



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

2019년 2월

석사학위 논문

감사인은 기업고유 정보위험을 감사보수에 반영하는가?

조선대학교 대학원

경영학과

김현기

감사인은 기업고유 정보위험을 감사보수에 반영하는가?

Does the auditor reflect the firm-specific
information risk in the audit fees?

2019년 2월 25일

조선대학교 대학원

경영학과

김 현 기

- 2 -

감사인은 기업고유 정보위험을 감사보수에 반영하는가?

지도교수 김경순

이 논문을 경영학과 석사학위신청 논문으로 제출함

2018년 10월

조선대학교 대학원

경영학과

김 현 기

김현기의 석사학위논문을 인준함

위원장 조선대학교 교수 김문태 (인)

위 원 조선대학교 교수 김경순 (인)

위 원 조선대학교 교수 최성호 (인)

2018년 11월

조선대학교 대학원

< 목 차 >

ABSTRACT	7
I. 서론	9
II. 선행연구	12
2.1 감사보수(또는 감사시간)의 결정요인에 대한 연구	12
2.2 기업고유정보위험과 발생액의 질	15
III. 가설	18
IV. 변수측정 및 연구모형	21
4.1 변수측정	21
4.2 연구모형	25
V. 실증분석결과	29
5.1 표본선정, 기술통계량, 상관관계 및 감사보수 결정모형의 적합도	29
5.2 감사보수 측정치와 기업고유정보위험 측정치 간의 단일변량분석	36
5.3 고유정보위험이 감사보수에 미치는 효과: 회귀분석	39
5.4 IFRS 도입이 고유정보위험과 감사보수 간의 관계에 미치는 효과	44
VI. 결론	48
【참고문헌】	50

< Table 목 차 >

<Table 1>	변수설명	27
<Table 2>	표본분포	30
<Table 3>	변수들에 대한 기술통계량	32
<Table 4>	피어슨 상관관계	34
<Table 5>	감사보수의 결정요인	36
<Table 6>	단일변량분석1: AQ 10분위 수에 따른 실제 감사보수와 비정상감사보수	37
<Table 7>	단일변량분석2: 본질적 발생액의 질 수준과 감사보수	38
<Table 8>	단일변량분석3: 재량적 발생액의 질 수준과 감사보수	39
<Table 9>	발생액의 질이 실제 감사보수에 미치는 효과	41
<Table 10>	발생액의 질이 비정상 감사보수에 미치는 효과	42
<Table 11>	재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질이 실제 감사보수에 미치는 효과	43
<Table 12>	재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질이 비정상 감사보수에 미치는 효과	44
<Table 13>	IFRS 의무도입이 발생액의 질과 감사보수 간의 관계에 미치는 효과	45
<Table 14>	IFRS 의무도입이 발생액의 질의 구성요소(재량적 발생액의 질과 본질적 발생액이 질)와 감사보수 간의 관계에 미치는 효과	47

ABSTRACT

Does the auditor reflect the firm-specific information risk in the audit fees?

Kim Hyun-Ki

Advisor : Prof. Kim Kyung-Soon, Ph.D.

Department Business Administration,

Graduate School of Chosun University

ABSTRACT: This study investigates the effect of the firm-specific information risk measured by the accruals quality on audit fees and contracts in the audit market. In particular, this study analyzes the relationship between the accruals quality and the abnormal audit fees under the changed information environment by including the period after IFRS mandatory adoption into the sample period. The results of this study are as follows. First, firms with poor accruals quality have recognized that the auditor recognizes more information risks and concludes audit contracts with larger amounts in return for risk. Second, this study divides the accruals quality into the risks inherent in the business activities (innate accruals quality) and the opportunistic behaviors of the managers (discretionary accruals quality), and investigates the risk perception of each risk factor by the auditor. The results show that the relationship between the accruals quality and the abnormal audit fees is stronger than the relationship between the discretionary accruals quality and the abnormal audit fees. Third, this study analyzes whether the magnitude of the relationship between the volatility (accruals quality) of abnormal accruals and the audit fees is different between before and after IFRS mandatory adoption. As a result of the analysis, the period after IFRS mandatory adoption was found to be more strengthened in relation to the volatility of the accruals (accruals quality) and the audit fees than in the previous period. These results suggest that accounting figures measured in accordance with IFRS, which is the

principle accounting standard, may have greater information risk than K-GAAP, the rule-based accounting standard. This study complements the results of the existing literature by providing evidence that the pricing effect of inherent information risk affects the change of accounting standards and the fact that audit market is addressed by the pricing problem of inherent information risk.

Key words: audit fees, accruals quality, innate accruals quality, discretionary accruals quality, IFRS mandatory adoption

I. 서론

최근 다수의 선행연구들은 회계수치(구체적으로 발생액의 질)를 이용하여 측정된 기업 고유정보위험이 자본시장에서 투자자가 분산시킬 수 없는 위험요인인지를 실증적으로 확인하기 위한 시도들이 있어 왔다. 경험적 연구들 중 일부는 발생액의 질이 기업 고유정보위험을 반영하고 있음을 실증하고 있다. 실증연구들은 발생액의 질이 낮은 기업은 더 높은 자본비용이 부과되고, 그 결과 발생액의 질이 높은 기업보다 더 낮은 초과수익률을 경험한다는 결과를 보고하고 있다(Aboody et al. 2005; Barth et al. 2013; Kim and Qi 2010; Bhattacharya et al. 2012). 하지만 일부 연구들은 발생액의 질의 수준에 따라 자본비용과 초과수익률 간에는 유의미한 관계를 가지지 않는다는 결과도 보고되고 있다(Core et al. 2008; Cohen, 2008; Khan, 2008; McInnis, 2010). 따라서 발생액의 질로 측정된 고유정보위험이 시장에서 위험요인인지에 대해서는 아직 논쟁적이다.

기업고유정보위험의 효과에 대한 논쟁이 존재하기 때문에 다수의 선행연구들은 다양한 방법으로 발생액의 질로 측정된 고유정보위험의 효과성을 검증해왔다. 예를 들면, i) 발생액의 질과 애널리스트의 예측치에 내재된 자본비용과의 관계를 분석하는 방법(Francis et al. 2004), ii) 발생액의 질의 수준에 따라 초과수익률 또는 포트폴리오 평균수익률에 차이가 있는지를 비교하는 방법(Core et al. 2008; Kim and Qi 2010; Barth et al. 2013), iii) 발생액의 질과 애널리스트 커버리지 및 예측정확성 간의 관계를 조사하는 방법(Lobo et al. 2012) 등이 있다. 또한 iv) 일부 연구자들은 발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 효과를 이용하여 조사하고 있다(권수영과 기은선 2011; Cho et al. 2015).

특히 일부 연구자들은 회계감사 시장에서 고객과 감사인 간의 감사계약 체결 시점에서 감사계약 내용에 기업고유정보위험이 반영되는지를 조사함으로써 고유정보위험의 가격결정문제를 조사한다. 권수영과 기은선 (2011), Cho et al. (2015)은 한국시장의 자료를 이용하여 발생액의 질이 감사시간과 감사보수에 미치는 효과를 분석하였다. 그들은 감사인이 개별기업의 발생액의 질을 감사실패에 대한 위험요인으로 인식한다면, 감사인은 더 많은 감사시간을 투입하고, 더 많은 원가보상(감사보수)을 요구할 것이라고 주장한다. 권수영과 기은선 (2011), Cho et al. (2015)은 한국시장에서 빈약한 발생액의 질을 가지는 기업(고유정보위험이 높은 기업)은 다른 기업보다 감사시간과 감사보수가 증가한다는 결과를 보고하고 있다.

본 연구도 회계감사 시장에서 발생액의 질로 측정된 기업고유정보위험 수준을 감사인이 위험요인으로 인식하여 감사계약을 체결할 때 낮은 발생액의 질을 가지는 기업에 대해 더 많은 보상을 요구하는지를 검증한다. 특히 본 연구는 2011년부터 IFRS를 의무적용한 한국시장의 정보환경의 변화를 고려하여 발생액의 질과 감사보수 간의 관계를 최근 자료를 이용하여 재검증한다. 또한 원칙주의 회계기준인 IFRS 도입이후 회계정보가 기업고유정보위험을 탐지하는 도구로써 그 유용성이 증가 또는 감소했는지를 발생액의 질이 감사보수에 미치는 효과의 강도를 비교함으로써 조사한다.

본 연구의 목적을 보다 구체적으로 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 한국시장에서 발생액의 질로 측정된 기업고유정보위험과 감사보수 간의 관계를 재조사한다. Cho et al. (2015)는 2000년부터 2012년까지 한국시장에서 발생액의 질과 감사보수 간의 관계를 조사하였고, 그 결과 발생액의 질과 감사보수 간에 음의 관계를 확인하였다. 본 연구는 90년대 말 외환위기를 계기로 국제회계기준에 기초하여 개정된 한국회계기준이 최초로 적용된 2003년부터 IFRS 의무도입된 이후 6년에 해당하는 2016년까지를 표본기간으로 선정하여 분석한다. 즉 본 연구는 최근의 정보환경을 고려하여 발생액의 질과 감사보수 간의 관계를 조사하고 있다. 또한 본 연구에서는 i) 실제감사보수, ii) 비감사서비스보수를 추가로 포함한 실제총감사보수, iii) 감사보수 결정모형을 이용하여 추정한 비정상감사보수와 iv) 비정상총감사보수 등 네 가지 방식으로 측정된 감사보수를 사용하여 보다 정교한 분석을 실시한다.

둘째, 본 연구는 Francis et al. (2004, 2005)와 같이 발생액의 질을 경영자의 재량적 회계선택에 의한 요소와 영업활동에서 발생하는 본질적 위험요소로 분해하여 감사보수에 미치는 효과를 비교한다. Francis et al. (2004, 2005)은 과거 일정기간동안 비정상발생액의 변동성으로 측정된 발생액의 질은 영업활동의 고유한 사업위험의 변동으로 인한 변동성과 경영자의 임의적인 회계선택에 의한 변동성으로 구분될 수 있다고 주장한다. 따라서 발생액의 질에 내재된 경영자의 재량적 요소는 경영자의 사적이익추구 수준을 나타낼 수 있고 이는 경영자의 대리인 위험에 대한 회계적인 척도가 될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 감사인이 감사계약을 체결할 때 경영자의 대리인 위험을 고려하는지를 추가로 분석하고자 한다.

셋째, 본 연구는 발생액의 질이 감사보수에 미치는 효과가 IFRS 도입 이전과 이후 간에 차이가 존재하는지를 조사한다. IFRS가 회계품질에 미치는 효과에 대해서는 논쟁이 존재한다. 원칙주의 회계기준의 적용으로 경영자가 다른 방법을 선택할 대안을 제공하지 않음으로써 경영자의 재량적 선택을 축소할 것이라는 주장과 오히려 명시적

인 회계처리 대안을 제공하지 않음으로써 경영자의 자의적 해석에 따른 재량권의 확대를 초래할 것이라는 비판적 시각도 있다. 본 연구는 발생액의 질이 감사보수에 미치는 영향의 강도를 IFRS 도입 이전과 이후를 비교함으로써 IFRS 도입이후 감사인이 고유정보위험을 더 크게 인식하는지를 조사한다. 만약 IFRS 도입이후 발생액의 질이 감사보수에 미치는 영향의 강도가 이전보다 더 강해진다면, IFRS 도입이후 회계감사 시장에서 회계수치로 측정된 고유정보위험 대리변수에 대해 더 큰 정보위험을 인식하고 있음을 의미할 것이다. 따라서 본 연구는 회계감사시장에서 고유정보위험의 인식의 강도를 이용하여 IFRS가 회계품질에 미치는 효과를 간접적으로 분석하고 있다. 이 부분이 본 연구가 Cho et al. (2015)의 연구와 다른 주요한 차별성이라고 할 수 있다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 비정상발생액의 변동성으로 측정된 발생액의 질과 비정상감사보수 간에는 통계적으로 유의한 양의 관계가 관측되었다. 즉, 고유정보위험이 높은 기업에 대해 감사인은 더 높은 감사보수를 요구함을 확인하였다. 둘째, 본 연구는 발생액의 질을 영업활동에 의한 변동요소와 경영자의 재량적 선택에 의한 변동요소로 구분하여 감사보수에 미치는 효과를 분석하였다. 분석결과 감사인은 본질적 위험요소가 큰 기업에 대해 더 큰 감사보수를 부과하지만, 경영자의 재량적 위험요소에 대해서는 추가적인 위험에 대한 보상을 요구한다는 증거를 발견하지는 못하였다. 마지막으로 본 연구는 발생액의 질과 감사보수 간의 관계가 IFRS 의무도입 기간 전과 후 기간 동안에 차이가 있는지를 분석하였다. 분석결과 IFRS 의무도입 이후에 비정상발생액의 변동성과 감사보수 간의 양의 관계가 더 강화됨을 확인하였다.

본 연구는 제1장 서론에 이어, 제2장에서는 관련된 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 본 연구의 가설을 제시하고, 제4장에서는 변수측정과 연구모형을 제시한다. 제5장에서는 실증분석결과를 제시하고, 제6장에서는 결론을 제시한다.

II. 선행연구

2.1 감사보수(또는 감사시간)의 결정요인에 대한 연구

2.1.1 감사보수 결정요인에 대한 해외선행연구

본 연구는 기존선행연구에서 제시한 감사보수 결정요인 이외에 기업고유정보위험이 감사보수에 대한 추가적인 결정요인이 될 수 있는지를 분석하고 있다. 기존 감사보수의 결정요인을 분석한 선행연구를 제시하면 다음과 같다.

Simunic(1980)는 회계감사의 수요자와 공급자 입장에서 감사보수 결정요인에 대한 실증분석을 실시하였다. 피감사기업은 회계감사의 수요자로서 회계감사의 복잡성, 감사위험, 재무상태 등이 감사보수 결정요인이라 할 수 있다. 회계법인은 회계감사의 공급자이며, 공급자의 감사보수 결정요인은 숙련도로 보았다. 감사인의 숙련도는 피감사기업의 계속감사연도로 측정하였다. 실증분석 결과 피감사법인의 규모, 종속회사의 수, 해외자산의 규모, 매출채권과 재고자산의 비율 등 수요자의 결정요인이 감사보수에 유의한 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. Francis(1984)는 BIG-8 회계법인이 Non BIG-8 회계법인보다 높은 감사보수를 받고 있음을 호주 감사시장에서 실증 분석하였다.

Palmrose(1986)는 감사인의 절대적 규모와 상대적 규모(시장점유율로 측정함)가 감사보수와 체계적인 관계가 있는지 분석하였다. 절대적 규모와 감사보수는 양의 관계가 나타났으며 상대적 규모와는 유의적 관계가 없는 것으로 나타났다. 절대적 규모와 감사보수가 양의관계를 보이는 것은 BIG-8 법인이 높은 수준의 감사서비스를 제공하고 있음을 나타내는 것이라고 주장하였다. 그는 피감사법인의 총자산, 작성되는 보고서의 수, 감사대상사업장의 수, 상장여부, 감사의견, 업종 등을 연구시 감사보수모형의 통제변수로 사용하였다.

Francis와 Simon(1987)는 미국의 감사환경에서도 BIG-8의 감사보수가 Non BIG-8보다 높으며 감사품질에 차이가 있음을 보여주었다. 또한 계속감사보다 초도감사 시 감사보수가 더 낮다고 밝혀냈다. 피감사법인의 총자산, 재고자산과 매출채권의 비율, 종속회사의 수, 종속회사 중 해외종속회사의 비율, 감사의견 등을 감사보수모형의 통제변수로 사용하였다. Maher et al. (1992)는 기존의 연구와 달리 감사보수 수준이 아닌 감사환경변화에 따른 영향을 실증 분석하였다. 그들은 감사시장이 경쟁이 심화될수록 감사보수가 감소된다는 결과를 보고하고 있다.

2.1.2 감사보수 결정요인에 대한 국내 선행연구

1998년까지 감사계약시 감사보수는 “공인회계사보수규정”에 따라 결정되었다. 당시의 “공인회계사보수규정”에 포함되어 있는 자산규모, 상장여부, 산업특성, 초도감사, 연결재무제표 감사 여부 등이 감사보수에 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 또한 최관과 백원선(1998)은 BIG-6와 Non BIG-6로 구분하여 감사서비스의 질에 차이가 있는지 분석하였다. 분석 결과 감사보수는 BIG-6와 Non BIG-6간 유의한 차이를 보이지 않았으나 감사시간은 BIG-6가 더 많은 감사시간을 투입하고 있는 것으로 나타났다(최관과 백원선, 1998)

앞서 살펴본 Simunic(1980), Francis(1984), Palmrose(1986) 등에 연구된 감사보수 결정모형은 감사보수 자율화 이전에 우리나라 연구에는 적용하기 어려웠다. 과거 외부회계감사는 피감사법인의 특성을 고려하지 않고 자산규모에 비례하여 감사보수가 결정되기 때문에, 감사위험을 실제 감사투입시간에 반영하지 못하는 문제가 있다고 보았다. 당시에 감사인은 부실감사로 인한 소송위험이 낮았기 때문에 감사보수 범위 내에서 감사를 실시하였다. 회계감사의 수요자(투자자, 채권자 등) 입장에서 외부회계감사의 역할이나 가치에 대하여 인지하고 있지 않았기 때문에 기업에서도 높은 가격을 지불하면서까지 높은 품질의 외부감사를 받을 유인이 없었기 때문이다. 그러나 외환위기로 인한 경제적 환경의 급격한 변화로 회계정보의 중요성이 부각되기 시작했으며 기존의 감사보수제도는 자유수임제도로 교체되었다. 자율적으로 감사보수를 체결하게 될 경우 충분한 감사시간에 대하여 보상이 가능하기 때문에 양질의 감사품질을 제고할 수 있는 기반이 마련되었다(권수영 등 2001, 이세용 등 2005).

1999년 공인회계사보수규정에 폐지 후 자율적으로 외부감사보수가 결정되었다. 따라서 다수의 연구들은 기존의 감사보수규정 폐지 이후 실제감사보수 자료를 기초로 감사보수모형을 추정하고 감사보수의 변동 및 변동요인을 분석하였다. 선행연구를 기초로 총자산규모, 영업장수, 해외매출액비율, 유동자산비율, 상장여부, BIG N 여부 등을 감사보수에 영향을 미치는 변수로 보았다. 권수영, 김문철(2001)은 감사보수 자율화 전과 후에 감사보수의 변화를 조사하였다. 분석결과 감사보수 자율화조치로 인하여 감사보수의 평균값은 증가하였으나 다른 감사보수 결정요인을 통제한 후에는 오히려 감소하여 감사보수의 할인이 이루어지는 것으로 해석하고 있다. 즉 자유수임은 감사인(공급자)간의 과당경쟁을 야기하여 심한 감사보수할인으로 이어 질 수 있으며 오히려 감사보수 자율화로 인하여 감사품질이 저하될 수 도 있음을 보여주고 있다. 결국 감사보수

의 완전자율화가 기대한 효과를 거두기 위해서는 감사보수의 자유화 이외에도 높은 품질의 감사서비스에 대한 자발적 수요의 확충이 필요함을 나타내고 있다(권수영, 김문철 2001).

이세용과 송혁준(2005)은 감사보수 자율화 시행 후 회계감사시장에서 감사보수에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 그들은 기존의 감사보수 결정요인인 총자산, 총매출액 중 해외매출액 비율, 재고자산과 매출채권의 비율 등에 비감사서비스와 기업지배구조를 감사보수결정모형에 추가하였다. 그들은 감사인의 비감사서비스 제공은 감사보수 할인, 감사인의 독립성의 훼손 등으로 감사위험을 증가시키는지를 조사하였다. 또한 투명한 기업지배구조를 갖는 기업은 회계정보의 신뢰성 확보를 위하여 높은 품질의 감사인을 필요로 할 것이므로 높은 감사보수를 기꺼이 지불하려 할 것이다. 분석결과 비감사서비스와 감사보수 간에는 유의적인 관계를 보이지 않았고, 기업지배구조와 감사보수 간에는 유의적인 결과를 값을 보여주고 있다.

배성미 등(2014)은 IFRS 의무도입이 감사보수에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 그들의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, IFRS 도입 후 감사보수와 비정상감사보수가 도입 전에 비하여 유의적으로 증가하였다. IFRS 도입 이 후 감사업무가 복잡해지고 감사위험이 증가하기 때문에 감사보수가 증가한 것으로 분석하였다. 둘째, BIG4는 Non-BIG4 보다 감사보수가 더 크게 증가하여 기존의 연구들과 동일하게 BIG4의 보수 프리미엄이 존재하고 있음을 확인하였다. 셋째, 외국인투자자 지분율이 높을수록 K-IFRS의 도입에 따른 감사보수의 증가가 더 크게 나타났다. 따라서 배성미 등(2014)은 IFRS 도입 이 후 감사인의 법적 책임 문제를 감소시키기 위해 보다 많은 감사노력을 투입한 것으로 보여지며, 이는 감사품질의 향상 및 감사보수를 증가시킨 것으로 해석하고 있다.

손성규, 신일항, 이명건(2014)은 상품시장 경쟁을 허핀달-허쉬만 지수로 측정하여 감사보수에 미치는 영향과 기업 내부지배구조와의 상호작용이 감사보수에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 그들의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 상품시장 경쟁과 감사보수 간에는 통계적으로 강하게 유의한 양(+의 관계가 존재함을 확인하였다. 둘째, 상품시장 경쟁이 낮아지더라도(산업독점도가 높아지더라도) 내부지배구조가 존재하는 경우 고품질의 회계감사를 선호할 유인이 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 한국의 회계감사 시장이 구매자 중심의 시장임을 고려할 때, 상품시장 경쟁이 감사보수에 미치는 영향이 회계감사 용역의 수요자인 기업 입장의 논리에 의해 결정되었음을 의미한다.

최정운, 이재은, 배길수(2014)는 감리지적기업의 감리 받기 전과 후의 감사시간과 감사보수를 비교하여 체계적인 관련성이 있는지 조사하였다. 감사인은 감리지적 사례를 감사위험으로 인식하고 이러한 감사위험의 증가는 감사시간과 감사보수의 증가로 이어질 가능성이 있음을 제시하고 있다. 송보미, 안혜진, 최종학(2017)은 감사위원회 중 재무전문성을 가진 사외이사들이 산업전문가 감사인 선임과 감사보수에 미치는 영향을 분석하였다. 회계전문성을 가진 감사위원만 존재하는 경우와 회계전문성의 감사위원과 다른 재무전문성을 가진 위원이 같이 존재하는 경우에만 기업이 산업전문감사인을 선임하고 감사보수가 상승하는 것으로 나타났다.

김수인, 박선영(2017)은 신감사기준(New ISA) 하에서 위험중심 감사접근법 도입이 감사시간과 감사보수에 미치는 영향을 분석하였다. 신감사기준(New ISA)은 위험기준 접근방법으로 피감기업의 감사위험에 따라 한정된 감사자원을 재분배함으로써 감사효율성과 감사효과성을 추구한다. 김수인과 박선영(2017)은 New ISA 도입 후, 감사위험이 높은 곳에 감사자원을 배치, 활용하기 위한 제도적인 목적을 충족하는지를 조사하기 위해 피감기업의 감사위험이 감사노력(감사보수)에 미치는 영향의 분석을 실시하였다. 저자들은 Dechow et al.(2011)이 제시한 피감기업의 회계부정위험 측정변수를 감사인의 감사위험 측정에 대한 대용치로 사용하였다. 분석결과 피감사법인의 감사위험이 증가할수록 감사노력과 감사보수가 증가하는 것으로 나타났고, 이는 신감사기준 도입으로 인한 감사효율성보다 새로운 기준을 도입하기 위한 감사노력과 큰 위험에 대한 보상으로 해석하고 있다.

2.2 기업고유정보위험과 발생액의 질

재무관리 문헌에서 제시하고 있는 자본자산가격결정모형은 개별기업의 기대수익률은 체계적위험과 선형관계를 형성한다는 것이다. 특히 이 모형에 따르면 개별기업의 고유위험은 분산투자를 통해 제거할 수 있기 때문에 투자자에게 직면한 위험은 체계적위험이라는 것이다. 하지만 최근 연구자들은 개별기업의 고유위험은 완전히 분산되지 않을 수 있고, 그 결과 투자자는 위험에 대한 보상으로 더 높은 수익률을 요구하기 때문에 개별기업의 기대수익률이 증가할 수 있다고 주장한다. 특히 Easley and O'hara (2004)와 Lambert et al. (2007)은 개별기업의 고유정보인 회계정보의 품질이 자본비용에 영향을 미칠 수 있다는 이론적 근거를 제공하고 있다. Easley and O'hara (2004)는 공적 및 사적 정보 간의 정보 구성의 차이(다시 말하면 기업수준의 정보비대칭)는 자본비용

에 영향을 미치고 투자자는 더 많은 사적 정보를 가지는 보유주식에 대해 더 높은 수익률을 요구한다고 설명한다. Lambert et al. (2007)은 회계정보의 품질이 자본비용에 영향을 줄 수 있음을 투자자의 기대 현금흐름과 연결하여 설명하고 있다. 그들은 더 높은 품질의 정보공시는 다른 회사의 현금흐름과 회사의 평가된 공분산에 영향을 미치고 그것은 분산되지 않기 때문에 자본비용과 직접적 관련성을 갖는다고 설명하고 있다.

Francis et al. (2004, 2005)은 기업의 정보비대칭 또는 정보정확성의 수준을 회계이익속성을 이용하여 측정하고 이 측정치의 크기에 따라 자본비용에 차이가 존재함을 실증적으로 보여주었다. 그들은 발생액과 기간별 현금흐름 간의 관계를 이용하여 비정상 발생액을 추정하고, 개별기업의 과거 비정상발생액들의 표준편차를 발생액의 질(AQ)로 정의하고 있다. 그들은 빈약한 AQ(높은 비정상발생액의 변동성) 집단이 양호한 AQ 집단 보다 더 높은 자본비용이 발생하고 더 낮은 초과수익률을 얻는다는 것을 보여주었다. 즉, Francis et al. (2004, 2005)은 AQ와 자본비용 간의 관계를 실증함으로써 기업 고유정보위험은 분산되지 않고 투자자의 투자의사결정에 영향을 미칠 수 있는 위험요소가 될 수 있다는 경험적 증거를 제공하고 있다. 하지만 후속 연구들은 Francis et al. (2004, 2005)의 연구결과를 지지하는 연구도 존재하고, 부정하는 연구도 존재한다.

Francis et al. (2005)의 결과에 의문을 제기하는 선행연구를 제시하면 다음과 같다. 먼저 Core et al. (2008)는 발생액의 질이 잠재적인 위험 요인으로써 기대 수익률을 설명하는 결정요인인지를 조사하기 위해 적절한 자산가격결정 검증을 실시하였고, 그들은 AQ가 가격 위험요소라는 증거를 발견하지 못하였다. 유사하게 McInnis (2010)는 과거 선행연구들에서 낮은 이익변동성이 낮은 내재자본비용과 연관성을 갖는다는 결과는 애널리스트의 장기 이익예측의 낙관성에 기인한 것이라고 설명한다. 따라서 그는 이익유연화와 평균 주가수익률 간의 관계가 없다고 주장하였다. Mohanram and Rajgopal (2009)은 PIN으로 측정한 정보위험이 미래 수익률에 영향을 미친다는 강건한 증거를 발견하지 못하였고 PIN이 애널리스트의 이익예측으로 부터 추출한 내재자본비용과의 관련성을 확인하지 못했다.

대조적으로 또 다른 연구들은 Francis et al. (2005)의 결과를 지지하는 후속 연구결과를 보고하고 있다(Aboody et al. 2005; Ogneva 2012; Barth et al. 2013; Kim and Qi 2010; Bhattacharya et al. 2012). Aboody et al. (2005)는 이익품질 요인이 가격결정에 영향을 미치고, 이익품질 요인에 대해 더 많이 노출된 기업에서 내부자 거래는 더 많은 수익성을 갖는다는 증거를 발견하였다. Barth et al. (2013)은 자본비용에 대한 증

명된 결정요인들을 통제한 후에도 이익 투명성 수준이 후속적인 초과수익률, 포트폴리오 평균수익률 및 기대자본비용과 음의 관계가 있음을 확인하였다. AQ 위험요소가 가격결정요인이 아니라는 Core et al. (2008)와 다르게, Kim and Qi (2010)는 저가 주식을 통제한 이후에, AQ 위험요소가 유의하게 가격에 반영된다는 결과를 보고하고 있다. 또한 그들은 AQ와 관련된 위험 프리미엄은 주로 경제 성장 기간에서 발생한다는 것을 발견하였다. Bhattacharya et al. (2012)은 이익품질과 자본비용 간에 직접적 또는 간접적 관계가 있는지를 경로분석을 이용하여 검증하였다. 그 결과 이익품질로부터 자본비용까지의 직접적 경로와 정보비대칭(bid-ask spread와 PIN으로 측정된)으로 매개되어진 간접적 경로 모두에서 통계적으로 신뢰할만한 연관성을 확인하였다. 이와 같이 회계정보의 질과 자본비용 간의 관련성을 분석한 경험적 연구들의 결과는 일치되지는 않지만, 대체적으로 AQ와 자본비용 간의 관련성이 있다는 견해가 우세하다.

한편, 대부분의 선행연구들이 주식시장에서 기업고유정보위험의 가격결정문제를 다루고 있지만, Cho et al. (2015)은 이러한 논리를 회계감사시장에서 감사계약에 대입시켜 분석하고 있다. 즉 발생액의 질이 고유정보위험의 대리변수로 유용하고 개별기업의 정보에 전문성을 가지고 있는 감사인이 고유정보위험을 감사실패에 대한 위험요인으로 인식한다면, 불량한 발생액의 질을 갖는 기업에 대해서는 감사인이 더 높은 위험프리미엄을 요구할 것이라는 주장이다. 그들은 한국시장에서 공시된 감사시간과 감사보수를 이용하여 발생액의 질과의 관계를 분석하였고, 그 결과 불량한 발생액의 질을 갖는 기업의 감사시간과 감사보수는 양호한 발생액의 질을 가지는 기업보다 더 큼을 발견하였다.

본 연구는 Cho et al. (2015)의 연구를 보다 정교하게 분석하고, 최근 경제환경을 반영하여 재검증한다. 또한 그들의 연구를 확장하여 발생액의 질과 감사보수 간의 관계의 강도가 IFRS 도입 이전기간과 이후 기간 간에 차이가 있는지를 비교함으로써 IFRS의 도입이 회계품질을 향상 또는 악화시키는지를 간접적으로 조사한다.

Ⅲ. 가설

본 연구는 개별기업의 발생액의 질의 수준에 따라 감사인의 감사보수가 차이가 있는지를 조사함으로써 정보이용자들이 발생액의 질로 측정된 고유정보위험을 인식하고 거래의사결정에 반영하는지를 조사하는 것이다. 정보비대칭 상황에서 기업 경영자는 자신에게 유리한 정보는 공개하고 불리한 정보는 공시를 지연시킬 수 있기 때문에 외부 투자자가 공개된 정보만으로 의사결정을 할 경우에 역선택 문제가 발생할 수 있다. 즉, 기업 고유정보위험은 기업의 정보통제로부터 발생하는 정보비대칭 또는 정보부정확성으로부터 발생하는 외부투자자의 역선택 위험을 의미한다(Easley and O'Hara 2004; Lambert et al. 2007). Easley and O'Hara (2004)는 기업고유정보위험은 투자자가 완전히 분산시킬 수 없기 때문에 위험을 인식하고 위험에 대한 보상으로 더 많은 수익률을 요구한다고 주장한다. Francis et al. (2004, 2005)은 Easley and O'Hara (2004)의 이론적 개념을 발생액의 질(Accruals Quality: AQ)이 자본비용(또는 추가수익률)에 미치는 효과를 분석함으로써 경험적 증거를 제공하고 있다.

이전 선행연구들은 발생액의 질을 기업고유 정보위험의 대응치로 설정하고, 발생액의 질이 애널리스트의 내재자본비용에 미치는 효과를 분석하거나 발생액의 질이 미래 추가수익률에 미치는 효과를 분석함으로써 기업고유정보위험이 분산투자로 제거되지 않고 주식가격결정에 반영되어지는지를 실증적으로 증명하고 있다(Aboody et al. 2005; Barth et al. 2013; Ogneva 2008; Kim and Qi 2010; Bhattacharya et al. 2012). 하지만 일부 연구들은 발생액의 질은 자본비용과 기대수익률에 유의한 영향을 미치지 않는다는 실증연구결과도 존재한다(Core et al. 2008; Cohen, 2008; Khan, 2008; Mohanram and Rajgopal 2009; McInnis, 2010). 따라서 AQ가 자본비용과 가격결정에 영향을 미치는지에 대해서는 아직 논쟁이 있다.

본 연구는 고유정보위험에 대한 가격결정여부가 감사계약에서도 성립하는지를 검증하는데 초점을 맞추고 있다. 기업의 경영자는 기업에 유리한 정보는 공개하고 불리한 정보는 숨기거나 공시를 지연시킬 경제적 동기를 가지고 있다. 또한 자신의 사적이익을 추구하기 위해 발생액을 이용하여 이익을 조정할 동기도 가지고 있다. 이러한 동기가 강한 기업은 불투명한 재무제표가 작성된다. 만약 감사인이 제한된 시간과 자원으로 인해 재무제표의 오류를 발견하지 못한다면 이로 인한 규제기관의 제재와 투자자의 소송문제가 발생할 위험이 있다. 따라서 감사인은 피감사기업의 감사위험을 적절히 평

가하여 이에 기반한 목표 감사위험을 설정하고, 목표 감사위험을 달성하기 위해 필요한 감사시간을 충분히 투입하는 것이 전제되어야 한다. 하지만 회계법인은 영리를 목적으로 하는 사기업이므로 감사품질을 제고하기 위해 투입한 감사시간과 같은 회계감사 용역의 투입물 외에도 감사위험에 영향을 미치는 제반 요인이 존재한다면 위험에 대한 보상(risk premium)이 감사보수에 적절히 반영되어야 할 것이다(손성규, 신일항, 이명건 2014). 만약 기업의 고유정보위험이 감사보수에 적절히 반영된다면 목표 감사위험을 달성하기 위한 감사인의 적절한 자원배분으로 감사품을 향상시킬 수 있지만, 위험요인이 감사보수에 적절히 반영되지 않는다면 부적절한 자원배분으로 인해 감사품질이 하락할 수도 있다. 따라서 위험요인이 감사보수에 적절히 반영되는지는 감사품을 결정하는 중요한 요인이 될 수 있다.

본 연구에서는 다양한 위험요인 중 기업의 정보통제로부터 발생하는 정보비대칭 또는 정보부정확성에 근거한 정보위험에 초점을 맞춰 분석한다. 본 연구는 기업 정보위험이 감사인이 감사보수 결정에 영향을 미치는 요인으로 인식하고 있는지를 확인함으로써 정보위험이 감사품질에 영향을 미치는 요인인지를 실증적으로 확인하고자 한다. 이 논문에서는 감사보수를 실제감사보수와 비정상감사보수를 추정치를 계산하여 각각 사용한다. 또한 기업고유 정보위험은 Francis et al. (2004, 2005)와 같이 과거 5년 동안의 비정상발생액의 변동성(발생액의 질)을 측정하여 사용한다. 본 연구는 빈약한 발생액의 질을 가지는 기업(비정상발생액의 변동성이 큰 기업)은 감사인이 높은 감사위험을 인식하기 때문에 위험에 대한 대가로 양호한 발생액의 질을 가지는 기업보다 더 많은 감사보수를 요구할 것으로 예측하고 있다. 이를 검증하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설1. 기업고유 정보위험이 높은 기업(발생액의 질이 빈약한 기업)은 그렇지 않은 기업보다 더 높은 감사보수계약이 체결될 것이다.

Francis et al.(2005)에 의하면 발생액의 질이 낮아질수록 정보위험이 높아지기 때문에 투자자들은 정보위험의 상승에 대한 보상으로 더 높은 자본비용을 기업에 부과한다고 주장한다. 또한 그들은 발생액의 질은 회사가 속한 산업이나 영업의 특성 등에 영향을 받는 본질적 발생액의 질(innate accruals quality)과 경영자의 재량적 회계선택에 기인한 재량적 발생액(discretionary accruals quality)으로 구분된다. 일부 연구자들은 두 가지 요인 중 재량적 발생액의 질은 경영자의 대리인 비용에 대한 측정치로 유용함

을 실증적으로 보여주고 있다(Lee and Masulis 2009). 본 연구에서는 감사인이 감사계약 체결할 때 피감사기업의 대리인 위험을 위험요인으로 인식하여 감사보수 계약에 반영하는지를 추가로 살펴본다. 만약 피감사기업의 재량적 발생액의 질이 빈약한 기업에서 양호한 기업보다 더 큰 감사보수가 체결된다면 감사인은 개별기업의 대리인문제로 인한 감사실패 위험을 고려하여 더 많은 위험프리미엄을 요구함을 의미할 것이다. 따라서 재량적 발생액의 질과 감사보수 간의 관계를 통해서 고유정보위험 중 경영자의 기회주의적 성향을 위험요인으로 시장참여자들이 인식하고 있는지 여부를 감사계약 체결을 통해 간접적으로 확인할 수 있을 것으로 예측한다. 이를 위해 본 연구는 다음과 같은 두 번째 가설을 설정한다.

가설2. 기업고유정보위험 중 경영자의 재량적 위험요인은 영업활동의 본질적 위험요인보다 감사인의 감사보수 계약에 더 큰 영향을 미칠 것이다.

기은선 등(2011)은 2000년부터 2008년 자료를 이용하여 발생액의 질과 감사보수 간에 양의 관계가 존재함을 보여주었다. 그들의 연구결과는 IFRS도입 이전 기간을 대상으로 분석하였기 때문에 IFRS도입 이후 최근의 경제환경을 반영하지는 못하고 있다. 따라서 본 연구는 IFRS 도입 이후 기간의 표본을 포함시킴으로써 최근 정보환경에 기초하여 발생액의 질과 감사보수간의 관계를 분석하고 있다. IFRS는 원칙중심 기준(Principle-based Standards)이라는 특성을 갖는다. 하지만 원칙중심 회계기준에 대해서는 두 가지 상이한 관점이 있다. 하나는 원칙중심 회계기준인 IFRS가 회계처리의 대체 안을 제거하여 원칙에 충실한 정보 산출을 강제함으로써 경영자의 재량권을 억제하고, 결과적으로 이익조정이 축소될 것이라는 주장이다(Barth et al. 2008; Chen et al. 2010). 다른 하나는 IFRS는 세부 이행 지침이 부족하기 때문에 오히려 경영자가 더 큰 재량권을 행사할 수 있어 이익조정행태가 증가할 것이라는 비판적 시각도 존재한다(Langmead and Soroosh 2009; Ahmed et al. 2013).

본 연구는 기업고유 정보위험에 대한 측정치로 발생액의 질을 사용하고 있다. 발생액의 질은 과거 일정기간 동안에 연도별 비정상발생액의 표준편차로 측정된다. 만약 IFRS 도입이 경영자의 이익조정 행태를 더 증가(감소)시킨다면 IFRS 도입 이후 기간의 비정상발생액의 변동성은 이전 기간 보다 더 증가(감소)할 것이다. 따라서 IFRS 도입 이후 기업의 이익조정행태가 더 증가한다면 비정상발생액의 변동성은 증가하고, 증가된 고유위험에 대해 감사인인 더 많은 보상을 요구하여 감사보수는 더 증가할 것이

다. 따라서 본 연구는 발생액의 질과 감사보수 간의 양의 관련성이 IFRS 전후 기간 간에 차이가 있는지를 비교함으로써 IFRS가 기업의 고유정보위험을 더 확대시키는지 여부를 검증한다. 본 연구에서는 발생액의 질과 감사보수 간의 양의 관련성이 IFRS 도입 이후 더 증가(감소)한다면, IFRS가 경영자의 재량권을 더 확대(축소)시킨다고 해석할 수 있다. 이를 검증하기 위해 다음과 같은 세 번째 가설을 설정한다.

가설3. 발생액의 질과 감사보수 간의 관계는 IFRS 도입 이전과 이후 기간 간에 차이가 있을 것이다.

IV. 변수측정 및 연구모형

4.1 변수측정

4.1.1 종속변수: 감사보수와 비정상감사보수의 측정

(1) 실제감사보수($LNAFEE_{-1_{i,t+1}}$)와 실제총감사보수($LNAFEE_{-2_{i,t+1}}$)

본 연구에서는 감사보수를 실제감사보수와 비정상감사보수로 각각 측정한다. 우리는 실제감사보수를 두 가지 관점에서 측정한다. 먼저 감사보수를 i) 회계감사에 대한 보수만 고려한 측정치와 ii) 회계감사보수와 비감사서비스에 대한 보수를 모두 고려한 측정치로 구분하여 계산한다. 우리의 연구목적은 발생액의 질로 측정된 기업 고유정보위험이 감사계약에 반영되는지를 검증하는 것이다. 감사인인 낮은 발생액의 질을 가지는 기업(높은 기업고유정보위험을 가지는 기업)에 대해 감사위험을 인식한다면 위험에 대한 보상을 요구할 것이고, 보상의 방식은 감사보수 뿐만 아니라 추가적인 비감사서비스의 계약 체결로 나타날 수도 있다.

따라서 우리는 감사보수와 비감사서비스에 대한 보수를 함께 고려한다. 따라서 t년도 발생액의 질의 수준에 대한 t+1년도 실제감사보수($LNAFEE_{-1_{i,t+1}}$)는 t+1년도 재무제표 주식에 공시된 감사보수에 자연로그 값으로 측정한다. 또한 t+1년도 실제총감사보수($LNAFEE_{-2_{i,t+1}}$)의 측정은 t+1년도 재무제표 주식에 공시된 실제감사보수와 비감사서비스보수의 합계금액의 자연로그로 측정한다.

(2) 비정상감사보수($AbAFEE_{-1_{i,t+1}}$)와 비정상총감사보수($AbAFEE_{-2_{i,t+1}}$)

본 연구에서는 실제감사보수와 비정상감사보수를 함께 측정하여 사용한다. 감사보수는 기업의 특성에 따라 차별적으로 결정될 수 있기 때문에 감사보수에 영향을 미칠 수 있는 다른 기업특성요인을 고려하여 감사보수를 계산할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 Choi et al. (2010)과 Eshleman and Guo (2014)에서 제시한 감사보수의 결정요인들을 이용하여 비정상감사보수를 산출한다. 특히 본 연구는 비정상감사보수를 감사보수만을 고려한 측정치와 감사보수와 비감사서비스보수를 함께 고려한 측정치를 각각 고려한다. 먼저 t+1년도 비정상감사보수($AbAFEE_{-1_{i,t+1}}$)는 식(1)에서 제시한 것과 같이 주어진 연도에서 기업i의 t+1년도 실제감사보수($LNAFEE_{-1_{i,t+1}}$)와 기업i의 t년도 기업특성요인들 간의 관계를 분석하는 회귀식의 잔차로써 산출한다. 또한 동일하게 t+1년도 비정상총감사보수($AbAFEE_{-2_{i,t+1}}$)는 기업i의 t+1년도 실제총감사보수($LNAFEE_{-2_{i,t+1}}$)와 기업i의 t년도 기업특성요인들 간에 관계를 분석하는 회귀식의 잔차이다.

$$\begin{aligned}
 &LNAFEE_{-1_{i,t+1}} \text{ (or } LNAFEE_{-2_{i,t+1}}) \\
 &= \alpha_0 + \alpha_1 LNASSET_{it} + \alpha_2 EMPLOY_{it} + \alpha_3 ARINV_{it} \\
 &\quad + \alpha_4 CATA_{it} + \alpha_5 CR_{it} + \alpha_6 ROA_{it} + \alpha_7 LEV_{it} + \alpha_8 LOSS_{it} \\
 &\quad + \alpha_9 QUAL_{it} + \alpha_{11} LNBUSSEG_{it} + \alpha_{12} FOREIGN_{it} + \alpha_{13} ISSUE_{it} \\
 &\quad + \alpha_{14} BIG4_{it} + \alpha_{15} LEADER_{it} + \alpha_{16} SHORT_TEN_{it} \\
 &\quad + \alpha_{17} OFFICESIZE_{it} + \alpha_{18} POWER + \sum IND + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\therefore AbAFEE_{-1_{i,t+1}} = \widehat{\varepsilon}_{i,t} \quad (\text{Dependent Variable : } LNAFEE_{-1_{i,t+1}})$$

$$\therefore AbAFEE_{-2_{i,t+1}} = \widehat{\varepsilon}_{i,t} \quad (\text{Dependent Variable : } LNAFEE_{-2_{i,t+1}})$$

여기서, $AbAFEE_{-1}$ 은 t연도 실제 감사보수를 대상으로 식(1)의 회귀식으로 추정한 t+1연도 비정상감사보수(단위 백만원)를 의미한다. $AbAFEE_{-2}$ 는 t연도 총보수(감사보수와 비감사서비스보수의 합)를 대상으로 식(1)의 회귀식으로 추정한 t+1연도 비정상총감사보수를 의미한다. 식(1)에서 $LNAFEE_{-1_{i,t+1}}$ 는 기업i의 t+1년도 실제감사보수(단위 백만원)의 자연로그 값이다. $LNAFEE_{-2_{i,t+1}}$ 는 기업i의 t+1년도 감사보수와 비감사서비스 보수의 합계금액(단위 백만원)에 대한 자연로그 값이다. $LNASSET_{it}$ 는 기업i

의 t연도말 총자산(단위 백만원)에 대한 자연로그값이다. $EMPLOY_{i,t}$ 는 기업i의 t년도 말 종업원 수에 제곱근이다. $ARINV_{i,t}$ 는 기업i의 t년도 매출채권과 재고자산의 합을 총자산으로 나눈 비율이다. $CATA_{i,t}$ 는 기업i의 t년도말 유동자산을 총자산으로 나눈 비율이다. $CR_{i,t}$ 는 기업i의 t년도말 유동자산을 유동부채로 나눈 비율이다. ROA 는 기업i의 t년도 영업이익을 총자산으로 나눈 비율이다. $LEV_{i,t}$ 는 기업i의 t년도말 비유동부채를 총자산으로 나눈 비율이다. $LOSS_{i,t}$ 는 기업이 t년도 손실을 보고하면 1, 아니면 0인 지시변수이다. $QUAL_{i,t}$ 는 기업이 t년도 적정감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수이다. $LNBUSSEG_{i,t}$ 는 t년도 연결자회사의 수에 1을 더한 값에 대한 자연로그 값이다. $FOREIGN_{i,t}$ 는 해외매출이 있으면 1, 아니면 0인 지시변수이다. $ISSUE_{i,t}$ 는 과거 2년 동안 기업이 신주를 발행했으면 1 아니면 0인 지시변수이다. $BIG4_{i,t}$ 는 감사인이 BIG4법인에 속하면 1, 아니면 0인 지시변수이다. $LEADER_{i,t}$ 는 주어진 연도에서 기업이 속하는 산업에서 감사인(회계법인)이 가장 높은 총감사보수를 받으면 1, 아니면 0인 지시변수이다. $SHORT TEN_{i,t}$ 은 기업에 대한 감사인의 임기가 3년 미만(계속감사)이면 1, 아니면 0(초도감사)인 지시변수이다. $OFFICESIZE_{i,t}$ 는 당해연도 동안 감사인이 속한 회계법인의 총감사보수(법인매출액)에 자연로그를 의미한다. $POWER_{i,t}$ 는 협상력에 대한 지표로써 기업 매출액의 자연로그 값을 각 산업별로 해당기업의 감사인(회계법인)에 의해 감사받는 모든 기업에 대한 매출액의 자연로그의 합으로 나누어 구한 값(즉, 허핀달지수를 산출함)을 기준으로 다시 10분위수로 변환시킨 값이다(0.1부터 1의 범위 값). ΣIND 는 표준산업코드를 이용한 산업구분 더미변수이다.

4.1.2 기업고유정보위험의 측정(발생액의 질)

Francis et al. (2004, 2005)의 재량적 발생액의 질은 2단계로 측정한다. 1단계는 식 (2)의 모형에 연도-산업별로 비정상발생액(v_{jt})를 각각 구한 후 개별기업의 과거 5년 동안의 비정상발생액의 표준편차를 구한다. Francis et al. (2004, 2005)은 이를 발생액의 질(accruals quality: AQ)로 정의하고 있다. 여기서, TCA_{jt} 는 기업i에 대한 t년도의 총유동발생액을 의미한다.¹⁾ A_{jt} 는 기업j의 t년도와 t-1년도의 평균총자산을 의미한다.

1) 본 연구에서 총유동발생액(TCA)의 다음과 같이 측정한다.

$$TCA_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - \Delta Cash_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t}$$

여기서, $\Delta CA_{i,t}$ =기업i의 t년도 동안 유동자산의 변화이다. $\Delta CL_{i,t}$ =기업i의 t년도 동안 유동부채의 변화이다. $\Delta Cash_{i,t}$ =기업i의 t년도 동안 현금 및 현금성자산의 변화이다. $\Delta STDEBT_{i,t}$ =기업i의 t년도 동안 유동부채 중 채무(debt)의 변화이다.

CFO_{jt} 는 기업 j 의 t 년도 현금흐름표상의 영업활동현금흐름이다. ΔREV_{jt} 는 기업 j 의 t 년도 매출액에서 $t-1$ 년도의 매출액을 차감한 값이다. PPE_{jt} 는 기업 j 의 t 년도말의 순유형 자산이다. ν_{jt} 는 식(2)의 잔차이다.

<1단계 추정>: 발생액의 질

$$TCA_{jt}/A_{jt} = \phi_0 + \phi_1 CFO_{j,t-1}/A_{jt} + \phi_2 CFO_{jt}/A_{jt} + \phi_3 CFO_{j,t+1}/A_{jt} + \phi_4 \Delta REV_{jt}/A_{jt} + \phi_5 PPE_{jt}/A_{jt} + \nu_{jt} \quad \text{식(2)}$$

$$\therefore AQ_{j,t} = \sigma(\hat{\nu}_{i,t})$$

Francis et al. (2004, 2005)은 비정상발생액의 변동성(AQ)은 개별기업의 영업활동에서 내재된 위험요인에 의해 영향을 받을 수 있기 때문에, 전체 변동성이 경영자 기회주의에 대한 측정요소로 보기는 어렵다고 설명하고 있다. 이러한 이유로 그녀들은 발생액의 질을 영업위험에 의해 본질적으로 영향을 받는 요소(innate risk factor)와 경영자의 재량에 의한 변동 요소(discretionary risk factor)로 분해하는 방법을 제시하고 있다. 동일하게 본 연구의 2단계 모형은 발생액의 질에 내재된 경영자의 재량적 위험요소(즉, 재량적 발생액의 질)를 구하는 것이다. 우리는 기업 j 의 t 년도 발생액의 질과 영업위험 측정변수들 간의 관계를 분석하는 식(3)의 잔차를 측정하여 재량적 발생액의 질(DiscAQ)을 산출한다.

<2단계 추정>: 재량적 발생액의 질

$$AQ_{jt} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{jt} + \beta_2 \sigma(CFO)_{jt} + \beta_3 \sigma(Sales)_{jt} + \beta_4 OperCycle_{jt} + \beta_5 NegEarn_{jt} + \epsilon_{jt} \quad \text{식(3)}$$

$$\therefore Innate AQ_{it} = \widehat{AQ}_{it}$$

$$\therefore DiscAQ_{it} = AQ_{it} - \widehat{AQ}_{it}$$

식(4)에서, $SIZE_{jt}$ 는 기업 j 의 t 년도 말의 기업규모로서 시가총액(백만원)에 log를 취한 값이다. $\sigma(CFO)_{jt}$ 는 현금흐름의 변동성을 의미하며, $t-4$ 년부터 t 년도 까지 5년 동안 총자산에 의해 규모 조정된 영업활동 현금흐름의 표준편차이다. $\sigma(Sales)_{jt}$ 는 매출액 변동성을 의미하며, 총자산에 의해 규모 조정된 개별기업의 5년 동안의 매출액의 표준편

차이다. $OperCycle_{it}$ 는 영업주기를 의미하며, 매출채권 평균회수기간과 재고자산 평균회수기간의 합계에 대한 로그 값이다. $NegEarn_{it}$ 는 손실빈도를 의미하며, 개별기업의 t년도 이전 10년 동안 손실이 발생한 연도의 빈도수이다. 본 연구에서는 위에서 측정된 AQ와 AQ의 구성요소(Innate AQ와 Disc AQ)를 i) 측정값과 ii) 각 연도별로 10분위수(상위 10%는 1 하위 10%는 0.1을 부여함)로 측정값을 조정된 수치를 각각 사용한다.

4.2 연구모형

본 연구의 세 가지 가설을 검증하기 위한 회귀분석모형을 제시하면 다음과 같다. 먼저 <모형 1.1>과 <모형 1.2>는 t년도 발생액의 질과 t+1연도 감사보수 간의 관계를 분석하기 위한 가설1에 대한 검증모형이다. <모형 1.1>에서 종속변수는 각각 실제감사보수($LNAFEE_{-1_{i,t+1}}$)와 비감사서비스보수까지 고려한 총감사보수($LNAFEE_{-2_{i,t+1}}$)이다. 설명변수는 발생액의 질($AQ_{i,t}$)이다. 또한 4.1.1에서 제시한 감사보수 결정요인들을 통제변수로 회귀식에 추가하고, 산업 및 연도 통제 더미변수를 회귀모형에 포함시킨다. <모형 1.2>의 종속변수는 4.1.1의 식(1)에 대한 잔차로 계산한 비정상감사보수이다. 본 연구는 비정상감사보수를 비정상실제감사보수($AbAFEE_{-1_{i,t+1}}$)와 비정상총감사보수($AbAFEE_{-2_{i,t+1}}$)를 각각 사용한다. <모형 1.2>에서 비정상감사보수는 이미 기업특성요인을 고려하여 추정된 값이기 때문에, <모형 1.1>과 다르게 기업특성요인을 통제변수로 삽입하지 않는다. 만약 <모형 1.1>과 <모형 1.2>에서 β_1 이 통계적으로 유의한 양(+의 값을 보인다)면, 감사인이 기업고유 정보위험을 감사보수에 반영함을 의미한다.

<가설 1 검증모형>

$$\begin{aligned}
 & DV [(1) LNAFEE_{-1_{i,t+1}}, (2) LNAFEE_{-2_{i,t+1}}] \\
 & = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \gamma_t \sum_{t=1}^{17} Control\ Variables_{i,t} + \Sigma IND + \Sigma YEAR_D + \epsilon_i \quad Model1.1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & DV [(1) AbAFEE_{-1_{i,t+1}}, (2) AbAFEE_{-2_{i,t+1}}] \\
 & = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + IND_D + YEAR_D + \epsilon_i \quad Model1.2
 \end{aligned}$$

<모형 2.1>과 <모형 2.2>는 t년도 재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질이 t+1 연도 감사보수에 미치는 효과를 분석하기 위한 가설2에 대한 검증모형이다. 즉, <모형 2.1>과 <모형 2.2>는 발생액의 질을 경영자의 재량적 요인에 의한 변동요인(재량적 발생액의 질: $DiscAQ_{i,t}$)과 영업활동의 고유위험에 의한 변동요인(본질적 발생액의 질: $InnateAQ_{i,t}$)로 각각 구분하여 분석하는 회귀모형이다. 만약 <모형 2.1>과 <모형 2.2>에서 β_1 과 β_2 가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보인다면, 감사인이 경영자의 대리인 위험과 영업활동의 고유위험을 각각 인식하여 감사보수에 반영함을 의미할 것이다.

$$\begin{aligned}
 DV [(1) LNAFEE_{-1_{i,t+1}}, (2) LNAFEE_{-2_{i,t+1}}] \\
 = \beta_0 + \beta_1 DiscAQ_{i,t} + \beta_2 InnateAQ_{i,t} + \gamma_k \sum_{k=1}^{17} Control(AuditFee Determinants_{i,t}) \\
 + \Sigma IND + \Sigma YEAR + \epsilon_i \qquad \qquad \qquad Model 2.1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 DV [(1) AbAFEE_{-1_{i,t+1}}, (2) AbAFEE_{-2_{i,t+1}}] \\
 = \beta_0 + \beta_1 DiscAQ_{i,t} + \beta_2 InnateAQ_{i,t} + \Sigma IND_D + \Sigma YEAR + \epsilon_i \qquad \qquad \qquad Model 2.2
 \end{aligned}$$

<모형 3.1> ~ <모형 3.4>는 IFRS 의무도입이 발생액의 질(또는 발생액의 질의 구성요소)과 감사보수 간의 관계의 강도에 차이를 발생시키는지를 조사하는 가설3에 대한 검증모형이다. 본 연구에서는 $IFRS_D_{i,t}$ 는 t년도에 기업이 IFRS 의무도입 이후 기간에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수를 만들어 $AQ_{i,t}$, $DiscAQ_{i,t}$ 및 $InnateAQ_{i,t}$ 와 상호작용변수를 생성한 후 감사보수에 미치는 효과를 분석한다. <모형 3.1> ~ <모형 3.4>에서 $IFRS_D_{i,t}$ 의 회귀계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보인다면, IFRS 이후 기간에 발생액에 질에 대해 감사인이 더 큰 위험을 느껴 감사보수를 더 상향시키고 있음을 시사한다.

<가설 3 검증모형>

$$\begin{aligned}
 LNAFEE_{-1_{i,t+1}} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 AQ_{i,t} \times IFRS_D_{i,t} + \beta_3 IFRS_D_{i,t} \\
 + \gamma_t \sum_{t=1}^{17} ControlVariables_{i,t} + \Sigma IND + \epsilon_i \qquad \qquad \qquad Model 3.1
 \end{aligned}$$

$$AbAFEE_{-1_{i,t+1}} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{i,t} + \beta_2 AQ_{i,t} \times IFRS_{-D_{i,t}} + \beta_3 IFRS_{-D_{i,t}} + \Sigma IND + \epsilon_i$$

Model 3.2

$$LNAFEE_{-1_{i,t+1}} = \beta_0 + \beta_1 DiscAQ_{i,t} + \beta_2 DiscAQ_{i,t} \times IFRS_{-D_{i,t}} + \beta_3 InnateAQ_{i,t} + \beta_4 InnateAQ_{i,t} \times IFRS_{-D_{i,t}} + \beta_5 IFRS_{-D_{i,t}} + \gamma_k \sum_{k=1}^{17} Control\ Variables + \Sigma IND + \epsilon_i$$

Model 3.3

$$AbAFEE_{-1_{i,t+1}} = \beta_0 + \beta_1 DiscAQ_{i,t} + \beta_2 DiscAQ_{i,t} \times IFRS_{-D_{i,t}} + \beta_3 InnateAQ_{i,t} + \beta_4 InnateAQ_{i,t} \times IFRS_{-D_{i,t}} + \Sigma IND - D + \epsilon_i$$

Model 3.4

본 연구에 사용된 변수들에 대한 설명은 <Table 1>에서 요약 설명하고 있다.

<Table 1> 변수설명

1. 종속변수

$LNAFEE_{-1_{i,t+1}}$ = 기업i의 t+1년도 실제 감사보수에 대한 자연로그 값.

$LNAFEE_{-2_{i,t+1}}$ = 기업i의 t+1년도 실제 감사보수와 비감사보수의 합계에 대한 자연로그 값.

$AbAFEE_{-1_{i,t+1}}$ = 식(1)에 따라 추정된 기업i의 t+1년도 비정상감사보수에 대한 자연로그 값. 단, 식(1)의 종속변수는 기업i의 t+1년도 감사보수의 자연로그임.

$AbAFEE_{-2_{i,t+1}}$ = 식(1)에 따라 추정된 기업i의 t+1년도 비정상감사보수(감사보수와 비감사서비스보수의 합계금액). 단, 식(1)의 종속변수는 기업i의 t년도 감사보수와 비감사서비스보수의 합계금액에 대한 자연로그임.

2. 설명변수

$AQ_{i,t}$ = Francis et al.(2005)에 따라 산출한 기업 i의 과거 5년 동안의 비정상발생액의 표준편차(발생액의 질)를 10분위수로 조정한 값. 상위 10%(빈약한 발생액의 질)는 1.0, 하위 10%(양호한 발생액 질)은 0.1의 값으로 조정된 값임.

$DiscAQ_{i,t}$ = 재량적 발생액의 질을 의미함. 발생액의 질(비정상발생액의 변동성)에 내재된 경영자의 재량적 요소를 Francis et al.(2005)의 방식으로 분해하여 추정된 값을 10분위수로 조정된 값. 상위 10%(빈약한 재량적 발생액의 질)는 1.0, 하위 10%(양호한 재량적 발생액 질)은 0.1의 값으로 조정된 값임.

$InnateAQ_{i,t}$ = 본질적 발생액의 질을 의미함. 발생액의 질(비정상발생액의 변동성) 중 영업활동과 관련된 기본적 위험에 해당하는 변동요소를 Francis et al.(2005)의 방식으로 분해하여 추정된 값을 다시 10분위수로 조정된 값. 상위 10%(빈약한 본질적 발생액의 질)는 1.0, 하위 10%(양호한 본질적 발생액 질)는 0.1의 값으로 조정된 값임.

3. 통제변수

- $LNASSET_{i,t}$ = 기업i의 t년도 기말시점의 총자산(단위 백만원)에 대한 자연로그 값.
- $LnEMPLOY_{i,t}$ = 기업i의 t년도 종업원 수에 대한 자연로그 값
- $ARINV_{i,t}$ = 기업i의 t년도 매출채권과 재고자산의 합을 총자산으로 나눈 값
- $CATA_{i,t}$ = 기업i의 t년도 유동자산을 총자산으로 나눈 비율.
- $CR_{i,t}$ = 기업i의 t년도 유동자산을 유동부채로 나눈 비율.
- $ROA_{i,t}$ = 영업이익을 총자산으로 나눈 비율이다.
- $LEV_{i,t}$ = 비유동부채를 총자산으로 나눈 비율이다.
- $LOSS_{i,t}$ = 손실보고기업이면 1, 아니면 0인 지시변수이다
- $QUAL_{i,t}$ = 적정감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수이다.
- $LNBUSSEG_{i,t}$ = 연결자회사의 수에 1을 더한 값의 자연로그이다.
- $FOEIGN_{i,t}$ = 해외매출이 있으면 1, 아니면 0인 지시변수이다.
- $ISSUE_{i,t}$ = 과거 2년 동안(t년도와 t-1년도) 기업이 신주를 발행했으면 1 아니면 0인 지시변수이다.
- $BIG4_{i,t}$ = 감사인이 BIG4법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)에 속하면 1, 아니면 0인 지시변수이다.

- $LEADER_{i,t}$ = 주어진 연도에서 기업이 속하는 산업에서 감사인(회계법인)이 가장 높은 총감사보수를 받으면 1, 아니면 0인 지시변수이다.
- $SHORT\ TEN_{i,t}$ = 계속감사이면 1 아니면 초도감사이면 0인 지시변수이다.
- $OFFICESIZE_{i,t}$ = 당해연도 동안 감사인이 속한 회계법인의 총감사보수(백만원)에 자연로그를 의미한다.
- $POWER_{i,t}$ = 감사인과 기업 간의 협상력에 대한 지표. t년도 기업i의 매출액의 자연로그 값을 각 산업별로 해당기업의 감사인(회계법인)에 의해 감사받는 모든 기업에 대한 매출액의 자연로그의 합으로 나누어 구한 값을 다시 10분위 수(0.01부터 1까지)로 조정한 값.
- IND = 표준산업코드를 이용하여 12개의 산업으로 구분한 산업구분 더미변수를 의미한다.
- $YEAR_D$ = 연도더미변수

V. 실증분석결과

5.1 표본선정, 기술통계량, 상관관계 및 감사보수 결정모형의 적합도

본 연구의 표본은 2003년부터 2016년까지 유가증권시장과 코스닥 시장에 상장된 기업을 대상으로 표본선정기준을 만족하는 기업을 대상으로 각 표본기간 이전 5년 동안의 발생액의 질을 측정하고, 후속연도의 감사보수(또는 비정상감사보수)를 측정한다. 따라서 측정 대상이 되는 표본기간은 1999년부터 2017년까지이다. 본 연구에서는 표본기간 및 측정기간 동안에 상장된 기업들 중 다음에 해당하는 기업들을 표본에서 배제한다.

- (1) 재무제표 표현된 수치가 다른 산업과 상당한 괴리가 있는 금융업에 속하는 기업은 표본에서 배제한다.
- (2) 변수 측정시점을 균일화시키기 위해 12월 결산법인이 아닌 기업은 표본에서 배제한다.
- (3) 발생액의 질, 감사료 결정요인 등을 측정하기 위한 재무적 자료를 획득할 수 없는 기업을 표본에서 배제한다.

(4) 감사보수와 감사인을 사업보고서에 공시하지 않은 기업을 표본에서 배제한다.

위에 제시한 표본선정기준을 최종적으로 만족하는 표본은 17,792개의 기업-연도 표본이다. <Table 2>는 본 연구에 사용된 표본들에 대한 연도별 분포와 산업별 분포를 제시한 것이다. 전체표본 중 유가증권시장에 상장된 표본은 7,771개 기업-연도 표본이고 코스닥 시장에 상장된 기업은 10,021개 기업-연도 표본이다. 본 연구에서 산업의 구분은 표준산업코드를 이용하여 12개의 산업으로 분류하였고, 전자 컴퓨터, 영상, 의료 정밀기기 제조업(3,189개)과 서비스업(3,220개)이 가장 큰 비중을 차지하고 있다.

<Table 2>

표본분포

Panel A. 연도별 분포

연도	전체표본	유가증권시장	코스닥시장
2003	815	452	363
2004	953	468	485
2005	1,004	483	521
2006	1,065	502	563
2007	1,123	515	608
2008	1,194	529	665
2009	1,237	539	698
2010	1,301	558	743
2011	1,370	581	789
2012	1,452	605	847
2013	1,486	614	872
2014	1,532	628	904
2015	1,592	638	954
2016	1668	659	1,009
합 계	17,792	7,771	10,021

Panel B. 산업별 분포

구분	업종	표본 수
1	음료, 식료품, 어업, 담배, 농업 제조업	667
2	섬유, 의복, 종이, 펄프, 가죽, 신발, 목재 등 제품 제조업 및 인쇄업	938
3	화학물질 및 화학제품 제조업	1,218
4	의료용 물질 및 의약품 제조업	973
5	비금속 광물, 광업, 고무 및 플라스틱, 가구, 기타제품 제조업	1,053
6	금속 제조업	1,281
7	전자, 컴퓨터, 영상, 음향, 통신장비, 전기장비, 의료, 정밀기기 제조업	3,189
8	자동차, 트레일러, 운송장비, 기타 기계 장비 제조업	2,305
9	건설업	689
10	도소매 및 상품 중개업	1,422
11	서비스업	3,220
12	창고, 운송업	837
합계		17,792

<Table 3>은 본 연구에 사용된 변수들에 대한 기술통계량을 제시한 것이다. 변수측정에 사용된 자료는 FnGuide Data Guide Pro와 TS2000에서 추출하여 사용하고 있다. 종속변수로 사용된 감사보수 측정치들(*LNAFEE_1*, *LNAFEE_2*, *AbAFEE_1*, *AbAFEE_2*)은 평균과 중위수의 값이 큰 차이를 보이지 않아 대체로 정규분포를 형성하고 있는 것으로 보인다. 본 연구의 관심변수에 해당하는 발생액의 질(AQ)과 발생액의 질의 구성요소(*Innate AQ*와 *Disc AQ*)는 비정상발생액의 변동성을 이용하여 측정된 것이므로 부분적으로 비대칭적 분포를 가질 수 있다. 우리의 연구에서도 이들 변수들의 평균과 중위수는 어느 정도 차이가 존재함을 확인할 수 있다. 이러한 이유로 본 연구에서 발생액의 질(AQ)과 발생액의 질의 구성요소(*Innate AQ*와 *Disc AQ*)의 값들을 10분위수로 조정된 값을 사용하여 선형회귀식의 등분산성 가정을 만족할 수 있도록 자료의 형태를 변환시킨다. 또한 선형회귀분석에서 극단치에 대한 영향을 감소시키기 위해 향후에 분석할 회귀분석에서는 상하위 1% 수준으로 극단치를 보정(winsorization)한 통제변수(감사보수 결정요인)를 사용한다.

<Table 3>

변수들에 대한 기술통계량

변수	평균	표준편차	최소값	25%	50%	75%	최대값
LNAFEE_1	4.274	0.695	0.854	3.829	4.159	4.533	8.575
LNAFEE_2	4.363	0.768	0.916	3.892	4.213	4.625	9.685
AbAFEE_1	0.000	0.316	-4.528	-0.195	0.000	0.193	3.315
AbAFEE_2	0.000	0.377	-2.780	-0.237	-0.019	0.211	3.513
AQ	0.093	0.075	0.003	0.044	0.071	0.119	0.767
Innate AQ	0.096	0.050	-0.033	0.064	0.084	0.115	0.837
Disc AQ	-0.003	0.060	-0.461	-0.037	-0.013	0.019	0.524
LnASSET	11.908	1.417	6.196	10.971	11.632	12.561	18.979
LnEmploy	5.495	1.304	0.000	4.691	5.412	6.159	11.532
ARINV	0.267	0.157	0.000	0.148	0.253	0.371	0.919
CATA	0.466	0.189	0.000	0.332	0.468	0.605	0.991
CR	3.103	11.760	0.002	1.011	1.562	2.758	743.654
ROA	0.034	0.098	-4.526	0.007	0.037	0.075	0.558
LEV	0.105	0.104	0.000	0.029	0.073	0.150	0.957
LOSS	0.253	0.435	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
QUAL	0.996	0.065	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
LNBUSSEG	1.009	1.041	0.000	0.000	0.693	1.609	5.743
FOREIGN	0.361	0.480	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
ISSUE	0.212	0.409	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
BIG4	0.522	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
LEADER	0.276	0.447	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Short_Ten	0.820	0.384	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
OFFICESIZE	8.574	1.903	2.676	6.996	9.427	10.246	10.905
POWER	0.556	0.293	0.100	0.300	0.600	0.800	1.000

<Table 4>는 본 연구에 사용된 변수들에 대한 피어슨 상관계수 값을 제시한 것이다. 두 가지 실제감사보수 측정치(LNAFEE_1와 LNAFEE_2)는 감사보수 결정요인들(9번부터 24번까지의 변수들)과 대부분 통계적으로 유의한 관계를 보였다. 하지만 실제감사보수와 감사보수결정요인들 간의 관계를 이용하여 구한 두 가지 비정상감사보수 측정치(AbAFEE_1와 AbAFEE_2)는 감사보수 결정요인들과 유의한 상관관계를 보이지 않았다. 이러한 결과는 비정상감사보수의 측정에 감사보수 결정요인들의 효과가 적절하게 반영되었음을 의미한다.

실제감사보수 측정치(LNAFEE_1와 LNAFEE_2)는 본 연구의 관심변수인 발생액의 질(AQ)과 발생액의 질의 구성요소(Innate AQ와 Disc AQ)와 유의한 음의 상관관계를

보였다. 하지만 비정상감사보수 측정치($AbAFEE_1$ 와 $AbAFEE_2$)는 발생액의 질(AQ)과 본질적 발생액의 질($Innate\ AQ$) 간에 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 보였고, 재량적 발생액의 질과는 통계적으로 유의한 관련성을 보이지 않았다. 실제감사보수와 비정상감사보수의 상관계수의 상이한 차이는 실제감사보수에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제하지 않은 결과일 수 있기 때문에 향후 실시되는 회귀분석에서 종속변수를 실제감사보수를 사용하는 경우에는 감사보수 결정요인을 통제변수로 삽입하고 발생액의 질(AQ)과 발생액의 질의 구성요소($Innate\ AQ$ 와 $Disc\ AQ$)와의 관계를 분석한다.

<Table 5>는 감사보수 결정모형의 적합성을 분석하기 위한 회귀모형이다. 모형(1)은 종속변수를 실제감사보수($LNAFEE_1$)이고 모형(2)는 비감사서비스 보수를 포함한 실제총감사보수($LNAFEE_2$)이다. 본 연구에서는 Choi et al. (2010)과 Eshleman and Guo (2014)의 연구에서 사용한 감사보수 결정요인들 중 한국시장에서 적용 가능한 변수들을 선택하여 사용한다. 모형(1)과 모형(2)에서 부채비율(LEV)과 초도감사유무($Short_Ten$)를 제외한 다른 요인들은 모두 감사보수 측정치와 통계적으로 유의한 관계를 보여주고 있다. 특히 모형(1)과 모형(2)의 수정된 결정계수(adjusted R^2)는 각각 0.737과 0.697이다. 이는 모형(1)의 경우 실제감사보수의 변동은 본 연구에서 제시된 결정요인들에 의해 평균적으로 73.7% 설명될 수 있음을 의미한다. 그러므로 본 연구에서 사용한 결정요인은 상당한 설명력을 가지고 있음을 보여주고 있기 때문에 이 결정요인들을 통제변수 및 비정상감사보수 추정에 사용한다.

<Table 4> 피어슨 상관관계

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.	17.	18.	19.	20.	21.	22.	23.	24.
1.		0.95	0.45	0.38	-0.19	-0.05	-0.18	0.81	0.65	-0.14	-0.22	-0.07	0.07	0.24	-0.04	-0.01	0.63	-0.11	-0.06	0.37	0.07	0.04	0.37	-0.24
LNAFEE_1		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***		***	***	***	***	***	***	***	***
2.	0.95		0.41	0.49	-0.18	-0.05	-0.17	0.78	0.64	-0.14	-0.20	-0.06	0.07	0.23	-0.05	-0.01	0.61	-0.08	-0.06	0.38	0.05	0.03	0.38	-0.26
LNAFEE_2	***		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***		***	***	***	***	***	***	***	***
3.	0.45	0.41		0.83	0.02	-0.01	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AbAFEE_1	***	***		***	***		***																	
4.	0.38	0.49	0.83		0.03	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AbAFEE_2	***	***	***		***		***																	
5.	-0.19	-0.18	0.02	0.03		0.66	0.54	-0.31	-0.29	-0.10	0.24	0.06	-0.11	-0.12	0.17	-0.03	-0.19	-0.04	0.25	-0.09	-0.01	-0.04	-0.09	0.01
AQ	***	***	***	***		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***		***	***
6.	-0.05	-0.05	-0.01	0.00	0.66		-0.17	-0.05	-0.06	-0.09	0.10	0.05	0.04	-0.10	-0.08	0.00	-0.06	-0.01	0.03	-0.02	0.00	-0.01	-0.02	0.03
Disc AQ	***	***			***		***	***	***	***	***	***	***	***	***		***		***	***			***	***
7.	-0.18	-0.17	0.04	0.04	0.54	-0.17		-0.36	-0.32	-0.06	0.20	0.03	-0.22	-0.05	0.34	-0.04	-0.18	-0.05	0.31	-0.10	-0.01	-0.04	-0.10	-0.02
Innate AQ	***	***	***	***	***	***		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***		***	***
8.	0.81	0.78	0.00	0.00	-0.31	-0.05	-0.36		0.74	-0.14	-0.29	-0.04	0.20	0.28	-0.18	0.04	0.63	-0.08	-0.18	0.36	0.01	0.04	0.37	-0.21
LnASSET	***	***			***	***	***		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***		***	***
9.	0.65	0.64	0.00	0.00	-0.29	-0.06	-0.32	0.74		0.06	-0.08	-0.18	0.21	0.25	-0.18	0.03	0.40	0.07	-0.19	0.29	0.02	0.03	0.29	-0.16
LnEmploy	***	***			***	***	***	***		***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	*	***	***
10.	-0.14	-0.14	0.00	0.00	-0.10	-0.09	-0.06	-0.14	0.06		0.58	-0.11	0.10	-0.11	-0.09	0.00	-0.24	0.16	-0.06	-0.07	0.01	0.00	-0.08	0.12
ARINV	***	***			***	***	***	***	***		***	***	***	***	***		***	***	***	***	*		***	***
11.	-0.22	-0.20	0.00	0.00	0.24	0.10	0.20	-0.29	-0.08	0.58		0.02	0.12	-0.32	-0.08	0.01	-0.33	0.08	0.04	-0.08	-0.02	-0.01	-0.07	0.06
CATA	***	***			***	***	***	***	***	***		***	***	***	***		***	***	***	***	***		***	***
12.	-0.07	-0.06	0.00	0.00	0.06	0.05	0.03	-0.04	-0.18	-0.11	0.02		0.00	-0.09	-0.02	0.01	0.02	-0.03	0.01	-0.01	-0.02	0.01	-0.01	-0.02
CR	***	***			***	***	***	***	***	***	***		***	***	***		*	***		*	*			**

<Continuous>

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.	17.	18.	19.	20.	21.	22.	23.	24.
13. ROA	0.07 ***	0.07 ***	0.00	0.00	-0.11 ***	0.04 ***	-0.22 ***	0.20 ***	0.21 ***	0.10 ***	0.12 ***	0.00		-0.11 ***	-0.53 ***	0.15 ***	0.03 ***	0.05 ***	-0.21 ***	0.08 ***	-0.03 ***	0.03 ***	0.08 ***	-0.05 ***
14. LEV	0.24 ***	0.23 ***	0.00	0.00	-0.12 ***	-0.10 ***	-0.05 ***	0.28 ***	0.25 ***	-0.11 ***	-0.32 ***	-0.09 ***	-0.11 ***		0.14 ***	-0.03 ***	0.14 ***	0.02 ***	0.07 ***	0.07 ***	0.04 ***	-0.02 **	0.06 ***	0.00
15. LOSS	-0.04 ***	-0.05 ***	0.00	0.00	0.17 ***	-0.08 ***	0.34 ***	-0.18 ***	-0.18 ***	-0.09 ***	-0.08 ***	-0.02 ***	-0.53 ***	0.14 ***		-0.07 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	0.25 ***	-0.08 ***	0.04 ***	-0.03 ***	-0.07 ***	0.05 ***
16. QUAL	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.03 ***	0.00	-0.04 ***	0.04 ***	0.03 ***	0.00	0.01	0.01	0.15 ***	-0.03 ***	-0.07 ***		-0.01	-0.02 **	-0.06 ***	0.01	-0.02 **	0.02 **	0.01	0.00
17. LNBUSSE	0.63 ***	0.61 ***	0.00	0.00	-0.19 ***	-0.06 ***	-0.18 ***	0.63 ***	0.40 ***	-0.24 ***	-0.33 ***	0.02 **	0.03 ***	0.14 ***	-0.05 ***	-0.01 ***		-0.13 ***	-0.09 ***	0.23 ***	0.03 ***	0.04 ***	0.24 ***	-0.19 ***
18. FOREIGN	-0.11 ***	-0.08 ***	0.00	0.00	-0.04 ***	-0.01 ***	-0.05 ***	-0.08 ***	0.07 ***	0.16 ***	0.08 ***	-0.03 ***	0.05 ***	0.02 ***	-0.05 ***	-0.02 **	-0.13 ***		0.02 ***	-0.02 ***	0.02 ***	-0.06 ***	-0.08 ***	-0.01
19. ISSUE	-0.06 ***	-0.06 ***	0.00	0.00	0.25 ***	0.03 ***	0.31 ***	-0.18 ***	-0.19 ***	-0.06 ***	0.04 ***	0.01 ***	-0.21 ***	0.07 ***	0.25 ***	-0.06 ***	-0.09 ***	0.02 ***		-0.09 ***	0.05 ***	-0.10 ***	-0.10 ***	0.05 ***
20. BIG4	0.37 ***	0.38 ***	0.00	0.00	-0.09 ***	-0.02 ***	-0.10 ***	0.36 ***	0.29 ***	-0.07 ***	-0.08 ***	-0.01 *	0.08 ***	0.07 ***	-0.08 ***	0.01 ***	0.23 ***	-0.02 ***	-0.09 ***		-0.48 ***	0.05 ***	0.87 ***	-0.77 ***
21. LEADER	0.07 ***	0.05 ***	0.00	0.00	-0.01 *	0.00	-0.01	0.01	0.02 **	0.01 *	-0.02 ***	-0.02 **	-0.03 ***	0.04 ***	0.04 ***	-0.02 **	0.03 ***	0.02 ***	0.05 ***	-0.48 ***		-0.05 ***	-0.61 ***	0.64 ***
22. Short_TEN	0.04 ***	0.03 ***	0.00	0.00	-0.04 ***	-0.01 ***	-0.04 ***	0.04 ***	0.03 ***	0.00	-0.01	0.01	0.03 ***	-0.02 **	-0.03 ***	0.02 **	0.04 ***	-0.06 ***	-0.10 ***	0.05 ***	-0.05 ***		0.08 ***	-0.06 ***
23. OFFICESIZE	0.37 ***	0.38 ***	0.00	0.00	-0.09 ***	-0.02 ***	-0.10 ***	0.37 ***	0.29 ***	-0.08 ***	-0.07 ***	-0.01 ***	0.08 ***	0.06 ***	-0.07 ***	0.01 ***	0.24 ***	-0.08 ***	-0.10 ***	0.87 ***	-0.61 ***	0.08 ***		-0.84 ***
24. POWER	-0.24 ***	-0.26 ***	0.00	0.00	0.01	0.03 ***	-0.02 ***	-0.21 ***	-0.16 ***	0.12 ***	0.06 ***	-0.02 **	-0.05 ***	0.00	0.05 ***	0.00	-0.19 ***	-0.01 ***	0.05 ***	-0.77 ***	0.64 ***	-0.06 ***	-0.84 ***	

<Table 5>
 감사보수의 결정요인

Variables	(1) LNAFEE_1		(1) LNAFEE_2	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
(상수)	-0.087	(-1.285)	-0.164	(-2.044)**
LnASSET	0.261	(67.827)***	0.276	(60.438)***
LnEmploy	0.086	(24.801)***	0.096	(23.403)***
ARINV	-0.078	(-3.398)***	-0.131	(-4.786)***
CATA	0.178	(8.966)***	0.241	(10.247)***
CR	-0.001	(-5.774)***	-0.001	(-5.101)***
ROA	-0.264	(-7.905)***	-0.276	(-6.966)***
LEV	0.019	(0.646)	0.018	(0.530)
LOSS	0.105	(14.111)***	0.096	(10.843)***
QUAL	-0.163	(-3.903)***	-0.143	(-2.879)***
LNBUSSEG	0.119	(33.489)***	0.130	(30.888)***
FOREIGN	-0.053	(-8.891)***	-0.024	(-3.446)***
ISSUE	0.104	(14.896)***	0.107	(12.934)***
BIG4	0.048	(4.265)***	0.090	(6.739)***
LEADER	0.298	(35.171)***	0.306	(30.527)***
Short_Ten	0.006	(0.847)	-0.009	(-1.103)
OFFICESIZE	0.066	(15.909)***	0.055	(11.221)***
POWER	-0.029	(-1.160)	-0.113	(-3.789)***
N		17,792		17,792
F-stat		1,843.7		1,515.4
Adj.R2		0.737		0.697

5.2 감사보수 측정치와 기업고유정보위험 측정치 간의 단일변량분석

<Table 6>부터 <Table 8>은 기업고유정보위험 측정치들을 크기에 따라 10개의 세부집단으로 구분한 후 각 집단별 실제감사보수와 비정상감사보수의 평균값을 제시하고 상위 집단과 하위 집단 간의 평균차이를 t-검정을 통해 비교한 것이다.

먼저, <Table 6>은 Francis et al. (2004, 2005)에 따라 산출한 발생액의 질(AQ)을 크기에 따라 10개의 동일표본 집단으로 구분하고 네 가지 감사보수 측정치에 대한 집

단별 평균값을 제시한 것이다. 모형(1)과 (2)는 AQ집단에 따라 실제감사보수와 실제총감사보수의 평균값을 제시한 것이고, 모형(3)과 (4)는 AQ집단에 따라 비정상감사보수와 비정상총감사보수의 평균값을 제시한 것이다. 그리고 낮은 비정상발생액의 변동성을 가지는 기업인 AQ1 집단과 높은 비정상발생액의 변동성을 가지는 AQ10 집단 간의 감사보수 측정치의 평균을 비교한 값을 제시하고 있다. 평균비교 결과, 모형(1)과 (2)에서는 낮은 비정상발생액의 변동성을 가지는 기업(AQ1)의 실제감사보수 또는 실제총감사보수는 높은 비정상발생액의 변동성을 가지는 기업보다 더 많았다. 하지만 모형(3)과 (4)에서 낮은 비정상발생액의 변동성을 가지는 기업(AQ1)의 비정상감사보수 또는 비정상총감사보수는 높은 비정상발생액의 변동성을 가지는 기업(AQ10)보다 더 적었다. 이러한 상충된 결과는 실제감사보수는 다른 요인들의 효과를 고려하지 않은 것이 원인일 것이다. 대조적으로 감사보수에 영향을 미치는 요인을 고려한 비정상감사보수 모형에서는 본 연구의 가설과 유사하게 더 높은 고유위험을 가지는 집단에서 더 많은 비정상감사보수를 수취하는 것으로 확인되었다.

<Table 6>

단일변량분석1 : AQ 10분위 수에 따른 실제 감사보수와 비정상감사보수

	(1) 실제감사보수		(2) 비정상감사보수	
	(1) <i>LNAFEE_1</i>	(2) <i>LNAFEE_2</i>	(3) <i>AbAFEE_1</i>	(4) <i>AbAFEE_2</i>
<i>AQ 1 (low risk)</i>	4.512	4.613	0.003	-0.004
<i>AQ 2</i>	4.411	4.510	-0.013	-0.013
<i>AQ 3</i>	4.380	4.470	-0.007	-0.013
<i>AQ 4</i>	4.348	4.444	-0.010	-0.010
<i>AQ 5</i>	4.270	4.355	-0.009	-0.009
<i>AQ 6</i>	4.247	4.334	0.010	0.013
<i>AQ 7</i>	4.210	4.297	-0.007	-0.008
<i>AQ 8</i>	4.190	4.272	0.009	0.008
<i>AQ 9</i>	4.088	4.172	0.005	0.008
<i>AQ 10 (high risk)</i>	4.082	4.165	0.024	0.027

[집단별 차이 비교]

<i>AQ1 - AQ10</i>	0.429***	0.447***	-0.021***	-0.031***
(<i>t-value</i>)	(18.200)	(17.079)	(-1.985)	(-2.457)

<Table 7>과 <Table 8>은 발생액의 질을 다시 영업활동의 고유위험에 의한 요소(본질적 발생액의 질:Innate AQ)와 경영자의 임의적 회계선택에 따른 요소(재량적 발생액의 질: Disc AQ)로 각각 구분하고 그 크기에 따라 10개의 집단으로 구분한 후 감사보수 측정치의 평균을 비교한 것이다. <Table 7>은 본질적 발생액의 질(Innate AQ)에 대한 집단별 비교 결과를 제시한 것이다. 분석결과 실제감사보수(LNAFEE_1와 LNAFEE_2)는 Innate AQ1이 Innate AQ10보다 더 큰 값을 보였다. 대조적으로 비정상감사보수(AbAFEE_1와 AbAFEE_2)는 Innate AQ1이 Innate AQ10보다 더 작은 값을 보였다. 이러한 결과는 앞선 AQ의 결과를 제시한 <Table 6>과 유사한 결과이다.

<Table 8>은 재량적 발생액의 질(Disc AQ)에 대한 집단별 비교 결과를 제시한 것이다. 분석결과 실제감사보수(LNAFEE_1와 LNAFEE_2)는 Disc AQ1이 Disc AQ10보다 더 큰 값을 보였다. 또한 비정상감사보수(AbAFEE_1와 AbAFEE_2)는 Disc AQ1이 Disc AQ10보다 더 큰 값을 보였다.

<Table 7>

단일변량분석2 : 본질적 발생액의 질 수준과 감사보수

	(1) 실제감사보수		(2) 비정상감사보수	
	(1) LNAFEE_1	(2) LNAFEE_2	(3) AbAFEE_1	(4) AbAFEE_2
Innate AQ 1 (low risk)	4.623	4.734	0.009	0.000
Innate AQ 2	4.361	4.455	-0.014	-0.013
Innate AQ 3	4.310	4.397	-0.023	-0.027
Innate AQ 4	4.312	4.402	-0.002	-0.005
Innate AQ 5	4.255	4.340	-0.024	-0.028
Innate AQ 6	4.249	4.343	-0.012	-0.006
Innate AQ 7	4.250	4.337	0.003	0.000
Innate AQ 8	4.158	4.243	-0.005	-0.003
Innate AQ 9	4.110	4.182	0.016	0.012
Innate AQ 10(high risk)	4.112	4.199	0.055	0.067

[집단별 차이 비교]

Innate AQ1 - Innate AQ10	0.511***	0.535***	-0.046***	-0.067***
(t-value)	(19.658)	(18.583)	(-4.224)	(-5.319)

<Table 8> 단일변량분석3 : 재량적 발생액의 질 수준과 감사보수

	(1) 실제감사보수		(2) 비정상감사보수	
	(1) <i>LNAFEE_1</i>	(2) <i>LNAFEE_2</i>	(3) <i>AbAFEE_1</i>	(4) <i>AbAFEE_2</i>
<i>Disc AQ 1</i>	4.218	4.305	0.020	0.025
<i>Disc AQ 2</i>	4.290	4.372	-0.002	-0.009
<i>Disc AQ 3</i>	4.310	4.403	-0.011	-0.009
<i>Disc AQ 4</i>	4.350	4.438	-0.012	-0.017
<i>Disc AQ 5</i>	4.326	4.423	0.000	0.002
<i>Disc AQ 6</i>	4.367	4.457	0.004	-0.002
<i>Disc AQ 7</i>	4.314	4.404	0.005	0.007
<i>Disc AQ 8</i>	4.280	4.378	0.010	0.017
<i>Disc AQ 9</i>	4.199	4.284	-0.007	-0.010
<i>Disc AQ 10</i>	4.083	4.168	-0.005	-0.006

[집단별 차이 비교]

<i>Disc AQ1 - Disc AQ10</i>	0.135***	0.137***	0.010**	0.012**
(<i>t-value</i>)	(6.655)	(6.101)	(2.356)	(2.483)

<Table 7>과 <Table 8>의 단일변량분석에서는 비정상감사보수의 집단별 평균 차이가 Innate AQ와 Disc AQ 간에 차이가 존재함을 확인하였다. Innate AQ의 경우는 빈약한 본질적 발생액의 질을 가지는 기업에 대해 감사인의 비정상감사보수가 더 컸지만, Disc AQ의 경우는 빈약한 발생액의 질을 가지는 기업에 대해 감사인의 비정상감사보수가 더 작았다. 이러한 차이가 감사인이 발생액의 질의 각 구성요소에 대한 위험을 상이하게 인식한 결과인지 아니면 다른 요인들의 효과가 덜 통제된 결과인지를 이후에 분석하는 회귀분석에서 더 정교하게 분석한다.

5.3 고유정보위험이 감사보수에 미치는 효과: 회귀분석

<Table 9>는 *t*년도 발생액의 질을 10분위수로 조정 한 값(*AQ_Decile*)이 *t+1*년도 실제감사보수(*LNAFEE_1*)와 실제총감사보수(*LNAFEE_2*)에 미치는 효과를 OLS회귀분석으로 분석한 결과이다. 본 연구에서는 발생액의 질의 증분효과를 조사하기 위해 감사보수에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제변수로 삽입하고 분석하였다. 또한 산업과 연도 효과를 통제하기 위한 더미변수를 회귀식에 추가하여 분석하였다. 분석결과 모형(1)에서 *AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.264(*t*=6.384)로 1% 수준에서 통계적으로 유

의한 양의 값을 보였고, 모형(2)에서 *AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.322($t=6.572$)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 발생액이 높은 기업은 다음연도에 감사보수가 증가함을 시사한다.

<Table 10>은 t 년도 발생액의 질을 10분위수로 조정한 값(*AQ_Decile*)이 $t+1$ 년도 비정상감사보수(*AbAFEE_1*)와 비정상총감사보수(*AbAFEE_1*)에 미치는 효과를 OLS 회귀분석한 결과이다. 이 경우에 종속변수에 비정상 감사보수가 감사보수 결정요인을 고려한 측정치임으로 추가적으로 해당 변수들을 통제변수로 삽입하지 않고, 산업과 연도 통제 더미변수를 삽입하고 분석한 결과이다. 분석결과, 모형(1)에서 *AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.027($t=3.234$)였고, 모형(2)에서 *AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.036($t=3.568$)이다. 따라서 이 결과는 발생액의 품질이 낮은 기업(비정상발생액의 변동성이 높은 기업)은 비정상감사보수가 증가함을 의미한다.

전체적으로 <Table 9>와 <Table 10>의 결과는 기업고유정보위험이 높은 기업은 위험에 대한 보상으로 감사인이 더 높은 감사보수를 요구한다는 본 연구의 가설1을 지지하고 있다.

<Table 9> 발생액의 질이 실제 감사보수에 미치는 효과

Variables	(1) LNAFEE_1		(2) LNAFEE_2	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Intercept</i>	-0.149	(-2.110) **	-0.349	(-4.160) ***
<i>AQ_Decile</i>	0.264	(6.384) ***	0.322	(6.572) ***
<i>LnASSET</i>	0.259	(66.963) ***	0.274	(59.798) ***
<i>LnEmploy</i>	0.091	(26.100) ***	0.101	(24.426) ***
<i>ARINV</i>	-0.020	(-0.864)	-0.072	(-2.545) **
<i>CATA</i>	0.130	(6.322) ***	0.192	(7.855) ***
<i>CR</i>	-0.001	(-5.679) ***	-0.001	(-4.959) ***
<i>ROA</i>	-0.241	(-7.213) ***	-0.258	(-6.503) ***
<i>LEV</i>	0.039	(1.323)	0.035	(0.995)
<i>LOSS</i>	0.101	(13.559) ***	0.090	(10.186) ***
<i>QUAL</i>	-0.166	(-3.988) ***	-0.144	(-2.918) ***
<i>LNBUSSEG</i>	0.117	(32.832) ***	0.131	(30.834) ***
<i>FOREIGN</i>	-0.012	(-1.432)	-0.018	(-1.764) *
<i>ISSUE</i>	0.099	(14.004) ***	0.100	(11.986) ***
<i>BIG4</i>	0.049	(4.246) ***	0.083	(6.146) ***
<i>LEADER</i>	0.298	(35.444) ***	0.306	(30.588) ***
<i>Short_Ten</i>	0.004	(0.509)	-0.001	(-0.124)
<i>OFFICESIZE</i>	0.058	(13.733) ***	0.053	(10.575) ***
<i>POWER</i>	-0.084	(-3.276) ***	-0.138	(-4.518) ***
<i>IND</i>	Included		Included	
<i>YEAR</i>	Included		Included	
<i>N</i>	17,792		17,792	
<i>F-stat</i>	1,234.6		1,010.7	
<i>Adj.R2</i>	0.740		0.699	

<Table 10> 발생액의 질이 비정상 감사보수에 미치는 효과

	(1) <i>AbAFEE_1</i>		(2) <i>AbAFEE_2</i>	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Intercept</i>	-0.019	(-1.120) ***	-0.031	(-1.564) ***
<i>AQ_Decile</i>	0.027	(3.234) ***	0.036	(3.568) ***
<i>IND</i>	Included		Included	
<i>YEAR</i>	Included		Included	
<i>N</i>	17,792		17,792	
<i>F-stat</i>	0.487		0.596	
<i>Adj.R2</i>	-0.001		-0.001	

<Table 11>은 발생액의 질(AQ)를 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질로 분해하고 분해한 값을 다시 10분위수로 조정 한 후 실제감사보수(*LNAFEE_1*)와 실제총감사보수(*LNAFEE_2*)에 어떠한 영향을 미치는지를 다양한 통제변수를 삽입한 후 OLS회귀모형으로 분석한 결과이다. 분석결과 모형(1)에서 *Innate AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.779($t=11.037$)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였고, *Disc AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.080($t=1.743$)으로 10% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 모형(2)에서 *Innate AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.932($t=11.109$)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였고, *Disc AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.106($t=1.932$)으로 10% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다.

<Table 12>은 본질적 발생액의 질과 재량적 발생액의 질의 10분위수가 비정상감사보수(*AbAFEE_1*)와 비정상총감사보수(*AbAFEE_2*)에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 결과이다. 분석결과 모형(1)에서 *Innate AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.400($t=7.530$)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였고, *Disc AQ_Decile*의 회귀계수 값은 -0.028($t=-0.708$)으로 통계적으로 유의한 값을 보이지 않았다. 모형(2)에서 *Innate AQ_Decile*의 회귀계수 값은 0.494($t=7.763$)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였고, *Disc AQ_Decile*의 회귀계수 값은 -0.021($t=-0.438$)으로 통계적으로 유의하지 않았다.

전체적으로 <Table 11>과 <Table 12>의 결과는 본질적 발생액의 질은 미래 비정상감사보수에 영향을 미치지만 재량적 발생액의 질은 그 효과가 미미함을 의미한다. 이러한 결과는 투자자들이 재량적 발생액의 질 보다 본질적 발생액의 질을 더 크게 인식한다는 선행연구들의 결과와 유사한 결과이다.

<Table 9> ~ <Table 12>의 분석결과는 한국에서 감사인은 기업고유정보위험을 위험요인으로 인식하여 추가적인 위험 보상으로 더 많은 감사보수를 수취하지만, 감사인은 영업활동에서의 고유위험은 크게 인식하지만 경영자의 대리인 위험은 잘 포착하고 있지 못하고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 감사인이 본질적 위험과 재량적 위험을 차별적으로 인식할 가능성이 있다는 본 연구의 가설 2를 지지하는 결과이다.

<Table 11>

재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질이 실제 감사보수에 미치는 효과

Variables	(1) LNAFEE_1		(2) LNAFEE_2	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Intercept</i>	-0.227	(-3.204) ***	-0.442	(-5.237) ***
<i>Innate AQ_Decile</i>	0.779	(11.037) ***	0.932	(11.109) ***
<i>Disc AQ_Decile</i>	0.080	(1.743) *	0.106	(1.932) *
<i>LnASSET</i>	0.261	(67.594) ***	0.277	(60.428) ***
<i>LnEmploy</i>	0.093	(26.563) ***	0.103	(24.884) ***
<i>ARINV</i>	-0.022	(-0.919)	-0.073	(-2.603) ***
<i>CATA</i>	0.111	(5.379) ***	0.169	(6.912) ***
<i>CR</i>	-0.001	(-5.476) ***	-0.001	(-4.756) ***
<i>ROA</i>	-0.226	(-6.789) ***	-0.241	(-6.081) ***
<i>LEV</i>	0.019	(0.657)	0.012	(0.332)
<i>LOSS</i>	0.089	(11.826) ***	0.076	(8.505) ***
<i>QUAL</i>	-0.161	(-3.877) ***	-0.139	(-2.806) ***
<i>LNBUSSEG</i>	0.117	(32.985) ***	0.131	(30.982) ***
<i>FOREIGN</i>	-0.011	(-1.346)	-0.017	(-1.679) *
<i>ISSUE</i>	0.090	(12.614) ***	0.090	(10.619) ***
<i>BIG4</i>	0.048	(4.240) ***	0.083	(6.144) ***
<i>LEADER</i>	0.296	(35.223) ***	0.303	(30.360) ***
<i>Short_Ten</i>	0.005	(0.632)	0.000	(-0.003)
<i>OFFICESIZE</i>	0.057	(13.524) ***	0.051	(10.361) ***
<i>POWER</i>	-0.088	(-3.436) ***	-0.142	(-4.680) ***
<i>IND</i>	Included		Included	
<i>YEAR</i>	Included		Included	
<i>N</i>	17,792		17,792	
<i>F-stat</i>	1,212.5		992.9	
<i>Adj.R2</i>	0.741		0.701	

<Table 12>

재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질이 비정상 감사보수에 미치는 효과

	(1) <i>AbAFEE_1</i>		(2) <i>AbAFEE_2</i>	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Intercept</i>	-0.049	(-2.854) ***	-0.067	(-3.283) ***
<i>Innate AQ_Decile</i>	0.400	(7.530) ***	0.494	(7.763) ***
<i>Disc AQ_Decile</i>	-0.028	(-0.708)	-0.021	(-0.438)
<i>IND</i>	Included		Included	
<i>YEAR</i>	Included		Included	
<i>N</i>	17,792		17,792	
<i>F-stat</i>	2.386		2.517	
<i>Adj.R2</i>	0.002		0.002	

5.4 IFRS 도입이 고유정보위험과 감사보수 간의 관계에 미치는 효과

<Table 13>은 발생액의 질이 감사보수에 미치는 효과가 IFRS 도입 이전과 이후 기간 간에 차이가 있는지를 비교하기 위해 AQ와 IFRS 기간더미변수(IFRS_D) 간에 상호작용변수를 생성하여 분석한 결과를 제시한 것이다. IFRS_D는 IFRS 의무도입 이후 기간(2011년 이후 기간)에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 이진변수이다. AQ는 기간별 비교를 위해 10분위수를 사용하지 않고 측정값을 그대로 사용한다. 분석결과 실제감사보수를 종속변수로 설정하고 분석한 모형 (1)에서 $AQ \times IFRS_D$ 의 회귀계수는 0.144($t=1.975$)로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 또한 비정상감사보수를 대상으로 분석한 모형 (2)에서 $AQ \times IFRS_D$ 의 회귀계수는 0.109($t=1.696$)으로 10% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 이러한 결과는 발생액의 질과 감사보수 간의 관계가 IFRS 도입이후에 더 강해졌음을 의미한다. 다시 말하면 IFRS 도입이후 감사보수 계약체결에서 고유정보위험이 차지하는 비중이 더 커졌음을 시사한다. 이러한 결과는 발생액의 질과 감사보수 간의 관련성이 IFRS 도입 전후 기간 동안에 차이가 있을 것이라는 본 연구의 가설3을 지지하고 있다.

<Table 13>

IFRS 의무도입이 발생액의 질과 감사보수 간의 관계에 미치는 효과

Variables	(1) LNAFEE_1		(2) AbAFEE_1	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Intercept</i>	-0.098	(-1.405)	-0.004	(-0.296)
<i>AQ</i>	0.136	(2.667) ***	0.069	(1.644)
<i>AQ × IFRS_D</i>	0.144	(1.975) **	0.109	(1.696) *
<i>IFRS_D</i>	0.040	(3.666) ***	-0.008	(-1.081)
<i>LnASSET</i>	0.262	(67.974)		
<i>LnEmploy</i>	0.088	(25.220)		
<i>ARINV</i>	-0.044	(-1.865)		
<i>CATA</i>	0.144	(6.976)		
<i>CR</i>	-0.001	(-5.885)		
<i>ROA</i>	-0.254	(-7.593)		
<i>LEV</i>	0.018	(0.620)		
<i>LOSS</i>	0.101	(13.593)		
<i>QUAL</i>	-0.164	(-3.916)		
<i>LNBUSSEG</i>	0.117	(32.743)		
<i>FOREIGN</i>	-0.017	(-2.058)		
<i>ISSUE</i>	0.101	(14.313)		
<i>BIG4</i>	0.053	(4.736)		
<i>LEADER</i>	0.298	(35.241)		
<i>Short_Ten</i>	0.005	(0.679)		
<i>OFFICESIZE</i>	0.061	(14.535)		
<i>POWER</i>	-0.053	(-2.072)		
<i>IND</i>	Included		Included	
<i>N</i>	17,792		17,792	
<i>F-stat</i>	1,205.3		1.219	
<i>Adj.R2</i>	0.740		0.000	

앞선 분석에서 IFRS 도입 이후 기간에 고유정보위험과 감사보수 간의 양의 관계가 더 강화되었음을 확인하였다. 이러한 결과는 원칙주의 회계기준인 IFRS가 경영자의 재량권을 더 확대시킨 결과 감사인이 경영자의 대리인 위험을 더 크게 인식한 결과일 수도 있고, 아니면 연결재무제표가 의무화되고, 공정가치 평가가 확대된 IFRS가 재무

제표에 경제적 실질을 보다 더 잘 반영하여 재무제표를 통해 개별 기업의 사업상의 위험을 이전 보다 더 잘 포착한 결과일 가능성이 있다. 본 연구에서는 발생액의 질을 구성요소로 분해하고, 각 AQ 구성요소와 감사보수간의 관계가 IFRS 전후 기간 동안에 차이가 있는지를 추가로 분석한다. 이러한 분석을 통해 본 연구에서는 AQ와 감사보수간의 관계가 강화된 원인을 조사한다.

<Table 14>는 발생액의 질의 구성요소(*Innate AQ*와 *Disc AQ*)가 감사보수에 미치는 효과가 IFRS 도입 이전과 이후 기간 간에 차이가 있는지를 비교하기 위해 AQ 구성요소(*Innate AQ*와 *Disc AQ*)와 IFRS 기간더미변수(*IFRS_D*) 간에 상호작용변수를 생성하여 분석한 결과를 제시한 것이다. *Innate AQ*와 *Disc AQ*는 기간별 비교를 위해 10분위수를 사용하지 않고 측정값을 그대로 사용한다. 분석결과 실제감사보수를 종속변수로 설정하고 분석한 모형 (1)에서 *Innate AQ* × *IFRS_D*의 회귀계수는 0.486(t=4.108)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 하지만 *Disc AQ* × *IFRS_D*의 회귀계수는 0.073(t=0.818)로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 비정상감사보수를 대상으로 분석한 모형 (2)에서 *Innate AQ* × *IFRS_D*의 회귀계수는 0.248(t=2.390)으로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 하지만 *Disc AQ* × *IFRS_D*의 회귀계수는 0.124(t=1.575)로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 전체적으로 <Table 14>의 결과는 본질적 발생액의 질과 감사보수간의 관계가 IFRS 도입이후에 더 강해졌고, 재량적 발생액의 질과 감사보수간의 관계는 IFRS 도입 전 후 기간 동안에 큰 차이를 보이지 않음을 의미한다. 이러한 결과는 연결재무제표가 의무화되고 공정가치평가가 확대된 IFRS가 개별 기업의 사업상의 위험을 이전 회계기준 보다 더 잘 나타낸 결과로 해석되며 이로 인하여 감사인이 영업위험에 대한 보상을 감사보수에 반영하고 있음을 시사한다.

<Table 14>

IFRS 의무도입이 발생액의 질의 구성요소(재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질)와 감사보수 간의 관계에 미치는 효과

	(1) <i>LNAFEE_1</i>		(2) <i>AbAFEE_1</i>	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
<i>Intercept</i>	-0.140	(-1.987) **	-0.022	(-1.590)
<i>DiscAQ</i>	0.027	(0.435)	-0.085	(-1.584)
<i>DiscAQ</i> × <i>IFRS_D</i>	0.073	(0.818)	0.124	(1.575)
<i>InnateAQ</i>	0.413	(5.326) ***	0.297	(4.772) ***
<i>InnateAQ</i> × <i>IFRS_D</i>	0.486	(4.108) ***	0.248	(2.390) **
<i>IFRS_D</i>	0.013	(0.961)	-0.016	(-1.438)
<i>LnASSET</i>	0.264	(68.468) ***		
<i>LnEmploy</i>	0.088	(25.450) ***		
<i>ARINV</i>	-0.044	(-1.866) *		
<i>CATA</i>	0.126	(6.107) ***		
<i>CR</i>	-0.001	(-5.774) ***		
<i>ROA</i>	-0.249	(-7.425) ***		
<i>LEV</i>	0.001	(0.028)		
<i>LOSS</i>	0.091	(12.047) ***		
<i>QUAL</i>	-0.160	(-3.838) ***		
<i>LNBUSSEG</i>	0.117	(32.798) ***		
<i>FOREIGN</i>	-0.019	(-2.221) **		
<i>ISSUE</i>	0.094	(13.229) ***		
<i>BIG4</i>	0.054	(4.831) ***		
<i>LEADER</i>	0.295	(35.018) ***		
<i>Short_Ten</i>	0.006	(0.845)		
<i>OFFICESIZE</i>	0.060	(14.405) ***		
<i>POWER</i>	-0.053	(-2.090) **		
<i>IND</i>	Included		Included	
<i>N</i>	17,792		17,792	
<i>F-stat</i>	1,569.6		4,212	
<i>Adj.R2</i>	0.738		0.003	

VI. 결론

본 연구는 기업고유정보위험이 투자자의 가격결정 의사결정에 영향을 미칠 수 있다는 선행연구들의 결과에 근거하여, 감사계약에서 기업고유정보위험이 감사보수 결정에 영향을 미치는 위험요인인지를 실증적으로 검증하고 있다. 특히 본 연구는 IFRS 의무도입 기간을 포함한 최근 경제 환경을 반영하여 보다 폭넓은 자료를 이용하여 분석한다는 점에서 이전 연구와 차별성을 가진다. 본 연구에서는 Francis et al. (2004, 2005)와 같이 과거 5년 동안의 비정상발생액의 변동성으로 발생액의 질을 측정하고, 발생액의 질을 기업고유 정보위험에 대한 대리변수로 선정하여 감사보수와의 관계를 분석한다. 또한 감사보수를 실제감사보수와 비정상감사보수로 각각 측정하여 분석하고 있다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째 비정상발생액의 변동성으로 측정된 발생액의 질과 비정상감사보수 간에는 통계적으로 유의한 양의 관계가 관측되었다. 이러한 결과는 감사인이 높은 기업고유 정보위험을 가지는 기업(비정상발생액의 변동성이 높은 기업)에 대해서는 더 큰 감사실패위험을 인식하기 때문에 이에 대한 보상으로 더 많은 감사보수를 부과한다는 것을 의미한다.

둘째, 본 연구는 발생액의 질을 영업활동에 의한 요소와 경영자의 재량적 요소로 구분하여 감사보수에 미치는 효과를 분석하였다. 분석결과 사업에서 발생하는 본질적 위험요소로 인해 비정상발생액의 변동성이 증가하는 기업에 대해 감사인은 더 큰 감사보수를 부과하지만, 경영자의 재량적 요소로 인해 비정상발생액의 변동성이 증가하는 기업에 대해서는 이에 대한 추가적인 보상을 요구한다는 증거를 발견하지는 못하였다. 이러한 결과는 감사인이 감사계약 체결과정에서 경영자의 대리인 위험을 고려하지 않거나 경영자의 재량적 이익조정을 경영자의 미래 긍정적 성과에 대한 신호 또는 이익유연화의 행태로 해석한 결과일 것으로 추정된다.

마지막으로 본 연구는 발생액의 질과 감사보수 간의 관계가 IFRS 의무도입 기간 전과 후 기간 동안에 차이가 있는지를 분석하였다. 분석결과 본 연구는 IFRS 의무도입 이후에 비정상발생액의 변동성과 감사보수 간의 양의 관계가 더 강화됨을 확인하였다. 특히 이러한 결과는 본질적 발생액의 질과 감사보수 간의 양의 관계가 IFRS 의무도입 이후에 더 확대된 것이 주요 원인으로 파악되었다. 본 연구에서는 한국에서 IFRS의 의무도입으로 연결재무제표 작성이 의무화 되고 공정가치평가가 확대됨에 따라 이전 기업회계기준보다 IFRS가 경제적 실질을 더 잘 반영하기 때문에, 현재의 회계수치가

과거 회계수치보다 기업고유 정보위험을 더 충실히 표현한 결과 정보이용자의 회계수치를 이용한 위험인식의 반응이 증가한 결과로 해석하고 있다.

본 연구는 주식시장을 대상으로 고유정보위험의 위험인식 여부를 조사한 선행연구와는 달리 회계감사시장을 대상으로 고유정보위험의 위험인식 여부를 조사한다는 점에서 기존 연구 결과를 확장하고 있다. 특히 선행연구와 유사하게 빈약한 발생액의 질을 가지는 기업은 더 큰 위험에 대한 보상을 요구하고, 주로 본질적 발생액의 질에 대한 위험인식이 더 크다는 결과를 제공함으로써 고유정보위험이 가격결정에 영향을 미친다는 이전 연구 결과를 지지하는 추가적인 결과를 제공하고 있다. 더불어 본 연구는 IFRS 의무도입 이후 회계감사시장에서 기업고유정보위험의 감사보수 반영여부를 조사하였고, 그 결과 IFRS 도입이후 회계수치가 기업의 사업상의 정보위험을 더 잘 포착하고 있음을 보여주고 있다. 따라서 본 연구는 회계정보가 고유정보위험에 대한 유용한 대리변수가 될 수 있음을 재확인하고 있다.

참고문헌

- Anwer S. Ahmed, Michael Neel and Dechun Wang. 2013. Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality?. *Contemporary Accounting Research* 30(4) : 1344-1372.
- Barth, M. E. Konchitchki, Y. and Landsman, W. R. 2013. Cost of Capital and Earnings Transparency. *Journal of Accounting and Economics* 55(2-3) : 206-224.
- Bradshaw, M. T. Richardson, S. A. and Sloan, R. G. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals?. *Journal of Accounting Research* 39(1) : 45-74.
- Core, John E. Guay, Wayne R. and Verdi, Rodrigo S. 2008. Is Accruals Quality a Priced Risk Factor?. *Journal of Accounting and Economics* 46(1) : 2-22.
- Daniel Q. Chen, Mocker Martin, David S. Preston, Alexander Teubner. 2010. Information Systems Strategy: Reconceptualization, Measurement, and Implications. *MIS Quarterly* 34(2) : 233-259.
- Myojung Cho, Eunsun Ki and Soo Young Kwon. 2017. The Effects of Accruals Quality on Audit Hours and Audit Fee. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 32 : 372-400.
- Choi, Jong-Hag, Kim, Francis, Kim, Jeong-Bon, and Zang, Yoonseok. 2010. Audit Office Size, Audit Quality and Audit Pricing. Auditing: A Journal of Practice and Theory. *Research Collection School Of Accountancy* 29(1) : 1-73.
- David Aboody, John Hughes and Jing Liu. 2005. Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 43(5) : 651-673.
- David Easley, Maureen O'hara. 2004. Information and the Cost of Capital. *The Journal Of Finance* 59(4) : 1553-1583.

- Jere R. Francis. 1984. The Effect of Audit Firm Size on Audit Prices: A Study of the Australian Market. *Journal of Accounting and Economics* 6(2) : 133-151.
- Jere R. Francis, Daniel T. Simon. 1987. A Test of Audit Pricing in the Small-Client Segment of the U.S. Audit Market. *The Accounting Review* 62(1) : 145-157.
- Jennifer Francis, Ryan LaFond, Per Olsson, Katherine Schipper. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39(2) : 295-327.
- Gemma Lee and Ronald Masulis. 2009. Seasoned equity offerings: Quality of accounting information and expected flotation costs. *Journal of Financial Economics* 92(3) : 443-469.
- Amy P. Hutton, Alan J. Marcus, Hassan Tehranian. 2009. Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk. *Journal of Financial Economics* 94(1) : 67-86.
- Jennifer Francis, Ryan LaFond, Per Olsson, Katherine Schippe. 2004. Costs of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79(4) : 967-1010.
- John Daniel Eshleman and Peng Guo. 2014. Do Big 4 Auditors Provide Higher Audit Quality after Controlling for the Endogenous Choice of Auditor?. *A Journal of Practice and Theory* 33(4) : 197-219.
- John McInnis. 2010. Earnings Smoothness, Average Returns, and Implied Cost of Equity Capital. *The Accounting Review* 85(1) : 315-341.
- Kim, Dongcheol, Qi, Yaxuan. 2010. Accruals Quality, Stock Returns, and Macroeconomic Conditions. *The Accounting Review* 85(3) : 937-978.
- Langmead, Joseph M., Soroosh, Jalal. 2009. International Financial Reporting Standards: The Road Ahead. *The CPA Journal* 79(3) : 43-50.
- Lauren Cohen, Andrea Frazzini. 2008. Economic Links and Predictable Returns. *The Journal of Finance* 63(4) : 1977-2011.

- Lobo, Gerald J. & Song, Minsup & Stanford, Mary. 2012. Accruals quality and analyst coverage. *Journal of Banking & Finance, Elsevier* 36(2) : 497-508.
- Michael W. Maher, Peter Tiessen, Robert Colson and Amy J. Broman. 1992. Competition and Audit Fees. *The Accounting Review* 67(1) : 199-211.
- Maria Ogneva. 2008. Accrual Quality, Realized Returns, and Expected Returns: The Importance of Controlling for Cash Flow Shocks. *The Accounting Review* 87 (4) : 1415-1444.
- Mozaffar Khan. 2008. Are accruals mispriced? Evidence from tests of an Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Journal of Accounting and Economics* 45(1) : 55-77.
- Nilabhra Bhattacharya, Frank Ecker, Per M. Olsson, Katherine Schipper. 2012. Direct and Mediated Associations among Earnings Quality, Information Asymmetry, and the Cost of Equity. *The Accounting Review* 87(2) : 449-482.
- Palmrose, Z. 1986. Audit Fee and Auditor Size: Further Evidence. *Journal of Accounting Research* 24(1) : 197-110.
- Patricia M. Dechow, Weili Ge, Chad R. Larson, Richard G. Sloan. 2011. Predicting Material Accounting Misstatements. *Contemporary Accounting Research* 28 (1) : 17-82.
- Partha S. Mohanram. 2009. Is Information Risk(Pin) Priced?. *Journal of Accounting and Economics* 47(3) : 226-243.
- Richard Lambert, Christian Leuz, Robert E. Verrecchia. 2007. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 45(2) : 385-420.
- Simunic, D. A. 1980. The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence. *Journal of Accounting Research* 18(1) : 161-190.

- 권수영, 김문철. 2001. 감사보수의 결정요인과 감사보수 체계변화로 인한 효과분석. 회계학연구 (제26권 제2호) : 115-144.
- 권수영, 기은선. 2011. 발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구. 회계학연구 (제36권 제4호) : 95-137.
- 김수인, 박선영. 2017. 신감사기준(NewISA)하에서 위험중심 감사접근법 도입이 감사시간과 감사보수에 미치는 영향. 회계저널 (제26권 제4호) : 263-297.
- 김지홍, 유혜영, 이명진. 2012. 감사보수가 재무제표 왜곡에 미치는 영향. 회계와 감사연구 (제54권 제2호) : 111-141.
- 박범진. 2016. 감사인의 보수적 평가와 경영자의 경제적 유인이 감사인 교체와 감사보수에 미치는 영향. 국제회계연구 (제70권) : 1-25.
- 배성미, 김명인, 안형태, 지찬영. 2014. K-IFRS 의무도입이 감사시장에 미치는 영향: 감사보수를 중심으로. 회계학연구 (제39권 제6호) : 353-392.
- 손성규, 신일향, 이명진. 2014. 상품시장경쟁과 감사보수결정. 회계학연구 (제39권 제6호) : 229-265.
- 송보미, 안혜진, 최종학. 2017. 감사위원회 재무전문성의 세부구성이 산업전문가 감사인 선임 및 감사보수에 미치는 영향. 회계학연구 (제42권 제5호) : 209-243.
- 이세용, 송혁준. 2005. 감사보수 자율화 이후 감사보수의 결정요인에 대한 연구. 회계학연구 (제30권 제1호) : 239-271.
- 전규안, 박종일. 2017. 회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향. 경영학연구 (제46권 제5호) : 1303-1341.
- 최관, 백원선. 1998. 감사인의 유형과 감사품질: 감사보수와 감사시간을 중심으로. 회계학연구 (제23권 제2호) : 49-75.
- 최정운, 이재은, 배길수. 2014. 감리지적 기업의 감사보수와 감사시간: 감리조치 전 후 기간 및 사유별 비교분석을 중심으로. 회계학연구 (제39권 제1호) : 217-253.