-1,t}$	+	0.079 (4.591***)	0.079 (4.569***)	0.079 (4.607***)	0.040 (1.779*)	0.041 (1.832*)	0.040 (1.805*)
GRW _{t-1,t}	+	0.011 (1.389)	0.011 (1.449)	0.011 (1.444)	0.027 (2.811***)	0.028 (2.882***)	0.028 (2.884***)
$\Delta ROA_{t-1,t}$	-	-0.019 (-0.969)	-0.034 (-1.850*)	-0.033 (-1.796*)	-0.091 (-3.921***)	-0.106 (-4.032***)	-0.107 (-4.790***)
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.037	0.037	0.037	0.039	0.039	0.039
F Value		26.781***	26.870***	26.867***	27.952***	27.736***	27.735***
# of obs.		14,179	14,179	14,179	13,899	13,899	13,899

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음. 다만, $\Delta LNAF = \ln(\text{감사보수})$ 의 변화; $\Delta LNAH = \ln(\text{감사시간})$ 의 변화; $\Delta SIZE = \ln(\text{총자산})$ 의 변화; $\Delta LEV = \text{‘총부채/총자산’}$ 의 변화; $\Delta ROA = \text{‘당기순이익/총자산’}$ 의 변화임.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

보수의 변동($\Delta LNAF$)에 대해 유의한 음(-)의 계수 값을, OPAQUE(모형 2)와 OPAQUE_std(모형 3) 모두는 $\Delta LNAF$ 에 대해 유의한 양(+)의 계수 값으로 나타나 〈표 4〉의 결과와 전반적으로 일치한다. 반면, LNAH 표본에서 DA(모형 1)는 감사시간의 변동($\Delta LNAH$)에 대해 유의한 음(-)의 계수 값을, 그러나 OPAQUE(모형 2)와 OPAQUE_std 모두는 $\Delta LNAH$ 에 대해 통계적으로 유의한 계수 값이

관찰되지는 않았다. 따라서 회계이익의 불투명성과 감사보수 및 감사시간 간의 관계를 분석할 때 변동 변수로 측정하면 주로 회계이익의 불투명성이 높은 기업일수록 감사보수 결정에서 감사인은 감사위험으로 반영하는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 감사보수 및 감사시간에 대한 변동변수로 측정할 경우는 피감기업의 회계이익의 불투명성이 높을 때 감사인의 추가적인 감사노력보다는 감사인의 경제적 유인

(economic incentive)에 주로 반영되고 있음을 시사해 준다.

4.5 추가분석 결과

앞서의 <표 4> 및 <표 5>에서는 전체표본을 대상으로 가설 1과 2에 대하여 살펴보았다. 본 절에서는 추가분석(additional analysis)의 일환으로 첫째, 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라, 둘째, 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4)에 따라, 셋째, 감사인 교체여부(계속감사 vs. 초도감사)에 따라, 넷째, IFRS 의무도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-

IFRS)에 따라, 다섯째, 2014년부터 시행된 '외부 감사실시내용'에 따라 직급별 감사시간의 공시 전후 기간(2004-2013년 vs. 2014-2015년)에 따라서 앞서의 검증결과에 차별적인 반응이 있는지를 살펴 보고자 한다. 앞서 진술한 사항에 대한 각각의 회귀 분석의 결과는 다음의 <표 8>부터 <표 12>까지에 순차적으로 나타내었다. Panel A에는 LNAF 표본의 결과를, Panel B에는 LNAH 표본의 결과를 각각 보고하였다. 표 보고방식은 앞서의 경우와 유사하다. 다만, 지면관계상 관심변수(DA, OPAQUE, OPAQUE_std)를 중심으로 요약 표를 작성해 보고했다.

<표 8> 추가분석 1: KOSPI vs. KOSDAQ 시장

Panel A: LNAF 표본							
Variable	Pred. sign	KOSPI (N=6,586)			KOSDAQ (N=9,122)		
		종속변수=LNAF _t			종속변수=LNAF _t		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _{t-1}	+	-0.254 (-4.118***)	0.143 (4.026***)	0.257 (3.059***)	-0.130 (-3.821***)	0.100 (5.117***)	0.192 (3.980***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.762	0.762	0.762	0.445	0.446	0.445
F Value		660.941***	660.842***	659.939***	229.848***	230.492***	229.908***
Panel B: LNAH 표본							
Variable	Pred. sign	KOSPI (N=6,591)			KOSDAQ (N=8,943)		
		종속변수=LNAH _t			종속변수=LNAH _t		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _t	+	-0.232 (-3.498***)	0.070 (1.829*)	0.278 (3.043***)	-0.097 (-2.300**)	-0.004 (-0.175)	0.152 (2.522***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.758	0.758	0.758	0.418	0.418	0.418
F Value		645.652***	644.501***	645.267***	201.633***	201.350***	201.691***

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

먼저, <표 8>은 전체표본을 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라 나누어 회귀분석을 수행한 결과이다. <표 8>의 결과에 따르면, Panel A에서 가설 1을 검증한 LNAF 표본의 경우 KOSPI 표본 및 KOSDAQ 표본 모두 관심변수의 결과는 <표 4>의 경우와 일치된 결과로 나타나고 있다. 즉 관심변수 DA, OPAQUE, OPAQUE_std는 시장유형에 상관없이 LNAF에 대해 각각 유의한 음(-), 양(+), 양(+)의 계수 값으로 나타났다.

한편, Panel B에서 가설 2를 검증하는 LNAH 표본의 경우도 대체로 <표 5>의 결과와 일치된 결과를 보인다. 다만, KOSPI 표본의 경우 모형 2에서

OPAQUE는 <표 5>의 결과와 비교하면 10% 수준에서 추가로 유의한 양(+)의 계수 값이 관찰되었다. 이를 제외하면 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두 앞서 <표 5>의 결과와 대체로 일치하였다. 이상의 결과는 전체표본을 다시 시장유형에 따라 나누어 살펴 보아도 <표 4>와 <표 5>의 결과와 대체로 일치한다는 것을 보여준다.

두 번째 사항으로, <표 9>에서는 전체표본을 다시 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4)에 따라 나누어 회귀분석을 수행한 결과를 보고하였다. 표 보고방식은 앞서 <표 8>의 경우와 유사하다.

<표 9>의 결과를 보면, Panel A에서 가설 1을 검

<표 9> 추가분석 2: Big 4 vs. non-Big 4 감사인

Panel A: LNAF 표본							
Variable	Pred. sign	Big 4 감사인 (N=8,535)			non-Big 4 감사인 (N=7,173)		
		종속변수=LNAF _t			종속변수=LNAF _t		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _{t-1}	+	-0.256 (-5.855***)	0.053 (2.117**)	0.073 (1.184)	-0.099 (-2.333**)	0.140 (5.727***)	0.260 (4.335***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.767	0.766	0.766	0.380	0.382	0.381
F Value		876.943***	872.955***	872.542***	138.441***	139.825***	139.117***
Panel B: LNAH 표본							
Variable	Pred. sign	Big 4 감사인 (N=8,475)			non-Big 4 감사인 (N=7,059)		
		종속변수=LNAH _t			종속변수=LNAH _t		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _t	+	-0.324 (-6.127***)	0.064 (2.096**)	0.274 (3.614***)	0.026 (0.549)	-0.017 (-0.629)	0.102 (1.551)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.708	0.706	0.707	0.365	0.365	0.365
F Value		641.851***	638.310***	639.236***	127.682***	127.686***	127.786***

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

증한 LNAF 표본 중 Big 4 감사인 표본의 경우 관심변수 DA, OPAQUE는 LNAF에 대해 각각 유의한 음(-)과 양(+)의 결과를, 그러나 OPAQUE_std는 LNAF에 대해 양(+)이지만, 유의한 계수 값이 나타나지 않았다. 이와 달리, non-Big 4 감사인 표본의 경우 관심변수 DA, OPAQUE, OPAQUE_std는 각각 유의한 음(-), 양(+), 양(+)의 계수 값이 나타나 앞서 <표 4>의 결과와 일치한다. 이러한 결과는 회계이익의 불투명성에 대해 Big 4 감사인 표본보다는 non-Big 4 감사인 표본이 감사보수에서 더 뚜렷한 반응이 관찰됨을 보여준다.

반면, Panel B에서 가설 2를 검증한 LNAH 표본 중 Big 4 감사인 표본의 경우 관심변수 DA, OPAQUE, OPAQUE_std는 LNAH에 대해 각각 유의한 음(-), 양(+), 양(+)의 결과로 나타났다. 앞서 <표 5>의 결과와 비교하면 OPAQUE의 경우 LNAH에 대해 추가로 유의한 양(+)의 계수 값을 보였다. 이와 달리, non-Big 4 감사인 표본의 경우 관심변수 DA, OPAQUE, OPAQUE_std는 모두 통계적으로 유의한 계수 값이 관찰되지 않는다. 이러한 결과는 회계이익의 불투명성에 대해 non-Big 4 감사인 표본보다는 Big 4 감사인 표본이 감사시간에서 더 뚜렷한 반응이 나타나고 있음을 보여준다.

이상을 종합하면, non-Big 4 감사인은 3년간의 재량적 발생액의 시계열적 변동성으로 측정되는 회계이익의 불투명성에 대해 경제적 유인이 있는 감사보수에 더 적극적으로 반응시키고 있는 반면, Big 4 감사인은 측정치에 따라 다르지만, 감사보수보다는 감사인의 감사품질(감사노력)에 더 적극적으로 반응하는 것으로 나타났다. 따라서 이 결과는 non-Big 4 감사인은 피감기업의 회계이익의 불투명성에 대하여 경제적 유인에 따라 주로 반응하지만, Big 4 감사인은 대체로 경제적 유인보다 감사노력에 따라 반

응하고 있다는 발견이다. 그러한 점에서 <표 9>의 추가분석 결과는 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서의 전체 표본의 결과와 비교하면 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4)에 따라 차별적인 반응이 나타나고 있음을 보여준다.

셋째 사항으로, 전체표본을 다시 감사인 교체여부(계속감사 vs. 초도감사)에 따라 나누어 살펴보았다. 일반적으로 고객기업을 처음 감사하는 초도감사의 경우보다 계속감사를 수행할 때 감사인은 해당 기업에 대한 경험적 지식과 노하우의 축적이 가능하므로, 회계이익의 불투명성이 감사보수나 감사시간에 반영되는 정도는 초도감사보다는 계속감사일 때 더 뚜렷할 것으로 기대된다. 이에 대한 분석결과는 <표 10>에 나타내었다. 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

<표 10>의 결과를 보면, Panel A에서 가설 1을 검증한 LNAF 표본 중 계속감사와 초도감사 표본 모두 관심변수 DA, OPAQUE, OPAQUE_std는 LNAF에 대해 각각 유의한 음(-), 양(+), 양(+)의 결과로 나타나 <표 4>의 경우와 일치한다. 이와 달리, Panel B에서 가설 2를 검증한 LNAH 표본 중 계속감사 표본의 경우는 <표 5>의 결과와 일치하며, 초도감사 표본은 관심변수(DA, OPAQUE, OPAQUE_std) 모두 통계적으로 유의한 계수 값을 보이지 않았다. 이상을 종합하면, 초도감사보다는 계속감사일 때 회계이익의 불투명성은 감사보수와 감사시간 모두에 대해 감사위험으로 반영되는 것으로 나타났으며, 초도감사의 경우는 주로 회계이익의 불투명성에 대하여 감사보수 책정에서만 감사위험으로 반영되는 것으로 나타났다.

넷째 사항으로, 본 절에서는 전체표본을 IFRS의 무도입 전후기간에 따라 나누어 회귀분석을 추가로 수행해 보았다. 본 연구의 분석기간은 2004년부터 2015년까지이므로, Pre-IFRS 기간은 2004년부터

〈표 10〉 추가분석 3: 계속감사 vs. 초도감사기업

Panel A: LNAF 표본							
Variable	Pred. sign	계속감사기업 (N=12,981)			초도감사기업 (N=2,727)		
		종속변수=LNAF _t			종속변수=LNAF _t		
		Model 4	Model 5	Model 6	Model 1	Model 2	Model 3
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _{t-1}	+	-0.175 (-5.048***)	0.101 (5.016***)	0.205 (4.185***)	-0.164 (-2.353**)	0.138 (3.569***)	0.163 (1.699*)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.721	0.721	0.720	0.677	0.678	0.677
F Value		1,046.876***	1,046.840***	1,045.985***	179.442***	180.145***	179.184***
Panel B: LNAH 표본							
Variable	Pred. sign	계속감사기업 (N=12,851)			초도감사기업 (N=2,683)		
		종속변수=LNAH _t			종속변수=LNAH _t		
		Model 4	Model 5	Model 6	Model 1	Model 2	Model 3
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

2010년까지이고, Post-IFRS 기간은 2011년부터 2015년까지이다. 이에 따른 회귀분석 결과는 〈표 11〉에 나타내었다. 표 보고방식은 앞서와 유사하다.

〈표 11〉의 결과를 보면, Panel A에서 가설 1을 검증한 LNAF 표본 중 Pre-IFRS 기간과 Post-IFRS 기간 모두 관심변수 DA, OPAQUE, OPAQUE_std는 LNAF에 대해 각각 유의한 음(-), 양(+), 양(+)의 결과로 나타나 〈표 4〉의 결과와 일치한다. 또한 Panel B에서 가설 2를 검증한 LNAH 표본 중 Pre-IFRS 기간은 DA와 OPAQUE_std만 LNAH에 대해 각각 유의한 음(-)과 양(+)의 계수 값이 나타나 〈표 5〉의 결과와 일치한다. 반면, Post-IFRS

기간은 관심변수 OPAQUE과 OPAQUE_std 모두 LNAH에 대해 유의한 양(+)의 계수 값을 보인다. 따라서 주된 관심변수인 OPAQUE과 OPAQUE_std 측면에서 살펴보면, Pre-IFRS 기간보다는 Post-IFRS 기간일 때 더 뚜렷한 감사인의 반응(감사보수 및 감사시간 모두)이 나타남을 볼 수 있다. OPAQUE과 OPAQUE_std에 대한 감사보수와의 결과(Panel A)는 대체로 일치한 결과이지만, Post-IFRS 기간이 Pre-IFRS 기간보다 회귀계수의 값이 더 높게 나타났다. 즉 두 기간에 대해 OPAQUE과 OPAQUE_std 추정치를 비교해 보면, OPAQUE의 경우 Post-IFRS 기간이 Pre-IFRS 기간보다 회귀계수 값이

〈표 11〉 추가분석 4: Pre-IFRS vs. Post-IFRS 기간

Panel A: LNAF 표본							
Variable	Pred. sign	Pre-IFRS (N=8,139)			Post-IFRS (N=7,569)		
		종속변수=LNAF _t			종속변수=LNAF _t		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _{t-1}	+	-0.209 (-5.564***)	0.094 (4.316***)	0.146 (2.679***)	-0.141 (-2.672***)	0.192 (6.427***)	0.355 (5.002***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.726	0.726	0.725	0.687	0.689	0.688
F Value		771.147***	769.541***	768.049***	640.528***	644.741***	642.732***
Panel B: LNAH 표본							
Variable	Pred. sign	Pre-IFRS (N=7,965)			Post-IFRS (N=7,569)		
		종속변수=LNAH _t			종속변수=LNAH _t		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _t	+	-0.172 (-3.496***)	-0.012 (-0.426)	0.124 (1.749*)	-0.071 (-1.314)	0.096 (3.064***)	0.339 (4.534***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.634	0.633	0.634	0.704	0.704	0.705
F Value		493.753***	492.576***	492.857***	693.728***	694.726***	696.183***

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

2.04배(=0.192/0.094) 정도 감사보수에 미치는 효과가 상대적으로 크며, OPAQUE_std의 경우도 Post-IFRS 기간이 Pre-IFRS 기간보다 회귀계수 값이 2.43배(=0.355/0.192) 정도 감사보수에 미치는 효과는 더 커졌다.

마지막으로, 감사시간의 경우 국내는 공시 강화를 위하여 2014년도부터 '외부감사실시내용'에 따른 직급별 감사시간을 종전보다 더 구체적이고 자세하게 기술한 감사시간 자료를 공시하기 시작하였다. 따라서 본 절에서는 전체표본에 대하여 2014년도를 기준으로 직급별 감사시간의 공시 전후기간(2004-2013 vs. 2014-2015)에 따라 표본을 나누어 앞서와 같

은 내용을 추가로 살펴보았다. 일반적으로 2014년부터 공시되는 감사시간은 세부적인 자료뿐만 아니라 총계적인 측면에서도 감사인의 감사노력에 대하여 더 정확한 자료공시가 되었을 가능성이 높으므로, 2014년도 이후 공시된 감사시간 자료가 이전기간에 비해 회계이익의 불투명성과 감사시간 간의 관계에서 유의한 양(+)의 관계를 보일 가능성이 더 뚜렷할 것으로 기대된다. 이에 대한 분석결과는 〈표 12〉에 나타내었다.

〈표 12〉의 결과를 보면, LNAH 표본을 대상으로 표의 왼쪽인 직급별 감사시간의 공시 이전기간(2004-2013)의 경우 DA과 OPAQUE_std는 LNAH에

〈표 12〉 추가분석 5: 직급별 감사시간의 공시 전후기간(2004-2013 vs. 2014-2015)

Variable	Pred. sign	2004-2013 (N=12,311)			2014-2015 (N=3,223)		
		종속변수(LNAH _t)			종속변수(LNAH _t)		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
		DA	OPAQUE	OPAQUE_std	DA	OPAQUE	OPAQUE_std
OPAQUE _t	+	-0.160 (-3.834***)	-0.011 (-0.481)	0.131 (2.220**)	-0.036 (-0.491)	0.230 (5.493***)	0.562 (5.672***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.660	0.659	0.659	0.744	0.746	0.746
F Value		770.425***	769.053***	769.499***	407.521***	412.635***	412.977***

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수에 대한 t 값임.

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

대해 각각 유의한 음(-), 양(+),의 결과를, 그러나 OPAQUE는 LNAH에 대해 유의한 관계가 관찰되지 않아 〈표 5〉의 결과와 일치한다. 반면, 직급별 감사시간이 공시된 이후기간(2014-2015)의 경우 DA는 더 이상 통계적으로 유의하지 않았으나, 주된 관심변수 OPAQUE와 OPAQUE_std 모두는 LNAH에 대해 1% 수준에서 각각 유의한 양(+),의 결과로 나타났다. 즉 관심변수 OPAQUE와 OPAQUE_std는 직급별 감사시간이 공시되기 이전보다 이후기간에서 유의수준뿐만 아니라 회귀계수의 값 역시 더 커진 결과로 나타났다. 예를 들어, OPAQUE는 직급별 감사시간이 공시된 이후가 이전과 비교해 회귀계수 값이 20.91배(=0.230/0.011) 정도 높아졌고, OPAQUE도 3.45배(=0.452/0.131) 정도 높아진 것으로 나타나 회계이익의 불투명성이 감사시간에 미치는 효과는 직급별 감사시간이 공시된 이후 효과성이 큰 결과를 보였다. 이상의 결과로 볼 때 〈표 12〉의 결과는 2014년부터 직급별 감사시간이 공시되면서 감사시간의 공시자료에 대한 정확성이 높아져 3년의 재량적 발생액에 대한 시계열적 변동성으로 측정되는 회계이익의 불투명성은 측정치에 관계없이

감사인은 감사시간에 감사위험으로 반영하고 있음을 시사해 준다.

V. 결론

본 연구는 피감기업의 회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간 측면에서 감사인의 감사위험으로 고려되는지를 실증적으로 규명하고자 하였다. 또한 본 연구는 회계이익의 불투명성이 높을 때 감사보수 및 감사시간 측면에서 감사위험으로 고려된다면 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라, 감사인 유형(Big 4 vs. non-Big 4)에 따라, 감사인 교체여부(계속감사 vs. 초도감사)에 따라, IFRS 의무도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-IFRS)에 따라, 그리고 '외부감사실시내용'의 직급별 감사시간의 공시 전후기간(2004-2013 vs. 2014-2015)에 따라 차별적인지에 대해서도 살펴보았다.

이를 위하여 본 연구는 회계이익의 불투명성에 대한 측정을 Hutton et al.(2009)에서 제안한 방법

에 따라 3년간의 연도별 재량적 발생액에 절댓값을 취한 값의 합으로 측정하였다(OPAQUE). 또한 본 연구에서는 Hutton et al.(2009)의 방법을 준용하여 새로운 회계이익의 불투명성 측정치를 제안하였다. 본 연구에서 제안한 회계이익의 불투명성에 대한 측정치는 다기간(multi-year)의 재량적 발생액의 시계열적 변동성을 고려하기 위하여 3년간 재량적 발생액을 표준편차로 계산하는 방법이다(OPAQUE_std). 한편, 본 연구는 이들 두 회계이익의 불투명성 측정치(OPAQUE, OPAQUE_std)가 감사인의 감사위험으로 반영되는지를 감사보수 및 감사시간과의 관계를 통해 분석할 때 비교목적으로 1년간(one-year)의 재량적 발생액(DA)에 대해서도 살펴보았다. 또한 종속변수인 감사보수 및 감사시간의 경우 수준변수로 측정되는 결정모형 이외에도 민감도 분석에서는 종속변수에 대하여 변동변수를 이용한 방법과 더불어 비정상 측정치(비정상 감사보수, 비정상 감사시간)를 이용한 경우도 살펴봄으로써 해당 주제를 분석하는데 있어 다양한 접근을 시도하였다. 본 연구의 분석기간은 2004년부터 2015년까지이며, 표본은 금융업을 제외한 12월 결산법인 중 종속변수인 감사보수(감사시간)를 기준으로 최종표본 15,708(15,534)개 기업/연 자료를 분석하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 비교목적의 관심변수 DA는 감사보수에 대해 유의한 음(-)의 관계가 나타났으나, 주된 관심변수 OPAQUE 또는 OPAQUE_std는 감사보수에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 DA는 감사시간에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났으나, OPAQUE_std는 감사시간에 대해 유의한 양(+)의 관계를, 그러나 OPAQUE는 감사시간과 유의한 결과를 보이지 않았다. 또한 앞서의 검증결과는 감사

보수 및 감사시간에 대해 수준변수를 이용한 방법 외에도 비정상 감사보수 및 비정상 감사시간으로 분석하여도 전반적으로 일치된 결과로 나타났다. 그리고 감사보수와 감사시간을 변동변수로 분석하면 DA는 감사보수의 변동 및 감사시간의 변동과 각각 유의한 음(-)의 관계로 나타났으나, OPAQUE와 OPAQUE_std는 감사보수의 변동과 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 그러나 OPAQUE와 OPAQUE_std 모두는 감사시간의 변동과는 유의한 관계가 관찰되지는 않았다. 전반적으로 이러한 결과는 감사인은 회계이익의 불투명성에 대해 이를 감사위험으로 인지하여 감사보수 책정과 감사투입시간에 반영할 때 한해 연도의 재량적 발생액보다는 3년의 재량적 발생액에 대한 시계열적 변동성이 고려된 다기간의 효과를 중심으로 고려하고 있음을 시사한다.

둘째, 회계이익의 불투명성과 감사보수 또는 감사시간 간에 양(+)의 관계가 시장유형에 따라, 감사인 유형에 따라, 감사인 교체여부에 따라, IFRS 의무 도입 전후기간에 따라, 그리고 2014년부터 보고된 직급별 감사시간의 공시 전후기간에 따라 차별적인 반응이 있는지를 살펴본 결과는 다음과 같다. 먼저 회계이익의 불투명성(OPAQUE와 OPAQUE_std)과 감사보수 및 감사시간과의 양(+)의 관계는 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라, IFRS 의무 도입 전후기간(Pre-IFRS vs. Post-IFRS)에 따라 나누어 분석해도 앞의 분석결과와 대체로 일치하는 것으로 나타났다. 그러나 감사인 유형별(Big 4 vs. non-Big 4)로 나누어 분석하면 Big 4 감사인 표본은 감사보수보다는 감사시간과 회계이익의 불투명성 간에 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 결과로 나타난 반면, non-Big 4 감사인 표본은 감사시간보다는 감사보수와 회계이익의 불투명성 간에 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 이러한 결과는 non-Big 4

감사인인 회계이익의 불투명성에 대해 경제적 유인이 있는 감사보수에 보다 더 적극적으로 반영시키는 반면, Big 4 감사인은 감사인의 감사품질(감사노력)에 보다 더 적극적으로 반영하고 있음을 시사한다. 또한 감사인 교체여부(계속감사 vs. 초도감사)에 따라 나누어 분석하면 계속감사의 경우 회계이익의 불투명성은 감사보수와 감사시간 모두에 대해 감사위험으로 반영되는 것으로 나타난 반면, 초도감사의 경우 회계이익의 불투명성은 감사보수 책정에 주로 감사위험으로 반영되는 것으로 나타났다. 마지막으로, 관심변수 OPAQUE와 OPAQUE_std는 직급별 감사시간이 공시되기 이전(2004-2013)보다 이후기간(2014-2015)에서 감사시간과의 양(+)의 관계가 더 뚜렷한 결과로 나타났다.

본 연구는 감사인의 경우 한해 연도의 재량적 발생액보다는 반전효과가 고려되는 3년의 다기간의 재량적 발생액에 대한 시계열적 변동성으로 측정되는 회계이익의 불투명성이 높을 때 감사위험의 증가로 인지한 후 이를 감사보수 및 감사시간에 반영한다는 것을 보여주었다는데 의의가 있다. 또한 본 연구는 앞서의 결과를 보여주는데 있어 Hutton et al.(2009)에서의 회계이익의 불투명성(OPAQUE) 측정치 외에도 본 연구에서 새롭게 제안한 OPAQUE_std 측정치가 감사보수 및 감사시간 모두와 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보여주었다. 특히 Hutton et al.(2009)의 OPAQUE 측정치가 주로 감사보수의 경우만 유의한 양(+)의 관계로 나타난 것과 비교하면 본 연구에서 제안된 측정치가 감사인 측면에서의 피감기업의 이익조정 탐지에 있어 더 효과적임을 연구 결과로 제시해 주고 있다. 이는 3년간의 재량적 발생액의 절대적인 크기도 중요하지만, 계량경제학적 의미가 있는 표준편차로 측정되는 재량적 발생액의 변동성이 국내 감사시장에서 감사인의 감사보수뿐

아니라 감사시간 결정에서도 중요한 변수임을 본 연구결과는 시사한다. 한편, 국내 선행연구들에서 그동안 한해 연도의 재량적 발생액을 이용하여 분석한 경우에서 재량적 발생액이 감사보수 측면에서 감사인의 감사위험으로 반영된다는 뚜렷한 결과를 관찰하지 못한 상황에서 본 연구의 발견은 학계의 관련 연구에 대해 추가적인 실증증거를 제공할 것으로 기대된다. 아울러 3년의 다기간으로 파악되는 회계이익의 불투명성이 감사인의 감사보수 책정과 감사노력에 어떤 영향을 주는지를 보여준 본 연구결과는 기업이 생산하는 이익의 질과 감사인의 감사품질에 관심 있는 투자자와 실무계, 규제당국에게 유익한 시사점을 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다.

이상의 유익한 시사점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 점에서 한계가 있을 수 있다. 첫째, 본 연구는 해당 주제를 검증할 때 이용된 식(1) 및 식(2)의 모형식에 고려하지 못한 생략된 변수(omitted variable)가 있을 수 있다. 둘째, 본 연구에서 관심변수인 회계이익의 불투명성은 외부에서 쉽게 관찰되지 않으므로, 본 연구는 Hutton et al.(2009)의 방법에 따라 3년간의 재량적 발생액의 추정치를 기초로 측정하였다. 하지만 재량적 발생액은 추정이 수반된다는 점에서 추정오차(estimation error)가 있을 수 있다. 따라서 이러한 한계는 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 한편, 이상의 분석상 한계는 자료 분석을 하는 경험적 연구들에서 나타날 수 있는 공통된 내용일 수 있다.

참고문헌

- 강나라·최 관(2016), “누가 주가붕괴위험을 부담하는가?: 회계이익의 불투명성을 중심으로,” **회계학연구**, 41(2), 87-129.
- 강내철·김길훈(2005), “기업실패위험이 감사보수결정에 미치는 영향,” **회계와 감사연구**, 41, 219-239.
- 곽수근·박종일(2010), “유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교분석,” **회계저널**, 19(4), 197-230.
- 권수영·기은선(2011), “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계학연구**, 36(4), 95-137.
- 권수영·김문철(2001), “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석,” **회계학연구**, 26(2), 115-143.
- 권수영·김문철, 정태진(2005), “감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향,” **회계학연구**, 30(4), 47-76.
- 권수영·신현걸·정재연(2006), “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향,” **회계학연구**, 31(4), 175-201.
- 노준화·배길수·전영순(2003), “지정감사인이 더 높은 감사보수를 받는가?,” **회계학연구**, 28(4), 177-202.
- 박범진(2014), “재무분석가의 이익예측치에 따른 이익조정이 감사보수에 미치는 영향,” **회계연구**, 19(1), 73-101.
- 박시연·유관희·유승원(2012), “경영자 예측정보와 감사보수 및 감사시간,” **회계와 감사연구**, 55, 65-104.
- 박종일(2005), “감사보수와 이익조정에 관한 연구,” **회계와 감사연구**, 42, 167-206.
- 박종일·박찬웅(2007), “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향,” **회계와 감사연구**, 45, 119-159.
- 박종일·최 관(2009), “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향,” **세무와 회계저널**, 10(3), 257-293.
- 신용인·최 관·조현우(2007), “초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향,” **회계학연구**, 32(1), 173-207.
- 이창섭·최우석·배성호(2012), “실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수,” **경영학연구**, 41(4), 757-787.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew(2003), “Do Non-audit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence,” *The Accounting Review*, 78(3), 611-539.
- Choi, J. H., J. B. Kim, and Y. Zang(2010), “Do Abnormally High Audit Fees Impair Audit Quality,” *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 29(2), 115-140.
- Chung, H. and S. Kallapur(2003), “Clint Importance, Non-audit Services, and Abnormal Accruals,” *The Accounting Review*, 78(4), 931-955.
- Craswell, A. and J. Francis(1999), “Pricing of Initial Audit Engagements,” *The Accounting Review*, 74(1), 201-216.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1996), “Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC,” *Contemporary Accounting Research*, 13(1), 1-36.
- Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand(2010), “Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, their Determinants and their Consequences,” *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401.
- Fernando, G. D., R. J. Elder, and A. M. Abdel-Meguid(2008), “Audit Quality Attributes, Client Size and Cost of Capital,” *Working paper*. Syracuse University.

- Francis, J.(1984), "The Effect of Audit Size on Audit Prices," *Journal of Accounting and Economics*, 6(2), 133-151.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper (2005), "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327.
- Frankel, R., M. Johnson, and K. Nelson(2002), "The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management," *The Accounting Review*, 77(4), 71-105.
- Gul, F. A., C. Chen, and J. Tsui(2003), "Discretionary Accounting Accruals, Managers' Incentives, and Audit Fees," *Contemporary Accounting Research*, 20(3), 441-464.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian (2009), "Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk," *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Kim, J-B. and L. Zhang(2014), "Financial Reporting Opacity and Expected Crash Risk: Evidence from Implied Volatility Smirks," *Contemporary Accounting Research*, 31(3), 851-875.
- Larker, D. F. and S. A. Richardson(2004), "Fees Paid to Audit Firms, Accrual Choices, and Corporate Governance," *Journal of Accounting Research*, 42(2), 625-658.
- Palmrose, Z. V.(1986), "Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence," *Journal of Accounting Research*, 24(1), 97-110.
- Palmrose, Z. V.(1989), "The Relation of Audit Contract Type to Audit Fees and Hours," *The Accounting Review*, 64(3), 488-500
- Simunic, D. A.(1980), "The Pricing of Audit Service: Theory and Evidence," *Journal of Accounting Research*, 18(1), 161-190.
- Simunic, D. A.(1984), "Auditing, Consulting, and Auditor Independence," *Journal of Accounting Research*, 22(2), 679-702.

The Effect of Opaque Earnings on Audit Fees and Audit Hours

Kyu-An Jeon* · Jongil Park**

Abstract

We investigate whether the relation between financial reporting opacity (or opaque earnings) for individual firms based on Hutton et al. (2009) and audit fees as well as audit hours. Specifically, this paper examines the effect of financial reporting opacity related to the audit risk of a auditor on audit fees and audit hours. Auditors who have responsibilities to provide assurance to reliability of the financial statements may concern about audit risks arising from managers' earnings management incentives. Auditors are expected to assess higher inherent risk for firms with aggressive discretionary accruals and thus higher audit effort and charge higher fees.

Hence, the relation between audit fees and financial reporting quality, including earnings management, has received considerable attention in audit research. However, prior literatures on the association between discretionary accruals and audit fees primarily investigate whether audit fees or total fees affect the level of discretionary accruals, which look at audit quality from the side. But, there is a few studies that investigate whether discretionary accruals affect on the determinants of audit fees (or hours). Furthermore, studies examining the relation between the levels of discretionary accruals and audit fees document report mixed results. For example, Gul et al. (2007) show a positive relation between discretionary accruals and audit fees. In contrast, Park et al. (2012) show a negative relation between discretionary accruals and audit fees. In addition, Park (2005) find no relation between discretionary accruals and audit fees on average. Despite a growing literature on the determinants of audit fees and hours of auditor and also financial reporting opacity (Hutton et al., 2009; Kim and Zhang, 2014;

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

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

Kang and Choi, 2016 etc.) respectively, there is little evidence of whether and why the financial reporting risk associated with opaque earnings influences audit production. To extend this line of research, we do attempt to higher opaque earnings relate to higher inherent risk or audit risk which translates into higher audit effort and higher audit fees in both cases. This is, we predict that firms with opaque financial reporting have higher both audit fees and audit hours because auditors perceive these firms to be more audit risk.

For analysis, the first proxy (OPAQUE) of this study is the earnings management measure of information opaqueness of Hutton et al. (2009). Following Hutton et al. (2009), this paper measures financial reporting opacity as the prior three years moving sum of absolute value of discretionary accruals, where discretionary accruals (DA) are estimated by the modified Jones model (Dechow et al., 1995). The second proxy (OPAQUE_std) of this study is the earnings management measure of information opaqueness, which is prior three years standard deviation of discretionary accruals as documented more econometrically by our suggestion. These measure intends to capture both the abnormally high accruals in the year of overstatement and the subsequent reversal of prior accrual overstatements. This study sample covers listed firms in non-financial industries with fiscal year-end in December from 2004 to 2015.

The empirical findings of this paper are following. First, after controlling for several factors that affect audit fees and audit hours, we find that audit fees significantly increase for opaque earnings clients over the past three years. These result is consistent with this study using both OPAQUE and OPAQUE_std measures. Second, we find that auditors increase audit hours for opaque earnings clients, suggesting that opaque earnings positively influence audit efforts. These result suggests that auditors perceive opportunistic earnings management activities as increase in audit risk. Our results are robust to a variety of sensitivity checks such as an alternative specification. However, we do not find the positive association between our first proxy for opaque earnings (OPAQUE) as documented by Hutton et al. (2009) and audit hours. Whereas, we find the positive association between our second proxy for opaque earnings (OPAQUE_std) and audit hours. Third, consistent with prior research (Park et al., 2012), we find the negative association between discretionary accruals with a single-year measure (DA) and audit fees as well as audit hours. Fourth, when we partition our samples into Big 4 and non-Big 4 auditor subsamples, we find the positive association between opaque earnings and audit fees is more significant for non-Big 4 auditees than Big 4 auditees. However, we find the positive association between opaque earnings and audit hours is more significant for Big 4 auditees than non-Big 4 auditees. These provides evidence consistent with the extant literature on audit quality that

Big 4 auditors have more reputation concerns to protect than non-Big 4 auditors and are therefore more concerned about risk of financial reporting opacity as a result of managerial opportunism. Thus, Big 4 auditors would exert more effort than non-Big 4 auditors. Finally, when we partition the samples into pre- and post-2014 period (position-specific audit hours disclosure since 2014), we find that the positive relation between opaque earnings and audit hours is stronger during post-2014 period. Overall, using two proxies for opaque earnings (or financial reporting opacity), we provide novel evidence that the audit fees and audit hours increases significantly with financial reporting opacity, whereas audit fees and audit hours decreases significantly with the level of discretionary accruals in the short-run. In particular, we confirm that our firm-specific measure of opacity (OPAQUE_std), which prior three-year standard deviation of discretionary accruals is a reliable predictor of audit fees as well as audit hours, compared with opacity measure by Hutton et al. (2009).

Our study adds to the literature in the following ways. First, our study suggests that improving financial reporting opacity can increase auditors' perception of audit risk. Moreover, while Hutton et al. (2009) employ a self-constructed measure of opacity, we also use a new objective measure opacity, such as prior three years standard deviation of discretionary accruals level, which considered to be refine proxy for low-quality financial information. Second, our study is related to the audit pricing literature. To the best of our knowledge this is the first study to examine the relation between opaque earnings and audit fees as well as audit hours. Lastly, this paper contributes to a deeper understanding of these determinants by examining how financial reporting opacity affects audit fees and audit hours. Therefore, the results of this paper may provide useful information to academics as well as investors and regulatory bodies that evaluate the reliability of external audit by using audit fees and audit hours information.

Key words: Opaque earnings, Financial reporting opacity, Audit risk, Audit fees, Audit hours

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