

글로벌경영학회지
제17권 제6호 2020년 12월 pp.72~96
글로벌경영학회

재무곤경이 감사보수에 미치는 영향

최준혁* · 김세로나**

〈요약〉

본 연구는 기업의 재무곤경 가능성이 증가할수록 감사인은 감사보수를 올려 대처를 하는지, 그리고 증가한 감사보수는 재무보고품질에 대한 재무곤경의 악영향을 감소시키는 효과를 보여주는지를 살펴본 연구이다. 2009년부터 2017년까지 유가증권시장 표본 중 감사보수, 재무곤경, 이익조정 및 각종 재무데이터 결측치를 제외하고 총 1,578개 기업-연도 자료가 연구에 이용되었다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 기업의 재무곤경 가능성은 감사보수와 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이는 일차적으로 감사인들이 높아진 기업의 경영위험에 대응하기 위해 더 많은 보상을 요구한 결과라고 할 수 있다. 둘째, 선행연구와 일관되게 재무곤경은 이익조정 수준과 양(+)의 관계를 보여주었으며, 이 관계는 감사보수가 낮은 분위에서는 잘 나타나고 감사보수가 높은 분위에서는 나타나지 않아, 감사인의 높아진 감사보수는 보험 측면만이 아니고 투입된 감사노력의 양과 질의 증가로 이어졌다는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구는 일차적으로 재무곤경의 감사인에 대한 효과를 살핀 연구로, 아직까지 재무곤경의 감사에 대한 영향을 살핀 연구가 국내외로 많지 않다는 점에서 연구 의의를 말할 수 있다. 더불어 감사인이 기업의 위험을 평가하여 감사보수를 책정한다는 점을 재무곤경이라는 환경을 통해서도 확인하고, 나아가 이 보수 증가가 증가한 위험에 상응하는 수익률 증가 측면만이 아니라 감사의 질적 측면 향상을 위해 이용된다는 점도 확인했다는 의미를 가진다. 따라서 본 연구는 감사인이 고객과 계약하고, 감사계획을 수립하는 과정에서 고객의 위험을 평가하고 그에 상응하게 행동하는 부분에 대한 이해를 늘려줄 수 있다고 여겨진다. 다만 본 연구의 실증 결과는 모든 모형에서 일관되게 강건한 결과를 보여주지는 못했다. 나아가 본 연구는 과거 해외 자료로부터 결정된 통계적 모형이 본 연구 표본의 재무곤경 가능성을 잘 예측해 줄 수 있다는 가정에 기반하고 있다. 따라서 보다 강건한 연구환경에서의 후속 연구의 필요성이 존재한다.

주제어 : 재무곤경, 감사보수, 이익조정

* 주저자, 동국대학교 회계학과 연구조교수 (fester@dongguk.edu)

** 교신저자, 경상대학교 회계학과 조교수 (ksaerona@gnu.ac.kr)

최초접수일 : 2020년 10월 27일 심사수정일 : 2020년 11월 18일 게재확정일 : 2020년 11월 18일

I. 서론

기업의 재무곤경(financial distress)은 기본적으로 부채나 우선주 등의 채무 상황에 문제가 생김으로써 발생하는 기업의 법적, 기술적, 회계적 파산가능성과 관련되어 있다. Ross et al.(2005)에 의하면 재무곤경은 청산을 통해서도 부채를 상환할 수 없는 상태인 경영실패(business failure), 약속된 일정대로 이자와 원금 상환을 할 수 없는 기술적 파산(technical bankruptcy), 기업이나 채권자가 법원에 파산 절차를 신청하는 법적 파산(legal bankruptcy), 그리고 순자산이 음(-)이 되는 회계적 파산(accounting bankruptcy)으로 나눌 수 있다. Altman and Hotchkiss(2006)도 재무곤경을 경영실패(failure), 지급불능(insolvency), 부도(default), 파산(bankruptcy)과 같이 기업이 재무적 위험에 빠지는 일련의 유형들로 정의한다. 현금흐름의 관점에서 재무곤경은 구조조정이 필요할 정도의 유동성에 문제가 생기는 것이며(Foster 1986), 유동자산을 담고 있는 저수지로 비유될 수 있는 기업에서 순유출로 저수지가 고갈되어 상황에 응할 수 없게 되는 것이다(Beaver 1966).

기업의 지급불능, 부도나 파산의 가능성은 기업에 청구권을 보유하거나 보유할 예정인 투자자 입장에서 가장 중요한 정보 중 하나이므로, 이론적으로 다양한 예측모형이 개발되어 왔으며, 실무적으로도 신용평점 등을 통해 기업을 평가하고 참조하는 작업이 지속되어왔다. 본 연구는 기업의 부도나 파산가능성과 같은 경영위험을 의사결정에 이용할 수 있는 시장참여자로서 감사인을 주목하고, 감사인이 기업의 재무곤경에 어떻게 반응하며, 감사인의 반응의 결과 재무곤경 가능성을 가진 기업에 어떤 회계적 영향이 나타나는지를 관찰한 연구이다.

감사인은 고객과의 계약을 결정하는 단계(client acceptance)에서부터 감사절차 도중의 위험관리, 그리고 감사계약을 종료하는 결정(termination decision)에 이르기까지, 고객의 위험을 평가하여 이에 맞추어 자신의 행동을 결정하게 되며, 이 위험에는 소송위험(Krishnan and Krishnan, 1997), 지배구조(Cohen and Hanno, 2000), 그리고 재무위험도 포함된다(Pratt and Stice, 1994; Johnstone, 2000). 선행연구는 감사인의 고객과의 계약을 투자포트폴리오 관점에서 바라보는데(Simunic and Stein, 1990), 이에 의해 기업의 재무곤경 가능성이 높게 평가될 때 감사인은 우선 해당 고객과의 계약을 회피하여 고객 포트폴리오의 위험 수준을 관리하려 하고, 계약을 체결하거나 유지하더라도 감사절차를 강화하고 위험에 상응하는 높은 수익, 즉 높은 감사보수를 요구할 것이라고 예측할 수 있다.

본 연구에서는 재무곤경 가능성에 대한 예측모형 중 고전적인 통계모형에 기반한 모형들을 이용하여 기업의 재무곤경 가능성을 측정하고, 이 변수와 감사인의 대응 사이에 어떤 관계가 나타나는지를 살펴보았다. 실증 결과, 고객기업의 재무곤경 가능성이 높아질수록 감사보수가 증가했으며, 이는 감사인들이 높아진 고객의 경영위험에 대처하기 위한 결과로 해석할 수 있다. 다음으로, 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향은 관련 선행연구들(최관과 정병욱, 1998; 김문현, 2010; 박선영과

고윤성, 2016)과 마찬가지로 보고이익을 상향시키는 방향의 이익조정이 관찰되었다. 그리고 이 재무곤경과 이익조정 사이의 관계는 감사보수가 낮은 분위에서만 나타나고 높은 분위에서는 나타나지 않았다. 이는 감사인이 고객의 재무곤경 가능성에 대처하기 위해 증가시키는 감사보수가 감사 실패 가능성 및 소송위험의 증가에 대처하기 위한 보험의 성격 뿐 아니라, 감사절차 강화를 통한 감사품질 관리에 이용됨을 의미한다고 할 수 있다.

본 연구는 재무곤경이 감사보수에 미치는 영향에 관한 국내·외 연구가 드물다는 점에서 연구 의의가 있다고 본다. 일차적으로 감사인이 기업의 위험을 평가하여 감사보수를 책정한다는 점을 재무곤경이라는 환경을 통해서도 확인하고, 나아가 이 보수 증가가 증가한 위험에 상응하는 수익률 증가 측면만이 아니라 감사의 질적 측면 향상을 위해 이용된다는 점도 확인했다는 의미를 가진다. 따라서 본 연구는 감사인이 고객과 계약하고 감사계획을 수립하는 과정에서 고객의 위험을 평가하고 그에 상응하게 행동하는 측면에 대한 이해를 늘려줄 수 있다고 여겨진다. 다만, 본 연구의 결과가 모든 경우에서 강건하지는 못했다. 따라서 연구환경을 보다 세련화한 후속 연구가 요구된다.

II. 선행연구 검토 및 연구가설 설정

2.1 재무곤경과 그 영향

기업의 파산과 재무적 곤경 가능성에 대한 초기 탐지는 오랜 기간 투자자와 연구자들의 관심사 향이었으며, 1960년대 이후 기업 재무의 주된 주제 중 하나였다(Balcaen and Ooghe, 2006). 초기 연구들은 단변량(Beaver, 1967) 또는 다변량(Altman, 1968) 결정요인 모형, 그리고 로짓모형을 각각 제시했다(Ohlson, 1980). 특히, Altman(1968)과 Ohlson(1980)이 제시한 통계적 모형들은 이후 수많은 연구들에서 그 자체로 또는 다양한 개선 버전으로 변형되어 이용되어 오고 있다. 최근에는 인공지능모형과 복합모형들이 다수 개발되어 이용되고 있다(Sun et al., 2014).

재무곤경의 예측모형 뿐 아니라, 재무곤경의 영향 측면에 대해서도 연구가 진행되어 왔다. 예를 들어, Lamont et al.(2001)는 재무곤경*이 주가수익률을 설명하는 위험요인인지를 확인하기 위해

* Lamont et al.(2001)의 연구에서는 투자를 위한 외부자금조달이 어려워진 상태 즉 보다 광의의 개념으로써 재무제약(financial constraints)을 파산 위험의 정도를 말하는 재무곤경(financial distress)과 구분하여 사용하고 있고, Whited and Wu(2006)은 양자의 차이를 고성장을 위해 필요한 자금조달이 만만치 않은 신생기업과 파산 근처에 가 있는 기업의 차이로 설명한다. 그러나 Lamont et al.(2001)과 Whited and Wu(2006) 모두 인정하듯이 두 용어는 서로 연관되어 있거나 엄밀히 구분하는 데 한계가 있으므로, 일반적으로도 두 용어는 엄밀히 구분할 필요성을 대신 혼용되어 사용되기도 하는 것으로 보인다. 즉,

Kaplan and Zingales(1997)의 측정치(KZ index)를 이용하여 재무곤경 기업을 가려낸 후 재무곤경의 정도로 기업들을 묶어 포트폴리오를 구성하였다. 실증결과, 재무곤경이 높은 기업들이 평균적으로 낮은 수익률을 기록했다. KZ index를 개선한 Whited and Wu(2006)의 연구에서는 그들이 고안한 측정치(WW index)가 반대로 주가수익률과 양(+)의 관계를 보였는데, 두 선행연구들은 재무곤경이 주식수익률에 관한 기존 모형에서 추가로 고려될 수 있는 요인일 가능성을 살폈다는 점에서는 일치한다. 한국 연구에서는 이병주·김동철(2017)이 재무곤경과 주식수익률 사이에 양(+)의 관계를 확인했지만, Fama-French 3 요인으로 설명되지 않는 새로운 위험요인은 아니라고 보았다.

Opler and Titman(1994)은 레버리지가 높은 기업은 경기 하강 국면에서 매출액이 감소하는 것을 발견하였다. 이는 소비자들의 재무곤경 기업에 대한 회피, 재무여력이 상대적으로 좋은 경쟁자들의 시장점유율 확대를 노린 공격적인 대응 등의 이유로, 재무곤경이 기업의 경영성과에도 부정적인 영향을 주는 것으로 해석되었다.

일부 연구들은 재무곤경 가능성이 높아질수록 재량적 발생액이 증가하고 재량적 비용은 감소하는 이익조정 패턴을 보고하고 있다(김문현, 2010; 신용호·문상혁, 2013; 박선영·고윤성, 2016). 특히 선행연구들은 재무곤경이 외부 상환 요구에 대응할 능력의 감소를 의미하므로, 재무곤경 가능성이 높아진 기업은 현금 확보가 중요해지므로 재량적 비용의 절감이 나타난다는 점에 주목하고 있다. 예를 들어, 박선영·고윤성(2016)의 연구에서는 재무곤경 기업에서 연구개발비가 크게 삭감되었으며, 소유경영자는 재무곤경 상황에서 소비성 경비를 삭감하는 반면 연구개발비는 삭감하지 않았고, 이렇게 재무곤경 상황에서 연구개발비를 감소시키지 않는 기업은 높은 미래 시장수익률과 재무성과를 보여주었다.

재무곤경은 조세회피에도 영향을 미치는데, 외부자금조달 비용이 증가한 재무곤경기업에게는 법인세납부액을 감소시켜 내부 자본조달을 증가시킬 동인이 있기 때문이다. Edwards et al.(2016)은 재무곤경이 현금유효세율을 감소시키는 것을 실증해 이와 같은 조세계획의 존재를 확인했으며, 국내 연구에서도 마찬가지로 재무곤경과 조세회피 사이에 양(+)의 관계를 발견하였다(이남령 2016; 최윤이·송동섭 2018)

이 외에도 선행연구들은 보수주의가 재무곤경 위험을 낮춘다고 보고하고 있으며(Biddle et al., 2020), 재무곤경의 감사인에 대한 영향도 유의하게 나타나고 있다(Gul et al., 2018).

2.2 재무곤경의 감사인에 대한 영향

통계적 모형들을 이용하여 재무곤경을 예측하는 다양한 연구들이 누적되고 또 이 측정치를 활

Lamont et al.(2001)은 로짓모형에 기초한 Kaplan and Zingales(1997)의 재무제약 측정치를 이용하여 재무제약의 영향을 확인하려 한 것이지만, 이들 연구방식들은 모두 재무곤경의 카테고리 안에서 정리되는 등(Sun et al, 2014), 통계적 모형들은 재무제약과 재무곤경을 특별히 구분하지 않고 이용되고 있다.

용하여 다양한 파생연구를 진행하는 동안, 예측모형을 이용해 감사보수에 미치는 영향에 관해 연구한 직접적인 연구는 생각보다 많지 않으며 재무곤경을 조절변수로 투입한 Gul et al.(2018)의 연구 정도가 존재한다. Gul et al.(2018)에 의하면 경영자능력은 재무곤경 여부에 따라 감사보수에 미치는 영향이 달랐다. 즉, 재무곤경 상황에서는 회계조작이나 부정을 통해 시장의 기대를 충족하고 단기 성과보수를 극대화할 동기가 커지는데, 능력이 있는 경영자는 내부통제의 약점을 파고들고 부정을 숨길 능력 또한 더 좋아진다는 것이다. 따라서 이 경우에는 감사보수의 증가가 나타났다. 반면, 선행연구 흐름과 일관된 경영자능력과 감사보수 사이의 음(-)의 관계(Krishnan & Wang, 2015; 정경철·이건, 2017)는 기업이 재무곤경에 처하지 않았을 때 나타났다.

재무곤경이 기업의 위험을 나타내므로, 감사인이 기업의 위험에 어떻게 반응하는가에 관한 연구들이 참조가 될 수 있다. 즉, 대리인문제와 관련되는 지분율이나 경영자교체 등 지배구조 측면의 고객 특성(배기수·정선희 2013; 이지혜 등 2019) 외에도, 고객의 경영위험(client's business risk)이 감사위험(audit risk) 및 그로 인한 감사인의 경영위험(auditor's business risk)에 영향을 미칠 수 있고 따라서 감사인은 그에 반응한다는 것이다. Palmrose(1987)에 의하면 감사인을 대상으로 한 소송사건들의 약 절반가량에서 고객의 파산이 선행되었으며, 이와 같은 경우 보통 재무적 문제를 감추는 재무보고상의 중대한 오류 또는 부정이 개입되고(Kreutzfeldt and Wallace, 1986; Kinney and McDaniel, 1989), 감사인은 이를 발견하지 못했거나 발견하더라도 공개하지 않았음을 이유로 피소되게 된다.

따라서 고객의 경영상의 위험은 감사인의 행동에 영향을 미치게 된다. O'Keefe et al.(1994)는 레버리지로 측정한 고객의 경영위험과 직급별감사시간으로 측정한 감사인의 자원 투입 사이에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보여주었다. 감사인에 대한 설문조사 자료를 이용한 Pratt and Stice(1994)의 연구에서도 감사인이 생각하는 고객의 재무상태는 필요한 감사증거수준 및 적절하다고 여겨지는 감사보수를 증가시켜주는 관계를 보여주었다. Johnson(2000)은 고객의 경영위험은 그 자체로 고객과의 계약여부 결정에 음(-)의 영향을 미칠 수 있는 반면, 감사위험은 감사인의 경영위험의 매개를 통해 계약여부 결정에 음(-)의 영향을 미치는 관계가 성립한다고 보고했다.

정리하면, 기업의 경영상의 위험은 재무제표 왜곡가능성 증가를 통해 감사위험을 증가시키고, 더불어 소송위험 증가를 통해 감사인의 경영위험도 증가시켜준다고 할 수 있다. 따라서 감사인은 경영상의 위험이 큰 고객과는 처음부터 계약하지 않거나, 또는 계약하더라도 감사보수를 증가시키고 감사절차를 강화하는 대응을 하게 된다. 그렇다면 기업의 재무곤경의 정도가 커질수록 감사인은 감사보수를 더 확보하려 할 것이므로, 가설을 아래와 같이 대체가설 형태로 제시하기로 한다.

[가설 1] 재무곤경은 감사보수에 유의한 양(+)의 영향을 미친다.

더불어, 감사인은 단순히 소송배상금을 적립하는 보험 차원으로 감사보수액 수준을 증가시키는 것이 아니라, 이를 감사절차 강화에 투입하여 재무제표 왜곡을 해소하려 한다(O'Keefe et al., 1994; Pratt and Stice, 1994). 또한 선행연구는 감사시간이나 초과감사시간의 투입이 이익조정을 억제하는 효과를 보고하고 있다(권수영 등, 2006; Caramanis and Lennox, 2008). 따라서 본 연구에서도 기업의 재무곤경으로 인한 감사인의 감사보수의 증가가 감사절차 강화로도 이어지고, 그 결과 재무제표 왜곡을 방지하는 효과 역시 강화될 것으로 예측할 수 있다. 따라서 두 번째 가설을 아래와 같이 대체가설 형태로 제시하기로 한다.

[가설 2] 재무곤경이 이익조정에 미치는 유의한 양(+)의 영향은 감사보수가 낮은 집단에서만 나타난다.

III. 연구방법

3.1 연구모형 및 변수측정

본 연구를 위한 실증모형은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} auditfee(EM) = & \alpha + \beta_1 distress + \beta_2 size + \beta_3 lev + \beta_4 roa + \beta_5 cur + \beta_6 loss \\ & + \beta_7 growth + \beta_8 funding + \beta_9 age + \beta_{10} ceoown + \beta_{11} ceotenure \\ & + \beta_{12} big + \beta_{13} opin + \beta_{14} maj + \beta_{15} for + \sum ind + \sum year + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

auditfee: 감사보수의 자연로그;

EM: 수정존스모형(Dechow et al., 1995)에 의한 이익조정

distress: WW(Whited and Wu, 2006) 및 SA(Handlock and Pierce, 2010)의 재무곤경 index 및 해당성
향으로 각각 측정한 재무곤경;

size: 총자산의 자연로그;

lev: 레버리지(총부채/총자산);

roa: 총자산수익률(당기순이익/총자산);

cur: 유동비율(유동자산/총자산);

loss: 당기순손실일 때 1을 부여하고 당기순손실이 아닐 때 0을 부여하는 더미;

growth: 매출액성장률;

funding: 증가 또는 채권발행이 전년 대비 10% 이상 증가하면 1을 부여하고, 아니면 0을 부여하는 더미;

age: 기업 업력;

ceown: 경영자지분율;

ceotenure: 경영자임기의 자연로그;

big: 대형회계법인의 감사를 받으면 1을 부여하고, 아니면 0을 부여하는 더미;

opin: 감사의견이 적정일 때 1을 부여하고, 적정의견이 아닐 때 0을 부여하는 더미;

maj: 최대주주지분율에 100을 곱한 수치의 자연로그;

for: 외국인지분율에 100을 곱한 수치의 자연로그;

ind: 산업통제;

year: 연도통제;

가설 1을 위한 모형은 위 식(1)에서 종속변수를 감사보수로 하고 관심변수를 재무근경으로 하여, 재무근경이 감사보수에 미치는 영향을 관찰하는 모형이다. β_1 이 양(+)의 방향으로 나타날 것이 예측된다. 가설 2를 위한 모형은 위 식(1)에서 종속변수를 이익조정으로 하고 관심변수를 재무근경으로 한 모형에서 조절변수로 감사보수가 추가로 투입되는 형태인데, 감사보수 분위별로 표본을 나누어 실증하였으므로 식(1)에서 별도로 조절변수를 표기하지는 않았다. 감사보수가 높은 분위인 경우 보다는 낮은 분위에서 β_1 의 양(+)의 방향 효과가 잘 나타날 것으로 예측된다.

이익조정 변수는 아래와 같은 수정존스(Dechow et al., 1995)의 발생액이익조정 모형을 이용하여 측정하였다.

$$TA_t/A_{t-1} = a_0 + a_1(1/A_{t-1}) + a_2(\Delta REV_t - \Delta REC_t/A_{t-1}) + a_3(PPE_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2)$$

$$EM_t = TA_t/A_{t-1} - [a_0 + a_1(1/A_{t-1}) + a_2(\Delta REV_t/A_{t-1} - \Delta REC_t/A_{t-1}) + a_3(PPE_t/A_{t-1})] \quad (3)$$

TA: 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 구한 총발생액;

A: 총자산;

EM: Dechow et al.(1995) 모형에 의한 수정존스 이익조정;

ΔREV : 매출액증분;

ΔREC : 전기매출채권증분;

PPE: 감가상각대상자산;

식 (2)는 총발생액을 유동발생액과 비유동발생액으로 구분한 후, 각각의 대응치로 선택된 현금 매출액 증분과 유형자산으로 설명되지 않는 총발생액 부분을 식의 잔차항에서 수집하여, 이를 경영자의 재량에 의해 생성한 발생액이라고 보는 Dechow et al.(1995) 모형의 구조를 보여준다. 실증에서는 산업-년 단위의 추정구간에서 식 (2)를 수행하여 추출된 계수값들과 각 기업의 재무변수값들을 식 (3)에 적용하여 이익조정변수를 도출하게 된다.

재무곤경 변수 측정에 이용한 통계적 모형들은 다음과 같다. 첫 번째로, Whited and Wu(2006)는 2000년대 이후 다수 연구들(Lamont et al. 2001; Baker et al. 2003; Cheng et al. 2014 등)에서 활발히 활용되고 있는 Kaplan and Zingales(1997)의 모형이 소규모 표본에 의존했다는 점으로 인해 다른 시기 및 대규모 표본에 적용했을 때에도 정확도 높게 재무곤경을 측정할 수 있는지에 관해 의문 및, Kaplan and Zingales(1997)의 지수가 의존한 토빈의 Q 변수가 측정오류에 대한 논란이 있다는 점을 들어, 현금흐름, 배당, 레버리지, 기업규모, 산업평균매출액성장률, 해당 기업의 매출액성장률과 같은 여섯 가지 지표를 이용한 측정모형을 아래와 같이 제시했다.

$$WW = -0.091 \times cf - 0.062 \times divd + 0.021 \times lev - 0.044 \times size + 0.102 \times growthi - 0.035 \times growth \quad (4)$$

WW: Whited and Wu(2006)의 모형에서 추출한 재무곤경;

cf: 영업활동현금흐름/총자산;

divd: 배당을 지급했으면 1을 부여하고, 아니면 0을 부여하는 더미;

lev: 레버리지(총부채/총자산);

size: 총자산의 자연로그;

growthi: 산업평균 매출액성장률;

growth: 매출액성장률;

위 모형을 통해 추출된 WW 지수(또는 WW index)는 규모가 작고 성장률과 현금흐름 수준이 낮으며, 낮은 배당기회와 높은 부채비율을 가진 기업일수록 재무곤경의 가능성이 높다고 보는 형태라고 할 수 있다. WW 지수 역시 재무적 제약을 고려한 인용도 높은 다수 연구에서 활용되고 있다(Duchin et al., 2010; Cheng et al., 2014 등).

다음으로, 본 연구에서는 Hadlock and Pierce(2010)가 제시한 size and age 모형을 이용했다(이하 SA 지수). Hadlock and Pierce(2010) 역시 Kaplan and Zingales(1997)의 모형을 검증한 후 계수 값의 방향과 유의도에서 다른 결과를 얻고 모형의 신뢰성에 의문을 제기하였다. Hadlock and Pierce(2010)은 기업규모와 업력이 재무곤경 예측에 효과적이라는 점을 이용해서, 두 변수 만으로 구성된 아래와 같은 모형을 제시했다. 기업규모와 업력은 위험 및 자본조달비용과 상관관계가 있으므로(Botosan and Plumlee, 2005; Chincarini et al., 2020), 자본조달의 어려움과 관련된 지수 측정에도 상관관계를 가질 수 있을 것이다. Hadlock and Pierce(2010)의 모형이 가진 최대 장점은 두 변수만으로 측정하는 단순함이라고 할 수 있다(Liu et al., 2019).

$$SA = -0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.040 \times listage \quad (5)$$

SA: Hadlock and Pierce(2010)의 모형에서 추출한 재무곤경;

size: 총자산의 자연로그;

listage: 상장일로부터의 업력;

마지막으로, 본 연구에서는 일반화 등 모형 구성상의 한계가 지적될 수 있는 통계적 모형에 의한 재무곤경 측정치 이외에도, 재무곤경과 관련성이 인정되는 단일변수 만으로의 실증을 추가하였다. 본 연구에서 이용하지 않은 KZ 지수는 주로 현금 및 현금흐름, 레버리지, 배당, 토빈의 Q 다섯 변수로 재무곤경을 측정하는데(Lamont et al., 2001), 이 중 비판의 대상인 토빈의 Q를 제외한다면 본 연구에서 채택한 WW 지수에서도 대부분 고려되고 있다고 할 수 있다. 이 중에서 배당은 기업의 현금흐름에 관한 정보를 담고 있는 신호로서 경영위험 및 재무적 제약에 따라 조정되는데(신민식·김수은, 2009), 경영자는 재무곤경의 초기부터 배당을 크게 감소시키는 등 저배당과 재무곤경 가능성은 상관관계가 높다(Fazzari et al. 1988; DeAngelo and DeAngelo, 1990). 기업의 재무적 제약이란 외부자금조달에 대한 제약이며, 재무곤경은 재무적 제약을 파산가능성 측면에서 바라보는 것이라고 할 수 있으므로, 재무곤경에 처한 기업은 내부자금조달에 대한 의존도를 높일 것으로 예측된다. 따라서 기업은 배당을 줄이는 선택을 하게 되는 것이다.

그런데 DeAngelo and DeAngelo(1990)에 의하면 경영자는 재무곤경의 정도에 발맞추어 선형적으로 배당을 조절하지는 않을 수 있다. 따라서 본 연구에서도 연속변수를 이용한 선형모델 대신에 배당을 전혀 하지 않는 경우를 재무곤경의 가능성이 높은 집단으로 가정하는 더미변수 형태로 배당을 단독으로 투입하여 재무곤경의 대응치로 사용했다.

가설 1에서 종속변수로 이용되고 가설 2에서 조절변수로 투입되는 감사보수는 수작업으로 수집하였다. 또한 감사인 분류를 위해 한국공인회계사회의 회계법인 현황 데이터를 수작업으로 수집하여 이용하였으므로, 감사인 관련 변수들은 회계법인인 감사인으로만 구성되어 있다.

통제변수는 본 연구의 종속변수인 이익조정 및 감사보수 연구에 활용되고 있는, 기업 크기, 레버리지, 수익성, 성장성과 같은 기본적인 기업 특성과 함께, 경영자특성, 감사인특성, 지배구조 변수들을 다수 망라하였다(박종일·곽수근 2013; 최준혁·김새로나 2019). 이익조정의 유인변수들은 감사보수 증가의 원인이 되므로 다수 변수들이 두 종속변수의 공통적인 영향변수가 될 것이다. 예를 들어, 증자 및 채권발행더미변수(*funding*)는 자금조달을 원활히 하기 위한 이익조정 유인을 주고, 감사인에게는 감사절차를 늘려야 할 이유를 제공해 줄 것이다. 따라서 본 연구가 선택한 통제변수들은 일반적인 기업 특성변수들을 다수 망라한 형태가 되었다.

3.2 표본선정

본 연구를 위한 표본은 2009년에서 2017년까지 유가증권시장의 1,577 기업-년으로 구성되어 있

다. 통제변수의 결측치를 제거한 초기 표본 크기는 4,080 기업-년이며, 여기서 종속변수인 이익조정변수 및 관심변수인 재무곤경변수들의 결측치를 제거하고 2,939 기업-년으로 표본이 축소되었다. 마지막으로 감사보수의 결측치를 제거하고 최종 표본은 1,577 기업-년으로 분석에 투입되었다.

IV. 실증분석 결과

4.1 기술통계량 및 상관관계분석

<표 1>은 본 연구가 이용한 표본 내 변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 이익조정변수(*EM*)와 재무곤경변수들 중 연속변수들(*WW*, *SA*), 그리고 통제변수 중에는 극단치가 존재하는 일부 변수(*lev*, *roa*, *cur*, *growth*, *for*)에 한해서 1%의 원저라이징을 적용했다. 감사보수는 로그를 취한 값이며, 원변수의 최소값 6백만원에서 최대값 31억의 범위 안에서 평균은 약 1억 6천만원이었다. 재무곤경 변수들 중에서는 *WW*만 모든 값들이 음수에서 결정되었으며, 통계적 모형에 따른 두 재무곤경 변수 중 나머지 한 변수(*SA*)에서는 결과값이 음수에서 양수까지 분포되어 나타났다. 배당터미(*payout*)는 배당이 25.5%의 기업-년에서 배당이 없었다는 것을 보여준다.

이익조정(*EM*)은 수정존스 버전이며, 1%에서 극단치 통제를 했음에도 최대값과 최소값은 평균 대비로 보면 여전히 큰 편이다. 레버리지(*lev*)의 최대값도 마찬가지로 1% 수준에서 통제를 했지만 1 이상의 값을 보여주는데, 총자산 대비 총부채로 측정한 값이 1 이상이므로 순자본이 음(-)인 자본잠식 기업이 표본의 1% 범위 이상 포함되어 있다는 것을 의미한다. ROA 역시 1% 수준에서 극단치 통제를 했지만 -1 이하의 음(-)의 값이 남아 있다. 그럼에도 불구하고 기술통계량은 평균값으로는 약 47%의 자산-부채비율과 2%의 ROA, 6%의 성장률, 약 21%의 기업에서 증자와 사채발행, 그리고 손실기업은 20% 선에서 억제되고 있는 모습을 보여주어, 표본 내 평균적인 기업들은 재무적으로 안정되어 있음을 알 수 있다.

경영자지분율(*ceoown*)은 평균 11% 선이고 최대값은 83%에 이르며, 경영자임기(*ceotenure*)는 로그화된 변수로서 원변수의 평균은 4.66년이고 최대값이 16년인데, 이는 저자들이 경영자임기를 산출할 때 일정 연도 이후부터 측정하여 17년 이상 장기경영자들이 체계적으로 16년의 최대값을 부여받은 결과이다. 비율로 나타난 원변수에 100을 곱하고 로그를 취한 최대주주지분율(*maj*)의 첨부하지 않은 원변수는 5.02%에서 90.4% 사이에서 평균 44.5%를 보여주고 있다. 마찬가지로 원변수에 100을 곱하고 로그를 취한 외국인지분율의(*for*) 원변수는 0%에서 89.73% 사이에서 평균 10.5%를 보여주었다. 표본 내 기업의 67.4%가 대형회계법인의 감사를 받았으며(*big*), 0.3%를 제외하고는 적정의견을 받았다(*opin*).

〈표 1〉 기술통계량

	평균	중위수	최솟값	최댓값	표준편차
<i>auditfee</i>	11.598	11.408	8.700	14.947	0.762
<i>WW</i>	-0.897	-0.910	-1.068	-0.563	0.090
<i>SA</i>	1.763	1.579	-1.029	6.407	1.565
<i>payout</i>	0.255	0.000	0.000	1.000	0.436
<i>EM</i>	0.003	0.004	-0.372	0.368	0.076
<i>size</i>	20.133	20.014	16.300	25.926	1.474
<i>lev</i>	0.465	0.478	0.048	1.063	0.196
<i>roa</i>	0.019	0.030	-1.008	0.336	0.085
<i>cur</i>	1.913	1.366	0.247	15.871	1.876
<i>loss</i>	0.217	0.000	0.000	1.000	0.412
<i>growth</i>	0.059	0.036	-0.799	4.236	0.270
<i>funding</i>	0.213	0.000	0.000	1.000	0.410
<i>age</i>	3.443	3.714	0.693	4.625	0.734
<i>ceoown</i>	0.109	0.038	0.000	0.833	0.137
<i>ceotenure</i>	1.516	1.387	0.000	2.833	0.659
<i>big</i>	0.674	1.000	0.000	1.000	0.469
<i>opin</i>	0.997	1.000	0.000	1.000	0.056
<i>maj</i>	3.703	3.801	0.000	4.500	0.472
<i>for</i>	1.299	1.565	-8.099	4.096	1.837

1) 변수 설명은 식 (1)에서 (5) 사이 각각의 하단 참조.

〈표 2〉는 상관관계분석 결과를 보여주고 있다. 가설 1과 관련되는 감사보수(*auditfee*)와 세 가지 재무곤경 변수(*WW*, *SA*, *payout*) 사이에는, *SA*에서만 기대와 같은 양(+)의 유의한 관계가 나타났다으며, *WW*와 *payout*은 반대로 음(-)으로 유의한 상관관계를 보여주고 있다. 이는 가설 2와 관련되는 이익조정(*EM*)과 세 가지 변수 사이의 관계에서도 마찬가지로여서, 대부분의 변수들의 상관계수가 유의하지 않거나 기대와 반대 방향인 음(-)의 방향을 나타내고 있다. 그러나, 상관관계는 타 변수들과의 관계가 고려되지 않았으므로, 연구의 결론은 회귀분석을 통해 확인하도록 한다.

〈표 2〉 상관관계분석

[illegible]

〈표 2〉 상관관계분석 (cont.)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
(11) growth	-0.030	-0.121	-0.015	-0.050	0.060	-0.004	-0.028	0.172	-0.025	-0.136	1								
	0.238	<.0001	0.585	0.046	0.017	0.869	0.270	<.0001	0.328	<.0001									
(12) funding	0.142	-0.056	0.125	0.058	0.008	0.120	0.177	-0.110	-0.101	0.113	0.034	1							
	<.0001	0.025	<.0001	0.021	0.743	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.182								
(13) age	-0.073	-0.013	-0.262	0.046	0.007	-0.051	-0.008	-0.065	0.026	0.077	-0.026	-0.028	1						
	0.004	0.601	<.0001	0.066	0.767	0.041	0.765	0.010	0.296	0.002	0.301	0.273							
(14) oecown	-0.248	0.097	-0.217	-0.160	0.052	-0.197	-0.264	0.088	0.189	-0.073	-0.012	-0.108	0.154	1					
	<.0001	0.000	<.0001	<.0001	0.038	<.0001	<.0001	0.000	<.0001	0.004	0.632	<.0001	<.0001						
(15) oecature	-0.229	0.186	-0.294	-0.059	0.039	-0.275	-0.145	0.078	0.138	-0.075	0.002	-0.130	0.108	0.270	1				
	<.0001	<.0001	<.0001	0.018	0.120	<.0001	<.0001	0.002	<.0001	0.003	0.942	<.0001	<.0001	<.0001					
(16) big	0.424	-0.363	0.456	-0.165	-0.067	0.437	0.092	0.123	-0.097	-0.120	0.003	0.074	-0.187	-0.198	-0.242	1			
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.008	<.0001	0.000	<.0001	0.000	<.0001	0.903	0.003	<.0001	<.0001	<.0001				
(17) opin	-0.056	0.001	-0.035	-0.071	0.118	-0.033	-0.112	0.255	0.036	-0.107	0.057	-0.026	0.016	0.031	0.027	-0.015	1		
	0.026	0.981	0.189	0.005	<.0001	0.187	<.0001	<.0001	0.156	<.0001	0.024	0.306	0.528	0.216	0.278	0.548			
(18) maj	-0.110	-0.185	0.084	-0.270	0.008	0.076	-0.163	0.286	0.061	-0.222	-0.015	-0.116	-0.134	0.205	0.042	0.139	0.016	1	
	<.0001	<.0001	0.002	<.0001	0.748	0.002	<.0001	<.0001	0.015	<.0001	0.545	<.0001	<.0001	<.0001	0.092	<.0001	0.527		
(19) for	0.434	-0.446	0.508	-0.294	-0.039	0.490	-0.196	0.211	0.191	-0.238	-0.007	0.008	-0.163	-0.094	-0.106	0.291	0.028	-0.042	1
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.124	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.787	0.745	<.0001	0.000	<.0001	<.0001	0.274	0.095	

1) 변수 설명은 식 (1)에서 (5) 사이 각각의 하단 참조.

상관관계분석 결과에 의하면 규모가 크고, 부채비율이 높고, 유동비율이 낮으며, 외부자금조달의 필요가 존재하며, 업력이 짧고, 경영자지분율이 낮아 전문경영인의 가능성이 크며, 임기가 짧은 경영자일수록, 그리고 최대주주지분율이 낮아 지배구조가 분산되어 있으며 외국인지분율이 높을수록 감사보수가 크다고 할 수 있다. 그런데 이들 중 몇 가지 변수는 위험보다는 규모와 관련되어 있다고도 볼 수 있는데, 규모가 크면 감사절차가 늘어나 감사보수가 커지게 되고, 따라서 지배구조 특징들과 감사보수 사이에는 규모 효과의 영향에 의한 피상적 관계가 나타난 것이라고 해석할 수 있다. 따라서 변수 사이의 결론을 얻기 위해서는 규모 효과에 대한 통제가 필요할 것이다.

마찬가지로 레버리지가 낮고, ROA와 유동비율이 크고 당기순손실 가능성이 낮으며 성장률이 클수록, 그리고 경영자지분율이 높고 중소기업회계법인의 감사를 받고 적정의견일수록 이익조정 수준이 높다는 상관관계 결과가 보여지는데, 이들 관계 중 일부는 이익조정의 결정요인들이라기 보다는 다른 변수들의 영향이 통제되지 않는 피상적인 관계일 수 있다. 결론적으로, 가설의 검증을 위해서는 다음 절부터 회귀분석 결과를 살펴보는 것이 필요하다고 여겨진다.

4.2 회귀분석결과

<표 3>은 가설 1을 검증하기 위한 OLS 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 상관관계분석의 결과와 무관하게, 회귀분석의 결과는 투입한 세 가지 재무곤경 변수 중 두 가지인 *WT*와 *SA*에서 감사보수 증가가 유의한 양(+)으로 나타나고 있음을 보여준다. *payout* 더미에 대해서는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 따라서 본 연구의 가설 1은 *WT*와 *SA*를 재무곤경 측정치로 투입한 결과에 대해 부분적으로 지지되었다. 모형 내에서 감사보수를 유의하게 증가시키는 통제변수는 기업 크기(*size*), 레버리지(*lev*), 기업의 업력(*age*), 대형회계법인더미(*big*), 외국인지분율(*for*)이며, 감사보수를 유의하게 감소시키는 통제변수는 유동비율(*cur*)과 최대주주지분율(*ma*)이다.

<표 4>는 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향에 대한 OLS 회귀분석 결과이다. 수정존슨모형(Dechow et al., 1995)으로 측정한 이익조정(EM)에 대해 투입한 세 가지 재무곤경 변수 중 두 가지인 *WT*와 *payout*에서 재무곤경이 경영자의 이익조정 동기를 증가시켜준다는 선행연구(김문현, 2010; 신용호·문상혁, 2013; 박선영·고윤성, 2016)와 일관된 결과가 얻어졌다.

<표 5>와 <표 6>은 가설 2를 검증하기 위해 수행된 것이다. 가설 2는 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향이 감사보수의 수준에 따라 달라질 것으로 예측된다. <표 5>에서는 감사보수 상위 1/4분위의 기업을 대상으로 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향을 실증했으며, <표 6>에서는 반대로 감사보수 하위 1/4분위의 기업을 대상으로 실증한 결과를 보여주고 있다. 실증 결과는 감사보수 상위그룹에서는 재무곤경 변수들이 이익조정에 유의한 영향을 미치지 않거나 일부에서는 오히려 음(-)의 관계가 나타나고 있음을 보여준다. 반면 감사보수 하위그룹에서는 전체 표본의 수행 결과와 유사한 양(+)의 이익조정 증가 효과가 나타나고 있다.

〈표 3〉 재무건경이 감사보수에 미치는 영향에 관한 OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>auditfee</i>	<i>auditfee</i>	<i>auditfee</i>
<i>WW</i>	0.828** (2.427)		
<i>SA</i>		0.201*** (5.792)	
<i>payout</i>			0.037 (1.382)
<i>size</i>	0.438*** (24.183)	0.206*** (5.969)	0.403*** (40.047)
<i>lev</i>	0.141** (2.040)	0.165** (2.209)	0.153** (2.218)
<i>roa</i>	0.062 (0.914)	0.060 (0.877)	0.050 (0.732)
<i>cur</i>	-0.029*** (-4.384)	-0.026*** (-3.718)	-0.027*** (-4.210)
<i>loss</i>	0.011 (0.390)	0.031 (1.042)	0.018 (0.649)
<i>growth</i>	0.006 (0.870)	0.001 (0.162)	0.001 (0.150)
<i>funding</i>	0.026 (1.138)	0.016 (0.645)	0.026 (1.107)
<i>age</i>	0.051*** (3.514)	0.148*** (6.930)	0.051*** (3.467)
<i>ceoown</i>	0.060 (0.736)	-0.004 (-0.050)	0.057 (0.701)
<i>ceotenure</i>	0.010 (0.648)	0.030* (1.758)	0.009 (0.604)
<i>big</i>	0.189*** (7.939)	0.173*** (6.521)	0.188*** (7.864)
<i>opin</i>	-0.172 (-1.040)	-0.143 (-0.858)	-0.170 (-1.030)
<i>maj</i>	-0.182*** (-7.631)	-0.228*** (-9.009)	-0.186*** (-7.743)
<i>for</i>	0.016** (2.527)	0.011 (1.555)	0.016** (1.933)
Constant	3.842*** (13.797)	7.264*** (11.186)	3.784*** (13.415)
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	1,577	1,418	1,577
R-squared	0.769	0.765	0.768
F	91.81	80.71	91.50

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 4〉 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향에 관한 OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>EM</i>	<i>EM</i>	<i>EM</i>
<i>WW</i>	0.420***		
	(6.466)		
<i>SA</i>		-0.002	
		(-0.302)	
<i>payout</i>			0.012**
			(2.354)
<i>size</i>	0.020***	0.005	0.002
	(5.868)	(0.682)	(1.124)
<i>lev</i>	-0.030**	-0.017	-0.022*
	(-2.285)	(-1.205)	(-1.670)
<i>roa</i>	0.187***	0.175***	0.180***
	(14.378)	(13.061)	(13.729)
<i>cur</i>	0.000	0.001	0.001
	(0.261)	(0.600)	(0.737)
<i>loss</i>	-0.035***	-0.030***	-0.029***
	(-6.527)	(-5.157)	(-5.332)
<i>growth</i>	0.002	-0.001	-0.001
	(1.394)	(-0.582)	(-0.575)
<i>funding</i>	0.010**	0.011**	0.010**
	(2.301)	(2.423)	(2.170)
<i>age</i>	-0.001	-0.003	-0.002
	(-0.414)	(-0.672)	(-0.537)
<i>ceoown</i>	0.023	0.008	0.019
	(1.488)	(0.472)	(1.242)
<i>ceotenure</i>	-0.000	-0.001	-0.001
	(-0.163)	(-0.395)	(-0.342)
<i>big</i>	-0.010**	-0.014***	-0.011**
	(-2.237)	(-2.753)	(-2.450)
<i>opin</i>	0.062*	0.062*	0.062*
	(1.960)	(1.899)	(1.960)
<i>maj</i>	-0.006	-0.010*	-0.008*
	(-1.285)	(-1.960)	(-1.803)
<i>for</i>	-0.003**	-0.004***	-0.003***
	(-2.240)	(-2.895)	(-2.658)
Constant	-0.044	-0.092	-0.063
	(-0.833)	(-0.725)	(-1.154)
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	1,577	1,418	1,577
R-squared	0.247	0.236	0.229
F	9.072	7.655	8.220

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 5〉 감사보수 상위 분위에서 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향에 관한 OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>EM</i>	<i>EM</i>	<i>EM</i>
<i>WW</i>	0.074 (0.465)		
<i>SA</i>		-0.016 (-1.468)	
<i>payout</i>			-0.018* (-1.655)
Constant	-0.302*** (-2.721)	-0.614*** (-2.614)	-0.309*** (-2.852)
control variables	controlled	controlled	controlled
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	396	395	396
R-squared	0.445	0.450	0.449
F	5.667	5.755	5.760

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 6〉 감사보수 하위 분위에서 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향에 관한 OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>EM</i>	<i>EM</i>	<i>EM</i>
<i>WW</i>	0.387*** (2.991)		
<i>SA</i>		0.017 (0.903)	
<i>payout</i>			0.017* (1.661)
Constant	0.298** (2.098)	0.722** (2.228)	0.320** (2.230)
control variables	controlled	controlled	controlled
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	405	314	405
R-squared	0.326	0.339	0.315
F	3.677	3.060	3.487

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 5>부터는 지면관계상 통제변수를 표시하지 않았다. <표 5>와 <표 6>의 실증 결과는 <표 4> 및 선행연구에서 확인한 재무곤경이 큰 기업일수록 이익조정이 증가하는 관계는 높은 수준의 감사보수를 지급하는 감사보수 계약에서는 나타나지 않고, 감사보수 수준이 낮은 집단에서만 나타남을 보여주고 있다. 따라서 재무곤경이 이익조정에 미치는 유의한 양(+)의 영향은 감사보수가 낮은 집단에서만 나타난다고 예측한 가설 2가 확인되었다고 할 수 있다. 이는 재무곤경으로 인한 감사보수의 증분적 증가가 감사노력 및 감사품질의 증분적 강화로 이어진 것인지에 대한 검증은 아니므로 인과적 확대해석은 조심해야 할 것이다. 다만, 재무곤경으로 인해 높은 감사보수를 지급하는 그룹에 편입되는 기업의 경우, 재무곤경이 이익조정에 대해 가지고 있던 기존의 효과가 억제되는 결과로 해석될 수 있다는 측면에서는, 재무곤경으로 인해 증가한 감사보수가 재무곤경의 이익조정에 대한 억제 효과 기능을 보여준다는 해석도 가능하리라고 보여진다.

4.3 추가분석

아래의 <표 7>부터 <표 9>까지는 가설 2와 관련된 앞선 <표 4>에서 <표 6>까지의 결과를 수정존스모형(Dechow et al., 1995) 대신 코짜리 모형(Kothari, 2005)으로 재검증한 결과이다. 추가분석에서도 통제변수 보고를 생략하기로 한다.

<표 7> 재무곤경이 Kothari 버전 이익조정에 미치는 영향에 관한 OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>Kothari</i>	<i>Kothari</i>	<i>Kothari</i>
<i>WW</i>	0.468*** (7.044)		
<i>SA</i>		0.002 (0.291)	
<i>payout</i>			0.014*** (2.745)
Constant	0.035 (0.643)	0.056 (0.431)	0.013 (0.229)
control variables	controlled	controlled	controlled
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	1,577	1,418	1,577
R-squared	0.370	0.362	0.352
F	16.22	14.06	15.04

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 8〉 감사보수 상위분위에서 재무곤경이 Kothari 버전 이익조정에 미치는 영향에 관한
OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>Kothari</i>	<i>Kothari</i>	<i>Kothari</i>
<i>WW</i>	0.095 (0.589)		
<i>SA</i>		-0.016 (-1.449)	
<i>payout</i>			-0.018 (-1.595)
Constant	-0.280** (-2.503)	-0.594** (-2.505)	-0.290*** (-2.653)
control variables	controlled	controlled	controlled
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	396	395	396
R-squared	0.499	0.503	0.502
F	7.023	7.112	7.113

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈표 9〉 감사보수 하위분위에서 재무곤경이 Kothari 버전 이익조정에 미치는 영향에 관한
OLS 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	<i>Kothari</i>	<i>Kothari</i>	<i>Kothari</i>
<i>WW</i>	0.402*** (3.045)		
<i>SA</i>		0.020 (1.082)	
<i>payout</i>			0.019* (1.823)
Constant	0.349** (2.408)	0.851** (2.575)	0.369** (2.519)
control variables	controlled	controlled	controlled
Ind.&Year	controlled	controlled	controlled
Obs.	405	314	405
R-squared	0.361	0.383	0.351
F	4.298	3.693	4.105

1) 괄호안은 t값을 나타냄. 2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

우선 <표 7>에서는 성과통제를 위해 고안된 Kothari 모형 하에서도 수정존스와 거의 동일한 결과가 나타나, <표 4>에서 얻어진 재무곤경과 이익조정의 관련성을 재확인했다. 다음으로, <표 8>과 <표 9>에서는 Kothari 모형 버전의 이익조정에서도 감사보수 상위 그룹과 하위 그룹에서 서로 다른 효과를 보이는 <표 5>와 <표 6>의 실증과 동일한 결과가 나타나고 있다. 재무곤경에 대해 감사인이 높은 수준의 감사보수를 받는 것은 재무곤경의 보고이익에 대한 영향력을 억제하는 효과를 귀결하므로, 단순히 위험에 대한 보상 차원에서 보수를 높인 것이 아니라 감사 절차의 양과 질을 증가시켜 재무곤경기업의 경영자가 이익조정을 행하는 것을 억제했다고 해석할 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 근래 재무곤경 또는 재무제약 연구에서 각광을 받고 있었던 KZ 지수를 개량한 WW 지수와 SA 지수를 이용하고, 배당더미를 독립변수로 투입하여 재무곤경이 감사보수에 미치는 영향과, 재무곤경이 이익조정에 미치는 영향에 대한 감사보수의 조절효과를 검증해 보았다.

실증 결과는 첫째, 감사인이 기업의 위험을 감안하여 감사계약 체결 여부 및 감사 계획을 수립하고 그에 맞추어 더 높은 수준의 감사보수를 요구할 것이라는 본 연구의 가설을 지지하였다.

둘째, 이와 같은 감사인의 보수 증가는 소송을 대비한 보험 적립의 차원이나 위험에 대한 보상의 차원에 그치지 않고, 감사 절차에 비용을 추가 투입하여 높은 감사보수가 재무곤경의 이익조정에 대한 영향을 무력화하는 결과로 이어진다는 해석을 뒷받침 할 수 있는 실증결과가 얻어졌다. 물론 본 연구의 실증은 감사보수가 높은 분위에서 재무곤경의 영향력이 무력화된 것만을 실증했고, 감사보수의 증가가 감사절차로 이어지고, 다시 감사절차 강화가 이익조정으로의 루트를 차단하는 조절효과를 발휘했다는 점에 대한 개별적이고 직접적인 실증은 아니다. 따라서 본 연구가 실증한 가설 2의 결과는 감사보수의 효과에 대한 간접적인 지지라고 할 수 있을 것이다.

본 연구에서 이용된 재무곤경 변수들은 대부분 과거 시점의 해외 표본을 대상으로 하여 예측모형을 수행해 도출된 것들이다. 최소 수십년 전 해외 표본을 대상으로 도출된 모형에 기초하여 파악하는 것은 반드시 일정한 오차가 발생할 수밖에 없다. 따라서 본 연구가 내린 가설에의 검증 및 변수의 타당성에 대한 판단은 모두 해당 모형들이 일반적인 경우라면 현재 시점 한국의 표본에도 동일하게 잘 작동할 것이라는 가정에 기반을 두고 있다. 이상의 한계점으로 인해, 본 연구의 결론은 부분적일 뿐만 아니라 잠정적 일 수 있다. 보다 다양한 연구 환경에서 본 연구 가설을 검증해 보는 작업은 후속 연구로서 지속적으로 필요하다고 여겨진다.

“본 게재논문에 대한 윤리적 문제는 전적으로 저자에게 책임이 있음을 확인함”

참 고 문 헌

- 권수영 · 신현걸 · 정재연 (2006), “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향”, *회계학연구*, 31(4), 175-201.
- 김문현 (2010), “재무곤경과 재량적 회계발생”, *상업교육연구*, 24(3), 209-225.
- 박선영 · 고윤성 (2016), “재무적 곤경 기업의 재량적 비용 절감 전략에 대한 연구”, *경영학연구*, 45(4), 1089-1118.
- 박종일 · 광수근 (2013), “피감사기업의 소송위험이 감사인의 감사노력에 미치는 영향”, *회계저널*, 22(1), 41-76.
- 배기수 · 정선희 (2013), “기업지배구조가 감사품질에 미치는 영향”, *글로벌경영학회지*, 10(4), 309-325.
- 신민식 · 김수은 (2009), “재무적 제약과 배당조정속도”, *산업경제연구*, 22(6), 2761-2786.
- 신용호 · 문상혁 (2013), “재무곤경이 비정상생산원가에 미치는 영향”, *국제회계연구*, 49, 273-290.
- 이남령 (2016), “재무적 곤경이 (다국적)기업의 조세회피행위에 미치는 영향”, *대한경영학회지*, 29(5), 829-852.
- 이병주 · 김동철 (2017), “재무적 제약이 추가수익률에 미치는 영향”, *재무연구*, 30(4), 395-432.
- 이지혜 · 조광희 · 박시훈 (2019), “경영자 교체가 감사인의 감사노력에 미치는 영향”, *글로벌경영학회지*, 16(3), 87-107.
- 정경철 · 이건 (2017), “경영자 능력과 감사노력 및 감사보수 프리미엄의 관계”, *회계정보연구*, 35(3), 301-331.
- 최관 · 정병욱 (1998), “부도발생기업의 회계선택”, *경영학연구*, 27(2), 495-513.
- 최윤이 · 송동섭 (2018), “기업의 재무적 제약이 공격적 세무보고에 미치는 영향”, *글로벌경영학회지*, 15(5), 187-207.
- 최준혁 · 김새로나 (2019), “감사수익성이 감사노력의 효과에 미치는 영향: 직급별감사시간을 중심으로”, *회계·세무와 감사 연구*, 61(1), 277-308.
- Almeida, H., & Campello, M. (2007). “Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment”, *The Review of Financial Studies*, 20(5), 1429-1460.
- Altman, E. I. (1968). “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609.
- Altman, E. I., Eom, Y. H., & Kim, D. W. (1995). “Failure Prediction: Evidence from Korea”, *Journal of International Financial Management & Accounting*, 6(3), 230-249.
- Altman, E. I., & Hotchkiss, E. (2006). *Corporate Financial Distress and Bankruptcy: Predict*

- and Avoid Bankruptcy, Analyze and Invest in Distressed Debt (3rd ed.)*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Baker, M., Stein, J. C., & Wurgler, J. 2003. "When does the market matter? Stock prices and the investment of equity dependent firms", *Quarterly Journal of Economics*, 118, 969 - 1005.
- Balcaen, S., & Ooghe, H. (2006). "35 years of studies on business failure: an overview of the classic statistical methodologies and their related problems", *The British Accounting Review*, 38(1), 63-93.
- Beaver, W. H. (1966). "Financial Ratios As Predictors of Failure", *Journal of Accounting Research*, 4, 71-111.
- Berger, P. G., Ofek, E., & Swary, I. (1996). "Investor valuation of the abandonment option", *Journal of Financial Economics*, 42(2), 259-287.
- Biddle, G. C., Ma, M. L. Z., & Song, F. M. (2020). "Accounting Conservatism and Bankruptcy Risk", *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, forthcoming.
- Botosan, C. A., & Plumlee, M. A. (2002). "A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital", *Journal of Accounting Research*, 40(1), 21-40.
- Caramanis, C., & Lennox, C. (2008). "Audit effort and earnings management", *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 116-138.
- Cheng, B., Ioannou, I., & Serafeim, G. (2014). "Corporate social responsibility and access to finance", *Strategic Management Journal*, 35(1), 1-23.
- Chincarini, L. B., Kim, D., & Moneta, F. (2020). "Beta and firm age", *Journal of Empirical Finance*, 58, 50-74.
- Cohen, J. R., & Hanno, D. M. (2000). "Auditor's consideration of corporate governance and management control philosophy in preplanning and planning judgments", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 19(2), 133-146.
- DeAngelo, H., & DeAngelo, L. (1990). "Dividend Policy and Financial Distress: An Empirical Investigation of Troubled NYSE Firms", *The Journal of Finance*, 45(5), 1415-1431.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G. & Sweeney, A. P. (1995). "Detecting Earnings Management", *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- Duchin, R., Ozbas, O., & Sensoy, B. A. (2010). "Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis", *Journal of Financial Economics*, 97(3), 418-435.
- Edwards, A., Schwab, C., & Shevlin, T. (2016). "Financial Constraints and Cash Tax Savings", *The Accounting Review*, 91(3), 859-881.

- Foster, G. (1986). *Financial Statement Analysis (2nd ed.)*. New Jersey: Prentice Hall.
- Johnstone, K. M. (2000). Client-Acceptance Decisions: Simultaneous Effects of Client Business Risk, Audit Risk, Auditor Business Risk, and Risk Adaptation”, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 19(1), 1-25.
- Hadlock, C. J., & Pierce, J. R. (2010). “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *The Review of Financial Studies*, 23(5), 1909-1940.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169-215.
- Kinney, W. R., & McDaniel, L. S. (1989). “Characteristics of firms correcting previously reported quarterly earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, 11(1), 71-93.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). “Performance matched discretionary accrual measures”, *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Kreutzfeldt, R. W., & Wallace, W. A. (1986). “Error Characteristics in Audit Populations: Their Profile and Relationship to Environmental Factors”, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 6(1), 20.
- Krishnan, G. V., & Wang, C. (2015). “The Relation between Managerial Ability and Audit Fees and Going Concern Opinions”, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 34(3), 139-160.
- Krishnan, J., & Krishnan, J. (1997). “Litigation Risk and Auditor Resignations”, *The Accounting Review*, 72(4), 539-560.
- Lamont, O., Polk, C., & Saaá-Requejo, J. (2001). “Financial Constraints and Stock Returns”, *The Review of Financial Studies*, 14(2), 529-554.
- Lei, J., Qiu, J., & Wan, C. (2018). “Asset tangibility, cash holdings, and financial development”, *Journal of Corporate Finance*, 50, 223-242.
- Liu, N., Liu, C., Guo, Q., Da, B., Guan, L., & Chen, H. (2019). “Corporate Social Responsibility and Financial Performance: A Quantile Regression Approach”, *Sustainability*, 11(13), 3717.
- Ohlson, J. A. (1980). “Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy”, *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131.
- O’Keefe, T. B., Simunic, D. A., & Stein, M. T. (1994). “The Production of Audit Services: Evidence from a Major Public Accounting Firm”, *Journal of Accounting Research*, 32(2), 241-261.
- Opler, T. C., & Titman, S. (1994). “Financial Distress and Corporate Performance”, *The*

- Journal of Finance*, 49(3), 1015-1040.
- Palmrose, Z.-V. (1987). "Litigation and Independent Auditors: The Role of Business Failures and Management Fraud", *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 6(2), 90-103.
- Pratt, J., & Stice, J. D. (1994). "The Effects of Client Characteristics on Auditor Litigation Risk Judgments, Required Audit Evidence, and Recommended Audit Fees", *The Accounting Review*, 69(4), 639-656.
- Ross, S. A., Westerfield, R. W., & Jaffe, J. F. (2005). *Corporate finance (7th ed.)*. Boston: McGraw-Hill/Irwin.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). "Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach", *The Journal of Finance*, 47(4), 1343-1366.
- Simunic, D. A., and M. T. Stein. (1990). "Audit risk in a client portfolio context", *Contemporary Accounting Research*, 6(2), 329 - 343.
- Sun, J., Li, H., Huang, Q.-H., & He, K.-Y. (2014). "Predicting financial distress and corporate failure: A review from the state-of-the-art definitions, modeling, sampling, and featuring approaches", *Knowledge-Based Systems*, 57, 41-56.
- Whited, T. M., & Wu, G. (2006). "Financial Constraints Risk", *The Review of Financial Studies*, 19(2), 531-559.

The Effect of Financial Distress on Audit Fees

Choi, Jun Hyeok* · Kim, Saerona**

〈Abstract〉

In this study, we provided an empirical test on whether auditors increase audit fees as the likelihood of corporate financial distress increases. We used a total of 1,578 firm-year data from 2009 to 2017, excluding the missing values of audit fees, financial difficulties, earnings management, and other financial data among the KOSPI companies.

Our test results are as follows. First, as we used three proxies of financial distress, we discovered that financial distress significantly increased audit fees. This might be primarily because auditors request higher returns to cope with the increased business risk of their clients. Second, some choices of distress variables show that financial distress positively impacts earnings management, as prior studies have reported. We also discovered that this positive relationship is valid only when audit fees are lower, which means that higher audit fees are requested not just to compensate for the increased risk but to strengthen audit processes, resulting in the minimum effects of the distress on earnings management.

This study primarily examines the effects of financial distress on auditors, and we believe that our research has a contribution to the literature as few studies have examined this issue. Our study also contributes to the literature in that we confirm that auditors assess the business risks of a client and set audit fees through the environment of financial distress. We also discovered that auditors increase audit fees not only to get the proper rate of return corresponding to the increased risk but also to improve the quality of the audit. Therefore, we believe that this study increased the understanding of auditor's client risk assessment and corresponding actions during contracting with clients and establishing an audit plan.

However, the empirical tests did not show consistently robust results in all models. Furthermore, this study is based on the unverified assumption that the statistical models can predict our sample's financial distress well. Therefore, it is necessary to have follow-up tests in more robust research environments.

Key Words : Financial Distress, Audit Fees, Earnings Management

* 1st author, Research Assistant Professor, Dongguk University (fester@dongguk.edu)

** Corresponding author, Assistant Professor, Gyeongsang National University (ksaerona@gnu.ac.kr)