Asian Tax Journal Vol.27, No.3 (October 2026) pp.513－564 https://doi.org/10.35850/KJTA.27.3.17
KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF TAXATION ISSN 3140－6092

경영진-종업원 간 임금격차와 감사보수, 감사시간 및 직급별 감사시간 간의 관계

Executive-Employee Pay Disparity in Relation to Audit Fees, Audit Hours, and Rank-Specific Audit Hours

박종일* · 정선문** · 이윤정***
Jong-Il Park · Sun-Moon Jung · Yun-Jeong Lee

〈요 약〉

본 연구는 경영진－종업원 간 임금격차가 감사보수, 감사시간 및 직급별 감사시간에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 감사인의 관점에서 경영자 권력이론은 과도한 임금격차를 내부통제 실패와 경영자 기회주의의 징후로 간주하여 감사위험을 증가시키는 요인으로 평가되는 반면, 효율적 계약이론은 임금구조를 효율적 계약의 산물로 보아 임금격차를 성과 중심의 인센티브 설계로 해석하여 감사위험을 낮추는 긍정적 신호로 평가될 수 있다. 이러한 상반된 이론 속에서, 본 연구는 2013년부터 2022년까지 한국거래소에 상장된 표본 17,638개 기업－연도를 이용하여 분석하였다.

실증분석 결과, 임금격차는 감사보수와 감사시간 모두와 유의한 음(－)의 관계를 나타냈다. 이는 감사인이 임금격차를 성과 기반 보상의 결과로 이해하며 효율적 계약이론 관점에서 해석하고 있음

* 제1저자(First Author), 충북대학교 경영대학 경영학부 교수,
Professor, College of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr
** 교신저자(Corresponding Author), 동국대학교(서울) 회계학과 조교수,
Assistant Professor, Department of Accounting, Dongguk University-Seoul,
sunmoonjung@dongguk.edu
*** 공동저자(Co-author), 충북대학교 경영대학 시간강사,
Part-time Lecturer, College of Business, Chungbuk National University, ckoz17@naver.com

Received 27 January 2026 Revised 1st 14 July 2026, 2nd 28 September 2026 Accepted 29 September 2026

을 시사한다. 또한 직급별 감사시간에 대한 추가분석에서는 상위직급 감사인의 시간은 임금격차가 클수록 감소하였으나, 전산·세무 등 특정 전문직급의 시간은 증가하는 등 직급별로 상이한 반응이 확인되었다. 이처럼 국외 연구들이 감사보수에만 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 감사시간 및 직급별 감사시간까지 확장하여 임금격차와 감사위험 간의 관계를 다층적으로 규명했다는 점에서 차별성을 가진다. 또한 제한된 소표본을 이용했던 국내 선행연구인 황주희·정동진(2025)의 결과와 달리, 대규모 표본을 이용한 본 연구는 상반된 증거를 제공한다는 점에서 관련연구에 공헌한다.

<주제어> 임금격차, 감사보수, 감사시간, 직급별 감사시간, 경영자 권력이론, 효율적 계약이론

<Abstract>

This study empirically investigates the effects of pay disparity between executives and employees on audit fees, audit hours, and rank-specific audit hours. While managerial power theory interprets excessive pay disparity as a signal of weak internal controls and managerial opportunism that heightens audit risk, optimal contracting theory and tournament theory view such disparity as an outcome of incentive-based compensation that fosters performance, thereby serving as a positive signal of reduced audit risk. Against this theoretical tension, we conduct a comprehensive analysis of non-financial firms listed on the Korea Exchange from 2013 to 2022, employing an extensive sample of over 17,638 firm-year observations.

The empirical results reveal that pay disparity is significantly and negatively associated with both audit fees and audit hours, suggesting that auditors generally interpret disparity through the lens of optimal contracting, perceiving it as a sign of effective incentive alignment. Furthermore, the additional analysis using the rank-specific audit hours uncovers heterogeneous responses: while hours allocated to senior auditors decrease with greater pay disparity, hours devoted to specialized professionals such as IT and tax experts increase, reflecting differentiated resource allocation strategies. By extending the scope beyond audit fees to audit hours and rank-specific time allocation, this study advances the literature by providing a multi-layered understanding of how auditors perceive and respond to organizational pay structures. Unlike prior domestic studies (e.g. Hwang and Jung 2025) constrained by small samples, our analysis leverages a large-scale dataset that enhances representativeness and generalizability of the findings.

Overall, the study contributes novel empirical evidence that the effect of pay disparity on auditor behavior is contingent on audit quality, thereby shedding light on the nuanced interplay between compensation structures and audit strategies. These findings have important implications for audit practice, regulatory oversight, and the broader discourse on corporate governance and fairness in compensation systems.

<Key words> pay disparity, audit fees, audit hours, rank-specific audit hours, managerial power theory, optimal contracting theory

Ⅰ. 서 론

최근 몇 년간 한국을 포함한 전 세계 주요 경제권에서는 기업 내 임금격차에 대한 사회적 관심이 급격히 고조되고 있다. 특히, 경영진과 일반 종업원 간의 임금격차는 단순한 보상의 불균형을 넘어 기업의 지배구조, 조직 문화, 윤리성, 지속가능성에 대한 신뢰를 평가하는 중요한 사회적·제도적 척도로 자리 잡았다. 미국에서는 2018년부터 상장기업의 CEO-to-median-employee pay ratio 공시가 의무화되면서 언론과 투자자 커뮤니티에서 논란이 집중되었고,[1] 한국 역시 대기업의 경영진 보상 수준과 직원 평균 보수 간의 격차가 사회적 문제로 부각되었다.[2] 이러한 임금격차는 단순한 인센티브 설계의 문제가 아니라, 기업 전반의 공정성, 투명성, 그리고 대외적 신뢰성에 대한 외부 이해관계자들의 판단 기준으로 기능하고 있다.

회계감사는 외부 이해관계자를 대신해 기업의 재무제표와 내부통제의 신뢰성을 검증하는 제도적 장치로서, 기업의 조직적·비재무적 특성에 민감하게 반응할 수 있다. 감사인은 감사위험(audit risk)을 평가함에 있어 경영진의 보상구조를 하나의 정보 신호로 해석할 수 있으며, 이는 감사전략 수립과 감사자원 배분에 실질적으로 반영된다. 특히, 감사보수(audit fees)와 감사시간(audit hours)은 감사인이 인식하는 감사위험의 정도와 이를 대응하기 위해 투입하는 노력의 크기를 나타내는 지표로서, 기업의 보상구조와의 연관성을 규명하는 데 중요한 변수로 작용한다.

그러한 점에서 임금격차가 외부감사인에게 어떻게 인식되는지를 설명하는 이론적 틀은 크게 두 가지로 나뉜다. 하나는 경영자 권력이론(managerial power theory)이다. 이 이론은 경영자가 이사회를 장악하거나 정보비대칭을 이용해 자신의 보상을 과도하게 설정하는 행위를 강조하며, 또한 과도한 임금격차는 내부통제의 실패, 회계 왜곡, 경영자의 기회주의(opportunism)를 나타내는 위험 신호로 해석된다(Bebchuk et al. 2002 ; Lei 2017). 이 이론의 관점에서는 감사인의 경우 피감기업을 감사할 때 높은 임금격차를 감사위험의 징후로 판단할 수 있고, 이런 경우에 감사인은 감사보수와 감사시간을 증가시키는 보수적 접근을 취할 가능성이 있다. 다른 하나는 효율적 계약가설(optimal contracting theory)이다. 이 이론은 경영자 보상이 효율적으로 설계되며, 경영자의 능력에 의해 결정된다고 본다. 같은 맥락에서 경영자-종업원 간의 임금격차를 성과 기반 인센티브 설계의 자연스러운 결과로 간주하며, 이런 경우 임금격차는 내부 구성원에게 승진경쟁과 성과 달성을 독려하는 긍정적 기능을 하는 토너먼트 인센티브로 간주한다(Lazear and Rosen 1981 ; Ge and Kim 2020). 이 이론의 관점에서는 감사인의 경우 임금격차를 내부통제가 잘 작동하고 성과 중심 문화가 자리 잡은 조직의 특징으로 해석하여 감사위험을 낮게 평가할 수 있고,

---

1) 미국, 상장기업 CEO-종업원 임금격차 공개 의무화(연합뉴스, 2015.8.6.). 미국서 지난해 CEO·사원 연봉격차 더 커져 299배 차이(연합뉴스, 2021.7.15.).

2) 韓 불평등 구조 고착화 우려 … 격차 줄일 방법은?(SBS Biz, 2026.1.5.). 청년층 '큰 기업 쏠림' 현상 심화 … 임금 격차 영향(YTN 사이언스, 2026.1.19.).

이런 경우 기업의 임금격차에 대해 감사인은 감사보수와 감사시간을 줄이는 방향으로 감사전략을 수립할 가능성이 있다.[3)]

만일 경영자 권력이론 관점에서 감사인이 피감기업의 과도한 임금격차를 내부통제 상의 위험신호로 인식한다면 감사보수는 위험 프리미엄으로 인해 상승할 수 있다. 이와 대조적으로, 만일 효율적 계약가설 관점에서 감사인이 피감기업의 큰 임금격차에 대해 효율적 보상 구조의 일환으로 인식한다면 감사보수는 할인될 수 있다. 이러한 이론적 배경에서 국내외 연구들 중에 임금격차와 감사보수 간의 관련성을 분석한 연구들이 있다(Bryan and Mason 2017 ; Jia 2017 ; Ge and Kim 2020 ; Yin and Du 2021 ; Chen and Guo 2023 ; Kalelkar et al. 2023 ; Lin et al. 2024 ; 황주희 · 정동진 2025). 국외 연구의 경우 Kalelkar et al.(2023)을 제외하면, 임금격차와 감사보수 간에 대체로 양(+)의 관계를 보고하였다(Bryan and Mason 2017 ; Jia 2017 ; Ge and Kim 2020 ; Yin and Du 2021 ; Chen and Guo 2023 ; Lin et al. 2024). 그런데 국외 선행연구들의 경우 대체로 임금격차를 경영진 내부에만 한정하여 측정한 수평적 임금격차[4)]와 감사보수의 관계를 중심으로 다루고 있어, 조직 전체의 수직적 임금구조를 반영하는 데는 한계가 있다.[5)] 국내의 경우는 임금격차와 감사위험을 감사보수뿐 아니라 감사시간까지 살펴본 선행연구로는 황주희 · 정동진(2025)의 연구가 유일하다. 이 연구는 수직적 임금격차와 감사보수 및 감사시간과 각각 양(+)의 관계가 나타나 감사인의 관점에서 수직적 임금격차는 감사위험을 증가시키는 결정요인으로 작용한다고 주장한다. 그런데 앞서의 선행연구인 황주희 · 정동진(2025)은 분석기간 2013년부터 2023년까지 최종표본으로 2,257개 관측치인 제한된(limited) 소표본의 구성에서 나타난 결과라

3) 효율적 계약가설은 주주의 이익 극대화를 위해 경영자 보상이 합리적으로 설계된다고 보는 전통적 시각이 반영되어 있다. 따라서 보수 수준은 경영자의 기여도와 능력을 반영하며, 보상구조는 주주−경영자 간 이해관계 일치를 도모하기 위한 메커니즘이라는 전제에 있다. 또한 토너먼트 이론(tournament theory)은 효율적 계약가설의 하위적 · 특수한 형태라고 할 수 있다. 즉, 토너먼트 이론은 특히 경영자−종업원 간 임금격차가 경쟁적 인센티브 구조를 만든다는 점에 집중한다. 이처럼 임금격차는 단순히 불평등이 아니라, 승진이나 성과 달성의 동기를 제공하는 장치로 작용할 수 있다는 설명이다. 이를 정리하면, 효율적 계약가설이 “보상은 합리적으로 설계된다”는 큰 틀이라면, 토너먼트 이론은 그 안에서 임금격차가 성과 향상을 유도하는 메커니즘을 강조하는 보다 구체적인 설명 틀이다. 따라서 토너먼트 이론은 효율적 계약가설의 한 갈래에 해당하므로, 본 연구에서는 임금격차에 대한 감사인의 반응을 논의할 때, 큰 임금격차가 감사위험을 증가시킬 것으로 보는 경영자 권력이론에 상반되는 이론으로, 토너먼트 이론보다는 이를 효율적 계약이론으로 논의한다. 즉, 효율적 계약 관점에서는 경영자 권력이론과 달리, 큰 임금격차가 감사인의 감사위험을 낮추는 방향으로 작용한다(황주희 · 정동진 2025).

4) 수평적 임금격차는 최고경영진(top management team ; TMT) 내의 주로, 최상위 CEO와 나머지 경영팀 간의 임금격차에 초점을 둔 경우이고, 수직적 임금격차는 TMT 내의 경영자와 종업원 간의 임금격차에 초점을 둔 경우이다.

5) 수평적 임금격차는 TMT 내의 임금격차이므로, 경영진−종업원 간의 수직적 임금격차와 비교해 보다 작다. 따라서 조직 전체의 임금격차를 나타내는 수직적 임금격차가 경영진 내의 수평적 임금격차보다 사회적 위화감이 크고 소득불평등 역시 더 높기 때문에 사회적 관심을 더 불러오는 주제이다.

는 점에서 이를 상장기업의 전체표본으로 투영(projection)하는 데는 한계가 있을 수 있다. 즉, 앞서의 선행연구는 임금격차와 감사위험을 분석한 유일한 국내의 실증 증거이긴 하지만, 분석된 표본의 크기가 매우 작아서 나타난 검증결과가 상장기업 전체를 대표하는 일반화 가능성이 있는 증거인지는 의문이 될 수 있다.[6] 또한 미국의 경우 CEO-직원 간 임금격차가 매우 높아서 기업 내 소득불평등(income inequality)을 야기하는 문제가 있는 반면에, 국내의 경우는 미국과 비교하면 상대적으로 CEO-직원 간 임금격차가 월등히 낮은 수준으로 알려져 있기에 감사인이 수직적 임금격차를 감사위험으로만 평가하는지는 실증적 의문(empirical question)이 아닐 수 없다.[7]

감사보수는 기업과 감사인 간 협상의 결과물로서 감사위험 외에도 고객의 규모, 감사인의 시장 지위, 장기계약 여부 등 다양한 요인의 영향을 받기 때문에, 임금격차에 대한 감사인의 반응이 감사위험을 반드시 증가시키는 것만은 아니다(Kalelkar et al. 2023). 또한 감사시간은 감사위험에 대한 감사인의 실질적 대응을 보여주는 과정 변수로서, 감사인의 자원 배분 전략을 구체적으로 반영한다. 특히 고위직 감사인의 투입 비중은 피감기업의 내재된 위험에 대한 감사인의 인식을 반영하므로, 조직 내 임금격차가 감사인으로 하여금 경영자 권력의 집중 또는 내부통제의 취약성으로 해석될 경우, 고직급 감사인의 시간 투입이 증가하는 방식으로 반응할 수 있다. 따라서 임금격차와 감사위험의 관계를 실증적으로 규명하기 위해서는 감사보수뿐만 아니라, 감사시간 그리고 직급별 감사시간까지 같이 분석상에 비교하여 어떤 결과들이 일관되게 관찰되는 현상인지를 살펴보는 작업은 수직적 임금격차와 감사위험의 관계를 이론적·실증적으로 확인하는 데 있어 필요하다.

---

6) 연구자가 선택한 표본의 크기가 작을 경우와 그렇지 않고 이용가능한 표본 간에 상반된 결과가 도출될 수 있음을 지적한 연구로 Bardos et al.(2021)이 있다. 이에 대해서는 분석결과에서 보다 자세히 후술한다.

7) 다음의 언론 기사에서도 미국이 한국보다 CEO-직원 간의 임금격차가 매우 높다는 것을 확인할 수 있다. "미국 CEO-직원 임금격차 공개 의무 … 얼마나 차이나길래?" … (중략) … 지난 6월 미국 경제정책연구소(Economic Policy Institute)는 "대다수 미국 근로자의 임금은 제자리걸음을 면치 못하지만, CEO의 연봉은 고공행진을 하고 있다"며 이런 현상이 불평등을 일으키는 핵심 원인이라고 지적했다. **EPI는 지난해 미국 350대 기업 CEO와 일반직원의 평균연봉이 300배 이상 차이 난다는 조사결과를 공개했다.** 이는 2000년 임금 격차가 376배로 최고점을 기록했던 것에 비해서는 개선됐지만, 지난 40년간 임금 격차 수준을 훌쩍 뛰어넘는다. 조사결과 지난해 CEO의 평균 연봉은 1,630만 달러(약 191억 1,500만 원)로 전년(2013년)보다 3.9%, 그리고 금융위기를 겪은 지난 2009년과 비교하면 54.3% 올랐다. CEO는 보통의 직원뿐 아니라 고소득자와 비교해도 훨씬 많은 연봉을 받고 있었다. 연구 결과 2013년 CEO들은 상위 0.1% 고소득자보다 6배 많은 성과급을 받았다. 한국은 어떨까? **국내에서도 CEO와 일반 직원의 연봉을 비교하는 연구가 있다. 지난 4월 금융정보업체 에프앤가이드는 국내 30대 기업 CEO와 일반 직원의 연봉이 평균 36배에서 최대 142배까지 차이 난다고 분석했다**(KBS뉴스, 2015.8.6.). 앞서의 기사의 경우 한국과 비교해 미국의 임금격차가 대략 8.6배(=300/35) 더 높은 수준임을 알 수 있으며, 또한 만일 국내 상위 30대 기업이 아닌 상장기업 전체의 평균과 비교되었다면 미국의 임금격차는 한국보다 월등히 더 높은 수준일 것이다.

이에 본 연구는 기존 연구의 한계를 보완하고 연구범위를 보다 확장시켜 다음과 같은 연구질문을 조사한다. 첫째, 경영진－종업원 간의 수직적 임금격차는 감사보수 및 감사시간에 어떤 영향을 미치는가? 둘째, 경영진－종업원 간 임금격차는 감사인의 직급별 감사시간 배분에 영향을 미치는가? 이를 위해 본 연구는 2013년부터 2022년까지[8] 한국거래소에 상장된 유가증권 및 코스닥상장기업 중 비금융업의 12월 결산을 대상으로 분석하였고, 일정 조건을 만족하는 최종 표본의 관측치는 감사보수가 종속변수이면 17,638개 기업－연도이고(AF 표본), 감사시간이 종속변수이면 17,588개 기업－연도이다(AH 표본).[9]

본 연구의 실증결과는 첫째, 일정 변수를 통제한 후에도 경영진－종업원 간 수직적 임금격차는 감사보수와 감사시간에 대해 모두 유의한 음(－)의 관계를 보였다. 이는 감사인이 임금격차를 경영자 권력이론보다는 효율적 계약이론 관점에서 효율적 인센티브 설계의 신호로 해석하고 있음을 시사한다. 이러한 발견은 제한된 표본만을 이용한 황주희・정동진(2025)의 선행연구와는 상반된 증거였다. 둘째, 추가분석에 의하면 임금격차와 직급별 감사시간의 관계에서는 고위직급 감사인(예로, 품질관리검토자, 담당이사)의 감사시간은 임금격차가 클수록 대체로 감소하지만, 전산・세무 등 특정 기술전문가의 감사시간은 임금격차의 측정치에 따라 증가하는 상이한 반응이 일부 나타나 감사인의 리스크 인식과 자원 배분 전략이 다층적으로 작동함을 확인할 수 있었다.

이러한 발견을 통해 본 연구는 기존 국외 연구들(Ge and Kim 2020 ; Yin and Du 2021 ; Chen and Guo 2023 ; Lin et al. 2024)에서 다루지 못했던 조직 전체의 임금격차 구조와 감사위험의 관계, 또한 국내 선행연구(황주희・정동진 2025)에서 제한된 소표본의 문제를 해결하고, 이를 확장시켜 수직적 임금격차와 감사인의 감사보수와 감사시간뿐 아니라 직급별 감사시간의 분석을 통해 감사인의 다층적 감사전략 간의 관계를 실증적으로 규명하였다. 특히, 본 연구결과는 수직적 임금격차와 감사위험의 관계를 소표본을 이용하여 분석했던 황주희・정동진(2025)의 분석결과와 달리, 표본으로 이용가능한 관측치를 대상으로 분석할 경우 큰 임금격차에 대해 감사보수와 감사시간이 감소하는 것이 관찰되어 경영자 권력이론보다는 효율적 계약이론이 감사인 관점에서 더 지배적인 현상임을 보여준다. 따라서 본 연구는 국외 연구들과 달리, 경영진－종업원 간 임금격차라는 더 구조적인 지표를 사용하고, 또한 감사보수뿐 아니라 감사시간 그리고 직급별

8) 본 연구는 황주희・정동진(2025)의 연구설계와 달리, 감사보수가 종속변수일 때 국내 감사시장의 특성인 고정형 보수계약의 형태를 고려하기 위해 시차모형이 이용되었다. 따라서 실제 분석에 이용된 분석기간은 2013년부터 2023년까지이다. 이 분석기간은 선행연구인 황주희・정동진(2025)의 경우와 매우 유사하다.

9) 본 연구는 직급별 감사시간을 분석할 때, 사업보고서의 공시체계에 따라 보고된 5개 직급 감사시간(예로, 품질관리검토자(심리실 등) 감사시간, 담당이사(업무수행이사) 감사시간, 등록공인회계사 감사시간, 수습공인회계사 감사시간, 전산감사・세무・가치평가의 전문가 감사시간)을 분석하였다. 이중 직급 감사시간이 영(0)인 경우는 분석에서 제외하였기에 직급에 따라 최소 7,256개 기업－연도～최대 15,230개 기업－연도 자료가 이용되었다.

감사시간까지 분석에 포함시킴으로써 감사인의 자원 배분까지 실증적으로 분석했다는 점에서 선행연구와 비교해 차별성 있는 정보를 제공한다. 아울러, 본 연구의 발견은 관련연구에 새로운 경험적 증거를 제공할 뿐 아니라, 감사품질에 관심을 가지고 있는 규제당국에게도 유용한 정보를 더불어 제공한다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 임금격차와 관련한 선행연구를 검토한 후 본 연구의 세 가지 가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구모형의 설계, 변수 측정 및 표본의 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 주된 검증결과와 추가분석을 제시하고 이를 논의하였다. 제Ⅴ장에서는 본 검증결과를 요약하고, 본 연구의 공헌과 시사 그리고 분석상의 한계를 설명한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

1. 감사보수 및 감사시간의 결정요인에 대한 선행연구의 검토

감사보수(audit fees)와 감사시간(audit hours)은 감사품질을 설명하는 중요한 변수로, 감사인의 감사위험 인식(auditor's perceived audit risk), 피감사기업의 특성, 감사인의 특성, 외부 규제 등 다양한 요인의 영향을 받는다(DeFond and Zhang 2014). 본 절에서는 기존 문헌을 중심으로 감사보수와 감사시간의 결정요인에 대한 연구들을 체계적으로 정리한다.

Simunic(1980)은 최초로 감사보수의 가격결정 모형을 제안하며, 감사위험(audit risk)이 감사보수의 중요한 결정요인임을 실증하였다. 피감사기업의 재무보고위험이 높을수록 감사인은 감사실패의 위험과 소송위험(litigation risk)을 반영해 더 많은 감사시간과 보수를 요구한다. 이 같은 논리는 이후 Pratt and Stice(1994), Seetharaman et al.(2002)의 연구에서도 반복적으로 확인되었다. DeFond and Zhang(2014)의 감사연구 리뷰에 따르면, 감사위험과 감사보수의 관계는 감사품질(audit quality)을 설명하는 핵심 메커니즘으로 자리 잡고 있다. 높은 감사위험은 더 많은 감사노력을 유발하고, 이는 감사시간과 감사보수의 증가로 연결된다.

감사보수와 감사시간은 피감사기업의 규모, 기업의 복잡성, 재무위험, 기업지배구조 등에 따라 결정된다(Simunic 1980 ; Pong and Whittington 1994). 기업의 규모가 클수록 감사범위가 확대되며, 복잡한 기업구조(예로, 다국적 기업, 산업다각화 등)는 감사인의 감사노력을 증가시킨다. Rosenstein and Wyatt(1990)는 이사회 독립성이 낮은 기업일수록 감사인의 감사시간과 보수가 증가함을 보고하였다. 특히, Kim et al.(2012)은 내부통제 약점(internal control weakness) 공시가 감사보수 증가로 이어짐을 확인하였다. 이는 감사인이 내부통제 실패에 따른 감사위험을 감사보수에 반영하기 때문이다.

감사인의 특성은 감사보수 및 감사시간과 관련이 있다. 선행연구에 따르면 감사인의 규모(Big

4 vs. non-Big 4), 산업전문성(industry specialization), 지역적 요인도 감사보수와 감사시간에 영향을 미친다. DeAngelo(1981)는 대형 감사인은 고객상실로 인한 명성손실 리스크가 크기 때문에 더 높은 감사품질을 제공하여 감사보수가 높다고 주장한다. 실제로 대형 감사인은 감사보수와 감사시간 모두 평균적으로 높다(Palmrose 1986). 김용수・전규안(2016)은 직급별 감사시간이 감사품질과 감사보수에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 이 연구는 품질관리검토자, 등록공인회계사의 감사시간이 많을수록 재량적 발생액이 감소하여 감사품질이 향상됨을 보고하였다. 또한 모든 직급의 감사시간이 감사보수에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 보고하였다. 최승욱 등(2015) 역시 감사파트너 고정효과가 감사보수, 감사시간, 감사품질에 유의한 영향을 미친다는 점을 실증하였다. 감사파트너 고정효과는 감사인의 개별 성향이 감사성과에 반영될 수 있음을 보여준다.

기타 요인으로 감사보수와 감사시간을 설명한 연구들도 있다. DeFond and Zhang(2014)은 감사보수 및 감사시간의 결정요인을 경제학적 수요공급 모형에 기초해 통합적으로 설명하였다. 이들은 감사위험, 감사인의 평판, 소송위험, 감사시장의 경쟁 정도 등이 감사보수 및 감사시간을 설명하는 주요 변수임을 강조하였다. Tong et al.(2023)은 감사인의 내부 임금격차(auditor pay disparity)가 감사보수 및 감사품질에 부정적 영향을 미친다는 점을 발견하며, 감사인의 내부관리 메커니즘도 감사성과에 영향을 줄 수 있음을 시사하였다.

이상과 같이 선행연구들은 감사보수와 감사시간의 결정요인이 단순히 감사위험에 국한되지 않고, 피감사기업의 특성, 감사인의 특성, 경영진 보상구조, 감사품질 기대, 시장환경 등 다층적인 요인에 의해 복합적으로 결정될 수 있음을 보여준다. 이러한 문헌들은 최고경영팀(TMT) 간 또는 경영진-종업원 간 임금격차를 감사인의 감사위험 인식과 감사보수・감사시간 결정에 미치는 영향의 관점에서 탐구하는 데 이론적 기반을 제공한다.

한편, 미국에서 2018년부터 상장기업의 CEO-to-median-employee pay ratio 공시가 의무화된 이후, 기업들이 임금격차 정보 공시를 전략적으로 수행하였다는 점도 임금격차가 단순히 기업 내부의 문제가 아닌, 기업 외부의 정보이용자들에게 중요한 위험요소로 여겨질 수 있다는 인식을 뒷받침한다. Jung et al.(2021)은 기업들이 SEC 규정이 허용하는 계산상의 재량을 활용하여 pay ratio가 이해관계자들에게 어떻게 인식될지를 전략적으로 관리한다는 증거를 제시하였다. 또한 Johnson(2022)은 pay ratio 공시 의무화가 단순히 정보 제공에 그치는 것이 아니라, 평판위험에 민감한 기업들로 하여금 최초 공시 이전부터 CEO 보수를 억제하도록 유도하였음을 보여주었다. 이러한 연구들은 기업들이 외부에 제공되는 임금격차 정보를 전략적으로 조정(manage)하고자 하는 유인이 존재하며, 그 이면에는 외부 정보이용자들이 임금격차를 기업의 중요 위험요인으로 인식하기 때문일 수 있다.

본 연구주제와 보다 밀접한 관련이 있는 선행연구를 검토하면 다음과 같다. 최근 감사문헌에서는 임금격차(pay disparity)가 감사인의 감사위험(audit risk)을 평가하는 신호로 기능할 수 있음

이 제기되었다. 이들 최근 연구들은 임금격차와 같은 경영진 보상구조가 감사인의 감사전략에 영향을 미친다는 점에 주목한다.[10] 예를 들어, Bryan and Mason(2017) 및 Jia(2017) 등은 임금격차가 클수록 감사위험을 높게 평가하여 감사보수에 위험 프리미엄이 부과된다는 실증적 증거를 보고하였다. 이는 감사인이 임금격차를 감사위험을 내포한 부정적 신호로 해석하고, 그 대응으로 감사시간 증가와 감사보수 인상이라는 보수적 접근을 취한다는 것이다. Ge and Kim(2020)은 미국 상장기업 데이터를 분석해 임원 간 임금격차와 감사보수 간의 관계를 규명하였다. 그들은 CEO와 기타 4인의 임원 간 임금격차를 임금격차 지표로 삼고, 감사보수를 감사위험 평가의 간접 지표로 사용하여 임금격차가 클수록 감사보수가 증가한다는 결과를 도출했다. 이들은 임금격차를 경영자 권력이론 관점에서 감사위험의 신호로 해석하였다. 하지만 이 연구는 임금격차를 최고경영팀(TMT) 내부의 수평적 임금격차로 측정했지만, 조직 전체의 수직적 임금격차(경영진－종업원 간 격차)까지 반영하지 못한 한계를 가졌다. 이와 달리, Lin et al.(2024)은 중국 상장기업을 대상으로 경영진－종업원 간 임금격차와 감사보수의 관계를 분석하였다. 연구결과, 임금격차가 클수록 감사보수가 증가하였다. Yin and Du(2021) 또한 유사한 맥락에서 임금격차와 감사보수 간 양(＋)의 관계를 확인하며, 감사인이 임금격차를 기업의 재무보고의 품질 저하와 내부통제 위험 증가의 신호로 인식함을 지적했다. 또한 중국 자료를 이용한 Chen and Guo(2023) 및 Lin et al.(2024) 모두 임금격차가 클수록 감사보수가 증가한다는 결과를 보고하였다. 국내 연구로 황주희・정동진(2025)은 국내 유가증권 상장기업을 대상으로 총임금격차와 임금격차의 추정모형을 이용한 잔차(비정상 임금격차)가 감사보수와 감사시간에 양(＋)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 앞서의 관계는 전문경영자 기업보다 소유경영자 기업이면 강화되는 것으로 나타났다. 이에 저자는 임금격차가 감사위험을 높이는 결정요인이며, 감사인은 기업의 지배구조 관점에서 임금격차의 수준을 차별적으로 인식한 결과로 해석하였다. 앞서의 선행연구들은 임금격차를 감사인의 보수적 태도를 유발하는 감사위험의 지표로 일관되게 해석하는 경향을 보여준다.

그러나 효율적 계약이론의 관점에서는 임금격차를 성과 기반 문화의 신호로 간주하고, 감사인은 이러한 구조를 내부통제가 효과적으로 작동하는 긍정적 징후로 해석하여 감사위험을 낮게 평가할 수 있다는 가능성도 제기된다. 예를 들어, Kalelkar et al.(2023)은 최고경영팀(TMT)의 인센티브 구조가 감사보수에 영향을 미친다는 점을 확인하였으며, 특히 주식기반 보상이 높을수록 감사보수가 낮아지는 경향이 있음을 발견하였다. 이는 감사인이 주식기반 보상을 경영자의 이익일치 신호로 해석하여 감사위험을 낮게 평가하기 때문으로 해석된다.

이상의 임금격차와 감사위험의 관계를 살펴본 선행연구들은 Kalelkar et al.(2023)을 제외하면,

10) 기업 내 임금격차에 대한 연구는 경영팀 내의 최고경영자와 나머지 기타경영진 간 또는 경영자－종업원 간 보상의 불평등을 중심으로, 이 격차가 조직의 성과, 위험, 재무보고의 품질 및 감사위험과 같은 다양한 결과 변수에 어떠한 영향을 미치는지를 탐색해 왔다. 임금격차는 조직 내 인센티브 구조의 신호이자, 경영자 권력과 통제, 나아가 조직 내 공정성 및 갈등의 반영으로 이해되며, 이에 대한 해석은 효율적 계약이론과 경영자 권력이론의 두 상반된 관점으로 나뉜다.

대체로 임금격차와 감사보수 간에 양(+)의 관계를 보고하였다(Bryan and Mason 2017 ; Jia 2017 ; Ge and Kim 2020 ; Yin and Du 2021 ; Chen and Guo 2023 ; Lin et al. 2024 ; 황주희 · 정동진 2025). 이와 달리, Kalelkar et al.(2023)은 임금격차와 감사보수 간에 음(−)의 관계를 보고하였다. 전자는 경영자 권력이론의 관점이 지지되는 증거라면, 후자는 효율적 계약이론이 지지되는 증거이다. 감사 연구에서는 임금격차를 대체로 리스크 신호로 간주하여 감사보수 및 감사시간 증가로 대응하는 결과를 보여주고 있으나, 그 과정에서 감사품질의 조절효과, 감사인의 이질성, 감사자원 배분의 구조적 측면을 충분히 탐구하지 못했다. 본 연구는 이러한 문헌의 공백을 보완하고자, 경영진−종업원 간 수직적 임금격차를 중심으로 감사보수와 감사시간 그리고 직급별 감사시간이라는 다층적 감사성과를 함께 탐구한다. 이를 통해 임금격차와 감사성과 간의 관계를 보다 구조적이고 다면적으로 조명하는 새로운 실증적 증거를 제시한다는 점에서 기존 연구와 차별화된 학문적 기여를 한다.

한편, 본 연구는 황주희 · 정동진(2025)의 국내 선행연구와 비교할 때 다음과 같은 세 가지 측면에서 차별성을 지닌다. 첫째, 선행연구인 황주희 · 정동진(2025)은 유가증권 상장기업을 대상으로 임금격차와 감사위험의 관계를 감사보수와 감사시간 측면에서 살펴보았다. 그런데 이 연구는 Rouen(2020)의 추정모형을 이용하여 비정상 임금격차[11], 또한 소유경영자와 전문경영자 집단을 구분하는 과정에서 사용된 표본이 분석기간 2013−2023년 동안 2,257개 기업−연도 자료에 불과한 매우 제한된 적은 소표본이 분석되었다. 이는 임금격차와 감사인의 감사위험의 관계를 알아볼 때 표본의 대표성(representativeness of samples)에 한계가 있을 수 있다. 즉, 황주희 · 정동진(2025)은 이용가능한 표본 모두를 이용하여 관찰된 증거가 아니라는 점에서, 모집단인 상장기업 전체를 투영하여 이를 일반화시키는 데 있어 한계가 있다. 이와 달리, 본 연구는 분석기간 2013−2022년의 유가증권뿐만 아니라 코스닥 상장기업 역시 분석대상에 포함하였다. 또한 본 연구는 앞서의 분석기간에서 이용가능한 표본을 대상으로 분석했다는 점에서 선행연구의 표본 선정의 크기 문제를 해소하였다. 예컨대, 감사보수가 종속변수인 AF 표본의 경우 분석에 이용가능했던 최종 관측치는 17,638개 기업−연도 자료였다. 이는 앞서의 국내 선행연구인 황주희 · 정동진(2025)의 표본과 비교하면 7.8배(=17,638/2,257) 더 많다. 이러한 점에서 본 연구는 관찰되는 실증 증거에 대한 일반화 가능성이 더 높을 수 있다. 둘째, 황주희 · 정동진(2025)은 임금격차와 감사보수의 관계를 분석할 때 모형에 시차를 고려하지 않았다. 그러나 국내 감사업계는 고정형 보상계약이 더 일반적이므로(권수영 등 2005 ; 박종일 · 박찬웅 2007 ; 이재은 2024 등), 국내 선행연구들은 종속변수가 감사보수일 때 기업의 재무정보와 기업특성 변수들은 시차(lag) 모형이 고려될 필요가 있다(권수영 · 김문철 2001 ; 박종일 · 최관 2009 ; 권수영 · 기은선

11) 또한 연구자의 추정에 의한 잔차(비정상 임금격차)는 시장반응을 살펴볼 때 예측오차(estimated error)가 있고, 감사인 측면에서 관찰이 불가능한 변수일 수 있다. 예컨대, 이상호 · 최승욱(2018)은 연구자의 추정에 의한 비정상 감사보수는 투자자들이 투자의사결정에 적절히 반영하기 어렵다는 주장을 한다.

2011 ; 김용수 · 전규안 2016 등). 따라서 본 연구는 검증결과의 정확성을 높이고자 국내 기존 연구들의 방법처럼 종속변수가 감사보수일 때 관심변수인 임금격차를 전기 자료로 측정한다는 점에서 앞서 선행연구의 방법과는 차이가 있다. 또한 선행연구에서는 내생성 이슈를 별도로 보고하지는 않았으나, 이와 달리 본 연구는 기업별 고정효과모형, 변동모형, 성향점수매칭(propensity score matching) 분석, 그리고 감사인 교체기업에 대한 초도감사 표본의 분석 등을 통해 검증결과의 민감도 혹은 강건성 분석을 다루었다. 셋째, 본 연구는 기존 연구들의 범위를 보다 확장시켜 임금격차와 감사보수와 감사시간뿐 아니라 5개 직급별 감사시간까지 포함하여 분석함으로써 일관성 있는 방향[12]을 확인하였다는 점에서 선행연구와 비교해 차별화된 정보를 제공한다.

2. 가설의 설정

기존 연구들은 임금격차를 두 가지 상반된 관점에서 해석해 왔다. 하나는 경영자 권력이론이고, 다른 하나는 효율적 계약이론이다. 경영자 권력이론은 경영자가 이사회를 장악하거나 정보비대칭을 활용해 자신의 보상을 과도하게 설정하는 행위를 강조하며, 과도한 임금격차를 내부통제 실패, 회계 왜곡, 경영자의 기회주의 신호로 해석한다(Bebchuk et al. 2002 ; Lei 2017). 이 관점에서 임금격차는 감사위험을 높이는 요인으로 기능하며, 이런 경우 감사인은 감사실패와 소송위험에 대비하기 위해 감사시간을 늘리고 감사보수를 인상할 가능성이 있다(Simunic 1980 ; Yin and Du 2021). 예컨대, Ge and Kim(2020)은 미국 상장기업 데이터를 분석하여 임원 간 임금격차가 클수록 감사보수가 증가함을 실증하였는데, 이는 감사인이 임금격차를 감사위험의 부정적 신호로 인식했음을 보여준다.

반면, 효율적 계약이론은 기업 내 이해관계자 간 정보비대칭을 줄이고 유인 정렬을 위해 설계된 계약 구조를 설명하는 이론이다. 이 이론에 따르면, 경영자에게 부여되는 보상은 주주의 이익을 극대화하도록 동기를 부여하는 방식으로 설계된다. 효율적 계약이론의 한 갈래인 토너먼트 이론은 임금격차를 성과 기반 인센티브 설계의 자연스러운 결과로 간주한다(Lazear and Rosen 1981). 이들 이론에 따르면 임금격차는 구성원 간의 경쟁을 촉진하고 조직의 성과를 향상시키는 메커니즘으로 작동한다. 따라서 만일 감사인이 효율적 계약이론 관점에서 평가한다면 임금격차를 내부통제가 효과적으로 작동하고 성과 중심 문화가 자리 잡은 조직의 긍정적 신호로 해석할 것이다. 이런 경우 감사인은 임금격차가 클수록 감사위험을 낮게 평가하고, 이에 따라 감사시간과 감사보수를 줄이는 전략을 채택할 가능성이 있다. 예컨대, Kalelkar et al.(2023)은 최고경영팀(TMT)의 인센티브 구조가 감사보수에 어떤 영향을 미치는지를 확인하였는데, TMT 구성원 간의 보상성과의 민감도(pay-performance sensitivities)에 대한 분산이 클수록 감사보수가 낮음을

12) 여기서 '일관성 있는 방향'이란 임금격차(관심변수)와 감사보수, 감사시간, 직급별 감사시간(종속변수)의 관계가 국내 상장기업의 경우 전반적으로 양(+)의 관계인지, 아니면 음(−)의 관계인지에 관한 것이다.

보고하였다. 이는 경영진 간의 임금격차가 커질수록 감사인은 낮은 감사위험으로 반응한다는 것을 시사한다.

이처럼 동일한 임금격차라는 현상을 감사인이 어느 관점으로 해석하느냐에 따라 감사위험에 대한 인식, 감사전략, 감사투입량(감사시간, 감사보수)이 상반된 결과로 이어질 수 있다. 따라서 본 연구는 경영진－종업원 간 임금격차와 감사보수 또는 감사시간의 관계에 대해 경영자 권력이론과 효율적 계약이론의 이론적 긴장 속에서 상반된 예측을 제시한다. 경영자 권력이론 관점에서는 임금격차가 감사위험을 높여 감사시간과 감사보수가 증가할 것으로 예상되며, 효율적 계약이론 관점에서는 임금격차가 성과주의 신호로 감사위험을 낮게 평가하게 하여 감사시간과 감사보수가 감소할 것으로 예측된다. 이에 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정한 후, 이와 관련한 실증 의문을 분석을 통해 알아본다.

가설 1 : 경영진－종업원 간 임금격차는 감사보수와 관련성이 있다.
가설 2 : 경영진－종업원 간 임금격차는 감사시간과 관련성이 있다.

Ⅲ. 연구설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 경영진－종업원 간의 임금격차와 감사보수의 관계를 알아보고(가설 H1), 임금격차와 감사시간의 관계를 알아보는데 있다(가설 H2). 이를 위해 본 연구는 다음의 식(1) 및 식(2)의 모형을 설정하여 검증한다.

$$\begin{aligned} AF_t = {} & \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} \\ & + \beta_8 LIQ_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} ROA_{t-1} + \beta_{12} DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} \\ & + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_{t-1} + \beta_{16} INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} \\ & + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} AH_t = {} & \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t \\ & + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t \\ & + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t \\ & + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, **종속변수**

AF = t년도 감사보수에 자연로그 ;
AH = t년도 감사시간에 자연로그 ;

관심변수 : PD(경영진－종업원의 임금격차)

PD1 = t－1, t년도 경영진－종업원의 임금격차1(=등기임원의 1인당 평균보수액에서 직원의 1인당 평균급여액을 차감한 후 등기임원의 1인당 평균보수액으로 나눈 값) ;

PD2 = t－1, t년도 경영진－종업원의 임금격차2(=총임원의 1인당 평균보수액에서 직원의 1인당 평균급여액을 차감한 후 총임원의 1인당 평균보수액으로 나눈 값) ;

통제변수

BIG4 = t년도 Big 4 회계법인이 감사한 기업이면 1, 아니면 0 ;

ISA = t년도 산업전문감사인(총자산 제곱근을 기준으로 산업 내 시장점유율이 20% 이상)이면 1, 아니면 0 ;

FIRST = t년도 초도감사이면 1, 아니면 0 ;

OPN = t년도 적정의견이 아닌 기업이면 1, 아니면 0 ;

SIZE = t－1, t년도 총자산의 자연로그 ;

LEV = t－1, t년도 총부채/총자산 ;

LIQ = t－1, t년도 유동자산/유동부채 ;

MTB = t－1, t년도 자본의 시장가치/장부가치 ;

GRW = t－1, t년도 $(\text{매출액}_{t}-\text{매출액}_{t-1})/\text{매출액}_{t-1}$;

ROA = t－1, t년도 당기순이익/기초총자산 ;

DA = t－1, t년도 Kothari et al.(2005) 모형의 ROA 성과통제 재량적 발생액 ;

LOSSF = t－1, t년도 5년간 손실발생 횟수 ;

CONF = t년도 연결재무제표 작성 기업이면 1, 아니면 0 ;

EXPT = t－1, t년도 수출/매출액 ;

INVREC = t－1, t년도 재고자산과 매출채권/총자산 ;

ISSUE = t－1, t년도 유상증자를 한 기업이면 1, 아니면 0 ;

BOND = t－1, t년도 회사채 발행을 한 기업이면 1, 아니면 0 ;

OWNER = t년도 대주주지분율(특수관계자를 고려) ;

FOR = t년도 외국인지분율 ;

MKT = t년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 유가증권 상장기업이면 0 ;

ΣIND = t년도 산업더미 ;

ΣYD = t년도 연도더미 ;

ε = 잔차항 ;

편의상 i기업 표시는 생략함.

가설 1과 2를 분석하기 위한 식(1) 및 식(2)의 종속변수는 각각 *AF*(감사보수)와 *AH*(감사시간)이다. 이들 변수 모두는 선행연구의 방법에 따라 자연로그를 취한 값을 이용하여 분석한다(권수영・기은선 2011 ; 김용수・전규안 2016 ; 이윤정・박종일 2022 등).

식(1)과 식(2)에서 주된 관심변수는 모두 경영진－종업원 간의 수직적 임금격차를 나타내는 *PD*(pay disparity ; 임금격차)이다. *PD* 측정을 위해 본 연구는 정선문・김예원(2022) 및 이윤정・박종일(2024)의 방법을 준용하여 임금격차의 대용치로 두 가지 방법을 이용하였다. 하나는 등

기임원의 1인당 연간 평균보수액에서 직원의 1인당 연간 평균급여액을 차감한 후 다시 등기임원의 1인당 연간 평균보수액으로 나눈 값이고(이하 *PD1*), 다른 하나는 총임원의 1인당 연간 평균보수액에서 직원의 1인당 연간 평균급여액을 차감한 후 다시 총임원의 1인당 연간 평균보수액으로 나눈 값이다(이하 *PD2*). 전자는 경영진－직원 간의 임금격차에 대해 등기임원을 기준으로 임금격차를 측정한 경우이고, 후자는 총임원을 기준으로 임금격차를 측정한 경우이다. 따라서 총임원에는 등기임원과 미등기임원 모두가 포함된 측정치이다.[13] 특히, 앞서의 본 연구에서 계산된 측정치인 *PD1*과 *PD2*는 경영진－종업원 간의 차이를 다시 비율로 전환한 것이므로, '차이 비율'을 의미한다(이윤정・박종일 2024). 하지만 본 연구는 기술의 편의상 이를 임금격차로 표기한다.

따라서 가설 1의 경우 만일 임금격차가 클수록 감사인의 감사보수가 증가한다면 식(1)의 관심변수 *PD1* 또는 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 유의한 양(＋)의 값이 나타날 것이다($\beta_1 > 0$). 이런 결과로 나타나면 감사인의 반응에 경영자 권력이론이 지지되는 증거이다. 또한 가설 1의 경우 만일 임금격차가 클수록 감사인의 감사보수가 감소한다면 식(1)의 관심변수 *PD1* 또는 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 유의한 음(－)의 값이 나타날 것이다($\beta_1 < 0$). 이런 결과로 나타나면 효율적 계약이론이 지지되는 증거이다.

가설 2의 경우 만일 임금격차가 클수록 감사인의 감사시간의 투입이 증가하면 식(2)의 관심변수 *PD1* 또는 *PD2*는 종속변수 *AH*에 대해 유의한 양(＋)의 값이 나타날 것이다($\beta_1 > 0$). 이는 경영자 권력 관점이 지지되는 증거이다. 또한 만일 임금격차가 클수록 감사인의 감사시간의 투입이 감소하면 식(2)의 관심변수 *PD1* 또는 *PD2*는 종속변수 *AH*에 대해 유의한 음(－)의 값이 나타날 것이다($\beta_1 < 0$). 이는 효율적 계약 관점이 지지되는 증거이다.

본 연구는 *PD*와 감사인의 감사보수(*AF*) 또는 감사시간(*AH*)의 각 관계를 조사할 때 종속변수에 영향을 미치는 통제변수를 선행연구에 기초하여 선정하였다(Simunic 1980 ; Simmon and Francis 1988 ; Palmrose 1986, 1989 ; 최관・백원선 1998 ; 박종일・박찬웅 2007 ; 권수영・기은선 2011 ; 최승욱・이우재 2015 ; 김용수・전규안 2016 ; 최종학・양승희 2019 ; 권수영 등 2021 ; 이윤정・박종일 2022 등). 구체적으로, 본 연구에서 선정한 통제변수는 감사인 특성을 고려하기 위한 *BIG4*(Big 4 감사인여부), *ISA*(산업전문감사인여부), *FIRST*(초도감사여부), *OPN*(비적정의견여부)을, 기업의 특성을 고려하기 위한 *SIZE*(기업규모), *LEV*(부채비율), *LIQ*(유동비율), *MTB* (자본의 장부가치 대비 시장가치), *GRW*(매출액 성장률), 기업의 성과를 통제하기 위한 *ROA*(총자산

13) 본 연구는 관심변수 *PD1* 및 *PD2*를 측정하기 위하여 등기임원의 1인 평균보수액, 직원의 1인 평균급여, 총임원의 주총승인금액 및 총임원의 인원수 정보를 TS2000 자료를 통해 추출하였다. TS2000 자료는 개별 상장기업이 사업보고서에 공시한 자료를 가져온 것이다. 등기임원의 1인 평균보수액과 직원의 1인 평균급여액은 사업보고서에 공시된 정보인 반면, 총임원의 1인당 평균보수액은 공시된 정보가 아니다. 따라서 *PD2*를 측정하기 위해 본 연구는 총임원의 주총승인금액을 임원의 인원수로 나누어 총임원의 1인당 평균보수액을 측정하였다.

이익률), *DA*(재량적 발생액), *LOSSF*(과거 5년간 손실발생 횟수), 감사과정에서 기업의 복잡성을 통제하기 위한 *CONF*(연결재무제표 작성여부), *ISSUE*(유상증자여부), *BOND*(회사채 발행여부), 소유구조를 통제하기 위한 *OWNER*(대주주지분율), *FOR*(외국인지분율), 그리고 시장간 차이를 통제하기 위한 *MKT*(시장유형) 등이다. 또한 본 연구는 산업과 연도 차이에 기인한 고정효과를 통제하기 위해 산업과 연도더미(*ΣIND*, *ΣYD*)를 모형에 추가하였다. 이들 통제변수에 대한 보다 구체적인 측정방법은 식(3)의 하단에 제시했다. 또한 본 연구는 OLS로 회귀분석을 수행할 때 개별기업 수준의 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값으로 검증결과를 확인한다.

한편, 앞서 연구모형에서 본 연구는 국내 선행연구의 방법을 준용하여 식(1)의 경우 종속변수가 *AF*일 때 선행연구의 방법을 이용하여 직전 재무자료 및 기업특성에 기초하여 측정한 반면, 식(2)의 종속변수가 *AH*일 때는 당기 재무자료를 기초하여 측정하였다(권수영 · 김문철 2001 ; 박종일 · 최관 2009 ; 권수영 · 기은선 2011 ; 김용수 · 전규안 2016 등).[14] 다만, 식(1) 및 식(2)에서 재무자료가 아닌 경우는 모두 당기 자료로 측정되었다(권수영 · 기은선 2011 ; 이윤정 · 박종일 2022 등). 본 연구에서 이렇게 연구모형을 설정한 데에는 선행연구들의 주장에 기초한 것이다. 예를 들어, 권수영 등(2005), 박종일 · 박찬웅(2007) 및 이재은(2024) 등은 국내 감사시장은 감사보수 계약시에 고정형(fixed fee) 계약이 대부분이라고 주장한다. 또한 국내 감사시장은 12월 결산기업일 때 기업들은 4월말까지 감사인을 선임해야 하므로, 외부감사인에게 실제로 영향을 미치는 변수는 전기인 직전연도의 재무자료이다. 이점을 고려하면 종속변수가 *AF*일 때는 t시점, 관심변수와 통제변수 중 재무자료는 t−1시점으로 설정할 필요가 있다(송보미 등 2017). 다만, 선행연구들은 재무자료가 아닌 통제변수들은 당기 자료를 이용한다(박종일 · 박찬웅 2007 ; 권수영 · 기은선 2011). 앞서와 달리, 종속변수가 *AH*일 때는 감사계약이 체결된 이후 감사시간이 투입된다는 점을 고려하면 전기보다 당기 재무자료가 감사인의 감사시간에 영향을 미칠 수 있다(박종일 · 최관 2009 ; 권수영 · 기은선 2011 ; 조미옥 · 최종학 2021 등). 따라서 선행연구들은 종속변수가 *AH*일 때 t시점, 관심변수와 통제변수 모두 t시점으로 측정한다.

2. 표본의 선정

본 연구는 분석기간 2013년부터 2022년까지 거래소와 코스닥에 상장된 유가증권과 코스닥기업 중 아래의 조건을 만족하는 표본을 대상으로 선정한다.

(1) 금융업이 아닌 12월 결산기업
(2) TS2000 데이터베이스로부터 임원의 보수총액과 총임원수 또는 1인당 평균보수액, 직원의

14) 예컨대, 12월 결산기업은 4월말까지 외부감사계약을 체결해야 하므로, 국내는 대부분 고정형 보수계약의 형태로 감사보수가 결정된다. 따라서 감사인은 전기 재무자료에 기초하여 감사보수를 결정하는 반면, 감사시간은 당기의 재무자료와 관련이 있으므로, 당기 재무자료에 기초하여 측정된 것이다.

1인당 평균급여액, 감사보수, 감사시간 그리고 대주주 지분율에 대한 자료가 수집가능한 기업

(3) Value Search 데이터베이스에서 기본 재무자료, 감사의견, 회계법인, 외국인지분율 및 주가 등의 자료가 수집가능한 기업

(4) 감사보수가 1천만원 이상이고, 감사시간은 100시간 이상인 기업

(5) 자본잠식이 아닌 기업

국내의 경우 임원의 보수가 사업보고서에 공시되기 시작한 것은 2013년부터이므로, 본 연구의 분석기간은 관심변수를 기준으로 2013년부터 2022년까지이다. 예컨대, 종속변수가 *AH*일 때 식(2)는 시차가 고려되지 않았으므로, 2013－2022년인 반면, 종속변수가 *AF*일 때 식(1)은 종속변수와 관심변수 간에 시차(lag)가 고려되므로, 2013－2023년의 자료가 이용되었다.[15)]

한편, 식(1)의 경우는 식(2)와 달리 선행연구들처럼 시차모형을 이용한다(김용수・전규안 2016 ; 권수영 등 2021 등). 조건(1)은 산업과 결산월에 따른 비교가능성 및 표본의 동질성을 위한 사항이다. 조건 (3)~(5)는 분석에 이용되는 자료출처에 관한 사항이다. 본 연구는 관심변수(*PD1*, *PD2*)의 측정을 위해 (사)한국상장회사협의회의 TS2000 데이터베이스를 이용하였다(정선문・김예원 2022 ; Choo et al. 2023 등). 또한 식(1) 및 식(2)의 종속변수(*AF*, *AH*) 그리고 통제변수 중 *OWNER*(대주주 지분율)는 앞서의 자료에서 추출하였다. 조건 (3)의 경우 나머지 기본 재무자료, 감사의견, 회계법인 명단, *FOR*(외국인지분율), 주가 등의 자료는 NICE평가정보(주)의 Value Search에서 추출하였다. 조건 (4)는 선행연구의 방법에 따라 선정한 것이다(권수영・김문철 2001 ; 권수영 등 2006 ; 박종일・박찬웅 2007 ; 전규안・박종일 2017 ; 박종일・전규안 2018 등).[16)] 그리고 조건 (5)에서 자본잠식 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있으므로, 표본에서 제외하였다(이윤정・박종일 2024).

앞서의 조건을 모두 만족하는 이용가능했던 최종표본은 종속변수가 *AF*의 경우 분석기간 동안

15) 이는 본 연구의 분석기간의 경우 선행연구인 황주희・정동진(2025)에서 사용된 분석기간(2013년－2023년)과 유사한 특성이 있다. 다만, 선행연구는 본 연구와 달리 감사보수가 종속변수일 때 시차모형을 고려하지 않았다는 차이가 있다.

16) 권수영・김문철(2001), 권수영 등(2006), 박종일・박찬웅(2007) 및 박종일・전규안(2018) 등의 선행연구들은 감사보수와 감사시간 자료를 분석할 때 비정상적으로 낮은 감사시간과 감사보수에 대해 조건(4)와 같은 자료의 신뢰성 문제가 있다고 보고 이를 제외한 후 분석하였다. 예를 들어, 최소 감사시간 및 감사보수에 대한 정확한 기준은 없지만, 권수영・기은선(2011)은 결산월이 변경되거나 하는 경우 감사시간이 적게 투입될 수 있고, 또한 권수영・김문철(2001)은 감사시간이 최소 100시간 미만의 경우를 불성실 공시로 간주하였다. 이러한 데에는 상장기업의 감리 시에 충분히 투입되야 할 최소 감사시간을 100시간(예로, 감사계획 4시간, 중간감사 24시간, 재고실사 24시간, 기말감사 48시간 등)으로 보았기 때문이다. 또한 박종일・박찬웅(2007) 및 박종일・전규안(2018)은 상장기업에서 1천만원 미만의 비정상적으로 낮은 감사보수를 신뢰성이 의심되는 자료로 간주하여 최종표본에서 제외시켰다.

17,638개 기업-연도 자료이고, 종속변수가 *AH*의 경우는 17,588개 기업-연도 자료이다. 본 연구는 식(1) 및 식(2)의 모형의 변수들에 대한 극단치 문제를 최소화하기 위해 자연로그를 취한 경우와 더미변수를 제외하고 나머지들은 각 변수의 상하 1% 내로 조정(winsorize)하여 분석한다.

<Table 1>에는 표본의 선정절차를 요약한 것이다. 지면관계상 식(1) 및 식(2)의 모형에서 본 연구에서 이용된 표본이 각기 다르므로, 표본의 수가 가장 많은 AF 표본을 중심으로 보고하였다. 앞서 전술한 바와 같이 관련연구인 황주희·정동진(2025)의 연구에서 분석기간(2013년-2023년)의 관측치 2,257개 기업-연도와 비교하면, <Table 1>의 경우 본 연구에서 이용가능했던 표본이 대략 7.8배(=17,638/2,257) 더 많음을 확인할 수 있다.[17] 그러한 점은 본 연구에서 나타난 검증결과는 앞서의 선행연구보다 표본의 대표성 측면에서 보면, 일반화 가능성이 더 높을 것으로 예상된다.

〈Table 1〉 Sample Selection Procedure

Firms listed on the KOSPI or KOSDAQ markets that were not in the financial industry, 2013-2022	25,710
Less : Firms with a fiscal year-end other than December	(1,320)
Less : Firms lacking data on the average remuneration per registered director (or average remuneration per unregistered executive) and average salary per employee in TS2000	(6,204)
Less : Firms for which financial statement data or other independent and control variables were unavailable	(505)
Less : Firms with negative equity	(43)
Final sample	17,638

<Table 2>에는 최종표본에 대한 산업별 분포와 연도별 분포를 보고하였다. 산업 분포는 AF 표본과 AH 표본을 중심으로, 연도별 분포는 AF 표본과 AH 표본 간에 큰 차이가 없어 지면상 AF 표본을 중심으로 제시하였다. 모든 회귀분석의 경우 중분류로 더미변수가 고려되었으나, 지면관계상 표의 보고에는 대분류로 산업을 보고했다.

<Table 2>의 Panel A에서 AF 표본을 보면, 제조업이 대략 65.9%로 가장 많은 빈도수를 보이며, 다음은 서비스업이 19.7%, 도매 및 소매업이 8.1%, 기타 3.5% 그리고 건설업이 2.8% 순이다. 표본은 다양한 산업에 걸쳐 분포한다. 한편, 이러한 산업 분포의 특성은 종속변수가 AH 표본의 경우에도 유사한 것을 볼 수 있다.

17) 본 연구는 황주희·정동진(2025)의 분석기간(2013년-2023년)에서의 표본의 크기를 서로 비교하기 위하여, 해당 선행연구의 <표 3-1>의 보고된 연도별 표본의 분포를 참고하였다.

〈Table 2〉 Sample Distribution by Industry and Year

Panel A : Industry Distribution

Industry	AF Sample		AH Sample	
	Frequency	%	Frequency	%
Manufacturing	11,617	65.9%	11,576	65.9%
Construction	495	2.8%	494	2.8%
Wholesale and retail trade	1,430	8.1%	1,426	8.1%
Services	3,481	19.7%	3,446	19.6%
Other	615	3.5%	616	3.5%
Total	17,638	100.0%	17,558	100.0%

Panel B : Yearly Distribution (AF Sample)

Year	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2013~2022
N	1,401	1,451	1,545	1,623	1,703	1,799	1,875	1,979	2,082	2,180	17,638

Note 1) Industries are classified according to the broad industry categories in NICE Information Service Co., Ltd.'s Value Search database.

Note 2) The analysis covers observations from 2013 through 2022, based on the variables of interest.

<Table 3>은 본 연구의 관심변수에 해당하는 *PD*에 대한 연도별 평균을 제시하였다. 본 연구는 *PD* 변수의 대용치(proxy)로 등기임원 기준으로 측정한 *PD1*(등기임원의 1인당 평균보수와 직원의 1인당 평균급여 간의 차이 비율)과 총임원 기준으로 측정한 *PD2*(총임원의 1인당 평균보수와 직원의 1인당 평균급여 간의 차이 비율)를 이용하고 있으므로, 같이 제시하였다. 연도별 분포 특성에서는 *PD1*과 *PD2*의 경우 유사한 패턴을 보이고 있다. 구체적으로, 임금격차의 경우 2013년도의 평균 *PD1*(0.742)과 *PD2*(0.593)로 나타난 이후 코로나19 팬데믹 위기 초반인 2020년도에 *PD1*(0.695)과 *PD2*(0.515)로 다른 연도보다 가장 낮았다. 코로나19 위기 이후 다시 *PD1* 및 *PD2*는 점차 증가하는 추세이다. 이러한 현상은 사업보고서에 임원보수가 시장에 공개된 이후 경영진－종업원 간의 임금격차는 점차 감소하다가, 코로나에 따른 외생적 충격으로 임금격차가 가장 낮은 수준을 기록한 후 다시 그 격차는 점차 커지고 있다. 즉, 연도별 임금격차는 2020년의 코로나19 팬데믹 전후로 완만한 V자형 곡선의 형태로 나타난다.

〈Table 3〉 Annual Distribution of Pay Disparity (PD) : AF Sample

Year	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2013~2022
PD1	0.742	0.736	0.734	0.722	0.723	0.717	0.712	0.695	0.707	0.713	0.718
PD2	0.593	0.581	0.578	0.559	0.561	0.545	0.537	0.515	0.533	0.536	0.551
N	1,401	1,451	1,545	1,623	1,703	1,799	1,875	1,979	2,082	2,180	17,638

Note) *PD1* is the executive-employee pay disparity in year t, measured as (average remuneration per registered director − average salary per employee)/average remuneration per registered director. *PD2* is the executive-employee pay disparity in year t, measured as (average remuneration per executive, including both registered and unregistered executives − average salary per employee)/average remuneration per executive.

Ⅳ. 실증분석의 결과

1. 기술통계

<Table 4>에는 모형에 이용된 변수들의 기초통계를 보고하였다. 지면상 종속변수가 *AF*인 식(1)을 중심으로 제시하였다. 다만, 식(2)의 경우는 종속변수 *AH*에 대해 보고하였다.

<Table 4>를 보면, 본 연구의 종속변수인 *AF*(감사보수)의 평균(중위수)은 11.703(11.562)이고, *AH*(감사시간)는 7.189(7.054)이다. 표에 제시되어 있지 않으나, 이들의 자연로그 전의 값은 *AF*의 경우 189,663(105,000)천원이며, *AH*의 경우 1,944(1,158)시간이었다.

〈Table 4〉 Descriptive Statistics

Variable	N	Mean	Median	STD	Min	Max
AF	17,638	11.703	11.562	0.827	9.306	15.947
AH	17,588	7.189	7.054	0.738	4.700	11.364
PD1	17,638	0.718	0.784	0.248	−0.661	0.970
PD2	17,638	0.551	0.640	0.341	−1.190	0.936
BIG4	17,638	0.415	0	0.493	0	1
ISA	17,638	0.182	0.000	0.386	0.000	1.000
FIRST	17,638	0.245	0	0.430	0	1
OPN	17,638	0.006	0	0.076	0	1

〈Table 4〉 Descriptive Statistics (continued)

Variable	N	Mean	Median	STD	Min	Max
SIZE	17,638	25.988	25.747	1.385	21.594	33.192
LEV	17,638	0.366	0.358	0.199	0.027	0.859
LIQ	17,638	3.198	1.703	4.621	0.193	32.849
MTB	17,638	1.949	1.332	2.016	0.077	13.092
GRW	17,638	0.105	0.038	0.440	−0.686	2.859
ROA	17,638	0.011	0.025	0.121	−0.495	0.348
DA	17,638	0.000	0.000	0.083	−0.605	0.581
LOSSF	17,638	1.372	1.000	1.574	0.000	5.000
CONF	17,638	0.814	1	0.389	0	1
EXPT	17,638	0.119	0.000	0.242	0.000	0.960
INVREC	17,638	0.217	0.198	0.149	0.000	0.634
ISSUE	17,638	0.238	0.000	0.426	0.000	1.000
BOND	17,638	0.093	0.000	0.291	0.000	1.000
OWNER	17,638	0.396	0.389	0.164	0.074	0.784
FOR	17,638	0.064	0.024	0.099	0.000	0.524
MKT	17,638	0.621	1.000	0.485	0.000	1.000
Other variable						
QCR	15,218	3.115	2.996	0.769	0.693	7.257
BMD	15,215	4.874	4.920	0.865	0.693	7.565
RCPA	15,230	6.803	6.701	0.734	4.025	10.762
JCPA	8,855	5.895	5.914	1.070	0.693	9.743
CATVS	7,256	4.376	4.595	1.665	0.693	10.211

Note 1) Variable definitions : *AF*=natural logarithm of audit fees in year t ; *AH*=natural logarithm of audit hours in year t ; *PD1*=executive−employee pay disparity in year t−1, measured as the difference between the average compensation per registered executive and the average salary per employee, divided by the average compensation per registered executive ; *PD2*=executive−employee pay disparity in year t−1, measured as the difference between the average compensation per executive (including both registered and unregistered executives) and the average salary per employee, divided by the average compensation per executive ; *BIG4*=an indicator variable equal to 1 if the firm is audited by a Big 4 accounting firm in year t, and 0 otherwise ; *ISA*=an indicator variable equal to 1 if the auditor is an industry specialist with a market share of at least 20% within the industry, measured using the square root of total assets, in year t, and 0 otherwise ; *FIRST*=an indicator variable equal to 1 if the firm is subject to an initial audit engagement in year t, and 0 otherwise ; *OPN*=

an indicator variable equal to 1 if the firm receives an audit opinion other than an unqualified opinion in year t, and 0 otherwise ; *SIZE*=natural logarithm of total assets in year t−1 ; *LEV*=total liabilities divided by total assets in year t−1 ; *LIQ*=current assets divided by current liabilities in year t−1 ; *MTB*=market value of equity divided by book value of equity in year t−1 ; *GRW*=sales growth, calculated as (sales in year t−sales in year t−1) / sales in year t−1 ; *ROA*=net income divided by beginning-of-year total assets in year t−1 ; *DA*=performance-adjusted discretionary accruals estimated using the ROA-adjusted model of Kothari et al. (2005) in year t−1 ; *LOSSF*=number of years with reported losses over the five-year period ending in year t−1 ; *CONF*=an indicator variable equal to 1 if the firm prepares consolidated financial statements in year t, and 0 otherwise ; *EXPT*=exports divided by sales in year t−1 ; *INVREC*=the sum of inventories and accounts receivable divided by total assets in year t−1 ; *ISSUE*=an indicator variable equal to 1 if the firm conducts a seasoned equity offering in year t−1, and 0 otherwise ; *BOND*= an indicator variable equal to 1 if the firm issues corporate bonds in year t−1, and 0 otherwise ; *OWNER*=ownership percentage held by the largest shareholder, including related parties, in year t ; *FOR*=foreign ownership percentage in year t ; *MKT*=an indicator variable equal to 1 if the firm is listed on the KOSDAQ market in year t, and 0 if it is listed on the KOSPI market ; *QCR*=natural logarithm of audit hours spent by quality control reviewers in year t ; *BMD*=natural logarithm of audit hours spent by engagement partners in year t ; *RCPA*=natural logarithm of audit hours spent by registered certified public accountants in year t ; *JCPA*=natural logarithm of audit hours spent by trainee certified public accountants in year t ; *CATVS*=natural logarithm of audit hours spent by specialists in information technology, taxation, valuation, and other related fields in year t.

Note 2) Except for *AH*, all variables are reported based on Equation (1), in which *AF* is the dependent variable.

Note 3) The sample period covers 2013 through 2022.

관심변수 *PD1*(등기임원−직원 임금격차의 차이 비율)의 평균(중위수)은 0.718(0.784)이고, *PD2*(총임원−직원 임금격차의 차이 비율)의 평균(중위수)은 0.551(0.640)이다. 표에는 구체적인 수치를 보고하지 않았으나, 분석기간 중 등기임원의 1인당 평균보수액의 평균은 340백만원이고, 총임원의 1인당 평균보수액의 평균은 187백만원이며, 직원의 1인당 평균급여액의 평균은 52백만원이었다. 따라서 직원의 1인당 평균보수 대비 등기임원의 평균보수는 6.5배(=340/52백만원) 정도 높고, 직원의 1인당 평균보수 대비 총임원의 평균보수는 3.6배(=187/52백만원) 정도로 나타난다. 앞서의 CEO−직원 간 임금격차 수치로 볼 때 국내의 경우를 미국과 단순비교하면 국내의 CEO−직원 간 보수 차이는 미국과 비교해 월등히 낮은 수준이다. 예를 들어, Bardos et al. (2021)에 따르면 미국의 상위 350개 기업을 조사한 결과에서 CEO−직원 간 보수 차이가 1965년에 직원 대비 CEO가 평균 1 대 20배였고, 2018년에는 평균 1 대 278배로 증가했음을 제시하고 있기 때문이다.

통제변수의 경우 평균을 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 감사인 특성 변수 중 *BIG4*(대형회계법인)의 평균은 41.5%이고, *ISA*(산업전문감사인)의 평균은 18.2%이다. *FIRST*(초도감사)는 24.5%이고, *OPN*(비적정감사의견)의 평균은 0.6%로 국내의 경우 비적정 감사의견의 비율이 매

우 낮은 수준이다. 기업특성 관련 변수 중 *SIZE*(기업규모)의 평균은 25.988로 총자산에 자연로그를 취하기 전의 값은 1,054,812백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균은 0.366이고, *LIQ*(유동비율)의 경우는 3.198이며, *MTB*(자본의 시장가치/장부가치)의 경우는 1.949를, *GRW*(매출액의 성장률)는 10.5%이다. 기업의 수익성과 관련된 변수로 *ROA*(총자산이익률)의 평균은 1.1%이고, *DA*(재량적 발생액)은 0.000이며, *LOSSF*(과거 5년간 손실발생횟수)는 1.372로 나타나 표본 중에서 과거 5년간 손실이 평균 1.4회 정도 발생했다. 기업의 복잡성을 나타내는 변수 중 *CONF*(연결재무제표)의 평균은 81.4%이고, *EXP*T(수출비중)는 11.9%이며, *INVREC*(총자산 대비 재고자산과 매출채권)의 평균은 21.7%를, *ISSU*E(유상증자)와 *BOND*(회사채발행)의 평균은 각각 23.8%와 9.3%로 나타났다. 또한 소유구조 관련 변수 중 *OWNE*R(대주주지분율)의 평균은 39.6%를, *FOR*(외국인지분율)는 6.4%이다. *MKT*(시장간 차이)의 평균은 62.1%로 나타나 표본에서 유가증권 상장기업보다 코스닥 상장기업이 더 많았다.

한편, 추가분석에 이용될 기타 변수로 직급별 감사시간(*Rank_AH*)의 경우 *QCR*(품질관리검토자), *BMD*(담당이사), *RCPA*(등록공인회계사), *JCP*A(수습공인회계사), *CATVS*(전산감사・세무・가치평가의 전문가)의 각 평균(중위수)은 3.115(2.966), 4.874(4.920), 6.803(6.701), 5.895(5.914), 4.376(4.595)이었다. 이들의 자연로그를 취하기 전의 각 평균(중위수) 값은 각각 32(20), 186(137), 1,288(813), 648(374), 255(96)시간이었다. 따라서 감사업무 시 감사참여자 중 등록공인회계사, 수습공인회계사, 전산감사・세무・가치평가의 전문가, 담당이사, 품질관리검토자 순으로 감사투입시간이 많은 것으로 나타났다.

2. 상관관계 분석

<Table 5>에는 주요 변수들에 대한 상관관계를 피어슨 상관계수로 제시하였다. 표의 보고는 종속변수 *AF*와 *AH*의 경우를 중심으로 보고하였다. 즉, <Table 5>의 경우 대각선 하단은 종속변수가 *AF*인 식(1)의 경우이고, 대각선 상단은 종속변수가 *AH*인 식(2)의 경우이다.

<Table 5>를 보면, 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 1% 이내에서 유의한 양(+)의 상관성을, 또한 종속변수 *AH*에 대해 1% 이내에서 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 이는 경영진−종업원 간의 임금격차가 클수록 감사인의 감사보수와 감사시간이 모두 증가한다는 결과이다. 그러나 앞서의 결과는 감사보수 및 감사시간에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수들이 고려되지 않은 두 변수 간의 단순 상관성만을 나타내는 것이므로, 식(1) 및 식(2)의 모형을 이용한 다변량(multivariate) 회귀분석 결과를 통해 보다 정확한 사항을 확인할 필요성이 있다.

한편, 통제변수들의 경우 종속변수가 *AF*이면 *MTB*, *ROA*, *DA* 및 *OWNER*을 제외하면 나머지 변수들은 유의한 상관성이 나타났다. 구체적으로, *BIG4*, *ISA*, *FIRST*, *OPN*, *SIZE*, *LEV*, *GRW*, *LOSSF*, *CONF*, *BOND*, *FOR*은 종속변수 *AF*에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, *LIQ*, *EXPT*,

INVREC, *ISSUE*, *MKT*는 종속변수 *AF*에 대해 유의한 음(−)의 상관성이다. 즉, Big 4의 대형 회계법인이 감사하거나 산업전문감사인이 감사하면, 초도감사시간이거나 비적정 감사의견이면, 기업규모가 크거나 부채비율이 높거나, 매출액 성장성이 높거나, 과거 5년간 손실발생 횟수가 많거나, 연결재무제표를 작성하면, 회사채 발행기업이면, 외국인지분율이 높은 기업일수록 감사보수가 높은 반면, 유동비율이 높거나, 수출비중이 높거나, 재고자산 및 매출채권의 비중이 높을수록, 유상증자를 수행한 기업이면, 코스닥기업이면 감사보수가 낮은 것으로 나타났다.

또한 통제변수들의 경우 종속변수가 *AH*이면 *FIRST* 및 *GRW*를 제외하면 대체로 유의한 상관성을 보이고 있다. 구체적으로, *BIG4*, *ISA*, *OPN*, *SIZE*, *LEV*, *ROA*, *CONF*, *BOND*, *OWNER*, *FOR*은 종속변수 *AH*에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, *LIQ*, *MTB*, *DA*, *LOSSF*, *EXPT*, *INVREC*, *ISSUE*, *MKT*는 종속변수 *AH*에 대해 유의한 음(−)의 상관성이 나타났다. 앞서의 결과로 볼 때 Big 4의 대형 회계법인이 감사하거나 산업전문감사인이 감사하면, 비적정 감사의견이면, 기업규모가 크거나 부채비율이 높거나, 총자산이익률이 높을수록, 연결재무제표를 작성하면, 회사채 발행기업이면, 대주주지분율이 높거나 외국인지분율이 높은 기업일수록 감사시간의 투입이 많은 반면, 유동비율이 높거나, 자본의 시장가치가 클수록, 재량적 발생액 수준이 높거나 과거 5년간 손실발생 횟수가 많거나, 수출비중이 높거나, 재고자산 및 매출채권의 비중이 높을수록, 유상증자를 수행한 기업이면, 코스닥기업이면 감사시간의 투입이 적은 것으로 나타났다. 이중 *SIZE*가 종속변수 *AF*와 *AH*에 대해 가장 높은 상관성이 나타나고 있다.

〈Table 5〉 Correlation Matrix

Variable	AF	PD1	PD2	CONF	BIG4	ISA	FIRST	OPN	SIZE	LEV	LIQ	MTB	GRW	ROA	DA	LOSSF	EXPT	INVREC	ISSUE	BOND	OWNER	FOR	MKT
AH	1	0.158 (0.000)	0.169 (0.000)	0.321 (0.000)	0.456 (0.000)	0.341 (0.000)	0.008 (0.300)	0.015 (0.050)	0.814 (0.000)	0.211 (0.000)	−0.192 (0.000)	−0.110 (0.000)	−0.002 (0.806)	0.056 (0.000)	−0.015 (0.047)	−0.059 (0.000)	−0.035 (0.000)	−0.105 (0.000)	−0.124 (0.000)	0.338 (0.000)	0.043 (0.000)	0.413 (0.000)	−0.446 (0.000)
PD1	0.108 (0.000)	1	0.929 (0.000)	0.085 (0.000)	0.104 (0.000)	0.078 (0.000)	−0.112 (0.000)	−0.062 (0.000)	0.272 (0.000)	0.001 (0.939)	−0.035 (0.000)	−0.085 (0.000)	−0.008 (0.308)	0.222 (0.000)	−0.024 (0.002)	−0.296 (0.000)	0.012 (0.108)	0.074 (0.000)	−0.123 (0.000)	0.085 (0.000)	0.042 (0.000)	0.120 (0.000)	−0.086 (0.000)
PD2	0.118 (0.000)	0.928 (0.000)	1	0.075 (0.000)	0.108 (0.000)	0.070 (0.000)	−0.115 (0.000)	−0.066 (0.000)	0.284 (0.000)	0.012 (0.109)	−0.031 (0.000)	−0.082 (0.000)	−0.010 (0.175)	0.229 (0.000)	−0.029 (0.000)	−0.300 (0.000)	0.012 (0.123)	0.085 (0.000)	−0.133 (0.000)	0.093 (0.000)	0.063 (0.000)	0.124 (0.000)	−0.096 (0.000)
CONF	0.270 (0.000)	0.095 (0.000)	0.085 (0.000)	1	0.083 (0.000)	0.082 (0.000)	−0.032 (0.000)	0.002 (0.812)	0.251 (0.000)	0.054 (0.000)	−0.072 (0.000)	−0.060 (0.000)	−0.006 (0.391)	0.003 (0.670)	0.009 (0.261)	−0.017 (0.025)	−0.057 (0.000)	−0.083 (0.000)	−0.018 (0.016)	0.106 (0.000)	−0.080 (0.000)	0.137 (0.000)	−0.092 (0.000)
BIG4	0.388 (0.000)	0.109 (0.000)	0.111 (0.000)	0.091 (0.000)	1	0.509 (0.000)	−0.143 (0.000)	−0.024 (0.002)	0.398 (0.000)	0.041 (0.000)	−0.039 (0.000)	−0.057 (0.000)	−0.011 (0.138)	0.093 (0.000)	−0.028 (0.001)	−0.161 (0.000)	−0.043 (0.000)	−0.039 (0.000)	−0.079 (0.000)	0.147 (0.000)	0.155 (0.000)	0.264 (0.000)	−0.291 (0.000)
ISA	0.301 (0.000)	0.076 (0.000)	0.068 (0.000)	0.083 (0.000)	0.507 (0.000)	1	−0.092 (0.000)	−0.025 (0.001)	0.360 (0.000)	0.051 (0.000)	−0.048 (0.000)	−0.065 (0.000)	−0.012 (0.101)	0.061 (0.000)	−0.025 (0.001)	−0.114 (0.000)	−0.048 (0.000)	−0.096 (0.000)	−0.066 (0.000)	0.150 (0.000)	0.113 (0.000)	0.217 (0.000)	−0.241 (0.000)
FIRST	0.080 (0.000)	−0.100 (0.000)	−0.099 (0.000)	−0.010 (0.173)	−0.090 (0.000)	−0.052 (0.000)	1	0.033 (0.000)	−0.110 (0.000)	0.017 (0.024)	0.031 (0.000)	0.088 (0.000)	0.022 (0.004)	−0.071 (0.000)	0.031 (0.000)	0.140 (0.000)	0.021 (0.005)	−0.029 (0.000)	0.104 (0.000)	−0.011 (0.149)	−0.029 (0.000)	−0.088 (0.000)	0.081 (0.000)
OPN	0.040 (0.000)	−0.060 (0.000)	−0.065 (0.000)	−0.004 (0.605)	−0.020 (0.007)	−0.021 (0.006)	0.040 (0.000)	1	−0.028 (0.000)	0.047 (0.000)	−0.013 (0.085)	0.034 (0.000)	−0.027 (0.000)	−0.122 (0.000)	−0.021 (0.006)	0.077 (0.000)	0.008 (0.285)	−0.009 (0.249)	0.031 (0.000)	−0.006 (0.417)	−0.056 (0.000)	−0.021 (0.007)	−0.005 (0.548)
SIZE	0.735 (0.000)	0.274 (0.000)	0.285 (0.000)	0.243 (0.000)	0.421 (0.000)	0.372 (0.000)	−0.064 (0.000)	−0.031 (0.000)	1	0.174 (0.000)	−0.161 (0.000)	−0.226 (0.000)	−0.003 (0.670)	0.218 (0.000)	−0.009 (0.224)	−0.273 (0.000)	−0.033 (0.000)	−0.095 (0.000)	−0.205 (0.000)	0.356 (0.000)	0.152 (0.000)	0.486 (0.000)	−0.566 (0.000)
LEV	0.219 (0.000)	0.001 (0.916)	0.012 (0.098)	0.043 (0.000)	0.041 (0.000)	0.044 (0.000)	0.055 (0.000)	0.044 (0.000)	0.171 (0.000)	1	−0.532 (0.000)	0.069 (0.000)	−0.012 (0.117)	−0.232 (0.000)	0.014 (0.066)	0.265 (0.000)	−0.015 (0.048)	0.254 (0.000)	0.020 (0.008)	0.270 (0.000)	−0.089 (0.000)	−0.090 (0.000)	−0.124 (0.000)
LIQ	−0.191 (0.000)	−0.036 (0.000)	−0.032 (0.000)	−0.056 (0.000)	−0.048 (0.000)	−0.048 (0.000)	−0.013 (0.087)	−0.019 (0.011)	−0.161 (0.000)	−0.531 (0.000)	1	0.078 (0.000)	0.024 (0.002)	0.023 (0.003)	0.026 (0.001)	−0.042 (0.000)	0.041 (0.000)	−0.192 (0.000)	0.048 (0.000)	−0.130 (0.000)	0.037 (0.000)	0.006 (0.463)	0.091 (0.000)
MTB	−0.011 (0.148)	−0.075 (0.000)	−0.071 (0.000)	−0.027 (0.000)	−0.049 (0.000)	−0.048 (0.000)	0.037 (0.000)	0.031 (0.001)	−0.182 (0.000)	0.024 (0.000)	0.062 (0.000)	1	0.125 (0.002)	−0.220 (0.000)	−0.026 (0.001)	0.264 (0.000)	0.080 (0.000)	−0.078 (0.000)	0.264 (0.000)	−0.068 (0.000)	−0.194 (0.000)	0.022 (0.004)	0.182 (0.000)
GRW	0.026 (0.001)	−0.007 (0.325)	−0.010 (0.192)	01000 (0.986)	−0.003 (0.711)	−0.002 (0.833)	0.034 (0.000)	−0.022 (0.004)	−0.006 (0.408)	−0.012 (0.119)	0.023 (0.002)	0.124 (0.000)	1	0.135 (0.000)	0.114 (0.000)	0.054 (0.000)	0.017 (0.024)	−0.003 (0.706)	0.081 (0.000)	−0.017 (0.025)	−0.017 (0.023)	0.006 (0.408)	0.039 (0.000)
ROA	0.005 (0.520)	0.217 (0.000)	0.224 (0.000)	0.009 (0.248)	0.098 (0.000)	0.063 (0.000)	−0.093 (0.000)	−0.112 (0.000)	0.216 (0.000)	−0.229 (0.000)	0.020 (0.010)	−0.109 (0.000)	0.134 (0.000)	1	0.051 (0.000)	−0.584 (0.000)	0.008 (0.283)	0.103 (0.000)	−0.199 (0.000)	−0.020 (0.007)	0.229 (0.000)	0.188 (0.000)	−0.074 (0.000)
DA	−0.001 (0.929)	−0.011 (0.131)	−0.013 (0.092)	0.015 (0.041)	−0.014 (0.055)	−0.014 (0.070)	−0.014 (0.055)	−0.014 (0.066)	0.004 (0.623)	0.064 (0.000)	−0.014 (0.069)	−0.022 (0.004)	0.042 (0.000)	−0.116 (0.000)	1	0.062 (0.000)	−0.002 (0.819)	0.105 (0.000)	0.048 (0.000)	0.019 (0.013)	−0.018 (0.010)	−0.072 (0.000)	−0.019 (0.014)
LOSSF	0.020 (0.009)	−0.294 (0.000)	−0.298 (0.000)	−0.026 (0.001)	−0.154 (0.000)	−0.108 (0.000)	0.129 (0.000)	0.086 (0.000)	−0.271 (0.000)	0.265 (0.000)	−0.041 (0.000)	0.238 (0.000)	0.056 (0.000)	−0.581 (0.000)	0.063 (0.000)	1	0.038 (0.000)	−0.106 (0.000)	0.268 (0.000)	−0.003 (0.702)	−0.335 (0.000)	−0.220 (0.000)	0.125 (0.000)
EXPT	−0.018 (0.018)	0.012 (0.125)	0.011 (0.132)	−0.043 (0.000)	−0.051 (0.000)	−0.048 (0.000)	0.010 (0.170)	0.021 (0.005)	−0.034 (0.000)	−0.015 (0.053)	0.041 (0.000)	0.072 (0.000)	0.017 (0.028)	0.007 (0.366)	−0.006 (0.436)	0.038 (0.000)	1	0.068 (0.000)	0.050 (0.000)	−0.035 (0.000)	−0.068 (0.000)	0.011 (0.156)	0.080 (0.000)
INVREC	−0.120 (0.000)	0.073 (0.000)	0.084 (0.000)	−0.084 (0.000)	−0.046 (0.000)	−0.111 (0.000)	−0.025 (0.001)	−0.013 (0.088)	−0.097 (0.000)	0.255 (0.000)	−0.193 (0.000)	−0.094 (0.000)	−0.002 (0.771)	0.105 (0.000)	0.084 (0.000)	−0.106 (0.000)	0.068 (0.000)	1	−0.071 (0.000)	−0.018 (0.018)	0.002 (0.765)	−0.078 (0.000)	−0.018 (0.020)
ISSUE	−0.100 (0.000)	−0.121 (0.000)	−0.131 (0.000)	−0.002 (0.751)	−0.102 (0.000)	−0.076 (0.000)	0.071 (0.000)	0.042 (0.000)	−0.206 (0.000)	0.020 (0.010)	0.049 (0.000)	0.262 (0.000)	0.082 (0.000)	−0.197 (0.000)	0.007 (0.370)	0.267 (0.000)	0.050 (0.000)	−0.070 (0.000)	1	−0.038 (0.000)	−0.234 (0.000)	−0.108 (0.000)	0.203 (0.000)
BOND	0.316 (0.000)	0.085 (0.000)	0.093 (0.000)	0.096 (0.000)	0.156 (0.000)	0.162 (0.000)	−0.007 (0.323)	−0.004 (0.600)	0.356 (0.000)	0.269 (0.000)	−0.129 (0.000)	−0.075 (0.000)	−0.018 (0.018)	−0.021 (0.005)	0.029 (0.000)	−0.003 (0.710)	−0.035 (0.000)	−0.018 (0.016)	−0.038 (0.000)	1	0.014 (0.066)	0.113 (0.000)	−0.210 (0.000)
OWNER	0.002 (0.806)	0.041 (0.000)	0.061 (0.000)	−0.068 (0.000)	0.153 (0.000)	0.118 (0.000)	−0.044 (0.000)	−0.057 (0.000)	0.179 (0.000)	−0.092 (0.000)	0.033 (0.000)	−0.211 (0.000)	−0.023 (0.002)	0.231 (0.000)	−0.040 (0.000)	−0.337 (0.000)	−0.074 (0.000)	−0.004 (0.629)	−0.248 (0.000)	0.020 (0.007)	1	−0.050 (0.000)	−0.194 (0.000)
FOR	0.338 (0.000)	0.121 (0.000)	0.125 (0.000)	0.129 (0.000)	0.270 (0.000)	0.220 (0.000)	−0.070 (0.000)	−0.023 (0.002)	0.460 (0.000)	−0.088 (0.000)	0.007 (0.326)	0.033 (0.000)	0.007 (0.339)	0.185 (0.000)	−0.059 (0.000)	−0.215 (0.000)	0.017 (0.028)	−0.069 (0.000)	−0.092 (0.000)	0.108 (0.000)	−0.039 (0.000)	1	−0.254 (0.000)
MKT	−0.387 (0.000)	−0.087 (0.000)	−0.097 (0.000)	−0.082 (0.000)	−0.301 (0.000)	−0.242 (0.000)	0.045 (0.000)	0.006 (0.455)	−0.568 (0.000)	−0.123 (0.000)	0.091 (0.000)	0.178 (0.000)	0.040 (0.000)	−0.074 (0.000)	−0.024 (0.001)	0.124 (0.000)	0.080 (0.000)	−0.016 (0.031)	0.203 (0.000)	−0.210 (0.000)	−0.215 (0.000)	−0.240 (0.000)	1

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>. Correlations above the diagonal are based on the AH sample (N=17,588 firm-year observations), whereas correlations below the diagonal are based on the AF sample (N=17,638 firm-year observations).

Note 2) The analysis combines observations from 2013 through 2022.

Note 3) Values in parentheses are two-tailed p-values.

3. 임금격차와 감사보수의 관계에 대한 가설 1의 다변량 회귀분석 결과

본 절의 경우 가설 1을 검증하기 위하여 식(1)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석을 수행하였다. 이와 관련된 회귀분석의 결과는 <Table 6>에 제시되었다. 표에서 (1)과 (2)의 종속변수는 모두 감사보수(*AF*)이고, (1)의 관심변수는 임금격차를 나타내는 *PD1*이고, (2)의 관심변수는 *PD2*이다. 전술한 바와 같이 *PD1*은 등기임원 기준으로 임금격차를 측정한 경우이고, *PD2*는 총임원 기준으로 임금격차를 측정한 경우이다. 한편, 본 연구의 회귀분석 시에는 식(1)에 포함된 모든 통제변수가 고려되었으나, 지면상 산업과 연도(ΣIND, ΣYD)에 따른 고정효과의 보고는 생략한다. 또한 본 연구의 회귀분석의 결과는 개별기업 수준의 클러스터링이 조정된 t 값을 중심으로 보고되었다.

<Table 6>에서 먼저 *F* 값은 (1)과 (2) 모두 1% 이내에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 본 연구모형에 대한 설정에 적합성이 있음을 의미한다. 모형의 설명력($Adj.\ R^2$)은 (1)과 (2) 모두 0.792로 같게 나타났다.

〈Table 6〉 Regression Results for the Association Between Pay Disparity and Audit Fees : H1

$$AF_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 LIQ_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} ROA_{t-1} + \beta_{12} DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_{t-1} + \beta_{16} INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	(1)	(2)
	AF	*AF*
Intercept	0.834*** [3.932]	0.814*** [3.818]
PD1	**−0.096*** [−4.415]**	
PD2		**−0.065*** [−3.870]**
BIG4	0.284*** [22.373]	0.285*** [22.387]
ISA	0.065*** [4.928]	0.065*** [4.940]
FIRST	0.131*** [19.101]	0.132*** [19.100]
OPN	0.218*** [3.973]	0.219*** [3.997]
SIZE	0.392*** [47.649]	0.391*** [47.381]

〈Table 6〉 Regression Results for the Association Between Pay Disparity and Audit Fees : H1 (continued)

Variables	(1)	(2)
	AF	*AF*
LEV	0.076** [2.033]	0.074** [1.968]
LIQ	−0.009*** [−6.015]	−0.009*** [−6.076]
MTB	0.010*** [3.750]	0.010*** [3.749]
GRW	−0.010 [−1.373]	−0.010 [−1.342]
ROA	−0.313*** [−7.349]	−0.315*** [−7.387]
DA	−0.201*** [−5.006]	−0.201*** [−5.009]
LOSSF	0.060*** [13.526]	0.061*** [13.564]
CONF	0.142*** [9.924]	0.142*** [9.935]
EXPT	−0.056** [−2.542]	−0.056** [−2.550]
INVREC	0.188*** [4.055]	0.185*** [3.990]
ISSUE	0.002 [0.217]	0.002 [0.251]
BOND	0.084*** [4.713]	0.084*** [4.691]
OWNER	−0.316*** [−7.892]	−0.318*** [−7.915]
FOR	0.390*** [5.848]	0.389*** [5.840]
MKT	−0.013 [−0.797]	−0.013 [−0.805]
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.792	0.792
F Value	414.8***	414.7***
N	17,638	17,638

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.
Note 2) Values in square brackets are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.
Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

회귀분석 결과인 (1)과 (2)에서 가설 1의 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 *AF*에 대해 모두 1% 이내의 수준에서 유의한 음(−)의 계수값이 나타났다.[18] 이는 *PD*의 측정치에 상관없이 기업의 경영진−종업원의 임금격차가 클수록 감사보수는 감소한다는 것을 나타낸다. 즉, 경영자와 종업원 간의 수직적 임금격차가 커질수록 감사인의 반응은 낮은 감사위험으로 인지하여 감사보수를 할인하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경영자 권력이론보다 효율적 계약이론과 일치한다. 따라서 앞서의 발견은 경영진−종업원의 임금격차가 큰 기업일수록 감사인은 낮은 감사위험으로 인지하므로, 경영진−종업원 간의 임금격차는 감사보수와 관련성이 있을 것으로 예상한 가설 1은 지지된 증거를 보였다. 특히, 임금격차와 감사보수 간에 음(−)의 관계를 보여, 임금격차가 클 때 내부통제의 실패, 회계 왜곡, 경영자의 기회주의를 나타내는 위험 신호로 평가하는 경영자 권력 관점보다는 효율적 인센티브 설계의 신호로 해석하는 효율적 계약 관점에서 감사인은 평가하여 낮은 감사위험으로 반응하였다. 즉, 효율적 계약이론 하에서 보상은 효율적으로 설계된 틀에서 평가하므로, 이 이론의 관점에서는 감사인의 경우 임금격차를 내부통제가 잘 작동하고 성과 중심 문화가 자리 잡은 조직의 특징으로 해석하면 감사위험을 낮게 평가할 수 있고, 이런 경우 기업의 임금격차에 대해 감사인의 반응은 감사위험을 줄이는 방향으로 감사전략을 수립할 가능성이 있다. 특히, 앞서 전술한 바와 같이 국내는 미국과 비교해 경영진−종업원 간의 임금격차 수준이 월등히 낮은 수준의 경영환경이라는 점을 감안하여 추론해 볼 때 감사인 역시 이러한 특성을 감사위험에 고려하여 기업의 임금격차 정보를 경영자 권력이론 측면보다 효율적 계약이론 측면에서 평가하고 있는 것으로 보인다.

또한 경제적 중요성(economic significance) 측면에서도 *PD1*(*PD2*)이 1 표준편차 증가하면 감사보수(*AF*)는 238.1(221.7) 베이시스 포인트(basis point) 감소하는 것으로 나타나, 임금격차가 감사인의 감사보수에 미치는 영향은 경제적으로 중요하다.[19]

---

18) <Table 6>에 대해 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor ; VIF) 값으로 조사하였다. <Table 6>의 (1)과 (2)에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 모두 *SIZE*이고, 그 값은 모두 2.84로 나타났다. 통상 VIF 값이 10을 초과할 때 모형에서 변수들 간에 다중공선성 문제가 있는 것으로 판단하므로, 앞서의 값으로 볼 때 <Table 6>의 검증결과는 다중공선성 문제가 중요하지는 않은 것으로 나타났다.

19) 경제적 크기는 *PD1*(*PD2*)의 표준편차와 회귀분석 후 나타난 회귀계수를 곱하여 계산한다. 따라서 앞서 <Table 4>의 *PD1*의 표준편차(0.248)와 *PD2*의 표준편차(0.341)를 <Table 6>의 *PD1*의 회귀계수(−0.096)와 *PD2*의 회귀계수(−0.065)를 각각 곱하여 산출하면, 종속변수가 *AF*일 때 *PD1*의 표준편차×회귀계수는 0.248×(−0.096)=−0.02381이고, PD2의 경우는 0.341×(−0.065)=−0.02217이다. 경제적 중요

한편, 이러한 발견은 수평적 임금격차와 감사보수 간에 양(+)의 관계를 보고했던 국외의 연구인 Ge and Kim(2020), Chen and Guo(2023), Yin and Du(2023), Lin et al.(2024)과는 다른 증거이다. 또한 국내 자료를 이용하여 수직적 임금격차와 감사보수 간에 양(+)의 관계를 보고했던 황주희·정동진(2025)과는 상반된 증거이다.[20] 한편, 이러한 본 연구의 발견은 수평적 임금격차와 감사보수 간에 음(−)의 관계를 보고했던 국외 연구인 Kalelkar et al.(2023)의 증거와 일치한다.

기타 통제변수는 *BIG4*, *ISA*, *FIRST*, *OPN*, *SIZE*, *LEV*, *MTB*, *LOSSF*, *CONF*, *INVREC*, *BOND*, *FOR*은 종속변수 *AF*에 대해 유의한 양(+)의 관계를, *LIQ*, *ROA*, *DA*, *EXPT*, *OWNER*은 *AF*에 대해 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 특히, 감사품질이 높은 Big 4 감사인이 감사하거나 산업전문감사인이 감사하면 그렇지 않은 경우보다 감사보수에 프리미엄이 발생하는 것으로 나타났다.

4. 임금격차와 감사시간의 관계에 대한 가설 2의 다변량 회귀분석 결과

본 절의 경우 가설 2를 검증하기 위하여 식(2)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석을 수행하였다. 이와 관련된 회귀분석의 결과는 <Table 7>에 제시되었다.

〈Table 7〉 Regression Results for the Association Between Pay Disparity and Audit Hours : H2

$$AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
Intercept	−3.382*** [−16.266]	−3.391*** [−16.253]
PD1	**−0.038** [−2.082]**	
PD2		**−0.027** [−1.967]**

성은 Kim et al.(2022)의 방법을 준용하여 계산하였다(p.1958).

20) 황주희·정동진(2025)은 국외 선행연구들과 달리, 임금격차의 추정모형을 이용한 결과에서 총임금격차와 비정상 임금격차(잔차) 모두 감사보수와 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 하지만 본 연구에서처럼 분석에 이용가능한 대표본(2023−2022년간 17,638개 기업−연도)으로 분석된 경우와 달리, 앞서의 선행연구는 2013−2023년간 표본의 관측치가 2,257개 기업−연도 자료에 불과한 제한된 소표본의 결과였다는 점에서 본 연구와는 차이가 있다. 즉, 이용가능한 전체표본을 대상으로 분석한 본 연구의 검증결과는 황주희·정동진(2025)의 달리, 임금격차와 감사보수 간에 평균적으로 유의한 음(−)의 관계가 나타남을 보여주고 있다.

〈Table 7〉 Regression Results for the Association Between Pay Disparity and Audit Hours : H2 (continued)

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
BIG4	0.337*** [29.848]	0.337*** [29.868]
ISA	0.032** [2.379]	0.032** [2.367]
FIRST	0.125*** [20.340]	0.125*** [20.340]
OPN	0.131** [2.267]	0.132** [2.275]
SIZE	0.382*** [47.070]	0.382*** [46.966]
LEV	−0.010 [−0.281]	−0.011 [−0.308]
LIQ	−0.008*** [−5.974]	−0.008*** [−6.005]
MTB	0.006*** [2.661]	0.006*** [2.658]
GRW	−0.032*** [−4.741]	−0.032*** [−4.720]
ROA	−0.216*** [−5.778]	−0.217*** [−5.795]
DA	−0.073* [−1.915]	−0.074* [−1.926]
LOSSF	0.049*** [13.169]	0.049*** [13.175]
CONF	0.184*** [16.059]	0.184*** [16.081]
EXPT	−0.056*** [−3.019]	−0.056*** [−3.020]
INVREC	0.179*** [4.715]	0.178*** [4.693]
ISSUE	0.003 [0.376]	0.003 [0.387]
BOND	0.073*** [4.262]	0.073*** [4.255]

〈Table 7〉 Regression Results for the Association Between Pay Disparity and Audit Hours : H2 (continued)

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
OWNER	−0.146*** [−4.293]	−0.147*** [−4.323]
FOR	0.242*** [3.653]	0.242*** [3.650]
MKT	0.000 [0.011]	0.000 [0.013]
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.811	0.811
F Value	341.4***	341.2***
N	17,588	17,588

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in square brackets are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

<Table 7>에서 (1)과 (2)의 종속변수는 모두 감사시간(*AH*)이고, (1)의 관심변수는 *PD1*이고, (2)의 관심변수는 *PD2*이다. 표의 보고는 앞서 <Table 6>의 경우와 동일하다.

<Table 7>에서 *F* 값은 (1)과 (2) 모두 1% 이내에서 유의하게 나타나, 본 연구모형에 대한 설정에 적합성이 있다. 모형의 설명력(*Adj.* R^2)은 (1)과 (2) 모두 0.811로 같게 나타났다.

회귀분석 결과인 (1)과 (2)에서 가설 2의 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 *AH*에 대해 각각 5% 이내의 수준에서 유의한 음(−)의 계수값이 나타났다.[21] 이는 *PD*의 측정치에 상관없이 기업의 경영진−종업원의 임금격차가 클수록 감사인의 감사시간이 감소한다는 것을 나타낸다. 즉, 경영자와 종업원 간의 수직적 임금격차가 커질수록 감사인은 낮은 감사위험으로 평가하여 감사시간의 투입을 줄이는 경향이 있었다. 이러한 결과는 경영자 권력이론보다는 효율적 계약이론과 일치한다. 따라서 앞서 임금격차와 감사보수 간에 음(−)의 관계로 나타난 <Table 6>의 결과와도 일관되게 감사인은 경영진−종업원의 임금격차가 클수록 낮은 감

21) <Table 7>에 대해 변수 간에 다중공선성이 있는지를 VIF로 조사하였다. <Table 7>의 (1)과 (2)에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 모두 *SIZE*였고, 그 값은 모두 2.86으로 나타났다. 따라서 <Table 7>의 결과는 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 다음의 <Table 8>의 경우도 통제변수가 같으므로, 앞서와 거의 유사한 수준으로 나타났다.

사위험으로 인지하는 것으로 나타나, 경영진－종업원 간의 임금격차는 감사시간과 관련성이 있을 것으로 예상한 가설 2는 지지된 증거로 나타났다. 특히, 임금격차와 감사시간 간에는 음(－)의 관계로 나타나 경영자 권력 관점보다 효율적 계약 관점에서 감사인은 임금격차가 클 때 낮은 감사위험으로 반응하였다.

기타 통제변수는 *BIG4*, *ISA*, *FIRST*, *OPN*, *SIZE*, *MTB*, *LOSSF*, *CONF*, *INVREC*, *BOND*, *FOR*은 종속변수 *AH*에 대해 유의한 양(＋)의 관계를, *LIQ*, *GRW*, *ROA*, *DA*, *EXPT*, *OWNER*은 *AH*에 대해 유의한 음(－)의 관계로 나타났다. 앞서 <Table 6>의 경우와 차이를 보이는 통제변수는 *LEV*와 *GRW*로 나타났다. 한편, 감사품질이 높은 Big 4 감사인이 감사하거나 산업전문감사인이 감사하면 그렇지 않은 경우보다 감사노력을 더 많이 투입하는 것으로 나타났다.

이상의 <Table 6> 및 <Table 7>의 결과를 종합해 보면, 본 연구의 발견은 황주희・정동진(2025)과는 상반된 다른 증거이다. 즉, 앞서의 선행연구는 수직적 임금격차는 감사보수 및 감사시간과 각각 유의한 양(＋)의 관계로 나타나 임금격차가 클수록 감사인의 감사위험 측면에서 부정적 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있어 본 연구결과와는 상반된다. 이러한 상반된 증거가 발견된 이유 중 하나는 표본의 크기 차이에서 찾을 수 있다. 예컨대, 앞서 전술한 바와 같이 선행연구인 황주희・정동진(2025)은 2013년부터 2023년까지 최종표본으로 관측치 2,257개 기업－연도 자료만을 이용한 반면, 본 연구는 2013년부터 2022년까지 최종표본으로 분석에 이용가능했던 관측치 17,638개(AF 표본) 또는 17,588개(AH 표본) 기업－연도 자료가 분석되었다. 본 연구와 비교할 때 황주희・정동진(2025)의 표본은 0.13(＝2,257/17,638)에 불과하다. 즉, 본 연구에 이용된 표본이 선행연구의 경우보다 대략 7.8배(＝17,638/2,257) 더 많다는 측면에서 볼 때, 앞서 선행연구의 경우는 분석에 이용가능한 표본 모두를 사용하여 관찰된 결과가 아니라는 점이다. 연구주제는 본 연구와 다르지만, 임금격차와 타인자본비용의 관계를 분석했던 선행연구 Bardos et al.(2021)은 표본의 크기(sample size) 문제가 상반된 결과를 제시할 수 있음을 지적한 바 있다. 예컨대, 관련 선행연구 Huang et al.(2018)은 임금격차와 타인자본비용 간에 유의한 양(＋)의 관계를 보고하였다. 이에 후속연구인 Bardos et al.(2021)은 앞서 선행연구의 표본이 S&P1500에 속한 상장기업 중 1/10에 불과하다는 점을 지적한 후, S&P1500에 상장된 이용가능했던 표본으로 앞서의 연구주제에 대해 재분석(re－examination)을 수행한 결과, 임금격차와 타인자본비용 간에는 평균적으로 유의하게 음(－)의 관련성이 나타남을 발견하였다. 이처럼 앞서의 정황으로 볼 때 황주희・정동진(2025)의 경우도 Huang et al.(2018)과 유사하게 제한된 소규모의 표본으로 구성된 분석결과를 주된 실증 증거로 제시한 것이다. 이와 달리, 본 연구는 Bardos et al.(2021)과 유사하게 상장된 기업의 이용가능했던 관측치를 중심으로 분석한 결과에서는 선행연구인 황주희・정동진(2025)와 상반된 증거가 관찰된 것으로 보인다. 왜냐하면 표본의 크기가 7～8배 정도 차이를 보인다는 점은 이런 사항이 검증결과에도 중요한 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라서 이러한 본 연구의 발견은 관련연구와 다른 새로운 증거를 제공한다는 점에서 의미가 있다.

5. 추가분석 결과

본 절의 추가분석에서는 가설 2를 보다 확장시켜 임금격차와 직급별 감사시간의 관계를 추가로 알아보고자 한다. 직급별 감사시간(이하 *Rank_AH*)의 경우 본 연구는 김용수・전규안(2016)의 경우처럼 5개 직급 감사시간을 이용하였다.[22] 구체적으로, *QCR*(품질관리검토자(심리실 등) 감사시간), *BMD*(담당이사(업무수행이사) 감사시간), *RCPA*(등록공인회계사 감사시간), *JCPA*(수습공인회계사 감사시간), *CATVS*(전산감사・세무・가치평가의 전문가 감사시간)이다. 추가분석인 임금격차와 *Rank_AH*의 관계를 알아보기 위한 모형식은 다음의 식(3)과 같다.

$$\begin{aligned} Rank_AH_t = {} & \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t \\ & + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t \\ & + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t \\ & + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t \\ & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

여기서, *Rank_AH* : 직급별 감사시간
QCR = t년도 품질관리검토자 감사시간에 자연로그 ;
BMD = t년도 담당이사 감사시간에 자연로그 ;
RCPA = t년도 등록공인회계사 감사시간에 자연로그 ;
JCPA = t년도 수습공인회계사 감사시간에 자연로그 ;
CATVS = t년도 전산・세무・가치평가 등 전문가 감사시간에 자연로그 ;
나머지 변수의 정의는 식(2)의 하단과 같음.

위의 식(3)을 이용한 다변량 회귀분석의 결과는 <Table 8>에 제시하였다. 표에서 종속변수는 직급 감사시간(*Rank_AH*)으로 (1)부터 (5)까지의 경우 각각 *QCR*, *BMD*, *RCPA*, *JCPA*, *CATVS*에 대한 결과이다. 또한 Panel A는 관심변수가 *PD1*의 결과이고, Panel B는 관심변수가 *PD2*의 결과이며, 지면관계상 관심변수를 중심으로 한 요약표로 보고하였다.

22) 본 연구는 추가분석을 위해 식(3)의 종속변수(*Rank_AH*)에 대해 전자공시시스템(DART)에서 공시된 감사보고서 자료를 개별기업별로 직접 수집하여 분석한 것이다.

〈Table 8〉 Additional Analysis : Pay Disparity and Audit Hours by Auditor Personnel Category

$$Rank_AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

Panel A : test variable=*PD1*

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	QCR	*BMD*	*RCPA*	*JCPA*	*CATVS*
Intercept	−4.807*** [−20.728]	−3.599*** [−13.789]	−3.980*** [−18.808]	−4.659*** [−14.503]	−14.120*** [−24.331]
PD1	**−0.084*** [−3.253]**	**−0.069** [−2.274]**	**−0.031 [−1.444]**	**−0.004 [−0.098]**	**0.123 [1.345]**
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R^2	0.534	0.484	0.740	0.592	0.461
F Value	126.0***	216.6***	248.7***	120.3***	87.52***
N	15,218	15,215	15,230	8,855	7,256

Panel B : test variable=*PD2*

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	QCR	*BMD*	*RCPA*	*JCPA*	*CATVS*
PD2	**−0.060*** [−3.151]**	**−0.053** [−2.361]**	**−0.016 [−1.022]**	**−0.001 [−0.041]**	**0.121* [1.803]**
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R^2	0.534	0.484	0.740	0.592	0.461
F Value	126.3***	216.4***	248.7***	120.6***	88.27***
N	15,218	15,215	15,230	8,855	7,256

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in square brackets are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

<Table 8>의 결과에서 관심변수 *PD*를 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 등기임원 기준으로 측정된 임금격차인 Panel A의 경우 관심변수 *PD1*은 종속변수인 직급 감사시간 중 주로 *QCR*과 BMD에 대해 각각 1%와 5% 수준에서 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 그러나 직급 감사시간 중 *RCPA*, *JCPA, CATVS*에 대해 *PD1*은 통계적으로 유의한 값은 관찰되지 않았다. 또한 총임원 기준으로 측정된 임금격차인 Panel B의 경우 관심변수 *PD2*는 직급 감사시간 중 *QCR*과 *BMD*에 대해 각각 1%와 5% 수준에서 유의한 음(−)의 값이 나타나, 앞서 *PD1*과 일관된 증거이다. 다만, *PD2*의 경우 직급 감사시간 중 *CATVS*에 대해 한계적인 수준(marginal level)에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 그러한 점에서 Panel A와 B 모두 일관된 증거는 관심변수 *PD1* 및 *PD2*는 주로 직급 감사시간 중 *QCR*과 *BMD*에 대해서 유의한 음(−)의 상관관계인 경우이다. 이는 앞서 <Table 7>에서 *PD1* 또는 *PD2*와 총감사시간(*AH*) 간에 유의한 음(−)의 관계를 보였던 사항은 주로 심리실 등의 품질관리검토자(*QCR*)와 업무수행이사인 담당이사(*BMD*)에 기인한 것임을 알 수 있다. 즉, 기업의 임금격차가 클수록 낮은 감사위험으로 평가한 것은 주로 직급 감사인 중 상위직급에서 나타났다.

따라서 경영진−종업원 간의 임금격차가 직급별 감사시간에 미치는 영향에 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히, 임금격차가 클수록 낮은 감사위험으로 반응한 감사인의 경우 감사참여자 중 상위직급에 해당하는 품질관리검토자와 담당이사에서 주로 나타났다. 한편, 이러한 결과에서 알 수 있듯이, 앞서 <Table 7>에서 임금격차와 총감사시간의 관계는 유의한 음(−)의 관계가 있으며, 또한 직급 감사시간의 결과에서도 대체로 상위직급인 품질관리검토자(*QCR*)와 업무수행이사인 담당이사(*BMD*)의 감사시간은 임금격차에 대해 유의한 음(−)의 관계가 관찰되고 있어 국내 감사환경에서 감사인은 임금격차에 대해 경영자 권력이론보다는 효율적 계약이론이 더 지배적인 관점임을 확인할 수 있다.

6. 민감도 분석결과

본 절에서는 앞서 가설 1과 2에 대해서 몇 가지 민감도 분석(sensitivity analysis)을 추가로 실시해 보았다. 첫 번째 민감도 분석에서는 패널자료를 이용한 OLS 회귀분석에서 개별기업마다 존재하지만 직접 관찰이 어려운 기업 고유의 특성이 분석결과에 영향을 미칠 수 있는 효과를 통제하기 위한 방법으로 기업별 고정효과모형(firm−level fixed effect model)을 적용하여 다시 분석을 수행해 보았다. 이 분석은 연구모형에 포함되지 못한 기타 기업특성으로부터의 생략변수 문제를 완화시킬 수 있다. 따라서 앞서 주된 결과인 <Table 6> 및 <Table 7>의 결과가 기업수준의 고정효과모형을 적용한 경우 민감한지를 추가로 알아보았다. 이와 관련된 분석결과는 <Table 9>에 보고하였다. 지면상 관심변수를 중심으로 요약표로 제시하였다.

〈Table 9〉 Sensitivity Analysis 1 : Firm Fixed-Effects Model

Panel A : H1 (Audit Fees)

$$AF_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 LIQ_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} ROA_{t-1} + \beta_{12} DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_{t-1} + \beta_{16} INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	(1)	(2)
	AF	*AF*
PD1	**−0.041** [−2.271]**	
PD2		**−0.037*** [−2.656]**
Control variables	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.706	0.706
F Value	447.6***	447.7***
N	17,638	17,638

Panel B : H2 (Audit Hours)

$$AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
PD1	**−0.015 [−0.984]**	
PD2		**−0.012 [−1.072]**
Control variables	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.572	0.572
F Value	278.2***	278.3***
N	17,558	17,558

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in square brackets are t-statistics based on standard errors clustered at the firm level. This table reports results from specifications including firm fixed effects.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

<Table 9>의 결과를 보면, Panel A에서 가설 1과 관련된 표본의 경우 (1)과 (2)에서 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 각각 5%와 1% 수준에서 유의한 음(−)의 계수값이 나타났다. 반면, Panel B에서 가설 2와 관련된 표본의 경우 (1)과 (2)에서 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 종속변수 *AH*에 대해 모두 음(−)의 값이지만, 통계적으로 유의한 수준이 나타나지 않았다. 이러한 결과로 볼 때, 산업/연도의 고정효과와 기업별 고정효과를 결합한 양방향 고정효과 모형(two-way fixed effects model)에서는 가설 1인 <Table 6>의 결과는 민감하지 않은 반면에, 가설 2인 <Table 7>의 결과는 민감한 것으로 나타났다. 즉, 임금격차와 감사보수 간에 음(−)의 관계는 기업별 고정효과모형을 적용해도 민감하지 않았으나, 임금격차와 감사시간 간에 음(−)의 관계는 변하지 않는 기업특성 효과를 추가로 통제하면 더 이상 유의한 결과를 보이지는 않았다. 따라서 임금격차와 감사보수의 관계보다 임금격차와 감사시간의 관계가 기업별 고정효과에 더 민감한 것으로 나타났다.

본 절의 두 번째 민감도 분석에서는 임금격차의 변동(이하 ΔPD)이 감사보수의 증감(ΔAF) 또는 감사시간의 증감(ΔAH)에는 어떤 영향을 미치는지를 추가로 알아보고자 한다. 이러한 변동모형(changes model)의 접근은 전기와 당기의 기업의 기본적인(fundamental) 상황을 추가로 통제하여 임금격차의 증감 요인과 감사보수 또는 감사시간 증감의 추가적인 효과를 살펴본다는 점에서 내생요인의 완화가 가능한 이점이 있을 수 있다. 이를 위해 식(1) 및 식(2)에 대해서 권수영・김문철(2001)의 방법을 준용하여 더미변수를 제외한 나머지 변수들은 모두 변동변수로 측정하였다. 변동모형으로 측정된 모형식은 다음의 식(4) 및 식(5)과 같다. 변수의 정의는 식(5)의 하단에 제시하였다.

$$\begin{aligned}\Delta AF_t = {} & \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{\Delta PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 \Delta SIZE_{t-1} \\ & + \beta_7 \Delta LEV_{t-1} + \beta_8 \Delta LIQ_{t-1} + \beta_9 \Delta MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} \Delta ROA_{t-1} \\ & + \beta_{12} \Delta DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} \Delta EXPT_{t-1} + \beta_{16} \Delta INVREC_{t-1} \\ & + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} \Delta OWNER_t + \beta_{20} \Delta FOR_t + \beta_{21} MKT_t \\ & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned}\Delta AH_t = {} & \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{\Delta PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 \Delta SIZE_t + \beta_7 \Delta LEV_t \\ & + \beta_8 \Delta LIQ_t + \beta_9 \Delta MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} \Delta ROA_t + \beta_{12} \Delta DA_t + \beta_{13} LOSSF_t \\ & + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} \Delta EXPT_t + \beta_{16} \Delta INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t \\ & + \beta_{19} \Delta OWNER_t + \beta_{20} \Delta FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

여기서, ΔAF = t년도 $AF_t - AF_{t-1}$;
ΔAH = t년도 $AH_t - AH_{t-1}$;
$\boldsymbol{\Delta PD1}$ = t−1, t년도 $(PD1_t - PD1_{t-1})/PD1_{t-1}$;
$\boldsymbol{\Delta PD2}$ = t−1, t년도 $(PD2_t - PD2_{t-1})/PD2_{t-1}$;
$\Delta SIZE$ = t−1, t년도 $SIZE_t - SIZE_{t-1}$;

ΔLEV = t−1, t년도 $LEV_t - LEV_{t-1}$;
ΔLIQ = t−1, t년도 $LIQ_t - LIQ_{t-1}$;
MTB = t−1, t년도 $MTB_t - MTB_{t-1}$;
ΔROA = t−1, t년도 $ROA_t - ROA_{t-1}$;
ΔDA = t−1, t년도 $DA_t - DA_{t-1}$;
$\Delta EXPT$ = t−1, t년도 $EXPT_t - EXPT_{t-1}$;
$\Delta INVREC$ = t−1, t년도 $INVREC_t - INVREC_{t-1}$;
$\Delta OWNER$ = t년도 $OWNER_t - OWNER_{t-1}$;
ΔFOR = t년도 $FOR_t - FOR_{t-1}$;
나머지 변수의 정의는 식(2)의 하단과 같음.

식(4) 및 식(5)의 모형을 이용한 분석결과는 <Table 10>에 보고하였다. <Table 10>의 결과를 보면, Panel A에서 가설 1과 관련된 표본의 경우 (1)과 (2)에서 관심변수 $\Delta PD1$과 $\Delta PD2$는 종속변수 ΔAF에 대해 유의한 음(−)의 값은 관찰되지 않았다. 반면, Panel B에서 가설 2와 관련된 표본의 경우 (1)과 (2)에서 관심변수 $\Delta PD1$과 $\Delta PD2$는 종속변수 ΔAH에 대해 각각 5%와 1% 수준에서 유의한 음(−)의 값이 나타났다.

〈Table 10〉 Sensitivity Analysis 2 : Changes Test

Panel A : H1 (Changes in Audit Fees)

$$\Delta AF_t = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{\Delta PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 \Delta SIZE_{t-1} + \beta_7 \Delta LEV_{t-1} + \beta_8 \Delta LIQ_{t-1} + \beta_9 \Delta MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} \Delta ROA_{t-1} + \beta_{12} \Delta DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} \Delta EXPT_{t-1} + \beta_{16} \Delta INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} \Delta OWNER_t + \beta_{20} \Delta FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (4)$$

Variables	(1)	(2)
	ΔAF	ΔAF
ΔPD1	**0.009** **(1.239)**	
ΔPD2		**−0.002** **(−0.534)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.121	0.121
F Value	62.19***	62.25***
N	15,339	15,339

〈Table 10〉 Sensitivity Analysis 2 : Changes Test (continued)

Panel B : H2 (Changes in Audit Hours)

$$\Delta AH_t = \beta_0 + \beta_1 \boldsymbol{\Delta PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 \Delta SIZE_t + \beta_7 \Delta LEV_t + \beta_8 \Delta LIQ_t + \beta_9 \Delta MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} \Delta ROA_t + \beta_{12} \Delta DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} \Delta EXPT_t + \beta_{16} \Delta INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} \Delta OWNER_t + \beta_{20} \Delta FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (5)$$

Variables	(1)	(2)
	ΔAH	*ΔAH*
ΔPD1	**−0.014**** **(−2.397)**	
ΔPD2		**−0.008***** **(−3.021)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.054	0.054
F Value	22.69***	22.25***
N	15,259	15,259

Note 1) Variables are defined as in Table 4, except for the changes specified here : $\Delta AF_t = AF_t - AF_{t-1}$; $\Delta AH_t = AH_t - AH_{t-1}$; $\Delta PD1_t = (PD1_t - PD1_{t-1})/PD1_{t-1}$; $\Delta PD2_t = (PD2_t - PD2_{t-1})/PD2_{t-1}$; and $\Delta SIZE_t$, ΔLEV_t, ΔLIQ_t, ΔMTB_t, ΔROA_t, ΔDA_t, $\Delta EXPT_t$, $\Delta INVREC_t$, $\Delta OWNER_t$, and ΔFOR_t are each computed as the year-t value less the year-(t−1) value of the corresponding variable.

Note 2) Values in parentheses are t-statistics based on firm-clustered standard errors from OLS regressions, adjusted for within-firm dependence.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

따라서 변동모형에서는 가설 1인 <Table 6>과 일치하지 않았으나, 가설 2인 <Table 7>과는 일치하는 증거로 나타났다. 그러한 점에서 임금격차와 감사보수 또는 감사시간의 관계를 수준모형 대신 변동모형으로 분석하면 *PD1* 또는 *PD2*와 *AF* 간 음(−)의 관계를 보였던 <Table 6>의 결과는 민감한 반면, *PD1* 또는 *PD2*와 *AH* 간 음(−)의 관계를 보였던 <Table 7>의 결과는 민감하지 않다는 것을 확인할 수 있다.

본 절의 세 번째 민감도 분석에서는 AF 표본의 경우와 같이, AH 표본의 경우에도 관심변수(*PD*)에 대해 시차(lag)를 이용한 경우 분석결과가 민감한지를 추가로 알아보았다. 즉, 식(2)의 관심변수 *PD1*과 *PD2*에 대해 전기(t−1) 자료로 대체한 후 다시 분석을 수행해 보았다. 이와 관련

된 회귀분석 결과는 <Table 11>에 보고하였다. <Table 11>의 결과를 보면, Panel A에서 가설 1과 관련된 표본의 경우 (1)과 (2)에서 관심변수 $PD1_{t-1}$과 $PD2_{t-1}$는 종속변수 AH에 대해 모두 음(−)의 값이지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 결과는 <Table 7>에서 PD와 AH 간에 음(−)의 관계는 PD에 대해 당기 자료 대신 전기 자료를 이용하면 약화된다는 것을 알 수 있다. 한편으로, 이 결과는 감사인의 감사시간의 결정요인(determinants)으로 전기보다는 당기 자료로 측정된 임금격차가 더 중요한 요인으로 영향을 미친다는 것을 시사한다.[23] 즉, 감사인은 전기의 임금격차보다 당기의 임금격차에 더 직접적으로 반응한다는 것을 암시한다.

〈Table 11〉 Sensitivity Analysis 3 : Lagged Pay Disparity and Audit Hours

$$AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
$PD1_{t-1}$	**−0.019** **[−1.010]**	
$PD2_{t-1}$		**−0.014** **[−0.990]**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.826	0.826
F Value	343.0***	342.8***
N	15,264	15,264

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in square brackets are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

23) 종속변수로 감사시간(*AH*)를 이용한 국내 선행연구들의 대부분은 관심변수와 통제변수를 설정할 때 전기가 아닌 당기 자료로 측정하여 분석하는 것이 일반적이다(권수영 · 기은선 2011 ; 이동헌 등 2011 ; 최승욱 · 이우재 2015 ; 전규안 · 박종일 2017 ; 박성욱 · 김서현 2023 등). 이러한 데에는 연구모형의 설정상에 감사시간을 분석한 국내 연구들은 실제 감사시간의 결정에 전기 자료보다 당기 자료가 더 중요한 영향을 미칠 것으로 보고 있기 때문이다.

7. 강건성 분석결과

다음으로, 강건성(robustness) 분석의 일환으로 세 가지 분석을 추가로 수행해 보았다.[24] 본 연구는 첫 번째 강건성 분석으로 가설 1과 가설 2에 대해 성향점수매칭(propensity score matching ; PSM) 분석을 수행하여도 분석결과가 강건한지를 알아보고자 한다. 임금격차가 큰 기업과 작은 기업은 기업규모, 부채비율, 성장성, 수익성 등 기업 특성에서 체계적인 차이를 보일 수 있으며, 이러한 차이가 감사보수 및 감사시간에 영향을 미쳐 내생성 문제가 발생할 가능성이 있다. 이에 본 연구는 관측가능한 기업의 재무적 특성으로부터 고임금격차 기업에 속할 성향점수를 추정한 후, 성향점수가 유사한 기업끼리 매칭하는 PSM 분석을 실시해 보았다. 이에 따라 기업 특성을 통제한 후에도 임금격차가 높을수록 감사보수 및 감사시간이 감소하는 효과가 일관되게 나타나는지 확인한다.

구체적으로, 산업−연도 중위수를 기준으로 임금격차(*PD1*, *PD2*)가 중위수보다 큰 기업을 임금격차가 높은 기업, 중위수 이하인 기업을 임금격차가 낮은 기업으로 구분하였다. 여기서 임금격차가 높은 기업은 실험집단에, 임금격차가 낮은 기업은 통제집단에 해당한다. 로짓(Logit) 모형을 이용하여 임금격차가 높은 기업에 해당될 가능성에 대한 성향점수를 추정하였다(Kalelkar et al. 2023).[25] 이에 대한 PSM의 결과는 다음의 <Table 12>에 보고하였다.

<Table 12>의 Panel A를 보면, 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 각각 1% 및 5% 수준에서 유의한 음(−)의 계수값을 보이고 있다. 또한 Panel B를 보면, 관심변수 *PD1*은 종속변수 *AH*에 대해 10% 수준에서 유의한 음(−)의 값을 보이며, *PD2*는 *AH*에 대해 음(−)이지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 종합해 보면, 대체적으로 임금격차가 큰 기업일수록 감사보수 및 감사시간이 감소하는 경향이 나타남을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 가설 1과 가설 2에 대한 회귀분석 결과인 <Table 6> 및 <Table 7>와 대체로 유사한 증거였다.

---

24) 이러한 분석을 제안해 주신 익명의 심사자께 저자들은 감사드린다.

25) 성향점수 매칭은 1 : 1 nearest−neighbor 방식으로, 비복원(without replacement) 매칭을 실시하였으며, 성향점수 차이가 0.01 이하인 경우에 한해 매칭되도록 caliper를 0.01로 설정하였다. 매칭 이후 최종적으로 회귀분석에 사용된 표본은 종속변수가 *AF* 모형의 경우 *PD1* 기준으로 산업−연도 임금격차가 높은 집단과 낮은 집단 각각 6,067개로 총 12,134개 표본, *PD2* 기준으로 산업−연도 임금격차가 높은 집단과 낮은 집단 각각 6,212개로 총 12,424개 표본이다. 또한 종속변수가 *AH* 모형의 경우 *PD1* 기준으로 산업−연도 임금격차가 높은 집단과 낮은 집단 각각 6,045개로 총 12,090개 표본, *PD2* 기준으로 산업−연도 임금격차가 높은 집단과 낮은 집단 각각 6,204개로 총 12,408개 표본이다. 그리고 회귀분석에는 연도 및 산업 고정효과를 포함하였으며, 표준오차는 기업(Stock) 단위로 클러스터링(clustering)하여 산출하였다.

〈Table 12〉 Robustness Test 1 : Propensity Score Matching (PSM)

Panel A : H1 (Audit Fees)

$$AF_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 LIQ_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} ROA_{t-1} + \beta_{12} DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_{t-1} + \beta_{16} INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	(1)	(2)
	AF	*AF*
PD1	**−0.067*** (−2.701)**	
PD2		**−0.043** (−2.341)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.726	0.741
F Value	295***	299***
N	12,134	12,424

Panel B : H2 (Audit Hours)

$$AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
PD1	**−0.038* (−1.814)**	
PD2		**−0.007 (−0.457)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.742	0.765
F Value	247***	268***
N	12,090	12,408

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in parentheses are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

두 번째 강건성 분석의 경우는 내생성 이슈(endogeneity issue)를 통제하는 방법으로 감사인 교체시점에서 임금격차와 감사보수 및 감사시간의 관계가 앞서 주된 분석결과인 <Table 6> 및 <Table 7>와 일치하는지를 확인할 필요가 있다. 감사인 교체 시점에서는 감사인이 피감기업을 처음으로 감사를 수행하므로, 임금격차와 감사보수 또는 감사시간의 관계에서 내생성 문제를 완화시킬 수 있을 것으로 기대된다. 이를 위해 본 절에서는 감사인 교체 표본만을 대상으로 다시 분석을 수행해 보았다. 이에 대한 분석결과는 <Table 13>에 보고하였다.

<Table 13>의 결과를 보면, 감사인 교체인 초도감사기업 표본의 경우에서도 전반적으로 <Table 6> 및 <Table 7>의 결과와 질적으로 유사한 증거가 나타났다. 구체적으로, Panel A의 경우 (1)과 (2)에서 가설 1의 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 모두 1% 이내에서 유의한 음(−)의 계수값을 보이며, Panel B의 경우 (1)과 (2)에서 가설 2의 관심변수 *PD1*과 *PD2* 역시 종속변수 *AH*에 대해 각각 1% 이내에서 유의한 음(−)의 계수값을 나타내고 있다. 따라서 초도감사기업들의 표본에서도 외부감사인은 임금격차가 커질수록 낮은 감사위험으로 반응하여 감사보수 및 감사시간이 감소한다. 이는 앞서 <Table 6> 및 <Table 7>의 전체표본의 증거와 일관되게 감사인은 감사인 교체 시 초도감사를 수행할 때에도 임금격차를 효율적 인센티브 설계의 신호로 해석하는 것으로 나타났다.

〈Table 13〉 Robustness Test 2 : Initial Audit Engagements

Panel A : H1 (Audit Fees)

$$AF_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 LIQ_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} ROA_{t-1} + \beta_{12} DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_{t-1} + \beta_{16} INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	(1)	(2)
	AF	*AF*
PD1	**−0.120*** (−4.607)**	
PD2		**−0.093*** (−4.877)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.754	0.754
F Value	224.5***	224.2***
N	4,325	4,325

〈Table 13〉 Robustness Test 2 : Initial Audit Engagements (continued)

Panel B : H2 (Audit Hours)

$$AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
PD1	**−0.097*** (−3.810)**	
PD2		**−0.077*** (−4.039)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.765	0.765
F Value	184.2***	183.6***
N	4,158	4,158

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in parentheses are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

세 번째 강건성 분석의 경우는 앞서 본 연구의 분석에서는 표본의 선정조건 중 (4)에 해당하는 감사보수 1천만원 미만과 감사시간 100시간 미만의 기업을 표본에서 제외하였다. 따라서 이들 제외된 표본을 포함한 경우에도 <Table 6> 및 <Table 7>의 주된 분석결과가 강건한지를 확인할 필요가 있다.[26] 감사보수 1천만원 미만과 감사시간 100시간 미만의 기업을 표본에 포함하여 다시 분석을 수행한 분석결과는 <Table 14>에 보고하였다.[27]

26) 이와 같은 강건성 분석을 제안하신 심사자께 저자들은 감사드린다.

27) <Table 6>의 종전 AF 표본(N=17,638개)보다 감사보수가 1천만원 미만의 표본을 추가로 고려하면 21개 표본이 더해져 최종 AF 표본은 17,659개 기업-연도 자료이고, <Table 7>의 종전 AH 표본(N=17,558개)보다 감사시간이 100시간 미만의 표본을 추가로 고려하면 11개가 더해져 최종 AH 표본은 17,569개 기업-연도 자료이다.

〈Table 14〉 Robustness Test 3 : Inclusion of Observations with Audit Fees Below KRW 10 Million and Audit Hours Below 100

Panel A : H1 (Audit Fees)

$$AF_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_{t-1} + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 LEV_{t-1} + \beta_8 LIQ_{t-1} + \beta_9 MTB_{t-1} + \beta_{10} GRW_{t-1} + \beta_{11} ROA_{t-1} + \beta_{12} DA_{t-1} + \beta_{13} LOSSF_{t-1} + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_{t-1} + \beta_{16} INVREC_{t-1} + \beta_{17} ISSUE_{t-1} + \beta_{18} BOND_{t-1} + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	(1)	(2)
	AF	*AF*
PD1	**−0.095*** (−4.312)**	
PD2		**−0.065*** (−3.835)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.783	0.783
F Value	403.7***	403.6***
N	17,659	17,659

Panel B : H2 (Audit Hours)

$$AH_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{PD}_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 ISA_t + \beta_4 FIRST_t + \beta_5 OPN_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} GRW_t + \beta_{11} ROA_t + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} LOSSF_t + \beta_{14} CONF_t + \beta_{15} EXPT_t + \beta_{16} INVREC_t + \beta_{17} ISSUE_t + \beta_{18} BOND_t + \beta_{19} OWNER_t + \beta_{20} FOR_t + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	AH	*AH*
PD1	**−0.039** (−2.119)**	
PD2		**−0.027* (−1.926)**
Control variables	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R^2	0.796	0.796
F Value	327.7***	327.5***
N	17,569	17,569

Note 1) Variable definitions are provided in <Table 4>.

Note 2) Values in parentheses are t-statistics from OLS regressions based on standard errors clustered at the firm level to account for within-firm dependence across observations.

Note 3) ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively (two-tailed tests).

<Table 14>의 결과를 보면, AF 표본에서 1천만원 미만의 자료를 포함하거나, AH 표본에서 100시간 미만의 자료를 포함하여 다시 분석을 수행한 경우에도 전반적으로 <Table 6> 및 <Table 7>의 결과와 질적으로 유사한 증거로 나타났다. 구체적으로, Panel A의 경우 (1)과 (2)에서 가설 1의 관심변수 *PD1*과 *PD2*는 종속변수 *AF*에 대해 모두 1% 이내에서 유의한 음(−)의 계수값을, Panel B의 경우 (1)과 (2)에서 가설 2의 관심변수 *PD1*과 *PD2* 역시 종속변수 *AH*에 대해 각각 5%와 10%에서 유의한 음(−)의 계수값이 나타났다. 이러한 증거는 비정상적으로 낮은 감사보수와 감사시간 자료를 포함해도 본 연구의 앞서 <Table 6> 및 <Table 7>의 결과는 질적으로 유사하다는 것을 확인할 수 있다.

Ⅴ. 결 론

선행연구 중 Ge and Kim(2020)은 수평적 임금격차와 감사보수의 관계가 양(+)일 때 경영자 권력이론 관점에서, 두 변수 간에 음(−)의 관계일 때 효율적 계약이론 관점에서 논하였다. 선행연구들은 Kalelkar et al.(2023)을 제외하면 대체로 임금격차와 감사보수 간에 양(+)의 관계를 보고하였다(Ge and Kim 2020 ; Yin and Du 2021 ; Chen and Guo 2023 ; Lin et al. 2024 ; 황주희 · 정동진 2025). 이러한 연장선상에서 선행연구의 범위를 보다 더 확장시켜 본 연구는 국내 거래소의 유가증권 및 코스닥에 상장된 기업들을 대상으로 경영진−종업원 간의 수직적 임금격차에 대한 감사인의 반응을 감사보수와 감사시간뿐 아니라 감사참여자인 5개 직급 감사시간 측면에서 실증적으로 알아보았다. 이를 위해 본 연구는 관심변수인 임금격차를 두 가지 방법으로 측정했다. 하나는 등기임원의 1인당 평균보수액과 직원의 1인당 평균보수액 간의 차이 비율이고(*PD1*), 다른 하나는 등기임원과 미등기임원이 모두 포함된 총임원의 1인당 평균보수액과 직원의 1인당 평균보수액 간의 차이 비율이다(*PD2*). 분석기간은 관심변수를 기준으로 임원의 보수가 사업보고서에 처음 공개된 2013년부터 2022년까지이고, 종속변수가 감사보수(감사시간)일 때 최종표본 17,638개(17,588개) 기업−연도 자료를 이용하여 분석한 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 일정 통제변수를 고려한 후에도 임금격차는 감사보수 또는 감사시간에 대해 모두 유의한 음(−)의 관계를 보였다. 이는 피감기업의 임금격차가 클수록 감사인은 낮은 감사위험으로 반응하여 감사보수와 감사시간이 감소한다는 것을 나타낸다. 따라서 앞서의 결과로 볼 때 감사인은 임금격차를 효율적 인센티브 설계의 신호로 해석하는 관점인 효율적 계약이론과 일치하는 증거였다. 둘째, 임금격차와 직급 감사시간의 경우 주로 품질관리검토자와 담당이사에서 유의한 음(−)의 관계로 나타났다. 이는 앞서 임금격차와 총감사시간 간에 유의한 음(−)의 관계는 5개 직급 감사시간 중 주로 상위직급인 품질관리검토자와 담당이사에 기인된 것임을 의미한다. 앞서의 결과들은 임금격차 *PD1*과 *PD2*의 측정방법에 관계없이

일관된 증거를 보였다.

이상을 요약하면, 본 연구결과는 경영진－종업원 간의 수직적 임금격차가 클수록 감사인은 낮은 감사위험으로 인지하여 감사보수가 낮고, 감사시간이 적게 투입된다는 것을 보여주고 있다. 또한 본 연구결과는 앞서 임금격차와 감사시간 간에 유의한 음(－)의 관계가 직급 감사시간 중 주로 품질관리검토자와 담당이사에 기인한 것을 보여주었다.

본 연구의 발견은 다음과 같은 측면에서 관련연구에 새로운 증거 및 규제당국에게도 유용한 정보를 제공한다. 첫째, 감사보수 측면에서 임금격차를 살펴본 국외 연구들은 Kalelkar et al. (2023)을 제외하면 대부분 임금격차와 감사보수 간에 양(＋)의 관계를 제시하였다(Ge and Kim 2020 ; Yin and Du 2021 ; Chen and Guo 2023 ; Lin et al. 2024). 이들 모두는 수평적 임금격차를 중심으로 다룬 연구들이다. 이와 달리, 본 연구는 수직적 임금격차는 감사보수뿐만 아니라, 감사시간과 유의한 음(－)의 관계가 있음을 보여주고 있어 관련연구에 새로운(novel) 증거를 제공해 준다. 둘째, 국내 자료를 이용한 황주희 · 정동진(2025)은 수직적 임금격차와 감사보수 및 감사시간과 양(＋)의 관계를 제시하였다. 하지만, 앞서의 선행연구는 전체표본보다 제한된 매우 적은 소표본을 이용한 결과였다. 이와 달리, 분석에 이용가능한 관측치 자료를 대상으로 분석한 본 연구는 임금격차와 감사보수 또는 감사시간 모두 평균적으로 음(－)의 관계가 있음을 보여주고 있다. 이는 선행연구와 상반된 발견이라는 점에서 의미가 있다. 특히, 선행연구의 제한된 소표본과 달리, 이용가능한 대표본을 이용한 본 연구결과는 임금격차에 대한 감사인의 반응이 경영자 권력보다는 효율적 계약 관점이 주로 관찰됨을 보여주었다. 또한 본 연구는 선행연구인 황주희 · 정동진(2025)을 보다 확장시켜 임금격차와 직급 감사시간의 관계도 조사한 결과, 임금격차와 감사시간 간에 음(－)의 관계가 주로 상위직급(예로, 품질관리검토자, 담당이사)에 기인한다는 것을 보여주고 있어 선행연구에서 다루지 못한 새로운 증거를 제공한다. 예컨대, 규제당국은 2013년 5월에 자본시장법 개정을 통해 사업보고서에 임원보수를 공시해 왔다. 이는 외부정보이용자가 경영자에게 지급된 보수가 합리적으로 결정된 것인지를 비교하여 평가할 수 있게 해 기업경영의 투명성을 제고하기 위한 취지가 있다. 본 연구의 실증 증거는 감사인이 국내 상장기업의 임금격차를 효율적 계약이론 관점에서 평가하고 있음을 보여준다. 따라서 외부정보이용자 중 재무정보에 전문성을 갖춘 감사인이 임금격차 정보를 어떻게 평가하고 있는지는 규제당국에게 감사품질 측면에서 중요한 사항일 수 있다. 그러한 점에서 임금격차와 감사인의 반응을 분석한 본 연구의 실증적 결과는 감사인의 감사품질에 관심이 높은 규제당국에게도 유용한 정보로 활용될 수 있다.

본 연구는 앞서와 같은 관련연구에 새로운 증거를 제공함에도 불구하고, 다음의 분석상 한계 역시 존재한다. 첫째, 본 연구는 연구설계상에 식(1)～식(3)의 연구모형에 추가적으로 고려하지 못한 생략변수의 문제는 있을 수 있다. 둘째, 본 연구는 해당 연구주제를 분석할 때 경영진－종업원 간의 수직적 임금격차 측면에서 주로 다루었다. 반면, 국외 연구들은 주로 수평적 임금격

차와 감사보수의 관계를 중심으로 분석되어 왔다. 따라서 향후 연구에서는 국내의 수평적 임금격차와 감사위험의 관계도 탐구될 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 기업의 보상체계를 보다 포괄적으로 반영하기 위하여 평균 임원보수(또는 평균 등기임원보수)를 이용한 경영진-종업원 간의 임금격차를 측정하였다. 따라서 대표이사 개인의 보수와 종업원 보수 간의 임금격차(CEO-Employee Pay Gap)를 이용한 선행연구와는 설명변수의 구성개념과 연구목적에 차이가 존재한다. 하지만 대표이사 개인의 보수에 대한 자료상의 한계로 본 연구는 선행연구의 방법을 이용한 분석을 수행하지는 못했다. 향후 연구에서는 대표이사 개인 수준의 임금격차와 기업 전체 경영진 수준의 임금격차를 동일한 분석틀에서 비교하여, 감사인의 의사결정에 어떠한 차별적인 영향을 미치는지를 추가적으로 분석하는 것도 의미 있는 연구주제가 될 것으로 판단된다.

"본 논문은 사단법인 한국세무학회 연구윤리규정을 준수하였음을 확인함."
"The study in this manuscript has been conducted in accordance with the Ethical Guidelines set forth by the Korean Academic Society of Taxation."

[AI 사용 공시] 본 논문 작성 과정에서 생성형 AI를 사용하지 않았음을 확인함.
[AI Disclosure] No generative AI tool was used in the preparation of this manuscript.

[이해상충 공개] 참여 저자 모두는 본 연구와 관련하여 경제적 이해관계 또는 기타 이해상충이 없음을 확인함.
[Conflict of Interest] The authors declare no conflicts of interest associated with this manuscript.

REFERENCES

Bardos, K., S. Kozlowski, and M. Puleo. 2021. Entrenchment or efficiency? CEO-to-employee pay ratio and the cost of debt. *The Financial Review* 56(3) : 511-533.

Bebchuk, L. A., J. M. Fried, and D. I. Walker. 2002. Managerial power and rent extraction in the design of executive compensation. *The University of Chicago Law Review* 69(3) : 751-846.

Bryan, D. B., and T. W. Mason. 2017. Executive tournament incentives and audit fees. *Advances in Accounting* 37 : 30-45.

Chen, X., and Y. Guo. 2023. Does the executive pay gap affect audit risk? *BCP Business & Management* 49 : 308-317.

Cho, M. O., and J. H. Choi. 2021. The effect of auditors' economic dependence on a client on the association between audit market competition and audit fees and hours. *Study on Accounting, Taxation & Auditing* 63(2) : 193-234. [Printed in Korean]

Choi, J. H., and S. H. Yang. 2019. The effect of auditor industry expertise on auditor behavior in homogeneous industries. *Korean Accounting Journal* 28(1) : 63-99. [Printed in Korean]

Choi, K., and W. S. Paek. 1998. Auditors' types and audit quality : With an emphasis on audit fees and hours. *Korean Accounting Review* 23(2) : 49-75. [Printed in Korean]

Choi, S. U., and W. J. Lee. 2015. The effect of auditors' length of years with a dominant market share on audit quality, audit fees and hours. *Korean Accounting Journal* 24(2) : 305-346. [Printed in Korean]

Choi, S. U., J. E. Lee, and G. S. Bae. 2015. Individual audit partner fixed effects on audit fees, audit hours, and audit quality. *Korean Accounting Review* 40(1) : 73-116. [Printed in Korean]

Choo, H. S., S. A. Cho, and D. C. Moon. 2023. How does executive-employee pay disparity affect sustainable corporate growth? *Korean Journal of Management Accounting Research* 23 (3) : 101-127.

DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3(3) : 183-199.

DeFond, M., and J. Zhang. 2014. A review of archival auditing research. *Journal of Accounting and Economics* 58(2-3) : 275-326.

Ge, W., and J. B. Kim. 2020. How does the executive pay gap influence audit fees? The roles of R&D investment and institutional ownership. *Journal of Business Finance & Accounting* 47(5-6) : 677-707.

Huang, G. Y., H. H. Huang, and J. Yu. 2018. CEO-employee pay ratio and bond yield spreads.

Working Paper. Southwestern University of Finance and Economics.

Hwang, J. H., and D. J. Jung. 2025. Vertical pay disparity and audit risk. *Accounting Information Review* 43(1) : 83－108. [Printed in Korean]

Jeon, K. A., and J. I. Park. 2017. The effect of opaque earnings on audit fees and audit hours. *Korean Management Review* 46(5) : 1303－1341. [Printed in Korean]

Jia, N. 2017. Tournament incentives and audit fees. *Journal of Accounting and Public Policy* 36(5) : 358－378.

Johnson, M. F. 2022. The effects of the mandated disclosure of CEO-to-employee pay ratios on CEO pay. *International Journal of Disclosure and Governance* 19(3) : 292－312.

Jung, S. M., and Y. W. Kim. 2022. Executive-employee pay disparity and stock price risk. *Korean Accounting Journal* 31(5) : 1－32. [Printed in Korean]

Jung, S. M., N. K. W. Kim, H. S. Ryu, and J. Y. Shin. 2021. Why do firms utilize the flexibility allowed in CEO-employee pay ratio disclosure? Evidence from Dodd-Frank Act Section 953 (b). *Accounting Horizons* 35(2) : 83－106.

Kalelkar, R., Y. Shi, and H. Xu. 2023. Top management team incentive dispersion and audit fees. *The Journal of Corporate Accounting & Finance* 35(1) : 178－191.

Kim, J. B., X. Liu, and L. Zheng. 2012. The impact of mandatory IFRS adoption audit fees : Theory and evidence. *The Accounting Review* 87(6) : 2061－2094.

Kim, Y. S., and K. A. Jeon. 2016. The effects of the position-specific audit hours on audit quality and audit fees. *Korean Management Review* 45(4) : 1339－1375. [Printed in Korean]

Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accruals measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163－197.

Kwon, S. Y., and E. S. Ki. 2011. The effects of accruals on the audit hour and audit fee. *Korean Accounting Review* 36(4) : 95－137. [Printed in Korean]

Kwon, S. Y., and M. C. Kim. 2001. Determinants of audit fee and effect of audit fee deregulation. *Korean Accounting Review* 26(2) : 115－143. [Printed in Korean]

Kwon, S. Y., E. S. Ki, and H. E. Kim. 2021. Audit fee premium and audit quality of global industry specialist auditors. *Korean Accounting Review* 46(1) : 41－82. [Printed in Korean]

Kwon, S. Y., H. G. Shin, and J. Y. Jeong. 2006. The effect of audit hours and audit fees on earnings management. *Korean Accounting Review* 31(4) : 175－201. [Printed in Korean]

Kwon, S. Y., M. C. Kim, and T. J. Jung. 2005. The effects of audit hours and audit quality on audit fees. *Korean Accounting Review* 30(4) : 47－76. [Printed in Korean]

Lazear, E. P., and S. Rosen. 1981. Rank-order tournaments as optimum labor contracts. *Journal of Political Economy* 89(5) : 841－864.

Lee, D. H., S. M. Kim, and S. W. Yoo. 2011. The effect of audit committee compensation on

audit fees and audit hours. *Korean Accounting Journal* 20(5) : 63－98. [Printed in Korean]

Lee, J. E. 2024. Audit fee contract types and audit fee stickiness in Korea : Focused on the contract -actual audit hours and fees disclosure information. *Study on Accounting, Taxation & Auditing* 66(1) : 33－74. [Printed in Korean]

Lee, S. H., and S. U. Choi. 2018. The relation between abnormal audit fees and market anomaly : Do investors perceive abnormal audit fees? *Korean Accounting Journal* 27(1) : 1－37. [Printed in Korean]

Lee, Y. J., and J. I. Park. 2022. The effect of the revision of preliminary released income and auditors' communications with governance on rank-specific audit hours. *Study on Accounting, Taxation & Auditing* 64(2) : 53－102. [Printed in Korean]

Lee, Y. J., and J. I. Park. 2024. How does the executive-employee pay disparity influence discretionary accruals and real earnings management? The moderating role of Big 4 auditors. Korean Accounting Association 2024 Winter Conference. [Printed in Korean]

Lei, L. 2017. CEO-to-worker pay disparity and the cost of debt. *International Journal of Finance & Economics* 29(4) : 3933－3950.

Lin, Z., C. Song, and X. Hu. 2024. The relationship between pay dispersions and audit fees. *Working Paper*. Renmin University of China.

Palmrose, Z. V. 1986. Audit fee and auditor size : Further evidence. *Journal of Accounting Research* 24(1) : 97－110.

Palmrose, Z. V. 1989. The relation of audit contract type to audit fees and hours. *The Accounting Review* 64(3) : 488－499.

Park, J. I., and C. W. Park. 2007. The effects of abnormal audit fees and audit quality on abnormal audit hours. *Study on Accounting, Taxation & Auditing* 45 : 119－159. [Printed in Korean]

Park, J. I., and K. A. Jeon. 2018. A reexamination of abnormal audit fees or audit hours and audit quality : New data and new evidence. *Asian Tax Journal* 19(5) : 9－53. [Printed in Korean]

Park, J. I., and K. Choi. 2009. The effect of abnormal audit fees and audit hours on discretionary accruals. *Asian Tax Journal* 10(3) : 265－301. [Printed in Korean]

Park, S. O., and S. H. Kim. 2023. The effect of earnings-based compensation on audit fees and audit hour : Focusing on the role of audit committee. *Asian Tax Journal* 24(6) : 59－81. [Printed in Korean]

Pong, C. M., and G. Whittington. 1994. The determinants of audit fees : Some empirical models. *Journal of Business Finance and Accounting* 21(8) : 1071－1095.

Pratt, J., and Stice, J. D. 1994. The effect of client characteristics on auditor litigation risk judgments, required audit evidence, and recommended audit fees. *The Accounting Review* 69 : 639－656.

Rosenstein, S., and J. G. Wyatt. 1990. Outside directors, board independence, and shareholder wealth. *Journal of Financial Economics* 26(2) : 175－191.

Rouen, E. 2020. Rethinking measurement of pay disparity and its relation to firm performance. *The Accounting Review* 95(1) : 343－378.

Seetharaman, A., F. A. Gul, and S. G. Lynn. 2002. Litigation risk and audit fees : Evidence from UK firms cross-listed on US markets. *Journal of Accounting and Economics* 33 : 91－115.

Simmon D. T., and J. R. Francis. 1988. The effects of auditor change on audit Fees : Tests of price cutting and price recovery. *The Accounting Review* 63(2) : 255－269.

Simunic, D. A. 1980. The pricing of audit services : Theory and evidence. *Journal of Accounting Research* 18(1) : 161－190.

Song, B. M., H. J. Ahn, and J. H. Choi. 2017. The effect of the composition of audit committee financial expertise on industry specialist auditor choice and audit fees. *Korean Accounting Review* 42(5) : 209－243. [Printed in Korean]

Tong, L., L. Xie, and M. Zhang. 2023. The dark side of auditor pay disparity : Evidence from audit adjustments. *Journal of Accounting and Public Policy* 42 : 107133.

Yin, H., and Y. Du. 2021. The impact of executive pay gap on audit pricing in China. *Journal of Asian Finance, Economics and Business* 8(6) : 961－974.

국내 참고문헌

권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95－137.

권수영 · 기은선 · 김효은. 2021. “글로벌 산업전문 감사인의 감사보수 프리미엄과 감사품질”. 회계학연구 제46권 제1호 : 41－82.

권수영 · 김문철. 2001. “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석”. 회계학연구 제26권 제2호 : 115－143.

권수영 · 김문철 · 정태진. 2005. “감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제4호 : 47－76.

권수영 · 신현걸 · 정재연. 2006. “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제4호 : 175－201.

김용수 · 전규안. 2016. “직급별 감사시간이 감사품질 및 감사보수에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제4호 : 1339－1375.

박성욱 · 김서현. 2023. “이익기준 경영자 보상이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향 : 감사위원회 효과를 중심으로”. Asian Tax Journal 제24권 제6호 : 59－81.

박종일 · 박찬웅. 2007. “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”. 회계와

감사연구 제45권 : 119－159.
박종일 · 전규안. 2018. “비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석”. 세무와회계저널 제19권 제5호 : 9－53.
박종일 · 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 265－301.
송보미 · 안혜진 · 최종학. 2017. “감사위원회 재무전문성의 세부구성이 산업전문가 감사인 선임 및 감사보수에 미치는 영향”. 회계학연구 제42권 제5호 : 209－243.
이동헌 · 김선미 · 유승원. 2011. “감사위원회 보상이 외부감사에 미치는 영향 : 감사보수 및 감사시간을 중심으로”. 회계저널 제20권 제5호 : 63－98.
이상호 · 최승욱. 2018. “비정상감사보수의 시장이상현상에 관한 연구 : 투자자들은 비정상감사보수를 인지하고 있는가?”. 회계저널 제27권 제1호 : 1－37.
이윤정 · 박종일. 2022. “잠정실적의 수정 및 지배구조와의 커뮤니케이션이 직급별 감사시간에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제64권 제2호 : 53－102.
이윤정 · 박종일. 2024. “경영진－종업원의 임금격차가 재량적 발생액 및 실제 이익조정에 영향을 미치는가? Big 4 감사인의 조절효과의 역할”. 2024년도 한국회계학회 동계학술대회 발표논문.
이재은. 2024. “국내 감사보수계약 방식과 감사보수 경직성 : 계약－실제감사시간, 보수 공시자료의 검토”. 회계 · 세무와 감사 연구 제66권 제1호 : 33－74.
전규안 · 박종일. 2017. “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제5호 : 1303－1341.
정선문 · 김예원. 2022. “수직적 임금격차와 주가변동성의 상관관계”. 회계저널 제31권 제5호 : 1－32.
조미옥 · 최종학. 2021. “감사인의 피감기업에 대한 경제적 의존도가 감사시장의 경쟁과 감사보수 및 감사시간 사이의 관계에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제63권 제2호 : 193－234.
최 관 · 백원선. 1998. “감사인의 유형과 감사품질 : 감사보수와 감사시간을 중심으로”. 회계학연구 제23권 제2호 : 49－75.
최승욱 · 이우재. 2015. “감사인의 시장점유율 계속유지기간이 감사품질과 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 회계저널 제24권 제2호 : 305－346.
최승욱 · 이재은 · 배길수. 2015. “감사보수, 감사시간 및 감사품질에 감사파트너 고정효과가 존재하는가?”. 회계학연구 제40권 제1호 : 73－116.
최종학 · 양승희. 2019. “동질적 성격의 산업에 속한 피감기업을 감사하는 감사인의 산업전문성이 감사인의 행동에 미치는 영향”. 회계저널 제28권 제1호 : 63－99.
황주희 · 정동진. 2025. “경영자－종업원 간의 보상격차가 감사위험에 미치는 영향”. 회계정보연구 제43권 제1호 : 83－108.