

감사보수잔차와 기업운영효율성 Residual Audit Fees and Firm Operational Efficiency

이혜미(주저자) · 홍창목(교신저자)

Hyemi Lee(First Author) · Changmook Hong(Corresponding Author)

홍익대학교 상경대학 강사 Lecturer at Hongik University(84ham@naver.com)

국민대학교 경영대학 명예교수 Professor emeritus of accounting at Kookmin University's College of Business(cmhong@kookmin.ac.kr)

본 연구는 2003년부터 2022년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 12월 결산 비금융법인을 대상으로 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 관계에 대한 실증분석을 수행하였고 유의적인 음(-)의 관계를 확인하였다. 이는 피감사기업의 회계품질수준에 대한 감사인의 사적평가를 반영하는 감사보수잔차가 클수록 즉, 전반적인 회계품질수준이 낮을수록 경영자의 다양한 의사결정이 비효율적으로 이루어질 가능성이 높다고 해석할 수 있다. 강건성 및 추가 분석을 통해 가설과 일치되는 추가적인 증거를 얻었다. 높은 품질의 정보가 요구되는 영업불확실성이 큰 상황일수록 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 음(-)의 관계가 보다 강화되는 결과를 확인하였다. 또한, 전통적인 회계품질변수들을 연구모형에 추가하여도 감사보수잔차와 기업운영효율성의 관계가 유지되어 감사보수잔차가 회계품질을 대용하고 있다는 주장을 뒷받침하는 결과를 얻었다. 내생성에 대한 우려를 해소하기 위하여 차분분석모형, 기업고정효과모형 그리고 2SLS IV분석을 수행하여도 동일한 결과를 보여 주었다. 본 논문은 감사보수잔차가 감사인이 사전적으로 평가한 기업 전반의 회계품질수준을 대리하는 측정치로서의 타당성을 지니는지에 대하여 국내연구환경에서 실증적으로 입증하였고, 재무회계와 관리회계를 연계시키는 연구의 확장에 기여하고 있다.

주제어: 감사보수잔차, 회계시스템품질, 기업운영효율성, 경영의사결정

This study aims to empirically investigate the association between residual audit fees and firm operational efficiency, using a sample of non-financial firms listed on the KOSPI and KOSDAQ markets with December fiscal year-ends from 2003 to 2022. The findings indicate a significant negative relationship between residual audit fees and operational efficiency. This suggests that higher residual audit fees are associated with lower operational efficiency, reflecting auditors' private evaluations of auditee accounting system quality. Robustness checks and additional analyses, including analyses of firms with high operating uncertainty, consistently support this finding. Furthermore, the results remain consistent even when controlling for traditional accounting quality variables. This study contributes to the literature by validating residual audit fees as a proxy for overall accounting quality within the Korean context and by bridging financial and managerial accounting perspectives.

Keyword: Residual audit fees, Accounting quality, Operational efficiency, Managerial decision-making

1. 서론

본 연구의 목적은 감사보수잔차와 경영의사결정의 전반적인 결과물인 기업운영효율성 간의 연관성을 실증적으로 검토하는데 있다.¹⁾ Hribar et al. (2014)은 감사보수잔차가 피감사기업의 회계시스템 전반에 걸친 종합적인 품질에 대한 감사인의 평가가 담긴 정보를 전달해준다는 실증 결과를 보고하고 있다. 감사보수잔차가 이처럼 전반적인 회계품질수준을 나타낸다면, 회계시스템이 외부보고뿐만 아니라 내부보고에도 사용된다는 점에서 외부보고품질은 물론이고 내부의사결정의 품질 및 그에 따른 기업운영효율성과도 연관성을 보일 것으로 예상된다. 회계품질은 일반적으로 재량적 발생액이나 발생액 품질처럼 회계시스템의 산출물인 재무제표수치에 근거하여 이루어지고 있지만 회계정보 자체는 물론 이를 산출하는데 사용되는 회계시스템 및 관련 환경 전반에 걸친 품질 수준을 모두 포함할 수도 있을 것이다. 감사보수 특히, 감사보수잔차가 이러한 전반적인 회계품질수준에 관한 정보를 제공할 수 있는 몇 가지 이유가 존재한다.

일반적으로 감사보수는 감사의 복잡성, 감사계약 위험(audit engagement risk) 및 감사인 특성 등에 따라 결정된다(Simunic 1980; Hay et al. 2006). 감사계약위험은 재무제표에 중대한 왜곡사항이 있음에도 불구하고 적정의견을 표시할 감사위험(audit risk)뿐만 아니라, 감사의견표명에 따른 평판훼손이나 소송위험까지 포함하는 것으로서 감사노력투입의 성격과 수준에 영향을 미친다. 감사노력과 위험프리미엄을 포함한 모든 감사원가는 경쟁적인 감사시장

에서 감사보수에 모두 반영된다(Simunic 1980). 따라서 감사계약위험에 영향을 미치는 다양한 요인들에 대한 모든 정보가 감사보수를 통하여 전달될 것으로 기대할 수 있을 것이다(Gotti et al. 2012). 특히 감사인은 일반적으로 인정된 회계원칙에 따라 재무제표가 적정하게 작성되었는지에만 그치지 않고, 회계시스템 전반에 걸친 품질을 파악한다는 관점을 가지고 감사할 것으로 기대되므로 감사보수에는 전반적인 회계품질정보가 반영될 것으로 예상된다(Hribar et al. 2014). 낮은 회계품질수준을 갖고 있는 피감사기업을 감사할 때 감사인은 감사계약위험을 축소시키기 위하여 감사노력을 추가 투입하거나 위험프리미엄을 요구할 수 있으므로 감사보수가 증가할 것이다. 따라서 실제감사보수는 피감사기업의 회계품질에 대한 감사인의 사전적 평가를 담은 정보를 전달할 수 있게 된다. 감사인은 경영진과의 직접적인 접촉은 물론 기밀정보에 대한 접근이 가능하므로 회계품질에 대한 깊이 있고 전문적인 평가가 가능할 것이다. 그러나 감사보수의 기댓값을 추정하는데 사용되는 감사보수모형은 감사보수에 영향을 미칠 수 있는 관찰 가능한 요인들만을 반영한다. 따라서 실제감사보수와 기대감사보수와의 차이로 정의되는 감사보수잔차는 외부에서는 관찰되지 않는 피감사기업의 회계품질수준에 대한 감사인의 사적이며 사전적인 평가정보를 전달하게 될 것이다. 감사인은 피감사기업의 회계처리시스템, 회계인력의 자질, 내부회계관리제도의 효율성, 지배구조 및 경영자특성 등을 모두 관찰하고 평가함으로써 해당 기업의 회계품질 전반에 대한 사적정보를 갖게 되고, 이것이 궁극적으로 감사보수잔차를 통하여 전달될 것이다.

1) 감사보수잔차(residual audit fees 혹은 unexplained audit fees)는 실제감사보수와 감사보수모형의 추정치인 감사보수 기댓값의 차이로 측정된다. 국내문헌에서는 감사보수잔차를 종종 초과감사보수 혹은 비정상감사보수라고도 부른다.

감사보수모형이 포착하지 못하는 감사보수잔차가 발생하는 주된 이유들로는 (i)경영자와 감사인 간의 경제적 유대관계로 인하여 감사인의 독립성을 훼손할 수 있는 과도한 감사보수를 받는 경우(Choi et al. 2010), (ii)피감사기업의 높은 감사위험에 대응하기 위하여 감사인이 보다 많은 감사노력을 투입하거나 혹은 (iii)위험프리미엄이 가산된 감사보수를 책정하는 경우를 들 수 있다(Doogar et al. 2015; Ghosh and Tang 2015). 이러한 이유들을 명확하게 구분하기는 어렵지만 Doogar et al.(2015)은 감사보수잔차는 대부분 감사노력의 증가에 따라 발생한다는 실증 결과를 보고하고 있다. 그런데 Hribar et al. (2014)은 감사노력의 증가에 따라 회계품질이 증가하겠지만 이는 한계적인 증가에 불과할 뿐 보다 높은 회계품질수준으로의 극적인 이동은 가져오지 않는다고 주장한다. 감사보수잔차가 커진 것은 낮은 회계시스템 품질수준에 직면한 감사인이 감사계약위험에의 노출 증대에 대응하기 위하여 감사노력을 증가시킨 것이므로 높은 감사보수잔차는 낮은 회계시스템 품질수준을 시사한다고 보는 것이다.

본 논문의 목적은 감사보수잔차가 대리하는 전반적인 회계품질수준이 경영의사결정을 거쳐 기업운영 효율성(firm operating efficiency)과 어떠한 연관성을 갖는지를 실증적으로 살피는데 있다. 감사보수잔차가 크다는 것은 감사인이 평가한 피감사기업의 전반적인 회계품질수준이 낮다는 것을 의미하므로 경영자의 의사결정에 부정적일 것이다. 경영의사결정이 최적으로 이루어지지 못한다면 기업 자원을 산업 내 동료기업들에 비하여 얼마나 효율적으로 매출 수익으로 변환시키는 능력을 갖는지를 나타내는 기업 운영효율성에 부정적인 결과가 발생할 가능성이 높을 것이다. 본 논문은 기업운영효율성을 두 가지 방법으로 측정하여 분석의 강건성을 확보하고자 하였다. 자

료포착분석(DEA: Data Envelopment Analysis)을 따른 Demerjian et al.(2012)의 방법론과 확률 프론티어분석(SFA: Stochastic Frontier Analysis)을 각각 적용해서 효율성 점수를 산출한 후, 산업간 변동성을 통제하기 위하여 산업내 백분율 순위로 변환하여 분석에 사용하였다. 내부회계관리제도의 존재 여부(Imdieke et al. 2023)나 내부회계관리제도의 효율성(Cheng et al. 2018)과 기업운영효율성 간의 연관성에 대한 실증결과가 보고된 바 있지만 발생액 품질이나 감사보수잔차처럼 회계품질을 직접적으로 측정한 변수들과 기업운영효율성 간의 연관성을 실증적으로 검토한 연구는 존재하지 않는다. 본 연구는 회계품질을 보다 직접적이며 포괄적으로 포착한다고 여겨지는 감사보수잔차와 기업운영 효율성 간의 연관성을 검토함으로써 선행연구들을 확장하고자 한다.

높은 감사보수잔차는 낮은 회계품질수준을 시사하므로 기업운영효율성과 음(-)의 연관성을 보일 것으로 예측하고, 2003년부터 2022년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 12월 결산 비금융법인을 대상으로 토빗회귀모형을 이용하여 실증분석을 수행하였다. 분석 결과, 감사보수잔차와 두가지 방법으로 측정된 기업운영효율성은 모두 유의적인 음(-)의 관계를 나타내었다. 이는 감사보수잔차가 피감사기업의 회계품질수준에 대한 정보를 전달하며, 전반적인 회계품질 수준이 낮을수록 경영자의 다양한 의사결정이 비효율적으로 이루어질 가능성이 높다는 것을 시사하는 것이다. 강건성 및 추가 분석을 통해 감사보수잔차와 기업운영효율성 간에 음(-)의 연관성이 존재한다는 분석결과와 일치되는 추가적인 증거를 얻었다. 보다 높은 품질수준의 정보가 요구되는 상황임에도 불구하고 낮은 품질의 정보가 제공된다면 경영의사 결정 및 그에 따른 기업운영효율성은 보다 부정적인

영향을 받을 것으로 예상되며, 만약 이러한 결과가 나타난다면 이는 낮은 운영효율성과 높은 감사보수잔차 간의 연계가 정보품질수준에 기반하고 있다는 본 논문의 주장을 재확인하는 증거가 될 수 있을 것이다 (Cheng et al. 2018). 과거 5년 동안의 총자산순이익률의 표준편차가 산업 내 5분위에 속하는 기업을 영업불확실성이 높은 기업으로 간주하고, 감사보수잔차와 기업운영효율성간의 관계를 살펴 보았다. 영업불확실성이 높은 기업들은 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 음(-)의 관계가 보다 강화되는 것을 발견하였다. 누락상관변수문제를 완화시키기 위하여 차분분석모형이나 기업고정효과모형을 사용한 분석의 결과도 여전히 가설검증결과와 일치되었다. 또한 역의 인과관계로 인한 내생성 우려를 완화하기 위하여 사용한 2SLS IV 분석에서도 본 논문의 가설과 일치되는 결과를 나타내었다.

본 논문은 감사보수잔차를 내부회계관리제도, 지배구조, 경영자 특성 등을 포함한 기업의 회계시스템 전반에 걸친 품질수준에 대한 감사인의 사전적 평가가 반영된 회계품질 측정치로 사용하고 있다. 따라서 발생액 품질, 성과조정재량적 발생액, 회계이익의 예측능력 등 회계시스템의 산출물인 재무제표 수치를 토대로 산출된 기타 회계품질변수들을 연구모형에 포함하고도 본 분석의 결과가 유지되는지 살펴 보았다. 분석 결과 기타 회계품질 변수 각각을 연구모형에 추가하여도 감사보수잔차와 기업운영효율성의 유의적인 음(-)의 관계가 유지됨을 보임으로써, 감사보수잔차가 재무제표수치를 이용한 회계품질변수들을 통제한 후에도 증분적인 역할을 수행하고 있음을 보여주었다. 감사보수잔차가 보이는 높은 시계열 자기상관성 문제(Doogar et al. 2015)를 통제하기 위하여 한 기간만의 회계품질을 반영하는 요소를 감사보수잔차로부터 분리하여 기업운영효율성과의 연관성을 살펴 보

았다. 분리된 이 요소는 해당 기간에만 국한된 피감사기업의 위험에 대한 감사인의 대응을 나타내는 것으로서 상당히 낮은 시계열 상관성을 보일 뿐만 아니라 해당 기간만의 회계품질수준을 보다 잘 포착하고 있다. 시계열 상관성이 상당 부분 제거된 감사보수잔차 요소도 기업운영효율성과 유의적인 음(-)의 연관성을 보이는 것으로 나타났다.

본 논문은 다음과 같은 공헌점을 갖는다. 첫째, 감사보수잔차가 감사인이 평가한 피감사기업의 전반적인 회계품질수준을 대리하는 측정치로서의 타당성을 지니는지를 국내연구환경에서 실증분석을 통해 입증하였다. 둘째, 대부분의 선행연구에서는 재무보고품질이 외부정보이용자의 의사결정에 미치는 영향에 주목하여 재무회계와 관리회계의 영역을 구분하여 독자적인 연구를 수행하고 있다. 본 논문은 내·외부보고에 사용되는 회계시스템의 전반적인 품질을 감사보수잔차를 이용하여 측정하고, 경영의사결정의 결과물인 기업운영효율성과의 연관성을 검토함으로써 재무회계와 관리회계를 연계시키는 연구의 확장에 기여하고 있다. 그러나 감사보수잔차가 기업운영효율성에 영향을 미치는 경로는 투자의사결정, 재고관리 의사결정, 세무의사결정 등을 고려할 수 있을 것이지만 구체적인 경로를 구분하여 감사보수잔차와의 연관성을 밝히지 못한 한계점이 존재한다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행된다. 2장에서는 선행연구의 검토와 가설 도출을 수행하고, 3장에서는 표본선정 및 연구방법을 제시하며, 4장에서는 실증분석 결과들을 보고하였다. 5장에서는 본 논문의 내용을 요약하고 한계점을 기술한다.

II. 선행연구 및 가설도출

본 연구의 목적은 감사보수잔차와 기업운영효율성의 관계를 실증적으로 살피는 데 있다. Hribar et al. (2014)은 감사보수잔차를 피감사기업의 회계품질수준을 나타내는 새로운 측정치로 제안하고 있다. 감사인은 감사의 복잡성, 내부통제제도, 지배구조 및 경영자 특성, 거시경제의 불확실성 및 피감사기업의 기타 위험요소들을 모두 고려하여 감사시간, 직급별 감사인원 투입, 감사절차의 성격 등 감사계획을 수립하고 감사보수를 책정할 것이다(Gul and Goodwin 2010; Chen et al. 2019). 특히, 피감사기업이 낮은 회계품질을 갖고 있다고 감사인이 판단한다면 보다 높은 평판훼손 및 소송위험 가능성에 대응하여 감사인은 감사노력을 추가 투입하거나 위험프리미엄을 요구할 것이고, 그에 따라 감사보수가 증가될 것이다. 감사인은 경영진과의 직접적인 접촉은 물론 기밀정보에 대한 접근이 가능하므로 피감사기업의 회계품질수준에 대하여 깊이 있고 전문적인 평가가 가능하며, 그에 따라 감사노력이 이루어질 것이므로 감사인의 피감사기업의 회계품질수준에 대한 전반적인 평가는 궁극적으로 실제감사보수에 반영될 것이다.

감사보수잔차는 이러한 실제감사보수와 외부에서 관찰 가능한 감사보수결정요인들만을 토대로 예측된 감사보수의 차이로 산출된다. 따라서 감사보수잔차에는 외부에서 관찰하기 어렵지만 감사인만이 관찰할 수 있는 피감사기업의 회계품질에 관한 사적이며 전문적인 정보가 반영되어 있을 것이다(Hribar et al. 2014). 감사보수잔차가 전달하는 회계품질정보는 기존의 여러 회계품질 측정치와는 다른 점을 갖고 있다. 발생액 품질, 성과조정재량적 발생액, 회계이익의 예측능력 등의 전형적인 회계품질 측정치들은 관찰

가능한 재무제표수치에 기초하여 생성된 사후적 지표들이다. 그러나 정성적인 측면들까지 포함하여 외부에서 관찰되지 않는 요소들이 반영된 전반적인 회계품질수준에 대한 감사인만의 사전적 평가정보는 감사보수잔차를 통하여 보다 잘 전달될 수 있을 것이다(Hribar et al. 2014).

감사보수잔차와 관련된 선행연구들의 주된 연구질문은 감사보수잔차가 감사노력, 위험프리미엄, 경제적 지대 중에서 무엇을 반영하고 있는지에 초점을 두고 있었다(Hribar et al. 2014; Doogar et al. 2015; Coulton et al. 2016). Doogar et al.(2015)은 감사인 교체를 전후하여 나타나는 감사보수잔차의 행태를 분석하여 감사보수잔차는 대부분 외부에서 관찰되지 않는 감사노력을 반영하고 있다는 결과를 제시하고 있다. 감사보수잔차가 클수록 감사노력이 높은 것이라면 기업의 회계품질 향상으로 귀결되는지에 대하여 Hribar et al.(2014)은 부정적인 주장을 하고 있다. 결론부터 말하자면, 높은 수준의 감사보수잔차는 피감사기업이 낮은 회계품질수준을 갖고 있음을 의미한다는 것이다. 회계품질수준이 여러 등급으로 표시될 수 있다고 할 때 감사노력의 증가는 같은 등급 내에서의 한계적인 회계품질 향상에는 기여할 수 있지만 보다 높은 다른 등급의 회계품질수준으로의 극적인 향상(level up)은 가져오기 어렵다는 것이다. 이는 회계품질수준의 근본적인 향상이 기업의 장기적이며 체계적인 노력으로 가능하다고 보기 때문이다. 감사인이 높은 감사노력을 투입하게 되고 결과적으로 높은 감사보수잔차가 나타나게 된 근본적 원인이 피감사기업이 처음부터 낮은 등급의 회계품질수준에 놓여 있기 때문이라는 것이 높은 감사보수잔차가 낮은 회계품질수준을 나타낸다고 보는 이유이다.

감사보수잔차와 재무제표수치를 기반으로 생성된 다양한 회계품질변수들 간에 음(-)의 연관성이 있음

을 보여주는 다수의 선행연구들이 존재한다. Hribar et al.(2014)은 감사보수잔차가 높을수록 재무제표 재작성 증가, 회계부정 증가, SEC의 감리지적 가능성이 증가한다는 실증분석결과를 제시하고 있다. Coulton et al.(2016)도 감사보수잔차가 높을수록 발생액 품질수준이 낮음을 보고하고 있다. 김정순 외(2020)에서도 높은 감사보수잔차는 이익조정 발생과 연관성을 보인다는 증거를 제시하고 있다.²⁾ Lee and Choi(2023)는 감사보수잔차가 클수록 성과조정재량 발생액이 커지고, 김명인 외(2008)는 감사보수잔차가 클수록 보수주의 성향이 감소한다는 결과를 제시하였다. 마희영&권수영(2010)도 감사보수잔차가 클수록 회계오류 발생 가능성이 증가한다고 하였다. 감사보수잔차가 내부회계관리제도의 효과성과도 연관성이 있다는 증거가 존재한다. 특정 연도의 감사보수잔차가 클수록 같은 연도에 내부회계관리제도의 중대한 취약점이 공시될 가능성이 높을뿐만 아니라(Hogan and Wilkins 2008), 차기년도 내부회계관리제도 취약점도 공시될 가능성이 높다는 보고가 있다(Albring et al. 2018). 이는 감사보수잔차가 회계시스템의 산출물인 사후적인 외부보고품질수준만이 아니라 회계정보를 산출하는 회계시스템의 전반적인 품질수준을 반영할 수 있음을 시사하는 증거라고 할 수 있다.

높은 감사보수잔차가 피감사기업의 낮은 회계품질수준을 의미한다면 정보이용자의 의사결정에도 부정적일 것으로 예상할 수 있다. Hribar et al.(2014)은 감사보수잔차가 클수록 미래이익반응계수가 약화됨을 제시하고 있는데 이는 당기 이익에 차기 이익에 관한 정보가 덜 담기게 되어 회계정보의 미래예측력이 감소됨을 시사한다. Abernathy et al.(2018)도 감사보수잔차가 증가할수록, 회계이익의 지속성이 감

소하며 재무분석가의 이익예측정확성 감소 및 이익예측치 분산이 증가한다고 보고하고 있다. 박종일&박경호(2011)는 감사보수잔차가 클수록 신용등급이 낮다고 하였고, 윤성만&박진하(2013)는 감사보수잔차가 클수록 채권스프레드로 측정된 차입비용이 증가한다는 증거를 제시하고 있다. 이러한 연구결과들은 감사보수잔차가 클수록 회계품질 수준이 낮고, 정보이용자의 의사결정에 부정적인 영향을 주고 있음을 보여주고 있다.

본 논문의 초점은 감사보수잔차가 대리하는 기업의 전반적인 회계품질수준이 경영의사결정을 통하여 기업운영효율성과 어떠한 연관성을 갖는지를 실증적으로 살펴보는 데 있다. 기업운영효율성은 다양한 기업자원을 경쟁 기업들보다 매출수익으로 얼마나 더 효율적으로 변환시키는지로 측정된다. 만약 높은 품질의 정보가 이용가능하다면 경영자의 제반 의사결정이 보다 효율적으로 수행될 것이며, 이는 운영효율성의 증가라는 결과로 이어질 것으로 기대할 수 있다. 선행 연구들은 회계정보품질의 구성요소인 내부회계관리제도의 효과성과 경영의사결정 간의 관련성에 대한 증거를 제시하고 있다. Feng et al.(2009)은 내부회계관리제도에 중대한 취약점이 존재하면 경영자의 이익예측정확성이 낮아진다는 증거를 제시하고 있다. 미래예측능력이 낮은 정보가 생산된다면 생산 및 가격결정, 투자결정이 비효율적으로 이루어질 것이며 궁극적으로는 기업 전체의 운영효율성 저하를 가져올 것으로 예상할 수 있다. 이러한 예상과 일치되게 Cheng et al.(2018)은 내부회계관리제도에 중대한 취약점이 존재할 때 기업운영효율성이 낮아진다는 실증결과를 보고하고 있다. 내부회계관리제도에 대한 의무적인 외부감사를 받아야 한다는 사실만으로

2) 김정순 외(2020)는 높은 감사보수잔차를 경제적 지대로 해석하고 있다.

도 기업운영효율성이 높아진다는 증거도 존재한다 (Imdieke et al. 2023). 내부회계관리제도가 운영 효율성을 구성하는 구체적 요소들인 채고관리, 세무 관리 및 투자관리의 효율성에 미치는 영향에 대한 선행연구들도 존재한다. 내부회계관리제도의 비효율성은 채고관리(Feng et al. 2015), 세무계획(Bauer 2016) 및 투자 분야(Cheng et al. 2013)에서의 효율성 저하를 가져온다는 보고가 있다.

또한 회계품질을 외부채무보고품질로 국한할 경우에도 기업운영효율성과 연관성을 갖고 있음을 보여주는 선행연구들도 존재한다. 외부채무보고의 낮은 품질수준은 투자자와 기업 간의 정보비대칭 증가, 기업신뢰도 저하 및 거래조건 악화를 초래하여 투자효율성의 감소(Biddle et al. 2009) 및 기업운영효율성의 감소(Derouiche et al. 2021)로 이어진다는 증거가 제시되고 있다. McNichols and Stubben (2008)은 외부보고 품질은 외부정보이용자의 의사결정에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 경영자의 내부의 사결정에도 영향을 미칠 수 있는 가능성에 주목하고 외부보고 품질수준과 투자의사결정의 효율성 간의 관련성을 살펴보았다. SEC 회계부정 조사대상 기업, 이익조정으로 인해 주주로부터 소송 중인 기업, 재무제표 재작성 기업들은 이익조정이 일어난 기간에 과도한 투자의사결정을 수행하는 비효율적 투자성향을 보인다는 증거를 제시하였다. 회계시스템의 전반적 품질수준을 반영하는 감사보수잔차는 내부경영자의 의사결정은 물론이고 재무분석가, 신용평가기관 및 기타 거래상대자 등 외부이해관계자의 의사결정결과도 연관성을 보여 궁극적으로 기업운영효율성과 관련성을 보일 것으로 예상할 수 있다. 감사보수잔차가 클수록 피감사기업의 전반적인 회계품질수준이 낮을 것이고, 그에 따라 경영자가 비효율적인 의사결정을 내릴 가능성도 커질 것이다. 경영자의 기업활동 전반에 결

친 의사결정의 결과를 기업운영효율성으로 측정할 때, 높은 감사보수잔차는 낮은 수준의 기업운영효율성과 연관성을 보일 것이다. 따라서 아래와 같은 대립가설 형식으로 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 관계를 실증적으로 검증하고자 한다.

연구가설: 감사보수잔차가 큰 기업일수록 기업운영효율성은 낮을 것이다.

III. 연구 설계

3.1 주요변수의 정의와 측정

3.1.1 감사보수잔차

본 논문의 관심변수인 감사보수잔차(UAF: Unexplained Audit Fee)는 Hribar et al.(2014)의 감사보수모형을 우리나라 감사환경에 맞게 수정한 아래 식(1)을 이용하여 추정한 기대감사보수와 실제감사보수와 의 차이로 측정된다. 즉, 감사보수잔차는 식(1)을 회귀분석한 결과로 얻어진 잔차(ϵ_i)이다. 선행연구들은 감사보수의 결정요인들로 감사업무의 복잡성, 피감사기업 고유의 위험, 감사인 특성들을 감사보수모형에 포함하고 있다(Simunic 1980; Hay et al. 2006). Hribar et al.(2014)은 감사보수잔차를 회계품질의 새로운 대용 측정치로 제시하기 위하여 이러한 감사보수 결정요인들 중에서 회계품질과 높은 관련성을 갖고 있다고 알려진 소유구조, 지배구조, 경영자 특성 및 내부회계관리제도 품질 등을 의도적으로 감사보수모형에서 제외하고 있다. 이렇게 함으로써 감사보수잔차가 피감사기업의 전반적인 회

제품질에 대한 정보를 가능한 많이 포착할 수 있을 것으로 기대된다.

$$\begin{aligned}
 LNAUDIT_FEE_t = & \alpha_1 + \beta_1 BIG4_t + \beta_2 ISAFEE_t \\
 & + \beta_3 LNPOWER_t + \beta_4 SQCON_t + \beta_5 TENNURE_t \\
 & + \beta_6 LNTA_{t-1} + \beta_7 EXP O_{t-1} + \beta_8 LEV_{t-1} \\
 & + \beta_9 INVAR_{t-1} + \beta_{10} CR_{t-1} + \beta_{11} EMPL_{t-1} \\
 & + \beta_{12} MTB_{t-1} + \beta_{13} ROA_{t-1} + \beta_{14} LOSS_{t-1} \\
 & + \beta_{15} OPI_{t-1} + \beta_{16} SEO_{t-1} + \beta_{17} BOND_{t-1} \\
 & + \text{산업더미} + \epsilon_t
 \end{aligned}
 \quad \text{식(1)}$$

<i>LNAUDIT_FEE</i>	= 감사보수에 자연로그를 취한 값
<i>BIG4</i>	= Big4 감사인이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>ISAFEE</i>	= 산업전문감사인(연도별 · 산업별 감사보수점유율 > 20%)이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>LNPOWER</i>	= (피감사기업 매출액/특정 감사인의 피감사기업 전체 연도 · 산업별 매출액 합계)에 자연로그를 취한 값
<i>SQCON</i>	= 연결자회사수의 제곱근
<i>TENNURE</i>	= 계속감사기간 3년 이상이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>LNTA</i>	= 총자산에 자연로그를 취한 값
<i>EXPO</i>	= 수출액이 있으면 1, 그렇지 않으면 0
<i>LEV</i>	= 부채총액/자산총액
<i>INVAR</i>	= (재고자산+매출채권)/기초자산
<i>CR</i>	= 유동자산/유동부채
<i>EMPL</i>	= 종업원수의 제곱근
<i>MTB</i>	= 자기자본의 시가총액/자기자본의 장부금액
<i>ROA</i>	= 영업이익/총자산
<i>LOSS</i>	= 금년을 포함한 과거 3년 중 한번이라도 적자이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>OPI</i>	= 감사의견이 비적정의견이면 1, 그렇지 않으면 0

<i>SEO</i>	= 해당연도 유상증자 있으면 1, 그렇지 않으면 0 = 해당연도 회사채 발행했으면 1, 그렇지 않으면 0
<i>BOND</i>	= 해당연도 회사채 발행했으면 1, 그렇지 않으면 0

국내 감사시장에서 t년도의 감사보수는 t년도 초에 (t-1)년도의 재무상황을 토대로 결정되기 때문에 식(1)의 감사보수모형의 종속변수인 감사보수는 t년도 값이지만, 독립변수들 중에서 재무상황을 바탕으로 산정되는 것들은 (t-1)년 말의 수치들을 사용하고, 비재무자료들은 t년도 수치를 사용한다(권수영&김문철, 2001; 박종일&박찬웅, 2007; 권수영&기은선, 2011; 박종일&전규안, 2017). 따라서 식(1)에서 도출된 t년도 감사보수잔차($UAF_t = \epsilon_t$)에는 피감사기업 (t-1)년도의 전반적인 회계시스템 품질수준에 관한 감사인의 사전적 평가가 담긴 사적 정보가 포착될 것이다.

식(1)은 총자산(기업규모)을 기준으로 표본기업들을 매년 10등분한 후, 연도-기업규모별로 OLS 모형으로 추정한다(Hribar et al. 2014). Picconi and Reynolds(2013)는 식(1)처럼 종속변수인 감사보수에 로그를 취하고, 감사보수의 크기를 대부분 결정하는 총자산에도 로그를 취한 회귀모형을 사용할 경우에는 회귀계수 추정에 편의가 발생할 가능성이 있으므로 이를 완화시키고, 모형의 설명력을 높이기 위하여 기업규모별로 식(1)을 추정할 것을 권고하고 있다.³⁾ 내부회계관리제도, IFRS, 신외감법, 표준감사시간제도 등 기업들에 공통적으로 발생된 연도별 거시경제사건, 회계 및 감사관련 사건들이 감사보수잔차에 미치는 영향은 감사보수모형 (1)을 연도별로 추정함으로써 통제될 것으로 판단된다(Hribar et al.

3) 식(1)을 규모를 고려하지 않고 연도별로 추정하여 얻은 감사보수잔차를 사용하여 모든 분석을 수행하여도 분석 결과는 유사하다.

2014).⁴⁾ 또한 연도별로 추정함으로써 감사보수잔차 (UAF_t)가 이후 시점에서 이루어지는 경영의사결정에 영향을 미칠 수 있는 회계품질로서의 역할을 할 수 있을 것이다.

3.1.2 기업운영효율성

회계문헌의 선행연구들은 기업운영효율성(firm operating efficiency)을 다양한 기업 자원을 매출 수익으로 경쟁업체들보다 더 잘 변환시킬 수 있는 기업의 능력으로 정의하고 있다(Demerjian et al. 2012). 본 논문은 자료포락분석(DEA)과 확률프론티어분석(SFA)에 따라 각각 기업운영효율성 변수를 산출하여 분석에 사용한다. DEA는 투입물과 산출물 간의 관계인 생산함수의 형태를 특정하지 않는 비모수방법으로서 식(2)로 정의되는 효율성을 일정한 추정 집단을 대상으로 추정하여 각 기업의 상대적 효율성을 측정한다. 본 논문은 추정 집단을 연도-산업별(관측치≥30개)⁵⁾로 설정하고 VRS(Variable Returns to Scale) 모형으로 식(2)를 추정하였다.

$$\text{Max } \theta_t = \frac{\text{sales}_t}{v_1 \text{cogs}_t + v_2 \text{sga}_t + v_3 \text{ppe}_{t-1} + v_4 \text{itan}_{t-1}} \quad \text{식(2)}$$

θ = 연도별 · 산업별 측정된 기업운영효율성 ($0 \leq \theta \leq 1$)

Sales = (산출물)매출액

cogs = (투입물)매출원가

sga = (투입물)일반관리비 및 판매비

ppe = (투입물)유형자산장부금액-건설중인자산-미착자산

itan = (투입물)영업권 포함한 무형자산

식(2)는 매출액을 산출물로 설정하고, 7 종류의 투입물을 사용한 Demerjian et al.(2012)의 방식을 국내 자료 상황을 토대로 수정하여 매출액과 4개의 투입물(매출원가, 판매비, 유형자산, 영업권 포함한 무형자산)을 사용하였다.⁶⁾ DEA와 달리 SFA(Stochastic Frontier Analysis)는 모수적 방법으로서 생산함수의 형태를 가정하며, 효율성 프론티어로부터의 이탈이 전부 비효율성은 아니고, 비효율성과는 무관한 부분(random shocks)이 있음을 허용하고 이를 제거한 후 비효율성을 산정한다. 본 논문은 생산함수를 아래의 주석(7)에 표시된 식(3)의 트랜스 로그 생산함수(translog stochastic production frontier)로 가정한다(Baik et al. 2013; Cheng et al. 2018).⁷⁾

4) "Estimating Eq.(1) by year allows the intercept and coefficients to vary by year and thus controls for any year-specific events, such as the implementation of the Sarbanes - Oxley Act"(Hriabar et al. 2014, p.515, ft.8) 여기서 Eq.(1)은 감사보수모형을 지칭한다.

5) 추정 집단의 동질성 확보를 위해 동일 연도-산업별로 추정을 수행하였고, 표본 크기가 작을수록 효율성 수치가 크게 보고되는 것을 통제하기 위해 관측치가 30개 이상인 경우로 추정을 제한하였다(Leverty and Qian, 2011). Demerjian et al.(2012)은 추정 집단의 최소 크기가 산출물 변수와 투입물 변수의 종류를 합한 것의 6배일 것을 추천하고 있다.

6) Demerjian et al.(2012)은 매출원가, 판매비, 유형자산, 영업권, 기타무형자산, 운송리스, 연구개발비를 투입물로 사용하였다.

7) $\ln y_{kt} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_j \ln x_{jkt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^m \gamma_{jl} (\ln x_{jkt})(\ln x_{lkt}) + \sum_{q=1}^m \gamma_q t \ln x_{qkt} + \gamma_t t + \frac{1}{2} \gamma_{tt} t^2 + \nu_{kt} - u_{kt}$ 식(3)

y_{kt} = t년도-k번째 기업의 매출액; x_{jkt} = t년도-k번째 기업의 j번째 투입물; $\nu_{kt} - u_{kt}$ = t년도-k번째 기업이 생산프론티어로부터 이탈한 정도(e_{kt}); ν_{kt} = random shock $\sim N(0, \sigma_\nu^2)$; u_{kt} = 비효율성 $\sim N^+(0, \sigma_u^2)$

전체 이탈 크기(e_{kt})가 주어졌을 때 이 중에서 ($-u_{kt}$)의 기댓값으로 효율성을 측정한다. SFA는 생산함수 및 오차항의 확률분포를 임의적으로 가정한다는 비판도 있지만(Stone 2002), 무작위 요소인 ν_{kt} 를 효율성 산출에서 제거한다는 장점도 갖고 있다.

3.2 가설검증 모형

본 연구의 가설을 검증하기 위하여 식(4)의 연구모형을 설정하였다. 종속변수인 기업운영효율성은 DEA 방식으로 산출된 EFF_D 와 SFA 방식을 통해 산출된 EFF_S 가 각각 사용된다. DEA와 SFA를 사용하여 추정한 효율성 점수들은 산업 간에 큰 변동성이 존재하므로 이를 통제하기 위해 산업 내에서 표준화된 백분율 순위(EFF_D , EFF_S)로 변환해서 사용한다(Cheng et al. 2018).

$$\begin{aligned} EFF_D_t(EFF_S_t) = & \alpha + \beta_1 UAF_t + \beta_2 LNTA_{t-1} \\ & + \beta_3 MS_{t-1} + \beta_4 FCF_{t-1} + \beta_5 LIFE_{t-1} + \beta_6 FX_{t-1} \\ & + \beta_7 BU_COUNT_{t-1} + \beta_8 LEV_{t-1} + \beta_9 ROA_{t-1} \\ & + \beta_{10} LOSS_{t-1} + \beta_{11} FORE_t + \beta_{12} ANAL_t \\ & + \beta_{13} EFF_D_{t-1}(EFF_S_{t-1}) + Year \\ & + Industry + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \text{식(4)}$$

EFF_D	: DEA방식으로 산출한 운영효율성의 산업내 백분율 순위
EFF_S	: SFA방식으로 산출한 운영효율성의 산업내 백분율 순위
UAF	: 식(1)을 통해 산출한 감사보수잔차
$LNTA$	: 총자산의 자연로그값
MS	: 시장점유율 = 매출액/해당 산업(표준산업중분류)의 총매출액
FCF	: 잉여현금흐름이 0보다 크면 1, 그렇지 않으면 0 ⁸⁾
$LIFE$	: 기업수명의 도입기와 성장기가 아니면

(즉, 성숙기와 쇠퇴기이면) 1, 그렇지 않으면 0⁹⁾

FX	: 외환손익이 있으면 1, 아니면 0
BU_COUNT	: 제품 매출액 비중으로 계산한 제품 종류 수 ¹⁰⁾
LEV	: 장기차입부채/(장기차입부채+시가총액)
ROA	: 당기순이익/기초총자산
$LOSS$	: 영업이익 적자이면 1, 그렇지 않으면 0.
$FORE$	: 외국인지분율
$ANAL$	: 재무분석가 존재하면 1, 그렇지 않으면 0.

식(4)는 연도고정효과 및 산업고정효과를 포함하여 토빗회귀분석을 이용하여 추정된다. 회귀계수들의 표준오차는 이분산성 및 기업수준에서의 군집효과(clustering)를 조정한 것이다. [가설]에서 예측한 대로 감사보수잔차가 큰 기업일수록, 감사인이 평가한 피감사기업의 전반적인 회계품질이 낮고, 그에 따라 경영의사결정에 부정적인 영향을 미쳐 낮은 기업운영효율성으로 이어진다면 식(4)의 β_1 은 유의적인 음(-)의 값을 보고할 것으로 예상된다.

종속변수인 EFF_D 와 EFF_S 는 t년도 수치이고, 통제변수들은 (t-1)년도 수치를 사용하는데 외국인지분율($FORE$)과 재무분석가 존재여부($ANAL$)는 모니터링 대리변수로 t년도 시점을 사용한다. t년도의 운영효율성은 (t-1)년도 기업상황을 토대로 내려진 의사결정의 결과일 것이므로 지배구조 변수를 제외한 모든 통제변수들은 (t-1)년도 시점의 자료를 사용한다. 관심변수인 UAF_t 는 앞에서 기술한 바와 같이 표면적으로는 t년도 시점으로 표시되어 있지만, (t-1)

8) 잉여현금흐름 = 영업이익+유무형감가상각비-운전자본변동-자본적지출

9) Dickinson(2011)의 현금흐름표를 이용한 기업수명주기 분류를 따른 것이다. 상장했수를 이용한 이용한 기업수명주기 측정은 시간의 경과에 따라 단조적으로 도입국면부터 쇠퇴국면으로 진행한다는 비현실적 가정에 근거하는 것이다. Dickinson(2011)은 기업은 하나의 제품이 아니고 서로 다른 수명주기를 갖는 수많은 제품들로 구성되어 있으므로 여러 수명주기단계들로 동태적이면서도 비선형적으로 전환된다고 본다. 상장했수에 로그를 취한 값을 사용하여도 본 분석의 결과에 유의적인 변화는 없다.

10) 제품종류별매출액(TS2000에서 수집)을 이용하여 사업부문 수의 대리변수(BU_COUNT)로 사용한다. 제품종류별 매출액 95%이상인 경우에는 기업 전체 1개의 사업부문 있는 것으로 간주하고, 10%이상 95% 미만인 경우 각 1개의 사업부로 간주한다(윤정희 외. 2018).

년도의 회계시스템 및 재무상황을 토대로 t 년도초 시점에 결정된 것이다. 따라서 UAF_t 는 사실상 $(t-1)$ 년도의 회계정보환경을 반영할 것이다. 궁극적으로 관심변수와 통제변수들은 모두 $(t-1)$ 년도 상황을 반영하고 있다. 이처럼 의사결정이 이루어지고 이후 기간에 그 결과가 나타나는 시간의 흐름을 연구모형에 반영함으로써 역의 인과성(reverse causality)에 대한 우려를 완화시켜주는 효과도 얻을 수 있을 것이다.

식(4)의 통제변수들은 기업운영효율성의 결정요인들로서 선행연구(Demerjian et al. 2012; Cheng et al. 2018; Imdieke et al. 2023)를 참고하여 선정하였다. 기업규모($LNTA$)와 시장점유율(MS)이 큰 기업이 거래처와의 협상에서 유리한 계약조건을 획득할 수 있으며, 잉여현금흐름(FCF)이 풍부한 기업일수록 투자기회를 실행에 옮길 수 있는 능력이 클 것이다. 수명주기($LIFE$)에 따라 투자기회집합이나 초기 투자에 소요되는 자금이 차이가 존재할 것이므로 이를 통제하였다. 운영활동의 복잡성이 운영 효율성에 미치는 영향을 통제하기 위해 제품종류수(BU_COUNT) 및 해외영업활동(FX)을 모형에 포함하였고, 수익성(ROA) 및 레버리지(LEV), 적다미변수($LOSS$)를 추가하였다. 또한, 외국인 지분율($FORE$) 및 재무분석가 존재여부($ANAL$)를 변수로 추가하여 모니터링활동을 통제하였다. 전년도 운영효율성 변수(EFF_D_{t-1} , EFF_S_{t-1})를 통제변수로 식(4)에 포함하여 운영효율성변수의 시계열 자기상관성을 통제하며 누락상관변수 문제도 완화하고자 하였다(Cheng et al. 2018).

IV. 실증 분석

4.1 표본 선정

2003년부터 2022년까지 유가증권시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업들을 대상으로 감사보수잔차와 기업운영효율성의 관계에 대한 실증분석을 수행하였다. 표본의 동질성 확보를 위하여 비금융업, 12월 결산 법인을 대상으로 한다. 실증분석에 필요한 회계·재무데이터는 TS2000에서 추출하였고 식(1)의 감사보수모형을 통해 산출된 감사보수잔차의 관측치는 24,284개이다. 운영효율성은 어떤 방법으로 추정했는지에 따라 생성된 관측치 수에 차이가 있으나 두 방법에 공통적으로 존재하는 관찰치만을 대상으로 분석을 진행한다. 가설 검증에 필요한 관찰치가 없는 결측치를 제거하고 난 후, 실증분석에 사용된 최종표본의 크기는 15,588개이다. 극단치의 영향을 완화하기 위하여 로그를 취하지 않은 연속변수들은 상하 1%에서 조정(winsorize)하였다.

4.2 기술통계량과 상관관계

4.2.1 감사보수잔차의 추정결과 및 기술통계량

〈표 1〉의 Panel A, Panel B에는 식(1)의 감사보수모형 추정에 사용된 변수들의 기술통계량과 추정 결과가 각각 제시되어 있다. Panel B는 식(1)을 연도-기업규모별로 추정한 결과를 Fama-MacBeth (1973) 방식에 따라 회귀계수들의 평균값과 t 값을 산정하여 보고하고 있으며, 수정결정계수는 75.38%로 대부분의 선행연구들과 유사한 수치를 제시하고

〈표 1〉 감사보수모형 추정

Panel A: 기술통계량						
	N	Mean	SD	P25	P50	P75
<i>LNAUDIT_FEE</i>	24,284	11.4184	0.8266	10.8197	11.2544	11.8494
<i>LNTA</i>	24,284	19.0418	1.4255	18.0823	18.7750	19.7070
<i>EMPL</i>	24,284	20.5361	22.1712	10.4403	14.9331	22.0454
<i>LEV</i>	24,284	0.3895	0.1996	0.2246	0.3875	0.5376
<i>ROA</i>	24,284	0.0236	0.1006	-0.0024	0.0306	0.0707
<i>LOSS</i>	24,284	0.4438	0.4968	0	0	1
<i>INVAR</i>	24,284	0.2794	0.1847	0.1402	0.2556	0.3898
<i>CR</i>	24,284	2.7642	3.5741	1.0176	1.5851	2.9092
<i>MTB</i>	24,284	1.5878	1.6236	0.6465	1.0654	1.8576
<i>EXPO</i>	24,284	0.4410	0.4965	0	0	1
<i>SQCON</i>	24,284	2.4870	2.8539	0	2	3.4641
<i>OPI</i>	24,284	0.0036	0.0604	0	0	0
<i>SEO</i>	24,284	0.0721	0.2586	0	0	0
<i>BOND</i>	24,284	0.1717	0.3771	0	0	0
<i>BIG4</i>	24,284	0.4761	0.4994	0	0	1
<i>ISAFEE</i>	24,284	0.2397	0.4269	0	0	0
<i>LNCLIENT</i>	24,284	0.3977	0.3580	0.1006	0.2476	0.5234
<i>TENNURE</i>	24,284	0.5915	0.4915	0	1	1

Panel B: 감사보수 추정결과			
<i>LNAUDIT_FEE_t</i>		Mean Coeff.	(t-value)
<i>BIG4_t</i>	+	0.1865***	(16.23)
<i>ISAFEE_t</i>	+	0.0520***	(5.71)
<i>LNCLIENT_t</i>	+	0.0177	(1.34)
<i>SQCON_t</i>	+	0.0509***	(14.91)
<i>LNTA_{t-1}</i>	+	0.1783***	(10.10)
<i>EXPO_D_{t-1}</i>	+	-0.0256***	(-3.42)
<i>LEV_TL_{t-1}</i>	+	0.2105***	(10.39)
<i>INVAR_{t-1}</i>	+	0.0919***	(4.55)
<i>CR_{t-1}</i>	-	-0.0070***	(-3.02)
<i>EMPL_{t-1}</i>	+	0.0061***	(8.87)
<i>MTB_{t-1}</i>	+	0.0374***	(9.32)
<i>ROA_{t-1}</i>	+/-	-0.2179***	(-3.79)
<i>LOSS_{t-1}</i>	+	0.0437***	(5.10)
<i>OPI_{t-1}</i>	+	0.1035***	(3.98)
<i>SEO_{t-1}</i>	+	0.0216**	(2.25)
<i>BOND_{t-1}</i>	+	0.0256**	(2.36)
<i>TENNURE_t</i>	+	0.0296***	(2.91)
<i>CONS</i>	+/-	7.2696***	(22.58)
<i>Fixed Effects</i>		Industry	
<i>Obs</i>		24,284	
<i>Adj. R²</i>		0.75	

1) 변수의 정의는 식(1)을 참고할 것

2) *, **, *** 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01 수준에서 유의함을 의미(양측검정)

있다.¹¹⁾ 대부분의 변수들이 예상부호와 일치하는 결과를 보였다. *BIG4*, *ISA_FEE* 변수는 예상과 일치하는 양(+)의 부호를 제시하여 대형감사인, 전문감사인 일수록 높은 감사보수를 받는다는 사실을 보고하였다. 감사의 복잡성을 대변해주는 변수들은 *LNTA*, *SQCON*, *INVAR*, *LEV_TL*, *EMPL*, *MTB*는 양(+)의 값, *CR*은 음(-)의 값을 제시하여 선행연구와 일치하는 결과를 제시하였다. 다만, *EXPO_D*는 선행연구와 일치하지 않은 부호를 보였다. *EXPO_D*의 경우에는 김경순 외(2020)에서도 유의적인 음(-)의 값을 제시하여 선행연구에서 크게 벗어나는 부분은 없는 것으로 판단된다. *TENNURE*는 선행연구와 동일하게 양(+)의 값을 보고하고 있다.

4.2.2 운영효율성의 추정과 기술통계량

〈표 2〉는 DEA 방식으로 측정된 운영효율성의 산업별 분포를 나타내고 있다.¹²⁾ 〈표 2〉에 제시된 운영효율성 수치(*THETA*)는 산업 내에서 백분율 순위로 변환되기 전의 값들이다. 선행연구(Cheng et al. 2018)에서처럼 *THETA*의 분포가 갖는 주된 특징은 추정에 사용된 표본 수 및 *THETA*의 평균값이 산업별로 큰 차이를 보인다는 점이다. 예를 들어, 정보서비스업의 표본 수는 43개, 기타 기계 및 장비 제조업은 2,035개로 산업별로 표본 수의 차이가 크게 다르다는 사실을 알 수 있다. 또한, *THETA*의 평균값은 식료품제조업이 0.93, 연구개발업이 0.60을 각각 제시하여, 산업별로 운영효율성 점수의 평균값에서 큰 변동성을 보이고 있다. 따라서 Cheng et al.(2018)

을 따라 산업별 차이를 통제하기 위하여 운영효율성 점수(*THETA*)를 산업내 백분율 순위(*EFF_D*)로 변환한 후 실증 분석을 수행하였다.

가설 검증에 사용된 최종 표본($N=15,588$)의 기술통계량은 〈표 3〉에 제시하였다.

4.3 실증분석결과

4.3.1 가설검증 결과: 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 연관성

〈표 4〉에는 감사보수잔차와 기업운영효율성의 연관성을 검증하기 위한 식(4)를 토빗회귀모형으로 추정된 결과가 제시되어 있다. Col.(1)은 DEA 방식으로 추출한 운영효율성을 산업내 백분율 순위로 환산한 *EFF_D*와 감사보수잔차(*UAF*) 간의 관계, Col.(2)는 SFA 방식으로 측정된 운영효율성을 산업내 백분율 순위로 환산한 *EFF_S*와 *UAF* 간의 관계에 대한 회귀추정 결과를 각각 보여주고 있다. 감사보수잔차가 클수록 운영효율성은 모두 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 연관성을 보여 가설과 일치되는 결과를 얻었다. 즉, 피감사기업의 전반적인 회계품질 수준이 낮을수록 경영의사결정이 비효율적으로 이루어질 가능성이 높아지고, 결과적으로 운영효율성도 낮아짐을 보여주고 있다. 이는 내부회계관리제도와 운영효율성 간의 관계를 분석한 선행연구(Cheng et al. 2018; Imdieke et al. 2023)의 결과와도 일치된다. 감사보수잔차가 기업의 전반적인 회계품질수준에 대한 감사인의 사전적 평가를 반영하는 새로운 회

11) Hribar et al.(2014)은 85%, Abernathy et al.(2018)은 76%, 김경순 외(2020)는 74%의 수정결정계수 값을 보고하고 있다.

12) 운영효율성에 관한 선행연구들과의 유사함을 확인하기 위하여 가설검증표본에 국한된 것이 아니라 표본기간 전체를 대상으로 추정된 운영효율성 결과를 표로 제시하였다. SFA 방식으로 추정한 경우의 운영효율성(STHETA) 분포도 DEA 방식의 경우와 질적으로 유사하므로 표로 제시하지 않았다.

〈표 2〉 기업 운영효율성 점수(*THETA*)의 산업별 분포

산업분류(표준산업분류: 중분류)	N	MEAN	SD	P25	P50	P75
식품제조업	835	0.9385	0.0627	0.8985	0.9536	1
화학물질 및 화학제품 제조업(의약품제외)	1,871	0.8264	0.1595	0.7673	0.8572	0.9370
의료용 물질 및 의약품 제조업	1,824	0.6610	0.2349	0.4881	0.6947	0.8428
고무 및 플라스틱제품 제조업	770	0.8531	0.1487	0.7917	0.8830	0.9774
비금속 광물제품 제조업	257	0.8642	0.1037	0.7770	0.8488	0.9896
1차 금속 제조업	1,080	0.9215	0.0750	0.8859	0.9293	0.9820
금속 가공제품 제조업(기계 및 가구 제외)	616	0.8862	0.0860	0.8313	0.8848	0.9549
전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	3,160	0.7826	0.1440	0.7024	0.7973	0.8830
의료, 정밀, 광학 기기 및 시계 제조업	594	0.7487	0.1820	0.6175	0.7558	0.9007
전기장비 제조업	824	0.8893	0.1028	0.8338	0.9084	0.9701
기타 기계 및 장비 제조업	2,035	0.7916	0.1380	0.7087	0.8033	0.8867
자동차 및 트레일러 제조업	1,375	0.9341	0.0558	0.9035	0.9379	0.9790
종합 건설업	601	0.8965	0.0873	0.8178	0.9108	0.9792
도매 및 상품 중개업	1,800	0.8508	0.1416	0.7840	0.8824	0.9583
소매업;자동차 제외	200	0.8683	0.1709	0.8087	0.9164	1
출판업	968	0.7589	0.1713	0.6438	0.7554	0.8998
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	182	0.9007	0.1191	0.8628	0.9414	1
정보서비스업	43	0.9212	0.1037	0.8319	0.9798	1
연구개발업	116	0.6039	0.2772	0.3625	0.5628	0.8652
전문 서비스업	794	0.8244	0.2058	0.7313	0.8973	1
Total	19,945	0.8227	0.1674	0.7444	0.8623	0.9499

〈표 3〉 가설 검증 표본의 기술통계량

	N	MEAN	SD	P25	P50	P75
<i>THETA</i>	15,588	0.8185	0.1678	0.7425	0.8586	0.9469
<i>STHETA</i>	15,588	0.8360	0.0521	0.8248	0.8437	0.8608
<i>UAF</i>	15,588	0.0049	0.2695	-0.1709	0.0001	0.1812
<i>LNTA</i>	15,588	19.0295	1.3690	18.1296	18.7801	19.6583
<i>MS</i>	15,588	0.0159	0.0453	0.0008	0.0030	0.0109
<i>FCF</i>	15,588	0.5742	0.4944	0	1	1
<i>LIFE</i>	15,588	0.5842	0.4928	0	1	1
<i>FX</i>	15,588	0.9374	0.2421	1	1	1
<i>BU_COUNT</i>	15,588	1.6313	1.0864	1	1	2
<i>LEV</i>	15,588	0.0953	0.1390	0	0.0264	0.1432
<i>ROA</i>	15,588	0.0082	0.1071	-0.0086	0.0259	0.0606
<i>LOSS</i>	15,588	0.2642	0.4409	0	0	1
<i>FORE</i>	15,588	7.0067	11.2130	0.6900	2.3500	8.1000
<i>ANAL</i>	15,588	0.1918	0.3937	0	0	0

1) 변수정의: *THETA*= DEA방식으로 산출한 운영효율성; *STHETA*= SFA방식으로 산출한 운영효율성; *UAF*= 식(1)을 통해 산출한 감사보수잔차; *LNTA*= 총자산의 자연로그값; *MS*= 매출액/해당 산업(표준산업중분류)의 총매출액; *FCF*= 잉여현금흐름이 0보다 크면 1, 그렇지 않으면 0; *LIFE*= 기업수명주기중에 도입기와 성장기가 아니면(즉, 성숙기와 쇠퇴기이면) 1, 그렇지 않으면 0; *FX*= 외환손익이 있으면 1, 아니면 0; *BU_COUNT*= 제품 매출액 비중으로 계산한 제품 종류 수; *LEV*= 장기차입부채/(장기차입부채+시가총액); *ROA*= 당기순이익/기초총자산; *LOSS*= 영업이익 적자이면 1, 그렇지 않으면 0; *FORE*= 외국인지분율; *ANAL*= 재무분석가 존재하면 1, 그렇지 않으면 0.

〈표 4〉 감사보수잔차와 기업운영효율성의 연관성

	(1) <i>EFF_D</i>	(2) <i>EFF_S</i>
	Coeff. (z-value)	
UAF	-0.0230***(-3.71)	-0.0275***(-4.41)
<i>LNTA</i>	0.0073*** (3.23)	0.0032(1.34)
<i>MS</i>	-0.1584***(-2.99)	-0.1407**(-2.12)
<i>FCF</i>	0.0076** (2.16)	0.0193*** (5.24)
<i>LIFE</i>	0.0185*** (5.22)	0.0178*** (4.85)
<i>FX</i>	-0.0099(-1.33)	0.0033(0.40)
<i>BU_COUNT</i>	-0.0031**(-1.98)	-0.0005(-0.35)
<i>LEV</i>	-0.0391***(-2.75)	0.0019(0.14)
<i>LAG.EFF_D(LAG.EFF_S)</i>	0.6792*** (78.38)	0.7567*** (72.12)
<i>ROA</i>	-0.0574**(-2.16)	-0.0637**(-2.26)
<i>LOSS</i>	0.0050(0.91)	0.0430*** (7.40)
<i>FORE</i>	0.0005*** (2.69)	0.0010*** (4.30)
<i>ANAL</i>	0.0173*** (3.08)	0.0251*** (4.28)
<i>YEAR</i>	Included	Included
<i>INDUSTRY</i>	Included	Included
<i>CONS</i>	0.0030(0.07)	0.0050(0.11)
<i>Obs.</i>	15,588	15,588
<i>LR_Chi_2</i>	9,715.04	11,344.95
<i>Prob > Chi_2</i>	0.0000	0.0000

1) 변수의 정의는 식(4) 참고

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 군집효과(clustering)를 조정한 것이다

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미(단, 부호가 예측된 UAF는 단측 검정을 수행)

제품질 지표가 될 수 있다는 Hribar et al.(2014)의 주장을 뒷받침하는 증거라고도 판단된다.

통제변수들은 대부분 선행연구들(Cheng et al. 2018; Imdieke et al. 2023)과 유사한 방향을 보였다. 잉여현금흐름(*FCF*)과 수명주기(*LIFE*)는 양(+)의 부호를 보임으로써 이용가능한 현금흐름이 풍부할수록, 그리고 기업의 수명주기가 성숙기를 지날

수록 운영효율성이 높다는 결과를 제시하였다. 시장 점유율(*MS*)은 운영효율성과 음(-)의 관계를 보였다.¹³⁾ 운영활동의 복잡성을 나타내는 제품 종류 수(*BU_COUNT*) 및 해외영업활동(*FX*)이 존재하는 경우에는 음(-)의 부호를 보이고 있다. 모니터링 역할이 기대되는 외국인 지분율(*FORE*)과 재무분석가(*ANAL*)는 양(+)의 결과를 보고하였다.¹⁴⁾

13) 선행연구(Cho et al. 2015; Cheng et al. 2018)에서도 종종 음(-)의 값을 보고하는 경우가 존재한다.

14) 식(4)을 OLS 회귀분석이나 분수반응회귀모형(fractional response regression)으로 추정하여도 UAF의 회귀계수 부호와 유의수준은 〈표 4〉와 유사한 결과를 보였다. 분산팽창계수(VIP)도 최대치 2.87(종속변수가 *EFF_S*인 경우; 최대치 2.86)로 다중공선성에 대한 우려가 크지 않음을 알 수 있다.

내부회계관리제도, IFRS, 신의감법, 표준감사시간제도 등 모든 기업들에 공통적으로 발생된 연도별 거시경제, 회계 및 감사관련 사건들이 감사보수잔차에 미치는 영향은 감사보수모형을 연도별로 추정함으로써 통제되고 있으나(Hribar et al. 2014), 표준감사시간제도는 감사시간이나 감사보수에 미치는 영향이 보다 직접적이므로 <표 4>의 결과가 표준감사시간제도 시행 전후 기간에 모두 유지되는지를 분석하고 이를 <표 5>에 보고하였다. <표 5>의 결과는 표준감사시간제도 시행 전후 기간에서 일관되게 감사보수잔차가 운영효율성과 유의적인 음(-)의 연관성을 갖고 있음을 나타낸다. 두 기간의 *UAF* 회귀계수 크기는 *EFF_D*의 경우에는 차이가 없으나($\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0.7564$), *EFF_S*에서는 표준감사시간제도 시행 이후의 *UAF* 회귀계수가 10% 유의수준에서 이전 기간보다 크게 나타났다($\text{Prob} > \text{Chi}^2 = 0.0591$).

4.3.2 강건성 및 추가분석

1) 영업불확실성을 고려한 경우

감사보수잔차가 클수록 기업운영효율성이 낮다는 <표 4>의 결과는 경영자의 의사결정에 활용되는 회계정보의 품질수준이 낮을수록 기업운영효율성도 낮다는 점을 시사한다. 이러한 연관성의 근거는 회계시스템이 제공하는 정보품질이 경영의사결정의 결과에 영향을 미치기 때문일 것이다. 따라서 경영의사결정을 위하여 보다 높은 품질수준의 정보가 요구되는 상황임에도 불구하고 낮은 품질수준의 정보가 공급된다면 기업운영효율성에 미치는 부정적 효과가 상대적으로 더 클 것으로 예상된다(Cheng et al. 2018). Cheng et al.(2018)을 따라 보다 높은 품질의 정보가 요구되는 상황을 영업환경 불확실성이 큰 경우로 설정한다. <표 6>은 영업환경 불확실성이 큰 상황일수록 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 음(-)의 연관성이 보다 강화되는지를 검증한 결과를 보여주고

<표 5> 감사보수잔차와 기업운영효율성의 연관성: 표준감사시간제도 시행 전후

	EFF_D		EFF_S	
	Coeff. (z-value)			
	(1)시행 전	(2)시행 후	(3)시행 전	(4)시행 후
UAF	-0.0245***(-3.31)	-0.0199**(-1.70)	-0.0196***(-2.74)	-0.0475***(-3.96)
CONTROLS	Included	Included	Included	Included
YEAR	Included	Included	Included	Included
INDUSTRY	Included	Included	Included	Included
CONS	0.0132(0.27)	-0.0402(-0.51)	0.0165(0.32)	-0.0129(-0.15)
Obs.	11,735	3,853	11,735	3,853
LR_Chi_2	7,418.70	2,308.42	8,330.98	2,549.76
Prob > Chi_2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

1) 변수의 정의는 식(4) 참고

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 군집효과(clustering)를 조정한 것이다

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미(단, 부호가 예측된 *UAF*는 단측 검정을 수행)

〈표 6〉 영업환경 불확실성 고려

	(1) <i>EFF_D</i>	(2) <i>EFF_S</i>
	Coeff. (z-value)	
<i>UAF</i>	-0.0172***(-2.59)	-0.0193***(-2.88)
<i>UAF*HIGH</i>	-0.0284*(-1.56)	-0.0361**(-1.94)
<i>HIGH</i>	-0.0016(-0.32)	-0.0129**(-2.43)
<i>UAF + UAF*HIGH</i>	-0.0457***(-2.73)	-0.0555***(-3.25)
<i>CONTROLS</i>	Included	Included
<i>YEAR</i>	Included	Included
<i>INDUSTRY</i>	Included	Included
<i>CONS</i>	0.0064(0.15)	0.0210(0.46)
<i>Obs.</i>	15,588	15,588
<i>LR Chi_2</i>	9,718.89	11,359.50
<i>Prob>Chi_2</i>	0.0000	0.0000

1) 변수의 정의는 식(4) 참고

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 군집효과가 조정된 것이다

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미(단, 부호가 예측된 *UAF*, $UAF_t * HIGH_{t-1}$ 는 단측 검정을 수행)

있다. 선행연구(Cheng et al. 2018; Amberger 2023)를 따라 과거 5년 동안의 총자산순이익률의 표준편차가 산업 내 5분위에 속하면 영업불확실성이 높은 것으로 측정하였다($HIGH=1$).¹⁵⁾ 〈표 6〉에서 *UAF*는 Col.(1)과 Col.(2)에서 유의수준 1% 수준에서 음(-)의 회귀계수를 제시하고 있다. 즉, 영업불확실성이 상대적으로 낮은 기업들($HIGH=0$)에서는 〈표 4〉와 마찬가지로 감사보수잔차가 클수록 기업운영효율성은 여전히 낮은 모습을 보여주고 있다. 〈표 6〉에서의 관심변수인 $UAF*HIGH$ 는 Col.(1)과 Col.(2)에서 각각 10%, 5%의 유의수준에서 음(-)의 값을 보고하고 있다. 즉, 전반적인 회계품질 수준이 낮다면 운영효율성은 증분적으로 더 많이 감소함을 나타낸다. 의사결정을 위하여 높은 품질의 정보에

대한 수요가 극대화된 상태임에도 불구하고 감사보수잔차가 큰 기업들은 오히려 정보품질이 낮기 때문에 의사결정의 결과물인 운영효율성이 보다 낮아짐을 알 수 있다. 이는 감사보수잔차로 측정되는 전반적 회계품질 수준이 낮을수록 운영효율성도 낮음을 보여주는 〈표 4〉와 일치되는 증거이다.

2) 1차 차분모형(First-Differenced Specification)

1차 차분분석은 시간의 흐름과 무관하게 불변인 기업특성변수들을 통제함으로써 누락상관변수로 인한 내생성 문제를 완화시키는 효과를 갖는다. 아래의 식(5)를 이용하여 운영효율성 변동과 감사보수잔차 변동 간의 관계를 추정한다.

15) 총자산순이익률의 표준편차는 금년을 포함한 과거 5년간의 표준편차로써 최소 과거 3년 이상의 자료가 있을 것을 요구한다.

$$\begin{aligned} \Delta EFF_D_t (\Delta EFF_S_t) = & \alpha + \beta_1 \Delta UAF_t \\ & + \sum \beta_k \Delta Controls_{t-1} \\ & + \gamma \Delta EFF_D_{t-1} (\eta \Delta EFF_S_{t-1}) \\ & + Year + Industry + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \text{식(5)}$$

$\Delta EFF_D_t (\Delta EFF_S_t)$ 는 t년도와 (t-1)년도 운영 효율성의 차이이며, ΔUAF_t 는 t년도와 (t-1)년도 감사보수잔차의 차이이다. UAF_t 가 사실상 (t-1)년도 회계품질을 측정하고 있으므로 ΔUAF_t 는 (t-1)년도와 (t-2)년도 회계품질수준에서의 차이를 나타낸다. 통제변수들도 (t-1)년도와 (t-2)년도 간의 차이를 나타낸다. $\Delta EFF_D_{t-1} (\Delta EFF_S_{t-1})$ 는 (t-1)년도와 (t-2)년도 운영효율성의 차이이다. <표 7>은 식(5)를 OLS 회귀모형으로 추정한 결과를 보고하고 있다. ΔUAF_t 는 ΔEFF_D_t 와 ΔEFF_S_t 에 대하여 각각 1%, 5%의 유의수준에서 음(-)의 회귀계수를 보이고 있다. 이는 감사보수잔차가 보다 크게 증가할수록

즉, 기업의 전반적인 회계품질수준의 감소 정도가 보다 클수록 운영효율성의 감소도 보다 큰 것을 의미한다.¹⁶⁾

3) 기타 회계품질 변수 통제

본 논문은 감사보수잔차를 회계처리과정, 내부통제제도, 지배구조, 경영자의 특성 등 피감사기업의 회계시스템 전반에 걸친 감사인의 전문가적 평가가 반영된 회계품질변수로 파악하고 있다. 따라서 감사보수잔차는 경영자가 작성한 재무제표수치를 토대로 측정되는 많은 기존의 회계품질변수들에 더하여 증분적인 정보를 제공해줄 것으로 기대된다. <표 9>에서는 재무제표수치를 사용하여 측정된 기타 회계품질변수들을 통제하고도 <표 4>의 분석 결과가 유지되는지 살펴보고자 한다.

재무제표수치에 기초하여 측정되는 회계품질변수들인 발생액 품질(AQ), 성과조정재량적 발생액의 절대값(ABS_PMDA), 회계이익의 예측능력($PREDICT$)

<표 7> 1차 차분분석(First-Differenced Specification)

	(1) ΔEFF_D	(2) ΔEFF_S
	Coeff. (t-value)	
ΔUAF	-0.0203***(-2.64)	-0.0150**(-1.90)
CONTROLS	Included	Included
YEAR	Included	Included
INDUSTRY	Included	Included
CONS	0.0021(1.63)	0.0018(1.36)
Obs	15,159	15,159
Adj. R^2	7.72%	7.66%

1) 변수의 정의는 식(4) 참고

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 클러스터링으로 조정된 것이다

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미(단, 부호가 예측된 ΔUAF 는 단측 검정을 수형)

16) 기업고정효과모형은 1차 차분분석과 실질적으로 큰 차이가 없지만(Wooldridge 2010) 기업고정효과를 식(4)에 포함시켜 분석하여도 <표 7>과 질적으로 유사한 결과를 보였다. 종속변수가 EFF_D , EFF_S 일 때 관심변수 UAF 의 회귀계수는 각각 -0.0163** (t=-2.13), -0.0189*** (t=-2.47)이다(유의수준은 단측검정).

을 모형(4)에 각각 포함한 후 재추정하였다. 발생액 품질(AQ)은 Dechow and Dichev(2002)를 수정한 McNichols(2002) 모형에 따라 연도-산업별(최소 관찰치 30개)로 추정하여 얻은 잔차들의 과거 5년간 표준편차로 측정된다. AQ의 값이 클수록 회계품질이 낮은 것으로 해석된다. *ABS_PMDA*는 Kothari et al.(2005)을 따라 연도-산업별(최소 관찰치 30개)로 추정된 성과조정재량적 발생액의 절대값이다. 회계이익의 예측능력(*PREDICT*)은 과거 10년(최소 5년)을 대상으로 총자산순이익률의 자기회귀모형(*AR*(1))을 추정하여 얻은 잔차들의 표준편차로 측정되며 그 값이 클수록 회계이익의 변동성이 높아 회계품질이 낮은 것으로 해석된다. 먼저 <표 8>은 감사보수잔차와 기타 회계품질변수들과의 상관성을 확인하기 위하여 감사보수잔차를 관심변수로 하고, 기타 회계변수들을 종속변수로 사용하여 수행한 회귀분석 결과이다. 감사보수잔차가 클수록 재무제표수치에 기

반을 둔 기타회계품질변수들도 모두 유의적으로 낮은 품질수준을 나타냄을 보여주고 있다.

<표 9>의 Panel A, Panel B는 식(4)에서 AQ, *ABS_PMDA*, *PREDICT*를 각각 통제한 후 식(4)를 추정한 결과를 보고하고 있다. Panel A와 Panel B에서 AQ, *ABS_PMDA*, *PREDICT*를 각각 모형(4)에 추가하여도, *UAF*는 물론이고 추가된 기타 회계품질변수들도 운영효율성과 전반적으로 유의적인 음(-)의 관계를 보여주고 있다.¹⁷⁾ 내부관리제도에 대한 감사 여부(Imdieke et al. 2023), 내부회계관리제도의 품질수준(Cheng et al. 2018), 위험관련 공시 여부(Derouiche et al. 2021)등과 기업운영효율성과의 관계에 대한 연구들은 있지만 회계품질을 보다 직접적으로 측정하고 있는 발생액품질, 성과조정재량적 발생액의 절대값, 회계이익의 예측능력, 감사보수잔차가 기업운영효율성에 미치는 영향에 대한 실증 연구는 저자가 아는 한 아직 회계문헌

<표 8> 감사보수잔차와 기타 회계품질 변수들 간의 연관성

DEPENDENT	AQ	ABS_PMDA	PREDICT
	Coeff. (t-value)		
UAF	0.0034*(1.78)	0.0043**(2.21)	0.0102*** (8.01)
LNTA	-0.0067***(-18.92)	-0.0039***(-10.14)	-0.0064***(-20.27)
CFO	-0.0491***(-6.72)	-0.0807***(-7.69)	-0.0393***(-7.08)
STD_CFO	0.4197*** (30.78)	0.4128*** (23.67)	0.2266*** (21.12)
LEV	-0.0381***(-11.99)	0.0293*** (8.84)	0.0145*** (6.70)
LOSS	0.0149*** (10.54)	0.0093*** (5.60)	0.0210*** (20.27)
YEAR	Included	Included	Included
INDUSTRY	Included	Included	Included
CONS	0.2021*** (29.05)	0.1002*** (13.44)	0.1466 (23.68)
Obs	14,312	14,511	10,578
Adj. R ²	23.12%	17.85%	29.43%

1) 변수의 정의는 "(3) 기타 회계품질 변수 통제" 참조

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성을 조정(robust standard errors)

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미

17) 부호를 갖는 성과조정발생액을 *ABS_PMDA* 대신 사용하면 회귀계수는 *EFF_D*, *EFF_S*에서 모두 유의적인 음(-)의 부호를 보인다.

〈표 9〉 재무제표 기반 회계품질 측정치 통제

Panel A: EFF_D_t			
	(1) AQ	(2) ABS_PMDA	(3) PREDICT
	Coeff. (z-value)		
UAF	-0.0222***(-3.50)	-0.0231***(-3.71)	-0.0214***(-2.88)
AQ	-0.0591**(-2.20)		
ABS_PMDA		0.0086(0.30)	
PREDICT			-0.1752***(-2.84)
CONTROLS	Included	Included	Included
YEAR	Included	Included	Included
INDUSTRY	Included	Included	Included
CONS	0.0337(0.75)	0.0017(0.04)	0.0479(0.94)
Obs.	14,872	15,588	10,568
LR Chi_2	9,265.77	9,715.15	6,717.47
PROB>Chi_2	0.0000	0.0000	0.0000
Panel B: EFF_S			
	(1) AQ	(2) ABS_PMDA	(3) PREDICT
	Coeff. (z-value)		
UAF	-0.0257***(-4.04)	-0.0273***(-4.38)	-0.0205***(-2.83)
AQ	-0.0982***(-3.67)		
ABS_PMDA		-0.0642**(-2.12)	
PREDICT			-0.2925***(-4.70)
CONTROLS	Included	Included	Included
YEAR	Included	Included	Included
INDUSTRY	Included	Included	Included
CONS	0.0225(0.48)	0.0148(0.33)	-0.0205(0.39)
Obs.	14,872	15,588	10,568
LR Chi_2	10,814.06	11,351.10	7,696.53
PROB>Chi_2	0.0000	0.0000	0.0000

1) 변수의 정의는 식(4)과 4.2).(3) 참고

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 클러스터링으로 조정된 것이다

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미 (단, 부호가 예측된 UAF, AQ, ABS_PMDA, PREDICT는 단측 검정을 수행)

에 보고되고 있지 않다. 〈표 9〉의 실증결과는 회계 품질수준이 경영자의 의사결정을 통하여 기업운영효율성과 연관성을 갖고 있으며, 특히 감사보수잔차가

감사받은 재무제표수치를 이용한 기타 회계품질변수들을 통제한 후에도 회계품질변수로서의 충분한적인 역할을 수행하고 있음을 시사한다.¹⁸⁾ McNichlos and

18) Big4 감사인과 non-Big4감사인 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 연관성에 차별적인 영향을 행사할 가능성을 검토하기 위하여 Big4 감사인 표본과 non-Big4감사인 표본으로 나누어 모형(4)을 추정하였다. 두 표본 모두에서 감사보수잔차와 기업운영효율성 간에는 음(-)의 유의적 연관성이 나타났으나, 감사보수잔차 회귀계수의 크기에는 두 표본 간에 유의적인 차이가 존재하지 않았다.

Stubben(2008)은 외부보고과정에서의 이익조정이 내부경영자의 의사결정도 왜곡하여 투자효율성을 감소시킨다는 결과를 제시함으로써 재무회계와 관리회계 간의 연계 가능성을 제시한 바 있다. 마찬가지로 <표 9>도 감사보수잔차, 발생액 품질, 성과조정재량적 발생액의 절대값 및 예측능력 등 재무보고 관련 회계품질변수들이 기업운영효율성과 유의적인 연관성을 보인다는 증거를 제시함으로써 재무회계와 관리회계 간의 연계 가능성을 추가적으로 제시해주고 있다고 판단된다.

4) 감사보수잔차의 분해

감사보수잔차는 높은 시계열 상관성을 갖는 것으로 알려져 있다(Doogar et al. 2015; Coulton et al. 2016).¹⁹⁾ 따라서 연도별 감사보수잔차에는 금년도는 물론이고 과거 여러 기간의 회계품질과 관련된 사건들의 영향도 함께 반영되어 있을 것이다. 금년도 감사보수잔차로부터 금년도만의 회계문제 혹은 위험요소 그리고 이들에 대한 감사노력투입 효과를 분리하기 위하여 Coulton et al.(2016)은 연도별 감사보수잔차를 두 개의 요소로 분해하고 있다. 하나는 여러 기간에 걸쳐 고착된 부분(LFEE: sticky long-run component)이고, 다른 하나는 금년도에 국한된 부분(JUMP: jump component)으로서 다음의 식(6)에 따라 산출된다.

$$\begin{aligned} UAF_t &= LFEE_t + JUMP_t \\ &= (UAF_{t-3} + UAF_{t-2} + UAF_{t-1})/3 \\ &\quad + JUMP_t \end{aligned} \quad \text{식(6)}$$

장기적 요소(LFEE)는 피감사기업만의 지속적인 고유위험이거나 여러 기간에 연결되어 있는 회계 및 감사문제 등 감사보수에 영향을 미치지만 외부에서는 관찰되지 않아서 감사보수결정모형에서 체계적으로 누락된 요인들이다. 단기적 요소(JUMP)는 특정 연도만의 독특한 위험이나 회계문제에 따른 감사계약위험(engagement risk)에 대응하기 위한 감사인의 추가적 노력을 반영한다.²⁰⁾ 낮은 수준의 회계 품질을 갖는 피감사기업에 대하여 감사인은 보다 많은 감사노력을 투입하기 때문에 감사보수잔차가 증가한다는 Hribar et al.(2014)의 주장이 맞다면 JUMP는 회계품질수준이 과거 평균수준보다 낮을 것으로 예상될 때 감사노력이 추가적으로 투입된 효과를 반영할 것이다. 식(4)에서 UAF 대신 JUMP를 관심변수로 사용하여 검증한 결과는 <표 10>에 제시되어 있다.

UAF를 JUMP로 대체한 경우 <표 10>의 Col.(1)과 Col.(3)에서 JUMP는 기업운영효율성과 모두 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 이는 낮은 회계품질이 초래할 감사계약위험에 대처하기 위하여 감사노력을 추가함에 따라 높은 감사보수잔차가 나타나며 이는 운영효율성의 하락으로 이어진다는 가설과 일치하는 결과이다. 식(4)에 UAF 대신 JUMP와 LFEE를 동시에 투입한 Col.(2)와 Col.(4)에서 JUMP의 회귀계수 크기나 유의수준은 Col.(1), Col.(3)과 유사하며, LFEE도 기업운영효율성과 1%의 유의수준에서 음(-)의 연관성을 보이고 있다. LFEE는 장기간에 걸친 감사노력 투입의 결과이므로 LFEE가 크다면 회계품질의 극적인

19) Doogar et al.(2015)과 Coulton et al.(2016)은 전년도 감사보수잔차와 금년도 감사보수잔차 간의 상관계수가 각각 0.8, 0.7임을 보고하고 있다. 본 논문의 표본에서도 상관계수는 0.69에 이르고 있다.

20) 예를 들어, Cao et al.(2024)은 특정 연도에서의 신용등급하락이라는 사건은 감사보수잔차의 단기적 요소에만 유의적으로 반영됨을 보고하고 있다.

〈표 10〉 감사보수잔차의 분해

	EFF_D		EFF_S	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coeff. (z-value)			
<i>JUMP</i>	-0.0203***(-2.65)	-0.0276***(-3.40)	-0.0214***(-2.70)	-0.0283***(-3.39)
<i>LFEE</i>		-0.0225***(-2.78)		-0.0216***(-2.63)
<i>CONTROLS</i>	Included	Included	Included	Included
<i>YEAR</i>	Included	Included	Included	Included
<i>INDUSTRY</i>	Included	Included	Included	Included
<i>CONS</i>	-0.0020(-0.04)	-0.0031(-0.07)	-0.0103(-0.22)	-0.0117(-0.25)
<i>Obs</i>	13,906	13,906	13,906	13,906
<i>LR CHI2</i>	8,820.22	8,828.21	10,245.36	10,252.42
<i>Prob > Chi_2</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

1) 변수의 정의는 식(4)과 식(6) 참고

2) 회귀계수의 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 클러스터링으로 조정된 것이다

3) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미(부호가 예측된 *JUMP*, *LFEE*는 단측검정 수행)

증가를 기대할 수도 있겠으나 음(-)의 연관성을 보인 것은 Hribar et al.(2014)의 주장대로 회계품질의 한계적 증가는 있겠지만 전혀 다른 차원의 회계품질 수준으로의 극적인 향상은 기대하기 어렵다는 견해를 뒷받침하고 있다(Coulton et al. 2016). 표로 제시하지는 않았지만 *LFEE* 변수를 과거 5년(최소 3년) *UAF*의 평균으로 측정하여 분석하여도 질적으로 동일한 연구결과를 얻었다.

5) 내생성: 2SLS IV(Two-Stage Least Squares Instrument Variable) 접근방법

감사보수잔차와 운영효율성 간에 음(-)의 연관성이 있다는 〈표 4〉의 결과와 관련하여 두 가지 이유로 잠재적인 내생성 우려가 존재한다. 본 논문은 가설검증모형에 전년도 종속변수를 통제변수로 포함시키고, 1차 차분분석 및 기업고정효과모형을 통한 강건성 분

석을 통하여 누락상관변수로 인한 내생성 문제의 완화를 시도하였다. 또한 감사받은 재무제표수치를 토대로 운영효율성이 측정되며, 낮은 운영효율성이 더 높은 감사노력을 촉진할 가능성도 있는 등 역의 인과성(reverse causality)으로 인한 내생성 문제에 대하여는 종속변수와 관심변수의 시차(lead-lag)를 사용하여 다루었다. 그럼에도 불구하고 내생성 우려가 충분히 완화되지 않을 수 있으므로 도구변수를 이용한 2SLS IV 방법으로 모형(4)를 재추정하였다. 2SLS IV 회귀분석에서 도구변수로는 감사보수잔차를 구성하는 장기적 요소(*LFEE*)의 전체 경제 수준에서의 전년도 평균을 사용하고, 연도고정효과 및 산업고정효과를 포함하며 표준오차는 이분산성과 기업수준에서의 군집효과를 조정하였다.²¹⁾ 2SLS IV 접근방법의 1단계 회귀분석을 통하여 추정된 감사보수잔차(*EUAF*)를 사용하여 모형(4)를 재추정한 결과는

21) 다수의 선행연구들은 관심변수의 산업수준 혹은 전체 경제수준에서의 평균이나 중위수를 도구변수로 사용하고 있다(Ghaly et al. 2015; Huang et al. 2018; Jiraporn et al. 2011).

〈표 11〉 2SLS IV 분석

DEPENDENT	2단계	
	(1) <i>EFF_D</i>	(2) <i>EFF_S</i>
<i>EUAF</i>	-0.2450***(-2.44)	-0.1742**(-1.79)
<i>CONTROLS</i>	Included	Included
<i>YEAR</i>	Included	Included
<i>INDUSTRY</i>	Included	Included
<i>Obs</i>	15,588	15,588

1) 회귀계수의 t값(1단계)과 z값(2단계)은 괄호안에 표시되어 있고, 표준오차들은 이분산성과 기업수준에서의 군집효과(clustering)를 조정한 것이다

2) *, **, *** 양측 검정에서 각각 0.10, 0.05, 0.01 수준의 유의함을 의미(단, 부호가 예측된 *EUAF*는 단측 검정 수행)

3) 1단계 추정에서 F-Statistic=5.75, Cragg Donald Wald F Statistic=109.22

〈표 11〉의 2단계에 표시되어 있다. 추정된 감사보수잔차(*EUAF*)와 운영효율성(*EFF_D*, *EFF_S*) 간의 연관성은 각각 1%, 5% 유의수준에서 음(-)의 값을 보고하여 본 분석의 내용과 일관된 연구결과를 나타내고 있다.²²⁾

V. 결론

본 논문은 2003년부터 2022년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 12월 결산 비금융법인을 대상으로 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 관계에 대한 실증분석을 수행하였다. 감사보수잔차는 피감사기업 전반적인 회계품질에 대한 감사인의 사전적 평가를 반영한다는 Hribar et al.(2014)의 주장을 토대로 본 논문은 감사보수잔차가 클수록 기업운영효율성은 낮은 수준을 나타낼 것이라는 가설을 설정하고 이를 지지하는 증거를 얻었다. 기업운영효율성

은 두 가지 추정 방법을 통해 산출하였고, 실증분석 결과, 감사보수잔차는 두가지 방법으로 측정된 기업운영효율성과 모두 유의적인 음(-)의 관계를 나타내었다. 이는 감사보수잔차가 피감사기업의 회계품질수준에 대한 감사인의 사적평가에 대한 정보를 반영하고 있으며, 회계품질수준이 낮을수록 경영자의 다양한 의사결정이 비효율적으로 이루어질 가능성이 높아진다고 결론지을 수 있다.

강건성 및 추가분석을 통해 감사보수잔차가 기업운영효율성에 미치는 영향에 대한 가설을 지지하는 추가적인 증거를 얻었다. 보다 높은 품질수준의 정보가 요구될 때 본 분석의 결과는 더욱 강화될 것으로 예상되므로 영업불확실성이 큰 상황에서 감사보수잔차와 기업운영효율성간의 관계를 살펴 보았고, 유의적인 음(-)의 관계가 보다 강화되는 결과를 얻었다. 또한 누락상관변수문제에 대한 우려를 해소하기 위하여 차분분석모형이나 기업고정효과모형으로 가설을 검증하여도 질적으로 동일한 결과를 보여주었다. 재무제표수치를 토대로 산출된 전형적인 회계품질변

22) 〈표 11〉에서 F 통계량과 Cragg-Donald 통계량은 모두 도구변수가 관심변수와 상관성(relevance)을 가질 뿐만 아니라 그 정도가 약하지 않음(not weak instrument)을 나타내고 있다.

수들을 연구모형에 추가하여 분석하여도 감사보수잔차와 기업운영효율성의 유의적인 음(-)의 관계는 유지되었다. 또한, 감사보수잔차의 높은 시계열 자기상관성문제를 통제하기 위해서 감사보수잔차를 한 기간에 국한된 회계시스템 품질만 반영하는 요소로 분리하여 해당 변수와 기업운영효율성의 관계를 살펴보고 본 분석의 연구결과와 질적으로 유사한 관계를 제시하였다. 마지막으로 감사보수잔차와 기업운영효율성 간의 내생성 문제를 완화하기 위하여 2SLS IV분석을 수행하였고 가설과 일치되는 연구결과를 보고하였다.

본 논문은 감사보수잔차가 감사인이 평가한 피감사기업의 전반적인 회계품질수준을 대리하는 측정치로서의 타당성을 지니는지를 국내연구환경 하에서 실증분석을 통해 입증하였다는데 공헌점이 있다. 또한, 대부분의 선행연구에서는 재무회계와 관리회계의 영역을 구분하여 독자적인 연구를 수행하고 있으나, 본 논문은 내·외부보고에 사용되는 회계시스템의 전반적인 품질을 감사보수잔차를 이용하여 측정하고 기업운영효율성과의 연관성을 검토함으로써 재무회계와 관리회계를 연계시키는 연구의 확장에 기여하고 있다. 본 논문의 한계점으로는 경영자의 투자 의사결정, 재고관리의사결정, 세무의사결정 등 기업운영효율성으로 이어지는 구체적인 경로를 구분하여 감사보수잔차와의 연관성을 밝히지 못하였다는데 있다.

참고문헌

- 권수영, 김문철(2001), “감사보수의 결정요인과 감사보수 체계 변화로 인한 효과분석,” **회계학연구**, 제26권 2호, pp.115-144.
- (Kwon, S. Y. and Kim, M. C.(2001), “Determinants of Audit Fee and Effect of Audit Fee Derogulation,” *Korean Accounting Review*, 26 (2), pp.115-144.)
- 권수영, 기은선(2011), “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계학연구**, 제36권 4호, pp.95-137.
- (Kwon, S. Y. and Ki, E. S.(2011), “The Effect of Accruals Quality on the Audit Hour and Audit Fee,” *Korean Accounting Review*, 36 (4), pp.95-137.)
- 김경순, 박선영, 이진훤(2020), “비정상감사보수가 감사품질에 미치는 조건부 효과,” **회계학연구**, 제45권 4호, pp.291-332.
- (Kim, K. S., Park, S. Y. and Lee, J. H.(2020), “The Conditional Effects of Abnormal Audit Fees on Audit Quality,” *Korean Accounting Review*, 45(4), pp.291-332.)
- 김명인, 최종학, 서민정(2008), “감사인의 감사 및 비감사보수와 고객기업의 보수적 회계처리 수준 사이의 관계,” **회계학연구**, 제33권 4호, pp.175-210.
- (Kim, M. I., Choi, J. H. and Seo, M. j.(2008), “The Association between Abnormal Audit and Non-Audit Fees and Conservatism of Client Firms,” *Korean Accounting Review*, 33(4), pp.175-210.)
- 마희영, 권수영(2010), “비정상 감사시간 및 감사보수가 오류발생에 미치는 영향,” **회계·세무와 감사 연구**, 제51호, pp.119-155.
- (Ma, H. Y. and Kwon, S. Y. (2010), “The Effect of Abnormal Hours and Fees on Prior Period Error Corrections,” *Accounting and Auditing Research*, 51, pp.119-155.)
- 박종일, 박찬웅(2007), “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향,” **회계·세무와 감사 연구**, 제45호, pp.119-159.
- (Park, J. I. and Park, C. W.(2007), “The Effects of

- Abnormal Audit Fees and Audit Quality on Abnormal Audit Hours,” *Accounting and Auditing Research*, 45, pp.119-159.)
- 박종일, 박경호(2011), “초과감사보수가 신용등급에 미치는 영향: 상장기업과 비상장기업의 비교분석,” **회계·세무와 감사 연구**, 제53권 2호, pp.393-432.
- (Park, J. I. and Park, K. H.(2011), “The Effect of Excess Audit Fees on Credit Ratings: Comparative Analysis on Public and Private Firms, *Accounting and Auditing Research*, 53(2), pp.393-432.)
- 박종일, 전규안(2017), “비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석,” **한국회계학회 학술발표논문집**, 제2017권 1호, pp.62-101.
- (Park, J. I. and Jeon, K. A.(2017), “A Reexamination of Abnormal Audit Fees or Audit Hours and Audit Quality: New Data and New Evidence,” *Working Paper: Korean Accounting Review*, 2017(1), pp.62-101.
- 윤성만, 박진하(2013), “채권시장은 감사인의 비정상감사보수를 인식하는가?: 비정상감사보수와 회사채 스프레드를 중심으로,” **회계·세무와 감사 연구**, 제55권 1호, pp.267-298.
- (Yoon, S. M. and Park, J. H.(2013), “Does Bond Market Recognize Abnormal Audit Fees paid to Auditor?: Focusing on Abnormal Audit Fees and Bond Spread,” *Accounting and Auditing Research*, 55(1), pp.267-298.)
- 윤정희, 권순창, 김형국(2018), “경영자 능력 및 재무유연성이 조세회피에 미치는 영향,” **경영연구**, 제33권 1호, pp.49-73.
- (Yun, J. H., Kweon, S. C. and Kim, H. K.(2018), “The Effect of Managerial Ability and Financial Flexibility on Tax Avoidance,” *Journal of Business Research*, 33(1), pp.49-73.)
- Abernathy, J. L., Kang, T., Krishnan, G. V., and Wang, C.(2018), “Is there a relation between residual audit fees and analysts’ forecasts?,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 33(3), pp.299-323.
- Albring, S. M., Elder, R. J., and Xu, X.(2018), “Unexpected fees and the prediction of material weaknesses in internal control over financial reporting,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 33(4), pp.485-505.
- Amberger, H. J. (2023), “Volatility of tax payments and dividend payouts,” *Contemporary Accounting Research*, 40(1), pp.451-487.
- Baik, B., Chae, J., Choi, S., and Farber, D. B.(2013), “Changes in operational efficiency and firm performance: A frontier analysis approach,” *Contemporary Accounting Research*, 30(3), pp.996-1026.
- Bauer, A. M.(2016), “Tax avoidance and the implications of weak internal controls,” *Contemporary Accounting Research*, 33(2), pp.449-486.
- Biddle, G. C., Hilary, G., and Verdi, R. S.(2009), “How does financial reporting quality relate to investment efficiency?,” *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), pp.112-131.
- Cao, J., Ee, M. S., Hasan, I., and Huang, H. (2024), “Asymmetric reactions of abnormal audit fees jump to credit rating changes,” *The British Accounting Review*, 56(2), pp. 1-26.
- Chen, J., Duh, R. R., Wu, C. T., & Yu, L. H.(2019), “Macroeconomic uncertainty and audit pricing,” *Accounting Horizons*, 33(2), 75-97.
- Cheng, M., Dhaliwal, D., and Zhang, Y.(2013), “Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting?,” *Journal of Accounting and Economics*, 56

- (1), pp.1-18.
- Cheng, Q., Goh, B. W., and Kim, J. B.(2018), "Internal control and operational efficiency," *Contemporary Accounting Research*, 35(2), pp.1102-1139.
- Cho, M. K., Lee, H. Y., and Park, H. Y.(2015), "Characteristics of statutory internal auditors and operating efficiency," *Managerial Auditing Journal*, 30(4/5), pp.456-481.
- Choi, J. H., Kim, C., Kim, J. B., & Zang, Y.(2010), "Audit office size, audit quality, and audit pricing," *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 29(1), 73-97.
- Coulton, J., Livne, G., Pettinicchio, A. K., and Taylor, S. L.(2016), "Abnormal audit fees and accounting quality," Available at SSRN 2826272.
- Dechow, P. M., and Dichev, I. D.(2002), "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors," *The Accounting Review*, 77(s-1), pp.35-59.
- Demerjian, P., Lev, B., and McVay, S.(2012), "Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests," *Management Science*, 58(7), pp.1229-1248.
- Derouiche, I., Manita, R., and Muessig, A.(2021), "Risk disclosure and firm operational efficiency," *Annals of Operations Research*, 297, pp. 115-145.
- Dickinson, V.(2011), "Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle," *The Accounting Review*, 86(6), pp.1969-1994.
- Doogar, R., Sivadasan, P., and Solomon, I.(2015), "Audit fee residuals: Costs or rents?," *Review of Accounting Studies*, 20, pp.1247-1286.
- Fama, E. F., and MacBeth, J. D.(1973), "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests," *Journal of Political Economy*, 81(3), pp.607-636.
- Feng, M., Li, C., and McVay, S.(2009), "Internal control and management guidance," *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), pp. 190-209.
- Feng, M., Li, C., McVay, S. E., and Skaife, H.(2015), "Does ineffective internal control over financial reporting affect a firm's operations? Evidence from firms' inventory management," *The Accounting Review*, 90(2), pp.529-557.
- Ghaly, M., Dang, V. A., & Stathopoulos, K.(2015), "Cash holdings and employee welfare," *Journal of Corporate Finance*, 33, 53-70.
- Ghosh, A. A., & Tang, C. Y.(2015), "Assessing financial reporting quality of family firms: The auditors' perspective," *Journal of Accounting and Economics*, 60(1), 95-116.
- Gotti, G., Han, S., Higgs, J. L., and Kang, T.(2012), "Managerial stock ownership, analyst coverage, and audit fee," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 27(3), pp.412-437.
- Gul, F. A., and Goodwin, J.(2010), "Short-term debt maturity structures, credit ratings, and the pricing of audit services," *The Accounting Review*, 85(3), pp.877-909.
- Hay, D. C., Knechel, W. R., and Wong, N.(2006), "Audit fees: A meta-analysis of the effect of supply and demand attributes," *Contemporary Accounting Research*, 23(1), pp.141-191.
- Hogan, C. E., and Wilkins, M. S.(2008), "Evidence on the audit risk model: Do auditors increase audit fees in the presence of internal control deficiencies?," *Contemporary Accounting Research*, 25(1), pp.219-242.
- Hribar, P., Kravet, T., and Wilson, R.(2014), "A new measure of accounting quality," *Review of Accounting Studies*, 19, pp.506-538.

- Huang, W., & Mazouz, K.(2018), "Excess cash, trading continuity, and liquidity risk," *Journal of Corporate Finance*, 48, 275-291.
- Imdieke, A. J., Li, C., and Zhou, S.(2023), "Does the Presence of an Internal Control Audit Affect Firm Operational Efficiency?," *Contemporary Accounting Research*, 40(2), pp. 952-980.
- Jiraporn, P., Kim, J. C., & Kim, Y. S.(2011), "Dividend payouts and corporate governance quality: An empirical investigation," *Financial Review*, 46(2), 251-279.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E.(2005), "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Lee, W. J., and Choi, S. U.(2023), "Abnormal audit fees and accounting quality: further evidence from audit hours," *Applied Economics*, 55 (36), pp.4239-4257.
- Leverly, J., and Qian, Y.(2011), "Do acquisitions create more value when good management replaces bad management," *Unpublished working paper, University of Iowa*.
- McNichols, M. F.(2002), "Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors," *The Accounting Review*, 77(s-1), pp.61-69.
- McNichols, M. F., and Stubben, S. R.(2008), "Does earnings management affect firms' investment decisions?," *The Accounting Review*, 83(6), pp.1571-1603.
- Picconi, M. A. R. C., and Reynolds, J. K.(2013), "Audit fee theory and estimation: A consideration of the logarithmic audit fee model," Indiana University and Louisiana State University.
- Simunic, D. A.(1980), "The pricing of audit services: Theory and evidence," *Journal of Accounting Research*, pp.161-190.
- Stone, M.(2002), "How not to measure the efficiency of public services (and how one might)," *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 165(3), pp.405-434.
- Wooldridge, J. M.(2010), "Econometric analysis of cross section and panel data," MIT press.

-
- 저자 이혜미는 현재 홍익대학교 상경대학에 강사로 재직 중이다. 학부는 명지대학교 인문대학에서 학사학위를 취득하였고, 이후 국민대학교에서 회계학석사 및 박사학위를 취득하였다.
 - 저자 홍창목은 국민대학교 경영대학 회계학 전공 명예교수이다. 서울대학교 경영대학에서 학사, KAIST에서 산업공학석사를 각각 취득한 후, 미국 텍사스 오스틴 대학교에서 회계학 박사학위를 취득하였다. 박사 학위 취득 이후에는 국민대학교 경영대학에서 회계학교수로 재직하였다.