

경영자 과신성향과 수직적 임금격차의 관련성

The Relationship between CEO Overconfidence and Pay Disparity

이윤정* · 정선문** · 박종일***

Yun-Jeong Lee · Sun-Moon Jung · Jong-Il Park

〈요 약〉

본 연구는 경영자의 과신성향이 임금격차 및 기업의 향후 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 기존 연구들이 과신성향이 재무의사결정에 미치는 영향에 초점을 맞춘 데 비해, 본 연구는 조직 내부의 보상구조와 성과 간의 연결 메커니즘에 주목하였다. 이를 위해 2013년부터 2023년까지 국내 유가증권시장 및 코스닥시장 상장기업을 대상으로, Kim et al.(2016)의 방식에 따라 다차원적 과신성향 지표(MOC1, MOC2)를 구성하고, 경영진-종업원 간 임금격차 및 차기 수익성(ROA, ROE)과의 관계를 분석하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 경영자의 과신은 경영진과 종업원 간 임금격차를 유의하게 줄이는 경향이 나타났다. 둘째, 경영자 과신은 차기 기업성과와 음(-)의 관계를 가지나, 이러한 과신성향이 기업의 차기 수익성에 미치는 영향은 임금격차 수준에 따라 상이하게 나타나며, 특히 임금격차가 클수록 앞서의 부정적 효과가 완화되는 경향이 관찰되었다. 이는 경영자의 인지적 특성과 보상구조 간의 상호작용이 기업성과에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 시사하며, 과신적 리더십의 유인적 측면과 위험 요소를 동시에 고려해야 함을 시사한다.

〈주제어〉 경영자 과신성향, 임금격차, 기업성과, 토너먼트 이론, 공정성 이론

* 제1저자(First Author), 충북대학교 경영대학 시간강사,

Part-time Lecturer, College of Business, Chungbuk National University, ckoz17@naver.com

** 교신저자(Corresponding Author), 동국대학교(서울) 회계학과 조교수,

Assistant Professor, Department of Accounting, Dongguk University-Seoul, sunmoonjung@dongguk.edu

*** 공동저자(Co-author), 충북대학교 경영대학 경영학부 교수,

Professor, College of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr

Received 8 September 2025 Revised 1st 12 January 2026, 2nd 29 March 2026 Accepted 30 March 2026

<Abstract>

This study investigates the impact of CEO overconfidence on pay disparity and future firm performance. While previous research has primarily focused on the financial consequences of overconfident managerial behavior, this paper examines how psychological traits affect internal compensation structures and their subsequent influence on firm outcomes. Using a panel of Korean firms listed on the KOSPI and KOSDAQ markets from 2013 to 2023, we construct multidimensional overconfidence indicators (MOC1 and MOC2) following Kim, Wang, and Zhang (2016).

Empirical analysis reveals two key findings. First, CEO overconfidence significantly decreases the pay gap between executives and employees. Second, the effect of CEO overconfidence on subsequent firm profitability (measured by ROA, ROE) varies depending on the level of pay disparity. Although CEO overconfidence negatively affects future firm performance, this adverse effect is mitigated in firms with a larger executive-employee pay gap. These findings suggest that the interaction between managerial cognitive bias and compensation structures plays a crucial role in shaping firm performance. Our results provide practical insights for leadership assessment and incentive design.

<Key words> CEO overconfidence, pay gap, firm performance, tournament theory, equity theory

I. 서 론

최근 기업 경영에서 경영자의 심리적 성향과 기업성과 간의 관계에 대한 관심이 높아지고 있다. 특히, 경영자의 인지적 편향(cognitive bias) 중 하나인 과신성향(overconfidence)은 기업의 투자, 재무, 전략적 의사결정에 영향을 미치는 주요한 행태적 요인으로 주목받고 있다(Malmendier and Tate 2005). 과신성향을 지닌 경영자는 본인의 능력을 과대평가하고 외부의 제약이나 불확실성을 과소평가하며, 이는 조직의 자원 배분, 성과관리, 보상 시스템 등 다양한 측면에 비합리적 의사결정을 초래할 수 있다.

기존의 선행연구들은 주로 경영자의 과신성향이 투자 과잉이나 자산 배분의 비효율성, 또는 인수합병 실패 등과 같은 재무적 성과에 미치는 부정적 영향에 초점을 맞추어 왔다(Malmendier and Tate 2005, 2008 ; 박종훈 등 2013 ; 김유진 · 홍지연 2018 등). 그러나 경영자의 과신성향이 조직 내부의 임금구조, 특히 경영진-종업원 간 임금격차에 미치는 영향에 대한 연구는 상대적으로 드물며, 이러한 임금격차가 다시 기업의 미래 성과에 어떤 경로로 영향을 미치는지에 대해서도 체계적인 실증연구는 부족한 실정이다.

경영자의 과신성향은 임금격차를 통해 기업성과에 간접적인 영향을 미칠 수 있다. 과신적인 경영자는 자신의 기여를 과대평가하고(Hayward and Hambrick 1997 ; Malmendier and Tate 2005, 2008 ; Graham et al. 2013), 이에 따른 보상도 비례적으로 높게 책정하려는 경향을 보일 수 있다(Schrand and Zechman 2012 ; Lu 2020 ; Vitanova 2021 ; Kim et al. 2022). 이로 인해 경영진과 일반 종업원 간의 보상 격차가 확대될 수 있으며, 이는 종업원의 조직몰입도나 협업 효율성에

영향을 주어 장기적인 기업성가에 영향을 줄 수 있다(Cowherd and Levine 1992 ; Siegel and Hambrick 2005 ; 임정대 · 김석진 2018 ; 최석봉 2021). 반면, 일부 경영자는 과신성향에도 불구하고 집단성가를 중시하며 보상의 형평성을 고려할 수도 있다는 점에서 과신성향과 임금격차 간의 관계는 단선적이지 않을 수 있다(Siegel and Hambrick 2005 ; Lee et al. 2008). 과신적 경영자는 자신의 능력을 과대평가하고 외부의 조언이나 정보에 대한 수용성이 낮아지며, 경영 실패에 대한 책임을 외부 요인으로 전가하는 경향이 있다(Hayward and Hambrick 1997 ; Schrand and Zechman 2012 ; Graham et al. 2013). 이는 종종 리스크를 과소평가(underestimate)하고 성과를 과대추정(overestimate)하는 방식으로 나타나며(Malmendier and Tate 2005, 2008), CEO 자신의 성과에 대한 기여도를 실제보다 과도하게 인식하게 만든다(Hayward and Hambrick 1997 ; Graham et al. 2013). 이러한 경향은 CEO가 자신에 대한 보상을 결정할 때 과도한 보상 요구로 이어질 수 있으며(Lu 2020), 이는 경영진과 일반 종업원 간의 수직적 임금격차 확대에 영향을 줄 수 있다(Shin et al. 2015). 이와 같은 논리는 과신성향이 강한 경영자가 임금격차를 확대시킬 것이라는 예측을 가능케 한다.

하지만, 과신성향이 항상 임금격차를 확대하는 방향으로 작동한다고만 보기에는 무리가 있다. 일부 경영자는 자신의 우월한 능력을 조직 내 다른 구성원과의 비교를 통해 확인하기보다는, 구성원 전체의 성과 향상과 조직 목표 달성에 중점을 두는 방식으로 리더십을 행사할 수도 있다(Lee et al. 2008 ; Kim et al. 2022). 이러한 경우, 과신성향은 오히려 임금격차를 축소시키는 방향으로 작동할 수 있으며, 기업 내 소득불평등을 완화하는 데 기여할 수도 있다. 따라서 경영자의 과신성향과 임금격차 간의 관계는 일률적으로 정의하기 어려우며, 다양한 이론적 접근과 실증적 분석이 필요하다.

한편, 임금격차가 기업성가에 미치는 영향에 대해서도 학계에서는 상반된 견해가 존재한다. 토너먼트(tournament) 이론에 따르면, 임금격차는 승진 경쟁과 성과 유인을 강화하여 기업의 생산성을 높일 수 있다(Lazear and Rosen 1981). 반면 공정성(equity fairness) 이론은 과도한 임금격차가 조직 내 불만과 갈등을 유발하여 기업성가에 부정적 영향을 줄 수 있다고 본다(Cowherd and Levine 1992). 실제로 국내외 실증연구들은 임금격차가 긍정적 또는 부정적 영향을 미친다는 혼재된 결과를 제시하고 있으며(Siegel and Hambrick 2005 ; Shin et al. 2015 ; Wenxing et al. 2022 ; 임정대 · 김석진 2018 ; 최석봉 2021 등), 이는 임금격차의 효과가 조직의 특성과 맥락에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

본 연구는 이러한 이론적 논의와 실증적 간극에 주목하여, 경영자 과신성향이 임금격차와 기업성가에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 기존 연구가 경영자의 과신성향과 개별 기업 의사결정 또는 성과 지표 간의 관계에 초점을 맞추었던 것과 달리(Hayward and Hambrick 1997 ; Malmendier and Tate 2005, 2008 ; Schrand and Zechman 2012 ; Ahmed and Duellman 2013 ; Kim et al. 2016 ; 박종훈 등 2013 ; 김상명 등 2019), 본 연구는 경영자의 과신

과 임금격차에 대한 직접적인 관계, 또한 과신성향이 임금격차를 매개로 하여 기업의 향후 수익성과 어떻게 연결되는지를 분석함으로써, 기업 내 심리적 요인과 분배구조, 그리고 경영성과 간의 통합적 연결 고리를 규명한다는 점에서 차별성을 가진다.

이를 위하여 국내 유가증권시장 및 코스닥시장 상장기업을 대상으로 분석을 수행하였다. 실증분석에서는 경영자의 과신성향이 임금격차에 미치는 영향을 1단계로 분석하고, 그 임금격차가 과신성향과 기업의 차기 수익성 간 관계에 어떠한 조절효과를 가지는지를 2단계로 검토한다. 분석에 사용된 표본은 2013년부터 2023년까지의 유가증권시장 및 코스닥시장 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산기업을 대상으로 하였다.

경영자 과신성향 변수는 한 개의 특성만 고려한 단일 조건의 측정방법 대신 여러 특성을 동시에 고려한 복합 측정치인 Kim et al.(2016)의 방식에 따라 5가지 과신성향 관련 지표를 종합적으로 평가한 MOC를 분석에 이용하였다. 특히, Kim et al.(2016)은 CEO의 과신성향을 다면적으로 측정하기 위해 5가지 기준을 활용하여 3개 이상을 만족할 경우 본 연구는 이를 MOC1로, 또한 앞서 Kim et al.(2016)의 5가지 기준에 대해 박종일·김수인(2020)의 방법에 따라 2개 이상을 만족할 경우 이를 MOC2로 정의하는 두 가지 방법을 사용하였다. 또한 본 연구는 임금격차 변수에 대해서도 두 가지를 이용한다. 하나는 등기임원의 평균임금과 종업원의 평균임금의 차이를 다시 등기임원의 평균임금으로 나눈 PD1이고, 다른 하나는 등기 및 미등기임원 전체의 평균임금과 종업원 평균임금의 차이를 다시 총임원의 평균임금으로 나눈 PD2이다. 종속변수로는 가설 1의 경우 경영진과 종업원 간 임금격차이고, 가설 2의 경우 미래 기업성파로 차기 ROA(총자산이익률) 및 차기 ROE(자기자본이익률)가 분석에 사용되었다.

본 연구의 관찰된 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 경영자의 과신성향은 경영진-종업원 간 임금격차를 유의하게 줄이는 경향이 나타났다. 이는 경영자 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 수직적 임금격차가 축소된다는 것을 나타낸다. 이러한 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계가 나타난 이유 중 하나는 경영자의 과신성향이 낮은 기업은 경영자의 과신성향이 높은 기업과 비교해 경영자가 보다 합리적인 기업 의사결정을 만들어 내기 때문에, 기업성파가 상대적으로 높고, 그로 인해 경영자는 높은 수준의 임금을 벌어들일 가능성이 있다(Lu 2020). 이와 달리, 과신하는 경영자는 미래 수익성을 과대추정하고, 위험을 과소추정하는 개인의 인지적 편향으로 인해 그렇지 않은 비과신하는 경영자와 비교해 기업성파가 더 저조할 수 있으므로(박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 김유진·홍지연 2018), 이들 과신하는 경영자의 임금수준은 낮아 기업 내 경영진-종업원 간 임금격차가 줄어드는 것으로 해석된다. 한편으로, 앞서의 결과는 경영자 과신이 기업 내 종업원 관점에서는 이익분배상에 소득불평등(income inequality) 문제를 유도하지는 않는다는 것을 시사한다. 왜냐하면 경영자 과신이 낮은 기업과 비교해 경영자 과신이 있는 기업경영자의 임금수준이 상대적으로 낮을 수 있어 이는 경영진-종업원 간 임금격차가 오히려 줄어드는 경향이 있기 때문이다. 또한 추가분석에 의하면, 평균적으로 경영자 과

신과 임금격차 간에 음(-)의 관계는 기업성고가 높은 기업일수록 약화되는 것으로 나타났다. 이 결과는 성과가 좋은 기업들에서의 경영자의 과신성향은 오히려 소득불균형을 높이는 유인으로 작용한다는 것을 시사한다.

둘째, 경영자 과신은 평균적으로 차기 기업성과와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났으나, 이러한 과신성향이 기업의 차기 수익성에 미치는 영향은 임금격차의 수준에 따라 다르게 나타났다. 구체적으로, 임금격차가 클수록 과신성향과 차기 수익성 간의 음(-)의 부정적 효과가 완화되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 즉, 평균적으로 경영자 과신은 차기 수익성에 음(-)의 영향을 미치지만, 만일 과신하는 경영자가 높은 보상을 받을수록 이는 경제적 동기로 작용하여 더 많은 노력(more effort)을 투입하게 되고, 그로 인해 차기 수익성이 개선될 여지가 높아질 수 있다. 이러한 발견은 임금격차가 클수록 과신성향과 기업성과 간의 부정적 관계가 약화되거나 전환되는 경향이 관찰된다는 점에서, 과신성향이 차기 성과에 대해 부정적으로 작용할 수 있는 상황에서도 보상구조가 유인 체계로 작동할 경우 오히려 성과 개선으로 이어질 수 있음을 시사한다.

이러한 분석결과는 경영자의 심리적 속성과 조직의 보상구조 간 상호작용을 이해하는 데 기여할 수 있으며, 기업의 성과관리 및 리더십 평가, 보상설계 등에 있어 실질적인 함의를 제공한다. 특히 경영자 선발이나 평가 시 과신성향과 같은 개인적 특성을 고려하는 것이 중요함을 시사하며, 또한 임금격차 관리가 단지 윤리적 문제를 넘어서 기업성과의 결정요인임을 보여준다. 본 연구의 발견은 향후 경영자 특성과 조직성과 간 관계에 대한 후속연구들에게 새로운 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

본 연구는 이후 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장은 경영자 과신과 임금격차와 미래 성과와 관련한 선행연구를 검토한 후 본 연구는 두 가지 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구모형의 설계, 변수 측정 및 표본의 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 주된 검증결과, 강건성 분석 및 추가분석을 제시하고 논의하였다. 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 본 연구의 공헌과 제언, 그리고 분석상의 한계를 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설의 설정

1. 경영자 과신과 임금격차의 선행연구 검토

경영자의 과신성향은 기업의 전략적 의사결정에 영향을 미치는 핵심적인 심리적 속성 중 하나로, 다양한 경영활동 전반에 중대한 결과를 초래할 수 있다. 경영자의 과신성향은 자신의 능력과 지위에 대해 과도한 자신감을 가지는 것을 의미하며, 기업의 성공 원인을 자신에게서 찾고자

하는 경향을 나타낸다(Hayward and Hambrick 1997). 특히 최고경영자(CEO)의 경우, 투자 프로젝트에 대한 수익률을 높게 평가하는 경향이 있으며(Malmendier and Tate 2005), 이러한 경영자의 개인적 특성은 인수합병(M&A), 투자 등 기업이 직면한 여러 가지 의사결정에 오류를 발생시켜 비합리적 판단으로 이어질 수 있다.

경영자 과신과 임금격차와의 관계를 살펴본 선행연구는 Lu(2020)와 Vitanova(2021)를 제외하면 거의 찾아보기 어렵다는 점에서 이 분야의 탐구는 매우 소수에 불과하다. 예를 들어, Lu(2020)의 연구는 2003년부터 2015년까지 상하이와 선전의 상장기업에 대한 중국 자료를 이용하여 CEO의 과신¹⁾이 수평적 임금격차²⁾ 및 외부보증(external guarantee)³⁾에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서의 기본적 주장은 낮은 수준(lower-level)의 과신성향이 있는 경영자가 과신성향이 높은 수준(higher-level)의 경영자보다 더 높은 임금을 받을 것으로 예상하여 임금격차를 클 것으로 보았다. 분석결과, CEO의 과신은 임금격차와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 과신성향이 낮은 수준의 CEO가 과신성향이 높은 수준의 CEO와 비교하여 더 합리적인 판단을 하고 이는 더 나은 의사결정으로 이어져 더 높은 보상을 요구한다고 주장한다. 또한 CEO의 과신은 주정부의 소유기업 여부와 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 저자는 과신성향이 있는 CEO는 정부보조금의 개런티를 꺼리는 성향이 있는 것으로 해석하였다.⁴⁾

앞서와 달리, Vitanova(2021)는 분석적 모형을 이용하여 CEO의 과신이 TMT(top management team) 간의 수평적 임금격차, 즉 소득불균형(pay inequality)을 설명하는 데 도움이 되는지를 토너먼트 관점에서 탐구하였다. 구체적으로, Vitanova(2021)는 높은 임금격차가 토너먼트 구조를 통한 강한 인센티브를 부여할 수 있다는 긍정적 효과를 강조하며 CEO의 과신성향이 이러한 토너먼트형 보상구조를 채택하는 원인이 될 수 있음을 분석적 모형을 통해 제시하였다. 특히, 이 연구의 분석적 모형의 가정에서는 과신성향이 있는 CEO는 주주들에게도 효익을 제공하고, 또한 기업성과를 위한 노력을 더 증가시킬 것으로 보았다. 또한 이 연구의 분석적 모형이 제공하는 경험적 시사를 토론할 때 주주-경영자 간의 대리 문제의 갈등이 심각할수록 주주는 과신하는 CEO를 선호하고, 과신하는 CEO는 자신의 노력의 비용을 과소추정하기에 경영자 교체가 받

- 1) 이 연구는 CEO의 과신의 형태를 판단할 때, 성별, 나이, 임기 및 교육수준의 네 가지를 이용하고 있다. 하지만 이러한 CEO의 과신 여부에 대한 접근은 미국 연구들에서 이용된 방법과는 차이가 있다 (Malmendier and Tate 2005, 2008 ; Malmendier et al. 2011 ; Graham et al. 2013 ; Kim et al. 2016 등).
- 2) 수평적 임금격차는 CEO-TMT(top management team) 간의 임금격차를 중심으로 분석한 것이고, 수직적 임금격차는 경영진-종업원 간 임금격차를 중심으로 분석한 것이다.
- 3) 중국의 상장기업은 중국의 기업법에서 직간접으로 외부기관의 채무를 보증하도록 하고 있다. 따라서 이 연구에서는 외부보증을 주정부에서 채무를 보증하는지 여부로 측정하였다.
- 4) 즉, 이 연구는 과신성향이 있는 CEO는 높은 위험과 높은 수익률을 추구하기 때문에 개런티의 규모가 작은 것을 선호할 수 있으므로, 해당 기업에 대한 주정부의 소유를 꺼리는 것으로 해석하였다.

생활 가능성이 낮음을 시사하였다. 더욱이, 이 연구는 임금격차(또는 소득불평등)와 경영자 교체 간에 음(-)의 관계를 예상하고 있다. 하지만 이 연구의 경우 TMT 간의 임금격차와 경영자 교체(CEO turnover)의 관계에서 CEO의 과신성향에 초점을 두고 있어, CEO의 과신과 임금격차와의 직접적 관계를 논의하고 있지는 않다.

이들 두 연구를 종합해 보면, 경영자 과신성향이 소득불평등에 영향을 미칠 수 있고(Vitanova 2021), 기업에서 과신성향이 있는 경영자가 시장의 평균적인 경영자의 임금 수준보다 반드시 더 높은 임금을 받는 것이 아님을 보여준다(Lu 2020). 그러나 아직까지 국내 상장기업들에서 경영자의 과신적 특성이 임금격차에 어떤 영향을 미치는지를 탐구한 실증 연구를 찾아보기 어렵다.

2. 경영자 과신과 미래 성과의 선행연구 검토

경영자의 과신성향은 기업의 보상 시스템뿐 아니라 장기적인 재무성과에도 중대한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Lu 2020 ; Vitanova 2021 ; 박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017). 과신성향이 강한 경영자는 미래 수익에 대해 과도하게 낙관적인 전망을 가지며, 이러한 성향은 불확실성이 큰 상황에서 더욱 두드러지게 나타난다(Malmendier and Tate 2005, 2008 ; Campbell et al. 2011 ; Kim et al. 2016). 실제로 이들은 기업의 투자, 혁신, 자금조달 등 주요 경영활동에서 과감한 결정을 내리는 경향이 있으며, 이는 성과에 긍정적 혹은 부정적으로 작용할 수 있다(Malmendier and Tate 2005 ; Malmendier et al. 2011 ; Graham et al. 2013). 중요한 점은 과신성향이 성과에 미치는 영향이 맥락에 따라 비대칭적으로 나타날 수 있다는 것이다. 특히 기업이 속한 산업의 특성, 외부 통제장치의 유무, 내부 보상구조의 구조적 특성에 따라 그 효과가 달라질 수 있다(Lee et al. 2008 ; Kim et al. 2022 ; 박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017).

국내 선행연구에 따르면, 경영자가 과신성향이 있는 경우 대체로 기업성과에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며(박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 김유진·홍지연 2018 ; 구본승·안성희 2024 등), 이러한 부정적 영향도 기업이 처한 조건적 상황에 따라 다르게 나타날 수 있음을 제시하고 있다.

박종훈 등(2013)은 경영자 과신성향이 객관적 시각을 상실하게 하여 기업 의사결정에 오류를 범할 수 있음을 제시하며 경영자 과신성향과 기업성과 간에 음(-)의 관계를 보고하였으나, 사외이사비율이 높을수록, 최고경영자와 이사회 의장이 분리된 경우, 재벌기업인 경우 약화되는 결과를 확인하여 과신성향이 기업성과에 미치는 부정적 영향이 경영자 통제기제의 영향에 따라 달라질 수 있음을 제시하고 있다. 강선아·유지연(2017) 또한 경쟁강도가 높은 산업에 속한 기업의 경우, 경영자의 과신성향과 미래 성과가 유의한 음(-)의 관계를 보이지만, 성장산업에 속한 기업에서는 경영자 과신성향과 미래 성과가 유의한 양(+)의 관계를 보인다고 제시하였다. 이는 성장산업에서 혁신과 변화를 위한 공격적 투자의사결정이 필요하기 때문에 경영자의 낙관

적인 성향이 미래 경영성과에 긍정적 영향을 미치는 것으로 파악할 수 있다. 김유진·홍지연 (2018)도 경영자 과신성향이 있는 경우 그렇지 않은 경우보다 기업성과에 음(-)의 영향을 미치지만, 이러한 부정적 영향은 선도형 기업일수록 축소되는 경향이 있음을 밝혔다. 즉, 장기적인 관점에서 이익극대화를 추구하기 위해 새로운 제품을 개발하려고 노력하는 선도형 전략을 추구할수록 과신성향이 기업가치에 일률적인 부정적 영향을 미치지만은 않는다는 것을 시사한다.

이처럼 기존 문헌들은 경영자의 과신성향이 미래 성과에 미치는 영향이 일률적으로 부정적이기보다는, 산업구조, 외부통제장치, 기업전략 등과 상호작용함으로써 그 효과가 달라질 수 있음을 보여준다. 그러나 이와 같은 조절적 효과를 탐색하는 기존 연구들은 대부분 외부적 요인에 초점을 맞추고 있으며, 내부 보상구조, 특히 경영진-종업원 간 임금격차가 이러한 관계에 어떤 영향을 미치는지를 분석한 연구는 거의 없다(박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 임정대·김석진 2018 ; 구본승·안성희 2025).

임금격차는 단순히 숫자의 차이뿐 아니라, 조직 내 권력관계, 성과보상의 기준, 경영자의 리더십 스타일과 같은 기업 내 문화 및 제도와의 밀접한 관련을 가진다(Lazear and Rosen 1981 ; Cowherd and Levine 1992 ; Siegel and Hambrick 2005 ; 최석봉 2021). 만약 과신적인 경영자가 높은 임금을 받는 구조에서 더 큰 동기부여를 얻는다면, 이는 오히려 성과에 긍정적 영향을 미칠 수 있다(Lazear and Rosen 1981 ; Kale et al. 2009 ; Vitanova 2021). 반면, 임금격차가 작아 자신의 리더십이 제대로 보상받지 못한다고 느끼는 경우, 의사결정의 동력이 약화되어 기업성과에도 부정적 영향을 줄 수 있다(Siegel and Hambrick 2005 ; Shin et al. 2015 ; 임정대·김석진 2018). 이와 같은 논리는 CEO의 과신성향이 성과에 미치는 부정적 효과가 임금격차의 크기에 따라 약화되거나 강화될 수 있음을 의미한다.

따라서 본 연구는 과신성향과 미래 성과 간의 관계를 단순히 선형적 인과로 가정하지 않고, 임금격차라는 내부 보상구조 요인이 그 관계를 조절하는지를 실증적으로 검토하고자 한다. 이는 기존 연구들이 간과해 온 기업 내부 보상구조의 역할을 규명한다는 점에서 중요한 의미가 있다.

3. 가설의 설정

본 연구는 앞서 검토한 선행연구를 바탕으로 경영자 과신성향과 임금격차 및 기업성과 간의 관계에 대한 두 가지 실증 가설을 설정한다.

먼저, 경영자의 과신성향은 자신의 능력을 과대평가하고 본인의 기여를 과도하게 인식하는 경향이 있다는 점에서, 보상에 있어 보다 공격적인 태도를 취할 가능성이 높다. 즉, 과신하는 경영자(overconfident CEOs)는 비과신하는 경영자(nonoverconfident CEOs)보다 자신의 능력과 재능이 평균보다 높다고 생각하는 경향인 ‘평균 이상의 효과’(better-than-average effect)⁵⁾를 가지

5) 평균 이상의 효과는 자기 능력이나 성격 등을 다른 사람보다 낫다고 평가하는 인지적 편향을 나타내며,

고 있다(Kim et al. 2016). 따라서 과신하는 경영자는 그렇지 않은 경우보다 자신의 능력과 재능에 대한 추가적인 보상을 얻으려는 유인이 존재하고, 보상협상에도 더 적극적인 태도로 임해 보다 많은 보상을 받으려는 경향이 있다. 이런 경우 경영진-종업원 간 임금격차는 확대될 수 있다. 이러한 CEO 과신성향의 특성은 경영진의 보상을 종업원 대비 상대적으로 높이는 방향으로 작용하여, 경영진-종업원 간 임금격차에 영향을 줄 수 있다. 예컨대, Hanlon and Heitzman (2010)은 과신적 경향을 보이는 경영자는 성과와 관계없이 자신의 기여에 대해 높은 보상을 요구할 수 있음을 언급하며, 이들의 보상 구조가 평균적 경영자보다 더 급격한 양상을 띌 수 있음을 시사한다.

앞서와 달리, 실증적 증거로서 중국 자료를 이용한 Lu(2020)는 경영자의 과신은 임금격차와 음(-)의 관계를 보고하였다. 이에 대해 이 연구는 과신성향이 낮은 CEO가 과신성향이 높은 CEO와 비교하여 더 합리적인 판단을 하고, 이는 더 나은 의사결정으로 이어져 더 높은 보상을 요구한다고 주장한다. 달리 말해, 과신성향이 높은 경영자는 미래 수익성을 과대추정하고, 미래 잠재적 위험과 불확실성을 과소추정하는 인지적 편향이 있기에 비과신하는 경영자보다 투자에 성공할 가능성보다 실패의 가능성이 더 높을 수 있다. 그로 인해 과신하는 경영자는 기업성과가 상대적으로 저조할 수 있으므로, 보상 역시 낮게 결정될 수 있다. 이런 경우 경영진-종업원 간 임금격차는 축소될 수 있다. 따라서 경영자 과신과 임금격차의 관계는 양(+) 또는 음(-)의 방향 모두가 가능할 수 있다. 이러한 맥락에서 본 연구는 앞서의 논의를 바탕으로 가설 1을 다음과 같이 양방향성이 모두 가능한 가설의 형태로 설정한 후, 이와 관련된 의문(open question)을 실증적 분석을 통해 알아보고자 한다.

가설 1 : 경영자 과신성향은 경영진-종업원 간 임금격차에 영향을 미친다.

다음으로, 임금격차와 기업성과 간의 관계에 대해서는 학계에서 다양한 이론적 관점이 존재하며, 이에 따라 실증 결과도 혼재되어 있다. 대표적으로 토너먼트 이론과 공정성 이론은 임금격차가 조직 구성원들에게 어떠한 동기를 부여하는지에 대해 상반된 해석을 제시한다. 토너먼트 이론(Lazear and Rosen 1981 ; Eriksson 1999 ; Lee et al. 2008 ; Kale et al. 2009)에 따르면, 조직 내 승진이나 성과보상을 경쟁적으로 유도하기 위해 상위 직급과 하위 직급 간의 임금격차를 크게 설정하면 구성원들의 동기부여가 강화되어 조직 전체의 성과가 향상될 수 있다고 본다. 반면, 공정성 이론(Cowherd and Levine 1992)은 과도한 임금격차가 구성원들 간의 박탈감을 유발하고, 조직 내 협업을 저해하며, 결과적으로 성과에 부정적 영향을 미친다고 주장한다.

국내연구에서도 임금격차가 토너먼트 효과로 인해 미래 기업성과에 양(+)의 영향을 미친다는 연구(최석봉 2021 ; Wenxing et al. 2022)가 존재하지만, 보상에 대한 정당성이 떨어진다고 느

이는 자신이 평균 이상의 긍정적 특성이 있다고 생각하는 우월성 편향에 해당한다.

겨 임금격차와 기업성과 간에 음(-)의 영향을 보고한 연구(임정대·김석진 2018)도 있다. 국내 연구를 구체적으로 살펴보면, 최석봉(2021)은 임금격차와 기업성과 간에 양(+)의 관계가 있으나, 이러한 관계는 승진가능성 및 기회, 경영진에 대한 만족도가 높을수록 강화되는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 경영자에 대한 긍정적 정서와 태도를 가지는 경우 종업원들이 공정한 분배가 이루어진다는 판단을 하기 때문에 기업성과를 높이기 위한 노력으로 이어질 수 있다는 증거이다. Wenxing et al.(2022)은 중국 A마켓에 상장된 기업을 대상으로 경영진 내 임금격차와 기업성과 간에 관계를 규명하였는데, 경영진 내 임금격차와 기업성과 간에 유의한 양(+)의 관계가 있으며, 이러한 관계는 CEO 교체 후에 약화되는 것으로 나타났다. 경영진 내 임금격차가 클수록 토너먼트 효과로 기업성과가 좋아지지만, CEO가 교체된 이후에는 경영진의 충돌과 화합 과정의 영향으로 토너먼트 영향이 약화된다고 제시하였다. 임정대·김석진(2018)은 경영진과 종업원 간 임금격차가 미래 영업성과와 주식성과에 음(-)의 영향을 미치며, 이러한 음(-)의 영향은 경영자 능력이 낮은 기업에서 나타난다고 보고하였다. 이는 경영진의 능력이 낮는데 높은 보상을 받는 것에 대해 종업원들이 박탈감을 가지고 이에 따라 차기 성과에 부정적 영향을 미치는 것으로 해석된다. 이처럼 국내 선행연구들은 임금격차가 기업성과에 미치는 영향에 대해 경영진에 대한 만족도나 경영진 교체, 경영진 능력 등 경영진과 관련된 속성에 따른 추가적인 결과를 제시하고 있다. 이는 경영진에 대한 종업원들의 인식이 기업성과에 얼마나 중요하게 작용하는지를 보여주는 결과이다.

이러한 선행연구들을 종합하면, 임금격차와 기업성과 간의 관계가 단순히 양(+) 혹은 음(-)의 방향성을 띠기보다는, 기업 내 구성원들이 보상의 공정성을 어떻게 인식하고 있는지, 그리고 그 인식이 기업성과에 어떤 방식으로 반영되는지가 핵심이라는 점을 시사한다. 그러한 점에서 본 연구는 이러한 이론적 배경과 실증적 맥락을 고려하여, 가설 2의 경우 경영자 과신이라는 인지적 편향이 미래 기업성과에 미치는 영향이 임금격차라는 조절변수에 따라 달라지는지를 알아보는 데 있다. 특히, 기존의 연구들은 경영자가 과신성향이 있는 경우 기업성과에 부정적인 음(-)의 영향을 미침을 보고해 왔다(박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 김유진·홍지연 2018 ; 구본승·안성희 2024 등). 따라서 본 연구는 가설 2의 경우도 다음과 같은 가설을 설정한 후, 임금격차가 경영자 과신과 미래 성과의 관계에 어떤 영향을 미치는지의 의문에 대하여 분석을 통해 알아보고자 한다.

가설 2 : 경영자 과신성향이 기업의 차기 수익성에 미치는 영향은 임금격차에 따라 상이하다.

III. 연구모형 설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 경영자 과신과 임금격차의 관계(가설 1), 또한 경영자 과신과 차기의 기업 성과의 관계가 임금격차에 따라 다른지(가설 2)를 알아보는 데 있다. 이를 분석하기 위하여 본 연구는 다음의 식(1)과 식(2)의 모형을 설정하여 가설 1과 2에 대해 검증하고자 한다.

$$\begin{aligned} PD_t = & \beta_0 + \beta_1 MOC_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 GRW_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 ROA_{t-1} + \beta_7 LOSS_{t-1} \\ & + \beta_8 RET_{t-1} + \beta_9 PPE_t + \beta_{10} R\&D_t + \beta_{11} SGA_t + \beta_{12} Zscore_t + \beta_{13} PROB_t + \beta_{14} AGE_t \\ & + \beta_{15} OWN_t + \beta_{16} BIG4_t + \beta_{17} SPEC_t + \beta_{18} Analyst_t + \beta_{19} FOR_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} ROA_{t+1}(ROE_{t+1}) = & \beta_0 + \beta_1 MOC_t + \beta_2 PD_t + \beta_3 MOC_t \times PD_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t \\ & + \beta_7 MTB_t + \beta_8 R\&D_t + \beta_9 OWN_t + \beta_{10} FOR_t + \beta_{11} OUT_t + \beta_{12} DIV_t \\ & + \beta_{13} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, 종속변수 : PD (경영진-종업원의 임금격차), ROA , ROE (기업성과)

$PD1$ = t년도 임금격차1[(=등기임원의 평균보수액-종업원의 평균보수액)/(등기임원의 평균보수액)] ;

$PD2$ = t년도 임금격차2[(=총임원의 평균보수액-종업원의 평균보수액)/(총임원의 평균보수액)] ;

ROA = t+1년도 기업성과(=당기순이익/기초총자산) ;

ROE = t+1년도 기업성과(=당기순이익/기초자기자본) ;

관심변수

$MOC1$ = t년도 과신성향 더미변수[Kim et al.(2016)의 방법에 따라 경영자 과신성향이 높을 것으로 예상되는 5가지 상황 중 3개 이상을 만족하는 경우 1, 아니면 0] ;

$MOC2$ = t년도 과신성향 더미변수[Kim et al.(2016)의 방법의 준용한 박종일·김수인(2020)의 방법에 따라 경영자 과신성향이 높을 것으로 예상되는 5가지 상황 중 2개 이상을 만족하는 경우 1, 아니면 0] ;

통제변수

$SIZE$ = t년도 총자산의 자연로그값 ;

LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산) ;

GRW = t년도 매출액 성장성[(매출액_t-매출액_{t-1})/매출액_{t-1}] ;

MTB = t년도 자본의 시장가치/장부가치 ;

ROA = t-1년도 당기순이익/기초총자산 ;

$LOSS$ = t-1년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0 ;

RET = t-1년도 월별 자료를 이용한 1년간의 초과수익률 ;

PPE = t년도 유형자산(=유형자산/총자산) ;

$R\&D$ = t년도 연구개발비/매출액 ;
 SGA = t년도 (판매관리비-연구개발비)/매출액 ;
 $Zscore$ = t년도 Altman(1968)의 방법으로 측정한 재무적 제약 측정치에 (-1)을 곱한 값 ;
 $RROB$ = t년도 노동생산성(=매출액에 자연로그값/직원수) ;
 AGE = t년도 기업연령(=설립연수에 자연로그값) ;
 OWN = t년도 대주주지분율(특수관계자를 고려) ;
 $BIG4$ = t년도 Big 4 회계법인이 감사한 기업이면 1, 아니면 0 ;
 $SPEC$ = t년도 산업전문감사인(총자산 제공근을 기준으로 산업 내 시장점유율이 20% 이상)이면 1, 아니면 0 ;
 $Analyst$ = t년도 재무분석가가 있는 경우 1, 아니면 0 ;
 FOR = t년도 외국인지분율 ;
 OUT = t년도 사외이사비율(=사외이사수/등기이사수) ;
 DIV = t년도 현금배당을 실시한 기업이면 1, 아니면 0 ;
 MKT = t년도 코스닥 상장기업이면 1, 유가증권 상장기업이면 0 ;
 ΣIND = t년도 산업더미(중분류) ;
 ΣYD = t년도 연도더미 ;
 ε = 잔차항 ;
 편의상 i기업 표시는 생략함.

식(1)의 종속변수는 경영진-종업원 간 임금격차를 의미하는 PD(pay disparity)이며, 본 연구에서는 두 가지 측정치를 분석에 이용하였다. 첫째, PD1은 등기임원과 종업원 간 임금격차로, 등기임원의 평균보수액에서 종업원의 평균보수액을 차감한 후 등기임원의 평균보수액으로 나눈 값이다. 둘째, PD2는 총임원과 종업원 간 임금격차로, 총임원의 평균보수액에서 종업원의 평균보수액을 차감한 후 총임원의 평균보수액으로 나눈 값이다. 전자는 등기임원을 기준으로 수직적 임금격차를 측정한 것이고, 후자는 총임원을 기준으로 수직적 임금격차를 측정한 것이다. 즉, 전자인 수직적 임금격차는 임원 중 등기임원만을 종업원의 임금수준과 비교한 것이고, 후자인 수직적 임금격차는 임원 모두를 종업원의 임금수준과 비교한 데에 차이가 있다. 특히, 본 연구는 PD1과 PD2인 경영진-종업원 간의 수직적 임금격차를 계산할 때 ‘차이 간의 비율’ 변수로 측정하였다(정선문·김예원 2022). 하지만 기술의 편의상 이를 본 연구에서는 ‘임금격차’로 기술한다.

가설 1과 관련하여 식(1)의 관심변수는 경영자 과신성향을 나타내는 MOC(managerial overconfidence)이고, 본 연구는 선행연구인 Kim et al.(2016)의 방법을 준용하여 과신성향을 측정할 때 복합 측정치를 이용하였다. 구체적으로, Kim et al.(2016)은 경영자가 과신성향이 높은 상황에 대한 조건으로 다음의 5가지(①~⑤)를 고려하여 설정하고 있다. ① Schrand and Zechman(2012)의 모형)을 통해 추정된 잔차(ε)가 양(+)이면 1, 아니면 0의 값을 부여한다. ② 각 기업의 자본적

6) Schrand and Zechman(2012)은 총자산의 변화를 종속변수로 하고, 매출액의 변화를 관심변수로 한 모형

지출⁷⁾이 산업평균 자본적 지출보다 크면 1, 아니면 0의 값을 부여한다. ③ 부채비율(=총부채/총자산)이 산업평균 부채비율보다 크면 1, 아니면 0의 값을 부여한다. ④ 전환사채 또는 우선주를 발행한 경우 1, 아니면 0의 값을 부여한다. ⑤ 현금배당을 실시하지 않은 기업이면 1, 아니면 0의 값을 부여한다. 앞서의 ①부터 ⑤까지의 조건들에서 “1”의 값이 부여된 상황이 선행연구들에서 경영자에게 과신성향이 높거나 있다고 판단한 경우를 중심으로 값이 부여된 것이다.⁸⁾ 이에 대해 Kim et al.(2016)은 전술한 ①부터 ⑤까지 상황에 부여된 점수의 합계가 3점 이상이면 경영자의 과신성향이 높은 것으로 보아 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 본 연구는 기술의 편의상 이렇게 측정된 관심변수를 MOC1로 지칭한다. 또한 본 연구는 Kim et al.(2016)의 방법을 준용한 박종일·김수인(2020)의 방법에 따라 앞서 ①부터 ⑤까지 상황에 부여된 점수의 합계가 2점 이상인 경우 1, 아니면 0의 값을 부여한 더미변수도 같이 분석에 이용한다. 본 연구는 이를 MOC2로 지칭한다. 즉, MOC(경영자 과신)를 여러 가지 조건을 고려한 복합 측정치로 측정할 때 5개의 조건 중 3개 이상인 조건을 만족하면 1로 하는 경우가 5개의 조건 중 2개의 조건을 만족하면 1로 하는 경우보다 경영자 과신여부에 대해 더 보수적인 측정방식이라고 할 수 있다(박종일·김수인 2020). 본 연구는 MOC1을 중심으로 살펴보고, MOC2는 강건성 분석에서 다룬다.

따라서 만일 경영자 과신성향이 있는 기업이 그렇지 않은 경우보다 임금격차가 증가한다면

을 회귀분석하여 잔차(ε)를 구한 후, 해당 잔차 값이 클수록 경영자의 과신성향이 높은 것으로 해석하였다.

- 7) 본 연구는 현금흐름표상 투자활동으로 인한 현금흐름 중 유형자산의 현금유출에 대한 사항을 이용해 자본적 지출을 계산하였으며(유혜영·김새로나 2015 ; 박종일·김수인 2020), 자본적 지출의 산업평균을 측정할 때 자본적 지출을 기초총자산으로 나누어 계산하였다(박종일·이윤정 2022).
- 8) 예컨대, ①의 경우 Schrand and Zechman(2012)에서 제안된 모형에서의 추정된 잔차 값이 영(0)보다 큰 경우 동종산업의 기업들보다 자산의 확장에 대한 투자가 높음을 나타낸다. 따라서 경영자의 과신성향을 연구한 문헌들은 이런 기업들에 대해서는 경영자의 과신성향이 높을 것으로 예상한다(Schrand and Zechman 2012 ; Kim et al. 2016 ; 유혜영·김새로나 2015). ②의 경우 각 연도별로 자본적 지출이 산업평균보다 클수록 경영자의 과신성향이 높은 것으로 볼 수 있다. 이처럼 과신성향을 연구한 문헌들은 산업평균보다 자본적 지출이 높은 기업들에 대해 경영자는 미래 현금흐름을 낙관하는 과신성향이 높은 것으로 예상한다(Ahmed and Duellman 2013 ; Kim et al. 2016 ; 유혜영·김새로나 2015). ③의 경우 과신성향이 있는 경영자는 위험부채를 더 선호할 수 있다. 따라서 과신성향을 분석한 문헌들은 산업평균보다 부채비율이 더 높은 기업들에 대해 경영자 과신성향이 높을 것으로 예상한다(Kim et al. 2016 ; 김상명 등 2019). ④의 경우인 전환사채 또는 우선주를 발행한 기업 또는 ⑤의 경우인 현금배당을 실시하지 않은 기업은 이전 연구들에서 경영자의 미래 과잉투자를 위한 낙관적 경향과 관련이 있다고 주장한다(Malmendier and Tate 2005 ; Campbell et al. 2011 ; Kim et al. 2016 ; 박종일·김수인 2020 ; 박종일·이윤정 2022). 예컨대, ④와 ⑤는 경영자에게 과신성향이 있는 기업들은 과잉투자 또는 가치과파적 행위를 할 수 있는 합병·인수활동을 위해 자본보다는 전환사채의 발행을 선호하거나, 또는 보통주보다는 우선주 발행을 더 선호할 수 있으며, 또한 낙관적 미래 투자를 위하여 경영자는 현금배당을 덜 선호하는 경향이 있다는 측면을 고려한 것이다(Kim et al. 2016).

식(1)의 관심변수 MOC(예로, MOC1, MOC2)는 종속변수 PD(예로, PD1, PD2)에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 나타낼 것이다($\beta_1 > 0$). 그러나 만일 경영자 과신성향이 있는 기업이 그렇지 않은 경우보다 임금격차가 감소한다면 관심변수 MOC는 종속변수 PD에 대해 유의한 음(-)의 계수값을 보일 것이다($\beta_1 < 0$). 전자의 결과가 관찰된다면 과신하는 경영자의 사적이익 추구 행위와 관련이 있으므로, 경영자의 과신성향이 임금격차를 유발하는 부정적인 영향을 초래할 수 있는 반면, 후자의 결과가 관찰된다면 경영자의 과신성향은 오히려 임금격차를 축소시키는 방향으로 작동할 수 있으며, 이는 기업 내 이익분배상에 소득불평등 문제가 완화되는 결과를 초래할 수 있다(Lu 2020).

다음으로, 본 연구는 식(2)의 종속변수인 미래 기업성과를 측정하기 위해 선행연구를 준용하였다(임정대·김석진 2018 ; 최석봉 2021 ; Wenxing et. al. 2022 ; 구본승·안성희 2025). 구체적으로, 당기순이익을 기초총자산으로 나눈 ROA(총자산이익률)와 당기순이익을 기초자기자본으로 나눈 ROE(자기자본이익률) 두 가지를 종속변수로 이용하였고, 본 연구는 이들 모두 차기인 t+1년도로 측정하였다.

가설 2와 관련하여 식(2)의 관심변수는 상호작용변수인 MOC×PD이다. 기존 연구들은 경영자 과신과 차기의 기업성과 간에 음(-)의 관계가 나타남을 관찰하였다(박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 김유진·홍지연 2018 등). 따라서 만일 임금격차가 경영자 과신과 차기의 기업성과의 음(-)의 관계를 강화시키는 매개변수의 역할을 한다면 식(2)의 관심변수 MOC×PD는 종속변수인 t+1년도 ROA 및 ROE에 대해 유의한 음(-)의 계수값을 나타낼 것이다($\beta_3 < 0$). 그러나 만일 임금격차가 경영자 과신과 차기의 기업성과의 음(-)의 관계를 약화시키는 매개변수의 역할을 한다면 식(2)의 관심변수 MOC×PD는 종속변수인 t+1년도 ROA 및 ROE에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타날 것이다($\beta_3 > 0$).

한편, 본 연구는 가설 1을 검증할 때 종속변수인 PD에 영향을 미치는 통제변수에 대해 선행연구의 방법을 준용하여 설정하였다(신재용 등 2020 ; Wang and Li 2023 등). 구체적으로, 식(1)에서 고려한 통제변수로 기업 특성을 통제하기 위해 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), GRW(매출액 성장성), MTB(자본의 장부가치 대비 시장가치)를 모형에 포함하였다. 또한 전기의 수익성과 추가성과를 통제하기 위해 ROA_{t-1}(전기 수익성 지표), LOSS_{t-1}(전기 손실발생 여부), RET_{t-1}(전기 초과수익률)을 모형에 포함하여 당기 임금격차에 미칠 영향을 통제하였다(신재용 등 2020). 또한 기업의 복잡성을 통제하기 위해 PPE(유형자산), R&D(연구개발비), SGA(연구개발비를 제외한 판매관리비)를 추가하였으며, 재무적 제약이 있는 경우 보상체계에 미칠 영향을 통제하기 위해 Zscore(재무적 제약)를 추가하였다.⁹⁾ 종업원 1인당 매출액을 나타내는 PROB(노동

9) Altman(1968)의 Zscore는 다음과 같이 측정된다. $Zscore = 3.3(BI/A) + (SALE/A) + 0.25(RE/A) + 0.5[(CA - CL)/A]$. 여기서, A는 총자산, BI는 세전이익, SALE는 매출액, RE는 이익잉여금, CA는 유동자산, CL는 유동부채이다. Altman(1968)의 Zscore의 값이 작을수록 재무적 제약이 높은 기업이므로, 본 연구는 해당 측정치에 (-1)을 곱해 분석에 이용하였다(박종일·김수인 2020).

생산성)은 해당 값의 증가가 임원 보수의 증가로 연결될 수 있으므로, 통제변수로 고려하였다(신재용 등 2020). 또한 기업 내부의 임원보상체계의 변화가 기업연령에 따라 나타날 수 있으므로 AGE(기업연령)을 모형에 고려하였고, 지배구조의 영향을 통제하기 위해 OWN(대주주지분율)을 고려하였다. FOR(외국인지분율)은 외국인의 모니터링 효과의 영향을 고려한 것이다. 감사인 특성을 통제하기 위해 BIG4(대형회계법인), SPEC(산업전문감사인)¹⁰⁾를 모형에 고려하였다. 마지막으로, 산업 및 연도별 특성에 따른 고정효과를 통제하기 위해 산업더미와 연도더미(ΣIND , ΣYD)를 포함하였다.

가설 2에 대해서도 종속변수인 $t+1$ 년도 ROA(ROE)에 영향을 미칠 수 있는 통제변수에 대해 선행연구들의 방법을 준용하여 설정하였다(임정대·김석진 2018; 최석봉 2021; Wenxing et al. 2022; 구본승·안성희 2025). 구체적으로, 식(2)에 고려된 통제변수로 SIZE, LEV, GRW, MTB는 기업 특성을 통제하기 위해 모형에 포함한 것이다. R&D는 기술혁신과 생산성 향상으로 기업 성과에 영향을 미칠 수 있기에 고려하였고, 지배구조의 영향을 통제하기 위해 OWN과 FOR을 모형에 고려하였다. OUT(사외이사비율)은 이사회 독립성이 기업성과 향상에 미칠 영향을 고려하여 통제한 것이다(Wenxing et al. 2022). 그리고 기업의 배당정책이 기업성과에 미치는 영향을 통제하기 위해 DIV(현금배당 여부)를 모형에 고려하였다(임정대·김석진 2018). 또한 시장유형에 따른 차이가 기업성과에 미치는 영향을 통제하기 위해 MKT(시장유형)를 모형에 고려하였다(최석봉 2021). 마지막으로, 산업 및 연도별 특성에 따른 고정효과를 통제하기 위해 산업더미와 연도더미(ΣIND , ΣYD)를 포함하였다. 보다 구체적인 변수의 정의 및 측정방법은 식(2) 하단에 기술되어 있다. 본 연구는 식(1)과 식(2)에 대해 OLS 회귀분석을 수행하고, 회귀분석을 수행할 때 개별기업 수준에서 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값을 이용해 검증한다.

2. 표본의 선정

본 연구는 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 비금융업 기업 중 다음의 조건을 만족하는 표본을 대상으로 하였으며, 가설 1과 가설 2 표본에 대한 선정절차를 <Table 1>에 보고하였다. 구체적으로, ① 12월 결산기업, ② TS2000에서 등기임원 및 총임원의 1인당 평균보수 측정치와 종업원의 1인당 평균급여 자료가 입수가 가능한 기업, ③ ValueSearch 및 DataGuide 데이터베이스로부터 변수 측정에 필요한 재무자료 및 통제변수 자료가 입수가 가능한 기업, ④ 자본이 잠식되지 않은 기업이다.

본 연구의 분석기간은 가설 1의 경우 2013년부터 2023년까지이며, ①부터 ④까지의 조건을

10) 본 연구에서 산업전문감사인 여부의 판단은 Mayhew and Wilkins(2003) 및 양승희·송보미(2020)의 방법을 준용하였다. 구체적으로, 산업전문감사인은 시장점유율을 이용하여 총자산 제곱근을 기준으로 산업 내 감사인의 시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면 0으로 측정하였다.

만족시키는 최종표본은 18,475개 기업-연도 자료였다. 가설 2의 경우 분석기간은 관심변수(종속변수)를 기준으로 2013년부터 2023년(2014년부터 2024년)까지이며, ①부터 ④까지의 조건을 만족시키는 최종표본은 19,417개 기업-연도 자료였다. <Table 1>은 가설 1과 2에 대한 표본의 선정절차를 정리한 것이다.

한편, 본 연구는 식(1)과 식(2)의 모형에 고려된 변수 중 자연로그를 취한 값과 더미변수를 제외한 나머지 연속변수들에 대해 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 후 분석하였다.

<Table 1> Sample Selection Procedure

Non-financial firms listed on the KOSPI or KOSDAQ market from 2013 to 2023 (2024 for fiscal year-end)	Hypothesis 1 Sample	Hypothesis 2 Sample
	28,754	28,754
(-) Firms whose fiscal year-end is not December 31	(534)	(534)
(-) Firms without TS2000 data on executive compensation (average compensation per executive) or employee compensation (average compensation per employee)	(7,376)	(7,376)
(-) Firms with missing financial or control variable data required for variable construction	(2,302)	(1,386)
(-) Firms under capital impairment	(67)	(41)
Final sample	18,475	19,417

<Table 2>에는 표본의 산업별 분포를 보고하였다. Panel A에는 가설 1 표본을, Panel B에는 가설 2 표본을 보고했다.

<Table 2> Industry Distribution of the Sample

Panel A : Hypothesis 1 Sample		
Industry	Frequency	%
Manufacturing	12,093	65.5%
Construction	535	2.9%
Wholesale and Retail Trade	1,545	8.4%
Services	2,998	16.2%
Others	1,304	7.1%
Total	18,475	100.0%

〈Table 2〉 Industry Distribution of the Sample (continued)

Panel B : Hypothesis 2 Sample		
Industry	Frequency	%
Manufacturing	12,777	65.8%
Construction	549	2.8%
Wholesale and Retail Trade	1,578	8.1%
Services	3,189	16.4%
Others	1,324	6.8%
Total	19,417	100.0%

Note) The analysis period for the Hypothesis 1 sample covers firm-year observations from 2013 to 2023. Because the Hypothesis 2 analysis employs a lead-lag specification, its sample consists of firm-year observations from 2013 to 2024.

회귀분석시 산업더미는 중분류로 고려했으나, 표에서 산업의 구분은 지면상 대분류로 보고하였다. Panel A를 보면, 가설 1 표본의 경우 산업에서 제조업의 빈도수가 가장 많고(65.5%), 다음이 서비스업(16.2%), 도매 및 소매업(8.4%), 기타(7.1%), 건설업(2.9%) 순으로 나타난다. Panel B의 가설 2 표본도 앞서와 유사하게 나타나는데, 산업에서 제조업의 빈도수가 가장 많고(65.8%), 그 다음이 서비스업(16.4%), 도매 및 소매업(8.1%), 기타(6.8%), 건설업(2.8%) 순이다.

IV. 실증분석의 결과

1. 변수의 기술통계

<Table 3>에는 식(1)과 식(2)에 고려한 변수들의 기술통계를 Panel A와 Panel B에 각각 보고하였다. 즉, Panel A는 가설 1과 관련된 표본의 기초통계이고, Panel B는 가설 2와 관련된 표본의 기초통계이다. 먼저 가설 1과 관련된 Panel A를 보면, 종속변수인 경영진-종업원 간의 수직적 임금격차를 나타내는 PD1과 PD2의 각 평균(중위수)은 0.718(0.785)과 0.555(0.646)이다. 이는 등기임원을 기준으로 경영진-종업원의 임금격차를 측정한 경우가 총임원을 기준으로 경영진-종업원의 임금격차를 측정한 경우보다 평균과 중위수 값이 더 크게 나타남을 확인할 수 있다. 이처럼 PD1과 PD2 간의 차이는 경영진-종업원 간의 수직적 임금격차를 측정할 때, 경영진의 대상을 총임원 또는 등기임원으로만 한정 한 차이에 있다.

가설 1의 관심변수로 이용된 경영자 과신성향 측정치인 MOC1과 MOC2의 각 평균은 0.226과 0.515이다. 이는 경영자가 과신성향이 있을 것으로 판단되는 5가지 조건의 상황 중 3개 이상

을 만족하는 경우가 전체표본(N=18,475)에서 22.6%이고, 5가지 조건의 상황 중 2개 이상을 만족하는 경우가 전체표본에서 51.5%임을 의미한다. 이러한 평균값의 결과로 볼 때, 경영자 과신 성향이 있는 기업을 측정할 때 Kim et al.(2016)의 방법은 분포의 구간이 좁게 측정되는 반면, 박종일·김수인(2020)의 방법은 앞서보다 더 넓게 측정된다는 것을 알 수 있다. 즉, 경영자 과신성향 측정치인 MOC를 복합 측정치로 분석할 때 5개의 조건 중 3개 이상인 경우를 1로 하는 경우가 더 보수적인 측정치이고(Kim et al. 2016), 5개의 조건 중 2개 이상인 경우를 1로 하는 경우가 덜 보수적인 측정방식이다(박종일·김수인 2020). 이처럼 MOC1과 MOC2 간의 차이는 Kim et al.(2016)의 방법이 제안한 경영자 과신성향 측정상에 조건적 조작에 대한 ‘분포상의 차이’에 있다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

Panel A : Hypothesis 1 Sample (N=18,475)					
Variable	Mean	Median	STD	Min	Max
<i>PD1</i>	0.718	0.785	0.252	-0.692	0.969
<i>PD2</i>	0.555	0.646	0.343	-1.210	0.936
<i>MOC1</i>	0.226	0	0.418	0	1
<i>MOC2</i>	0.515	1	0.500	0	1
<i>SIZE</i>	26.258	25.972	1.513	22.652	33.753
<i>LEV</i>	0.419	0.416	0.202	0.056	0.881
<i>GRW</i>	0.089	0.042	0.351	-0.641	2.026
<i>MTB</i>	1.742	1.131	1.895	0.192	12.064
<i>ROA_{t-1}</i>	0.013	0.026	0.110	-0.442	0.301
<i>LOSS_{t-1}</i>	0.304	0	0.460	0	1
<i>RET_{t-1}</i>	0.045	0.006	0.240	-0.398	1.111
<i>PPE</i>	0.223	0.192	0.178	0	0.736
<i>R&D</i>	0.030	0.004	0.082	0	0.642
<i>SGA</i>	0.553	0.016	2.351	-0.216	19.129
<i>Zscore</i>	-0.925	-0.934	0.746	-2.956	1.311
<i>PROB</i>	0.164	0.090	0.254	0.002	1.763
<i>AGE</i>	3.221	3.258	0.698	0	4.836
<i>OWN</i>	0.396	0.389	0.164	0.075	0.786
<i>BIG4</i>	0.430	0	0.495	0	1
<i>SPEC</i>	0.204	0	0.403	0	1
<i>Analyst</i>	0.484	0	0.500	0	1
<i>FOR</i>	0.067	0.025	0.101	0	0.526

〈Table 3〉 Descriptive Statistics (continued)

Panel B : Hypothesis 2 Sample (N=19,417)					
Variable	Mean	Median	STD	Min	Max
ROA_{t+1}	0.009	0.024	0.112	-0.453	0.299
ROE_{t+1}	0.000	0.038	0.225	-1.127	0.553
$PD1$	0.721	0.785	0.243	-0.600	0.969
$PD2$	0.558	0.645	0.336	-1.157	0.936
$MOC1$	0.232	0	0.422	0	1
$MOC2$	0.522	1	0.500	0	1
$SIZE$	26.223	25.938	1.511	22.581	33.753
LEV	0.414	0.412	0.202	0.054	0.879
GRW	0.097	0.045	0.360	-0.620	2.087
MTB	1.773	1.166	1.872	0.192	11.774
$R\&D$	0.026	0.004	0.053	0	0.336
OWN	0.402	0.395	0.164	0.076	0.787
FOR	0.065	0.024	0.099	0	0.523
OUT	0.290	0.300	0.173	0	1
DIV	0.548	1	0.498	0	1
MKT	0.625	1	0.484	0	1

Note 1) Variable Definitions : $PD1$ =pay disparity 1 in year t , measured as (average compensation of registered executives-average compensation of employees)/average compensation of registered executives ; $PD2$ =pay disparity 2 in year t , measured as (average compensation of all executives-average compensation of employees)/average compensation of all executives ; ROA =firm performance in year $t+1$, measured as net income divided by beginning total assets ; ROE =firm performance in year $t+1$, measured as net income divided by beginning shareholders' equity ; $MOC1$ =indicator variable equal to 1 if the CEO satisfies at least three of the five overconfidence criteria proposed by Kim et al. (2016), and 0 otherwise ; $MOC2$ =indicator variable equal to 1 if the CEO satisfies at least two of the five overconfidence criteria following Park and Kim (2020), who adapt the method of Kim et al. (2016), and 0 otherwise ; $SIZE$ =natural logarithm of total assets in year t ; LEV =total liabilities divided by total assets in year t ; GRW =sales growth in year t , measured as $(Sales_t - Sales_{t-1})/Sales_{t-1}$; MTB =market-to-book ratio in year t ; ROA =net income divided by beginning total assets in year $t-1$; $LOSS$ =indicator variable equal to 1 if the firm reports a loss in year $t-1$, and 0 otherwise ; RET =one-year excess stock return based on monthly returns in year $t-1$; PPE =property, plant, and equipment divided by total assets in year t ; $R\&D$ =research and development expenditures divided by sales in year t ; $SG\&A$ =(selling, general, and administrative expenses-R&D expenditures) divided by sales in year t ; $Zscore$ =the negative of the financial distress measure based on Altman (1968) in year t ; $PROB$ =labor productivity in year t , measured as the natural logarithm of sales divided by the number of employees ; AGE =natural logarithm of firm age in year t ; OWN =ownership of the largest shareholder (including related parties) in year t ; $BIG4$ =indicator variable equal to 1 if the firm's auditor is a Big 4 accounting firm in year t , and 0 otherwise ; $SPEC$ =indicator variable equal to 1 if the auditor is an industry specialist (defined as having at least a 20% market share within the industry based on the square root of total

assets) in year t , and 0 otherwise ; $Analyst$ =indicator variable equal to 1 if analyst coverage exists in year t , and 0 otherwise ; FOR =foreign ownership in year t ; OUT =proportion of outside directors, measured as the number of outside directors divided by the total number of registered directors in year t ; DIV =indicator variable equal to 1 if the firm pays cash dividends in year t , and 0 otherwise ; MKT =indicator variable equal to 1 if the firm is listed on the KOSDAQ market and 0 if listed on the KOSPI market.

Note 2) The Hypothesis 1 sample consists of firm-year observations from 2013 to 2023. Because the analysis for Hypothesis 2 employs a lead-lag specification, the Hypothesis 2 sample consists of pooled firm-year observations from 2013 to 2024.

한편, Panel B에서 가설 2의 종속변수인 차기의 기업성과인 ROA_{t+1} (총자산이익률)과 ROE_{t+1} (자기자본이익률)의 각 평균(중위수)은 0.009(0.024)와 0.000(0.038)이다. 상호작용변수($MOC \times PD$)를 구성하는 $PD1$ 과 $PD2$ 의 각 평균(중위수)이 0.721(0.785)과 0.558(0.645)이고, $MOC1$ 과 $MOC2$ 의 각 평균은 0.232와 0.522로 나타나 앞서 Panel A와 유사하다.

가설 1과 관련한 통제변수의 경우 Panel A를 살펴보면, $SIZE$ (기업규모)의 평균(중위수)은 26.258(25.972)이며, 총자산에 자연로그를 취하기 전의 값은 18,943(1,904)억원이다. LEV (부채비율)의 평균(중위수)은 0.419(0.416)이고, GRW (매출액 성장성)의 평균(중위수)은 0.089(0.042)로 나타났다. MTB (자본의 장부가치 대비 시장가치)의 평균(중위수)은 1.742(1.131)로서, 시장가치가 장부가치보다 높게 형성되어 있다. 그리고 ROA_{t-1} (전기 총자산이익률)의 평균(중위수)은 0.013(0.026)이고, $LOSS_{t-1}$ (전기 손실여부)의 평균은 0.304로 나타나, 전년도에 손실을 보고한 기업이 표본의 30.4%였다. RET_{t-1} (전기 초과수익률)의 평균(중위수)은 0.045(0.006)로 양(+)의 초과수익률을 보인다. PPE (유형자산)의 평균(중위수)은 0.223(0.192)으로, 평균적으로 총자산 중 유형자산 비중이 20%를 상회한다. $R\&D$ (연구개발비)와 SGA (연구개발비를 제외한 판매관리비)의 각 평균(중위수)은 0.030(0.004)과 0.553(0.016)이다. $Zscore$ (Altman(1968)의 재무적 제약)의 평균(중위수)은 -0.925(-0.934)이고, $PROB$ (노동생산성)의 평균(중위수)은 0.164(0.090)로 나타났다. AGE (기업연령)의 평균(중위수)은 3.221(3.258)로, 자연로그를 취하기 전 기업연령의 평균(중위수)은 31년(26년)이었다. OWN (대주주지분율)의 평균(중위수)은 0.396(0.389)이다. $BIG4$ (대 회계법인 여부)와 $SPEC$ (산업전문감사인 여부)의 각 평균은 0.430과 0.204로 나타나, 표본에서 Big 4보다 non-Big 4에 감사를 받는 비중이 높았고, 산업전문감사인 비중은 표본 중 대략 20%로 나타났다. $Analyst$ (재무분석가 존재여부)의 평균은 0.484이며, 표본 중 해당 기업에 대한 재무분석가가 있는 기업은 대략 절반 수준이다. FOR (외국인지분율)의 평균(중위수)는 0.067(0.025)이다.

가설 2와 관련한 통제변수의 경우 Panel B를 보면, $SIZE$ 의 평균(중위수)은 26.223(25.938)이며, 자연로그를 취하기 전의 값은 18,254(1,839)억원이다. LEV 의 평균(중위수)은 0.414(0.412)이고, GRW 의 평균(중위수)은 0.097(0.045)이며, MTB 의 평균(중위수)은 1.773(1.166)이다. $R\&D$ 의 평균(중위수)은 0.026(0.004)이고, OWN 과 FOR 의 각 평균(중위수)은 0.402(0.395)와 0.065

(0.024)이다. OUT(사외이사비율)의 평균(중위수)은 0.290(0.300)으로, 등기이사 대비 사외이사 비중이 대략 29%로 나타났다. DIV(현금배당여부)의 평균은 0.548로 나타나, 표본 중 54.8%가 현금배당을 실시하였다. MKT(시장유형)의 평균은 0.625로, 유가증권기업보다 코스닥시장에 상장된 기업이 전체표본에서 62.5%였다.

2. 상관관계 결과

<Table 4-1>에는 가설 1과 관련하여 식(1)의 모형에 이용된 변수의 피어슨 상관관계를 보고하였고, <Table 4-2>에는 가설 2와 관련하여 식(2)의 모형에 이용된 변수들의 피어슨 상관관계를 보고하였다. 먼저 가설 1과 관련한 <Table 4-1>을 보면, 식(1)의 종속변수인 PD1과 PD2 간에는 유의한 양(+)의 상관성이다. 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1과 PD2에 대해 모두 유의한 음(-)의 상관성을 보이며, MOC2도 앞서와 마찬가지로 종속변수(PD1, PD2)에 대해 유의한 음(-)의 상관성이다. 이는 경영자 과신성향이 있는 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 임금격차 수준이 낮다는 것을 의미한다. 하지만 이러한 변수 간의 단순 상관성은 종속변수에 영향을 미치는 통제변수가 고려되지 않았기 때문에 보다 정직한 사항은 다변량 회귀분석을 통해 다시 살펴볼 필요가 있다.

기타 통제변수를 살펴보면, 종속변수 PD1 및 PD2와 통계적으로 유의한 상관성을 보이는 경우는 SIZE, LEV, GRW, MTB, ROA_{t-1} , $LOSS_{t-1}$, RET_{t-1} , PPE, R&D, SGA, Zscore, PROB, AGE, OWN, BIG4, SPEC, Analyst, FOR 등이다. 구체적으로, SIZE, LEV, ROA_{t-1} , RET_{t-1} , PPE, AGE, OWN, BIG4, SPEC, Analyst, FOR는 종속변수(PD1, PD2)와 유의한 양(+)의 상관성을, GRW, MTB, $LOSS_{t-1}$, R&D, SGA, Zscore, PROB는 종속변수(PD1, PD2)와 유의한 음(-)의 상관성이다. 따라서 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 전기 총자산이익률이 높을수록, 전기 초과이익률이 클수록, 유형자산 비중이 클수록, 기업연령이 클수록, 대주주지분율이 높을수록, Big 4 회계법인이 감사하는 경우, 산업전문감사인인 감사하는 경우, 재무분석가가 존재하면, 외국인지분율이 높을수록 경영진-종업원 간 임금격차가 크게 나타나는 반면, 매출액 성장성이 높을수록, 자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 전기 손실이 발생한 경우, 매출액 대비 연구개발비의 비중이 많을수록, 연구개발비를 제외한 판매관리비의 비중이 많을수록, 재무적 제약이 높은 기업일수록, 노동생산성이 클수록 경영진-종업원 간 임금격차가 낮은 수준이다.

가설 2와 관련한 <Table 4-2>를 보면, 식(2)의 종속변수 ROA_{t+1} 과 ROE_{t+1} 간에는 유의한 양(+)의 상관성을 보인다. 상호작용변수($MOC \times PD$)를 구성하는 PD1과 PD2는 종속변수 ROA_{t+1} 및 ROE_{t+1} 에 대해 모두 유의한 양(+)의 상관성을 보이며, 또한 MOC1과 MOC2는 종속변수 ROA_{t+1} 및 ROE_{t+1} 에 대해 모두 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 임금격차 수준이 클수록 차기 기업성고가 높은 반면, 경영자 과신이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기 기업성고가 저조하다는 것을 나타낸다.

〈Table 4-1〉 Correlation Coefficients : Hypothesis 1 Sample

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
(1) <i>PDI</i>	1																					
(2) <i>PD2</i>	0.933 (0.000)	1																				
(3) <i>MOC1</i>	-0.086 (0.000)	-0.088 (0.000)	1																			
(4) <i>MOC2</i>	-0.094 (0.000)	-0.094 (0.000)	0.524 (0.000)	1																		
(5) <i>SIZE</i>	0.272 (0.000)	0.252 (0.000)	-0.045 (0.000)	0.012 (0.091)	1																	
(6) <i>LEV</i>	0.018 (0.012)	0.015 (0.045)	0.362 (0.000)	0.484 (0.000)	0.275 (0.000)	1																
(7) <i>GRW</i>	-0.022 (0.003)	-0.019 (0.009)	0.059 (0.000)	0.036 (0.000)	0.010 (0.174)	0.031 (0.000)	1															
(8) <i>MTB</i>	-0.098 (0.000)	-0.092 (0.000)	0.182 (0.000)	0.178 (0.000)	-0.277 (0.000)	0.045 (0.000)	0.104 (0.000)	1														
(9) <i>ROA_{t-1}</i>	0.266 (0.000)	0.256 (0.000)	-0.200 (0.000)	-0.230 (0.000)	0.217 (0.000)	-0.235 (0.000)	-0.090 (0.000)	-0.206 (0.000)	1													
(10) <i>LOSS_{t-1}</i>	-0.236 (0.000)	-0.227 (0.000)	0.204 (0.000)	0.246 (0.000)	-0.221 (0.000)	0.224 (0.000)	0.067 (0.000)	0.196 (0.000)	-0.699 (0.000)	1												
(11) <i>RET_{t-1}</i>	0.014 (0.064)	0.018 (0.014)	0.001 (0.860)	0.013 (0.070)	-0.045 (0.000)	-0.015 (0.000)	0.001 (0.037)	0.030 (0.885)	0.077 (0.000)	-0.071 (0.000)	1											
(12) <i>PPE</i>	0.071 (0.000)	0.065 (0.000)	0.106 (0.000)	0.107 (0.000)	-0.063 (0.000)	0.095 (0.000)	-0.090 (0.000)	-0.007 (0.000)	0.000 (0.000)	0.005 (0.458)	0.002 (0.827)	1										
(13) <i>R&D</i>	-0.027 (0.000)	-0.019 (0.011)	0.065 (0.000)	0.061 (0.000)	-0.190 (0.000)	-0.120 (0.000)	0.030 (0.000)	0.379 (0.000)	-0.259 (0.000)	0.190 (0.000)	-0.028 (0.000)	-0.033 (0.000)	1									
(14) <i>SGA</i>	-0.087 (0.000)	-0.084 (0.000)	0.044 (0.000)	0.027 (0.000)	-0.180 (0.000)	-0.060 (0.000)	-0.019 (0.010)	0.130 (0.000)	-0.146 (0.000)	0.115 (0.000)	-0.006 (0.402)	-0.004 (0.615)	0.219 (0.000)	1								
(15) <i>Zscore</i>	-0.239 (0.000)	-0.230 (0.000)	0.205 (0.000)	0.230 (0.000)	-0.093 (0.000)	0.154 (0.000)	-0.075 (0.000)	0.191 (0.000)	-0.458 (0.000)	0.401 (0.000)	-0.052 (0.000)	-0.032 (0.000)	0.291 (0.000)	0.170 (0.000)	1							
(16) <i>PROB</i>	-0.242 (0.000)	-0.248 (0.000)	-0.017 (0.020)	-0.033 (0.000)	-0.160 (0.000)	-0.109 (0.000)	0.044 (0.000)	0.015 (0.045)	-0.142 (0.000)	0.111 (0.000)	0.004 (0.562)	-0.270 (0.000)	0.033 (0.000)	0.093 (0.000)	0.287 (0.000)	1						
(17) <i>AGE</i>	0.037 (0.000)	0.031 (0.000)	-0.093 (0.000)	-0.085 (0.000)	0.242 (0.000)	0.069 (0.000)	-0.058 (0.000)	-0.223 (0.000)	0.028 (0.000)	-0.051 (0.000)	0.018 (0.014)	0.040 (0.000)	-0.184 (0.000)	-0.077 (0.000)	-0.048 (0.000)	-0.028 (0.000)	1					
(18) <i>OWN</i>	0.055 (0.000)	0.035 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.188 (0.000)	0.181 (0.000)	-0.062 (0.000)	-0.034 (0.000)	-0.224 (0.000)	0.226 (0.000)	-0.228 (0.000)	0.004 (0.573)	0.078 (0.000)	-0.210 (0.000)	-0.082 (0.000)	-0.213 (0.000)	0.015 (0.045)	0.071 (0.000)	1				
(19) <i>BIG4</i>	0.103 (0.000)	0.099 (0.000)	-0.084 (0.000)	-0.060 (0.000)	0.404 (0.000)	0.094 (0.000)	-0.036 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.101 (0.000)	-0.103 (0.000)	-0.028 (0.000)	-0.025 (0.000)	-0.050 (0.000)	-0.074 (0.000)	-0.095 (0.000)	-0.101 (0.000)	0.025 (0.000)	0.152 (0.000)	1			
(20) <i>SPEC</i>	0.082 (0.000)	0.075 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.013 (0.088)	0.373 (0.000)	0.099 (0.000)	-0.010 (0.195)	-0.079 (0.000)	0.072 (0.000)	-0.077 (0.000)	-0.011 (0.119)	-0.033 (0.000)	-0.082 (0.000)	-0.061 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.023 (0.000)	0.041 (0.000)	0.117 (0.000)	0.528 (0.000)	1		
(21) <i>Analyst</i>	0.231 (0.000)	0.233 (0.000)	-0.039 (0.000)	-0.047 (0.000)	0.359 (0.000)	-0.003 (0.732)	0.057 (0.000)	0.069 (0.000)	0.235 (0.000)	-0.201 (0.000)	-0.002 (0.831)	-0.028 (0.000)	0.037 (0.000)	-0.082 (0.000)	-0.159 (0.000)	-0.188 (0.000)	-0.128 (0.000)	0.025 (0.000)	0.232 (0.000)	0.175 (0.000)	1	
(22) <i>FOR</i>	0.122 (0.000)	0.116 (0.000)	-0.102 (0.000)	-0.099 (0.000)	0.461 (0.000)	-0.071 (0.000)	-0.006 (0.403)	0.005 (0.469)	0.202 (0.000)	-0.186 (0.000)	-0.035 (0.000)	-0.049 (0.000)	-0.034 (0.000)	-0.071 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.117 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.041 (0.000)	0.268 (0.000)	0.229 (0.000)	0.279 (0.000)	1

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The results are based on pooled firm-year observations from 2013 to 2023 (N = 18,475 firm-year observations).

Note 3) p-values are reported in parentheses (two-tailed tests).

〈Table 4-2〉 Correlation Coefficients : Hypothesis 2 Sample

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) ROA_{t+1}	1															
(2) ROE_{t+1}	0.916 (0.000)	1														
(3) $PD1$	0.199 (0.000)	0.178 (0.000)	1													
(4) $PD2$	0.194 (0.000)	0.176 (0.000)	0.934 (0.000)	1												
(5) $MOC1$	-0.201 (0.000)	-0.206 (0.000)	-0.084 (0.000)	-0.087 (0.000)	1											
(6) $MOC2$	-0.208 (0.000)	-0.197 (0.000)	-0.092 (0.000)	-0.093 (0.000)	0.526 (0.000)	1										
(7) $SIZE$	0.186 (0.000)	0.175 (0.000)	0.270 (0.000)	0.249 (0.000)	-0.055 (0.000)	-0.001 (0.934)	1									
(8) LEV	-0.179 (0.000)	-0.192 (0.000)	0.015 (0.032)	0.011 (0.112)	0.349 (0.000)	0.460 (0.000)	0.289 (0.000)	1								
(9) GRW	0.073 (0.000)	0.080 (0.000)	-0.017 (0.016)	-0.014 (0.047)	0.061 (0.000)	0.037 (0.000)	0.015 (0.042)	0.025 (0.001)	1							
(10) MTB	-0.121 (0.000)	-0.154 (0.000)	-0.095 (0.000)	-0.093 (0.000)	0.192 (0.000)	0.184 (0.000)	-0.278 (0.000)	0.030 (0.000)	0.128 (0.000)	1						
(11) $R\&D$	-0.159 (0.000)	-0.141 (0.000)	-0.025 (0.001)	-0.015 (0.038)	0.052 (0.000)	0.045 (0.000)	-0.226 (0.000)	-0.155 (0.000)	0.014 (0.054)	0.353 (0.000)	1					
(12) OWN	0.220 (0.000)	0.205 (0.000)	0.058 (0.000)	0.038 (0.000)	-0.156 (0.000)	-0.175 (0.000)	0.162 (0.000)	-0.076 (0.000)	-0.029 (0.000)	-0.192 (0.000)	-0.204 (0.000)	1				
(13) FOR	0.189 (0.000)	0.158 (0.000)	0.124 (0.000)	0.116 (0.000)	-0.107 (0.000)	-0.106 (0.000)	0.467 (0.000)	-0.055 (0.000)	-0.003 (0.667)	-0.002 (0.734)	-0.044 (0.000)	-0.053 (0.000)	1			
(14) OUT	-0.018 (0.010)	-0.022 (0.002)	0.052 (0.000)	-0.015 (0.038)	0.049 (0.000)	0.053 (0.000)	0.001 (0.942)	0.060 (0.000)	-0.036 (0.000)	0.012 (0.085)	-0.056 (0.000)	-0.037 (0.000)	0.010 (0.148)	1		
(15) DIV	0.377 (0.000)	0.344 (0.000)	0.265 (0.000)	0.258 (0.000)	-0.392 (0.000)	-0.460 (0.000)	0.345 (0.000)	-0.163 (0.000)	-0.009 (0.206)	-0.261 (0.000)	-0.176 (0.000)	0.293 (0.000)	0.256 (0.000)	-0.020 (0.006)	1	
(16) MKT	-0.075 (0.000)	-0.067 (0.000)	-0.091 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.079 (0.000)	0.052 (0.000)	-0.556 (0.000)	-0.185 (0.000)	0.050 (0.000)	0.204 (0.000)	0.227 (0.000)	-0.193 (0.000)	-0.246 (0.000)	-0.026 (0.000)	-0.248 (0.000)	1

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The results are based on pooled firm-year observations from 2013 to 2024 (N = 19,417 firm-year observations).

Note 3) p-values are reported in parentheses (two-tailed tests).

그러나, 본 연구의 관심변수는 상호작용변수($MOC \times PD$)라는 점에서 식(2)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석을 통해 검증할 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우를 보면, SIZE, LEV, GRW, MTB, R&D, OWN, FOR, DIV, OUT, MKT는 모두 종속변수 ROA_{t+1} 및 ROE_{t+1} 와 통계적으로 유의한 상관성이 나타났다. 구체적으로, SIZE, GRW, OWN, FOR, DIV는 종속변수(ROA_{t+1} , ROE_{t+1})와 유의한 양(+)의 상관성을, LEV, MTB, R&D, OUT, MKT는 종속변수(ROA_{t+1} , ROE_{t+1})와 유의한 음(-)의 상관성으로 나타났다. 즉, 기업규모가 클수록, 매출액 성장성이 높을수록, 대주주지분율이 높을수록, 외국인지분율이 높을수록, 현금배당을 실시한 기업이면 차기 기업성고가 높은 반면에, 부채비율이 높을수록, 자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 매출액 대비 연구개발비의 비중이 많을수록, 사외이사 비중이 높을수록, 코스닥시장에 상장된 기업이면 차기 기업성고가 낮은 것으로 나타났다.

3. 가설 1의 회귀분석 결과

본 절은 가설 1인 경영자 과신과 임금격차의 관계를 살펴보기 위하여 식(1)의 모형을 이용한 회귀분석 결과를 <Table 5>에 보고하였다. 표에서 모형 1은 등기임원을 기준으로 측정된 등기임원-종업원 간 임금격차를 나타내는 PD1의 결과이고, 모형 2는 총임원을 기준으로 측정된 총임원-종업원 간 임금격차를 나타내는 PD2의 결과이다. 모형 1과 2의 관심변수는 모두 Kim et al.(2016)의 방법에 따라 측정된 MOC1이다. 보고된 회귀분석 결과의 경우 식(1)에 고려된 모든 통제변수들이 포함되었으나, 지면관계상 고정효과에 해당하는 산업과 연도(ΣIND , ΣYD) 더미의 보고는 생략하였다. 또한 보고된 표의 회귀분석 결과는 개별기업 수준의 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값으로 제시하였다.

<Table 5>에서 모형의 적합도를 나타내는 F 값은 모형 1과 2 모두 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 모형의 설명력인 Adj. R^2 는 모형 1과 2 각각 0.192와 0.189로 나타났다.

<Table 5>의 회귀분석 결과에서 가설 1에 대한 관심변수 MOC1은 일정 통제변수를 고려한 후에도 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 모두 1% 수준에서 유의하게 음(-)의 값이 나타났다.¹¹⁾ 이는 앞서 <Table 4-1>의 두 변수 간의 상관성과도 일관된다. 이는 과신성향이 있는 경영자는 그렇지 않은 경우보다 기업의 경영진-종업원 간 임금격차가 적은 것을 나타낸다. 이러한 결과는 등기임원 기준으로 측정한 경우와 총임원 기준으로 측정한 경우와 관계없이 나타났다. 한편, 이 결과는 중국 자료를 이용하여 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계를 보고한 Lu(2020)와도 일치한다.

11) 회귀분석의 결과에서 설명변수 간 다중공선성 문제가 있는지를 VIF(variance influence factor ; 분산팽창요인) 값을 이용하여 확인하였다. 그 결과에 따르면, <Table 5>의 모형 1과 2 모두 VIF 값이 가장 높았던 통제변수는 SIZE로, 그 값이 2.61로 나타났다. 회귀분석 결과에서 VIF 값이 10을 초과할 때 설명변수 간의 다중공선성 문제가 있는 것으로 판단하고 있으므로, <Table 5>의 결과는 다중공선성 문제가 심각하지 않은 것으로 나타났다.

〈Table 5〉 Regression Results for the Association between CEO Overconfidence and Pay Disparity : Hypothesis 1

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{MOC}_t + \beta_2 \mathbf{SIZE}_t + \beta_3 \mathbf{LEV}_t + \beta_4 \mathbf{GRW}_t + \beta_5 \mathbf{MTB}_t + \beta_6 \mathbf{ROA}_{t-1} + \beta_7 \mathbf{LOSS}_{t-1} + \beta_8 \mathbf{RET}_{t-1} \\ + \beta_9 \mathbf{PPE}_t + \beta_{10} \mathbf{R\&D}_t + \beta_{11} \mathbf{SGA}_t + \beta_{12} \mathbf{Zscore}_t + \beta_{13} \mathbf{PROB}_t + \beta_{14} \mathbf{AGE}_t + \beta_{15} \mathbf{OWN}_t \\ + \beta_{16} \mathbf{BIG4}_t + \beta_{17} \mathbf{SPEC}_t + \beta_{18} \mathbf{Analyst}_t + \beta_{19} \mathbf{FOR}_t + \Sigma \mathbf{IND} + \Sigma \mathbf{YD} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	Dep. var = PD1	PD2
	Model 1	Model 2
<i>Intercept</i>	-0.363*** [-3.318]	-0.763*** [-4.579]
<i>MOC1</i>	-0.026*** [-4.434]	-0.039*** [-4.742]
<i>SIZE</i>	0.041*** [9.801]	0.053*** [8.379]
<i>LEV</i>	0.029 [1.346]	0.030 [1.022]
<i>GRW</i>	-0.013* [-1.882]	-0.012 [-1.349]
<i>MTB</i>	-0.003 [-1.214]	-0.004 [-1.508]
<i>ROA</i>	0.284*** [8.020]	0.376*** [7.756]
<i>LOSS</i>	-0.024*** [-3.769]	-0.034*** [-3.732]
<i>RET</i>	0.006 [0.796]	0.013 [1.272]
<i>PPE</i>	0.070*** [2.965]	0.070** [2.001]
<i>R&D</i>	0.290*** [5.003]	0.392*** [5.226]
<i>SGA</i>	-0.001 [-0.677]	-0.001 [-0.648]
<i>Zscore</i>	-0.047*** [-8.059]	-0.056*** [-7.245]
<i>PROB</i>	-0.126*** [-4.964]	-0.189*** [-5.485]
<i>AGE</i>	-0.004 [-0.675]	-0.005 [-0.650]
<i>OWN</i>	-0.065** [-2.510]	-0.116*** [-3.344]
<i>BIG4</i>	-0.020*** [-2.813]	-0.026*** [-2.616]

〈Table 5〉 Regression Results for the Association between CEO Overconfidence and Pay Disparity : Hypothesis 1
(continued)

Variables	<i>Dep. var = PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2
<i>SPEC</i>	0.001 [0.073]	-0.002 [-0.216]
<i>Analyst</i>	0.039*** [6.425]	0.059*** [6.965]
<i>FOR</i>	-0.178*** [-2.895]	-0.245*** [-2.914]
<i>ΣIND</i>	Yes	Yes
<i>ΣYD</i>	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.192	0.189
<i>F Value</i>	17.89***	17.77***
<i>N</i>	18,475	18,475

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions, with standard errors clustered at the firm level.

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

따라서 경영자 과신성향이 경영진-종업원 간 임금격차에 영향을 미칠 것으로 예상한 가설 1은 주로 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계가 있는 것으로 지지된 증거를 보였다. 이러한 결과가 나타난 이유 중 하나로는 선행연구들은 미래 수익성을 과대추정하고, 위험을 과소 추정하는 과신성향이 있는 경영자는 그렇지 않은 경우와 비교할 때 기업성고가 더 낮음을 보고 하였다(박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 김유진·홍지연 2018 등).¹²⁾ 이런 측면을 감안하여 추론할 경우 기업성고가 낮은 기업의 경영진이 받는 임금수준 역시 낮아지므로, 경영자 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 상대적으로 경영자-종업원 간의 임금격차가 줄어들 수 있다. 따라서 경영자 과신성향이 있는 기업은 경영자의 임금수준이 더 낮아 경영진-종업원 간의 임금격차가 감소하는 경향을 보일 수 있어 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계가 나타난 것으로 평가된다. 앞서의 사항을 반대로 해석하면 경영자의 과신성향이 적은 기업은 경영자의 과신성향이 높은 기업과 비교해 경영자가 보다 더 합리적인 의사결정 또는 더욱 적절한 경영의사결정을 만들어 낼 것으로 보이므로, 기업성과 역시 높을 수 있다. 그로 인해 과

12) 경영자 과신과 기업성고를 분석한 선행연구들은 두 변수 간에 음(-)의 관련성을 보고한 논문이 있다 (박종훈 등 2013 ; 강선아·유지연 2017 ; 김유진·홍지연 2018 ; 구본승·안성희 2024 등).

신성향이 적은 경영자는 보상으로 높은 임금수준을 벌어들여 경영진-종업원 간의 임금격차가 상대적으로 커지는 경향이 나타날 수 있다(Lu 2020).

한편으로, 이러한 본 연구의 발견은 경영자 과신이 그렇지 않은 경영자와 비교할 때 오히려 기업 내 종업원 관점에서는 기업 내의 이익분배상에 소득불평등(income inequality) 문제가 발생할 가능성이 더 낮음을 암시한다.

앞서의 결과는 경제적 중요성(economic significance) 측면에서도 중요하다. 예를 들어, 모형 1의 경우 MOC1가 1 표준편차 증가하면 등기임원-종업원 간 임금격차(PD1)는 108.7 베이스 포인트(basis point) 감소하는 것으로 나타나, MOC1이 임금격차에 미치는 영향은 경제적으로도 중요하다.¹³⁾

기타 통제변수의 경우 SIZE, ROA, PPE, R&D, Analyst는 종속변수(PD1, PD2)에 대해 유의한 양(+)의 관계를, LOSS, Zscore, PROB, BIG4, OWN, FOR는 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 기업규모가 클수록, 전기 총자산이익률이 높을수록, 유형자산이 많을수록, 연구개발비 지출이 많을수록, 재무분석가가 존재하면 임금격차가 크고, 전기 손실발생기업이면, 재무적 제약이 클수록, 노동생산성이 큰 기업일수록, 대형회계법인이 감사하면, 대주주 지분율이 높을수록, 외국인지분율이 높을수록 임금격차가 적은 것으로 나타났다.

4. 가설 2의 회귀분석 결과

본 절은 가설 2인 경영자 과신과 미래 수익성의 관계가 임금격차 수준에 따라 다른지를 알아보기 위한 식(2)의 모형을 이용한 회귀분석 결과를 <Table 6>에 보고하였다. 표에서 모형 1과 2는 종속변수가 차기의 ROA의 결과이고, 모형 3과 4는 종속변수가 차기의 ROE의 결과이다. 또한 모형 1과 3은 등기임원을 기준으로 측정된 등기임원-종업원 간 임금격차를 나타내는 PD1의 결과이고, 모형 2와 4는 총임원을 기준으로 측정된 총임원-종업원 간 임금격차를 나타내는 PD2의 결과이다. 따라서 모형 1과 3의 관심변수는 상호작용변수인 $MOC1 \times PD1$ 이고, 모형 2와 4의 관심변수는 상호작용변수인 $MOC1 \times PD2$ 이다. 나머지 표의 보고방식은 앞서 <Table 5>와 동일하다.

13) 경제적 크기는 MOC1의 표준편차와 회귀분석 후 나타난 회귀계수를 곱하여 계산한다. 따라서 앞서 <Table 5>의 MOC1의 표준편차(0.418)를 <Table 5>의 MOC1의 회귀계수(-0.026)를 각각 곱하여 산출하면, 종속변수가 PD1일 때 MOC1의 표준편차×회귀계수는 $0.418 \times (-0.026) = -0.01087$ 이다. 또한 모형 2의 경우는 MOC1의 회귀계수(-0.039)를 각각 곱하여 산출하면, 종속변수가 PD2일 때 MOC1의 표준편차×회귀계수는 $0.418 \times (-0.039) = -0.0163$ 이다. 따라서 MOC1가 1 표준편차 증가하면 총임원-종업원 간 임금격차(PD2)는 163.0 베이스 포인트 감소하는 것으로 나타나, MOC1이 임금격차에 미치는 영향은 경제적으로 중요한 수준인 것을 알 수 있다. 앞서와 같은 경제적 중요성의 계산은 Kim et al.(2022)의 방법을 준용하여 측정한 것이다.

<Table 6>에서 모형의 적합도를 나타내는 F 값은 모형 1부터 4까지 모두 1%에서 유의한 것으로 나타났고, 또한 모형의 설명력인 Adj. R^2 는 모형 1과 2는 모두 0.226이고, 모형 3과 4는 모두 0.199로 나타났다.¹⁴⁾

<Table 6> Regression Results for the Interactive Effect of Pay Disparity and CEO Overconfidence on Future Firm Performance : Hypothesis 2

$$ROA_{t+1}(ROE_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 MOC_t + \beta_2 PD_t + \beta_3 MOC_t \times PD_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 R\&D_t + \beta_9 OWN_t + \beta_{10} FOR_t + \beta_{11} OUT_t + \beta_{12} DIV_t + \beta_{13} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	Dep. var = ROA_{t+1}		ROE_{t+1}	
	Variable of Interest = $MOC1 \times PD1$	$MOC1 \times PD2$	$MOC1 \times PD1$	$MOC1 \times PD2$
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>Intercept</i>	-0.217*** [-6.965]	-0.212*** [-6.766]	-0.464*** [-7.108]	-0.456*** [-6.938]
<i>MOC1</i>	-0.023*** [-2.842]	-0.014*** [-2.732]	-0.070*** [-4.030]	-0.046*** [-4.311]
<i>PD</i>	0.038*** [6.219]	0.027*** [6.146]	0.057*** [5.334]	0.039*** [5.152]
<i>MOC1 × PD</i>	0.026** [2.557]	0.017** [2.304]	0.077*** [3.502]	0.058*** [3.628]
<i>SIZE</i>	0.007*** [5.715]	0.007*** [5.781]	0.016*** [6.226]	0.016*** [6.236]
<i>LEV</i>	-0.083*** [-12.675]	-0.083*** [-12.649]	-0.187*** [-12.422]	-0.187*** [-12.398]
<i>GRW</i>	0.027*** [8.824]	0.027*** [8.797]	0.061*** [9.524]	0.060*** [9.492]
<i>MTB</i>	0.001 [0.867]	0.001 [0.860]	-0.005** [-2.308]	-0.005** [-2.301]
<i>R&D</i>	-0.268*** [-8.245]	-0.268*** [-8.239]	-0.418*** [-7.025]	-0.419*** [-7.029]
<i>OWN</i>	0.082*** [10.341]	0.083*** [10.476]	0.143*** [9.361]	0.146*** [9.494]

14) 회귀분석 결과에서 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 앞서와 같이 VIF 값으로 살펴보았다. 그 결과에 의하면, <Table 6>의 경우 모형 1부터 4에서 VIF 값이 가장 높았던 변수는 MOC1이고, 그 값은 모형 1과 3의 경우 모두 8.29이고, 모형 2와 4의 경우 모두 3.39로 나타났다. 상호작용변수를 고려한 회귀분석 결과에서도 VIF 값이 10을 상회하지 않으므로, <Table 6>의 결과 역시 변수 간 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

<Table 6> Regression Results for the Interactive Effect of Pay Disparity and CEO Overconfidence on Future Firm Performance : Hypothesis 2 (continued)

Variables	<i>Dep. var = ROA_{t+1}</i>		<i>ROE_{t+1}</i>	
	<i>Variable of Interest = MOC1 × PD1</i>	<i>MOC1 × PD2</i>	<i>MOC1 × PD1</i>	<i>MOC1 × PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>FOR</i>	0.094*** [6.702]	0.094*** [6.730]	0.124*** [4.965]	0.125*** [5.009]
<i>OUT</i>	-0.019*** [-2.991]	-0.012* [-1.866]	-0.034*** [-2.666]	-0.022* [-1.663]
<i>DIV</i>	0.052*** [22.130]	0.052*** [22.083]	0.088*** [20.191]	0.088*** [20.117]
<i>MKT</i>	0.015*** [5.175]	0.015*** [5.099]	0.029*** [4.690]	0.029*** [4.616]
<i>ΣIND</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>ΣYD</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.226	0.226	0.199	0.199
<i>F Value</i>	42.96***	42.76***	33.25***	33.24***
<i>N</i>	19,417	19,417	19,417	19,417

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

<Table 6>의 결과를 살펴보면, 먼저 MOC1은 종속변수 ROA_{t+1}와 ROE_{t+1}에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이다. 이는 경영자 과신이 있는 기업은 그렇지 않은 기업의 경우보다 부채차입 여부에 상관없이 차기의 수익성으로 측정된 기업성과는 더 낮아지는 것으로 나타났다. 이 결과는 선행연구와 일치한다(박종훈 등 2013 ; 강선아 · 유지연 2017 ; 김유진 · 홍지연 2018 등). 또한 임금격차인 PD1과 PD2는 종속변수 ROA_{t+1}와 ROE_{t+1}에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 임금격차가 클수록 차기의 기업성과는 더 높은 것을 나타낸다. 모형 1과 2의 관심변수 MOC1 × PD1 또는 MOC1 × PD2는 종속변수 ROA_{t+1}에 대해 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을, 또한 모형 3과 4의 관심변수 MOC1 × PD1 또는 MOC1 × PD2는 종속변수 ROE_{t+1}에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이러한 결과는 경영자 과신과 차기 기업성과 간의 음(-)의 관계가 임금격차가 클수록 약화(weaken)된다는 것

으로 나타낸다. 즉, 평균적으로 경영자 과신이 있는 기업은 그렇지 않은 기업보다 차기의 기업성과가 저조하지만, 경영자 과신이 있는 기업에서 경영자의 임금수준이 높아 임금격차가 클수록 차기의 기업성과는 상대적으로 높아진다는 것을 의미한다. 따라서 경영자 과신성향이 기업의 차기 수익성에 미치는 영향은 임금격차에 따라 다를 것으로 예상한 가설 2는 지지된 증거로 나타났다.

한편, 이러한 결과는 경제적으로도 중요하다. 예로, 모형 1의 경우 MOC1의 회귀계수(-0.023)는 경영자 과신이 미래 기업성과(ROA_{t+1})에 미치는 영향 중 과신있는 경영자와 무관한 기업에 해당한다. 또한 MOC1×PD1의 회귀계수 0.026은 과신있는 경영자 내에서 1 표준편차가 변화하면(즉, <Table 4>에 보고된 PD1의 표준편차는 0.252), MOC1이 ROA_{t+1} 에 미치는 평균적인 음(-)의 효과를 28.5% 감소시킨다(즉, $-28.5\% = 0.026 \times 0.252 / (-0.023)$).¹⁵⁾ MOC1×PD1이 ROE_{t+1} 에 미치는 영향도 앞서와 유사하다. 즉, 모형 3의 경우 MOC1의 회귀계수(-0.070)는 경영자 과신이 미래 기업성과(ROE_{t+1})에 미치는 영향 중 과신있는 경영자와 무관한 기업에 해당한다. 또한 MOC1×PD1의 회귀계수 -0.077은 과신있는 경영자 내에서 1 표준편차가 변화하면(즉, <Table 4>에 보고된 PD1의 표준편차는 0.252), MOC1이 ROA_{t+1} 에 미치는 평균적인 음(-)의 효과를 27.7% 감소시킨다(즉, $-27.7\% = 0.077 \times 0.252 / (-0.070)$).

따라서 가설 2에 대한 본 연구의 결과는 평균적으로 경영자 과신성향이 있는 기업이 그렇지 않은 경우보다 차기의 기업성과가 더 낮은 수준이지만, 과신하는 경영자가 높은 임금을 받아 임금격차가 클수록 차기의 기업성과는 개선된다는 것을 시사한다. 한편, 이러한 본 연구의 발견은 경영자 과신이 있는 기업에서 경영자의 임금수준이 높은 경우는 그렇지 않은 경우보다 차기의 기업성과가 향상된다는 결과이므로, 이전 연구들에서 알려지지 않은 새로운 증거(novel evidence)이다.

기타 통제변수의 경우 SIZE, GRW, OWN, FOR, DIV, MKT는 종속변수(ROA_{t+1} , ROE_{t+1})에 대해 유의한 양(+)의 관계를, LEV, R&D, OUT는 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 기업규모가 클수록, 매출액 성장성이 높을수록, 대주주지분율이 높거나 외국인 지분율이 높을수록, 현금배당을 실시한 기업이면, 코스닥기업이면 차기의 기업성과가 높은 반면, 부채비율이 높을수록, 연구개발비 지출이 많을수록, 사외이사비율이 높은 기업일수록 차기의 기업성과는 낮은 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 가설 1의 경우 경영자 과신은 임금격차를 줄이는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 등기임원 또는 총임원을 기준으로 임금격차를 측정한 것에 관계없이 나타났다. 이는 경영자 과신이 있는 기업이 그렇지 않은 경우보다 임금격차를 줄여준다는 것은 상대적으로 과신성향이 낮은 기업경영자와 비교할 때 과신성향이 있는 기업경영자의 임금 수준이 더 낮을 수 있으므로, 이에 기인한 결과로 해석된다. 따라서 경영자 과신이 기업 내에서 소득불

15) 본 연구에서 상호작용변수에 대한 경제적 중요성의 계산과 해석은 Ge and Kim(2020)의 방법을 준용하였다

평등을 유도하는 변인은 아닌 것으로 나타났다. 또한 가설 2의 경우 경영자 과신이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기 기업성과(예로, 총자산이익률, 자기자본이익률)는 평균적으로 더 낮지만, 만일 경영자 과신성향이 있는 기업에서 임금격차가 클수록, 즉 과신성향이 있는 경영자가 높은 임금을 받을수록, 차기의 기업성과는 상대적으로 개선되는 것으로 나타났다. 이러한 발견들은 국내 학계에 잘 알려지지 않은 증거라는 점에서 새로운 증거를 제공한다.

5. 강건성 분석결과

본 절에서의 강건성 분석은 MOC에 대한 선택적 측정방법을 이용한 경우에도 앞서 <Table 5> 및 <Table 6>의 분석결과가 강건한지를 살펴보고자 한다. 예를 들어, Kim et al.(2016)은 MOC를 측정할 때 5개의 상황조건 중에서 3점 이상이면 경영자 과신이 있는 기업으로 1, 아니면 0인 지시변수로 측정한 반면, Kim et al.(2016)의 방법을 준용한 박종일·김수인(2020)은 앞서 Kim et al.(2016)의 MOC 측정방법에 대해 2점 이상이면 경영자 과신이 있는 기업으로 보아 1, 아니면 0인 지시변수로 측정한 바 있다.¹⁶⁾ 이러한 MOC의 선택적 측정방법에 따라 검증결과가 민감한지를 알아보기 위하여 본 절에서는 박종일·김수인(2020)의 MOC 측정방법인 MOC2로 측정한 후 가설 1과 2에 해당하는 <Table 5>와 <Table 6>을 다시 회귀분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <Table 7>에 제시하였다. 지면상 관심변수를 중심으로 한 요약표로 보고하였다.

<Table 7> Robustness Test 1 : Alternative Measure of CEO Overconfidence (MOC2)

Panel A : Hypothesis 1 Sample		
Variables	Dep. var = PD1	PD2
	Model 1	Model 2
MOC2	-0.037*** [-7.034]	-0.052*** [-6.855]
Control variable	Yes	Yes
ΣIND	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R ²	0.194	0.191
F Value	17.87***	17.776***
N	18,475	18,475

16) 예를 들어, Kim et al.(2016)의 방법으로 측정하면 <Table 3>의 MOC1의 평균은 0.226인 반면, 박종일·김수인(2020)의 방법으로 측정하면 <Table 3>의 MOC2의 평균은 0.515로 앞서와 비교하면 표본에서 경영자 과신 구간이 보다 넓게 측정되는 특성이 있다.

〈Table 7〉 Robustness Test 1 : Alternative Measure of CEO Overconfidence (MOC2) (continued)

Panel B : Hypothesis 2 Sample				
Variables	Dep. var = ROA_{t+1}		ROE_{t+1}	
	Variable of Interest = $MOC2 \times PD1$	$MOC2 \times PD2$	$MOC2 \times PD1$	$MOC2 \times PD2$
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>MOC2</i>	-0.013* [-1.669]	-0.005 [-0.994]	-0.036** [-2.523]	-0.015* [-1.688]
<i>PD</i>	0.031*** [3.806]	0.022*** [3.909]	0.038*** [2.991]	0.027*** [3.016]
<i>MOC2 × PD</i>	0.024** [2.440]	0.016** [2.268]	0.067*** [3.765]	0.049*** [3.774]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
ΔIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΔYD	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.226	0.225	0.199	0.199
<i>F Value</i>	42.79**	42.58***	33.02***	32.96***
<i>N</i>	19,417	19,417	19,417	19,417

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

<Table 7>의 결과를 보면, 먼저 Panel A에서 가설 1의 관심변수 MOC2는 종속변수 PD1 및 PD2에 관계없이 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 Panel B에서 가설 2에 대한 모형 1과 2의 관심변수 $MOC2 \times PD1$ 또는 $MOC2 \times PD2$ 는 종속변수 ROA_{t+1} 에 대해 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을, 또한 모형 3과 4의 관심변수 $MOC2 \times PD1$ 또는 $MOC2 \times PD2$ 는 종속변수 ROE_{t+1} 에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 앞서 <Table 5> 및 <Table 6>의 결과와 질적으로 일치한다. 그러한 점에서 앞서 <Table 5> 및 <Table 6>의 가설 1과 2에 대한 분석결과는 경영자 과신의 선택적 측정방법(예로, Kim et al. 2016 vs. 박종일 · 김수인 2020)에 따라 민감하지는 않은 것을 확인할 수 있다.

본 절의 두 번째 강건성 분석은 가설 1의 경우 잠재적 내생성 문제를 통제하기 위하여 식(1)의 모형에서 관심변수에 대해 전기($t-1$ 년도) 자료를 이용한 경우에도 분석결과가 강건한지 알아보고자 한다. 선행연구들은 시차 모형(lag model)을 이용하면 잠재적 내생성 문제를 최소화시킬 수 있다고 주장한다(Ge and Kim 2014 ; Wang and Li 2023 등). 따라서 본 절의 두 번째 강건성

분석에서는 시차 모형을 이용하여 <Table 5>를 다시 회귀분석을 수행해 보았다.¹⁷⁾ 그 결과는 다음의 <Table 8>과 같다. 왼쪽 란에는 MOC1의 결과이고(모형 1과 2), 오른쪽 란에는 MOC2의 결과이다(모형 3과 4).¹⁸⁾

<Table 8>의 결과를 보면, 가설 1의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 관계없이 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보인다. 또한 관심변수 MOC2 역시 종속변수 PD1 및 PD2에 상관없이 모두 1% 이내에서 유의한 음(-)의 값이다. 이 결과는 경영자 과신과 임금격차 간의 잠재적 내생성 문제를 최소화하기 위하여 시차 모형을 이용해도 가설 1과 관련한 <Table 5>의 주된 결과는 강건하다는 것을 나타낸다.

<Table 8> Robustness Test 2 : Using Lagged CEO Overconfidence Measures

Variables	<i>Dep. var=PD1</i>	<i>PD2</i>	<i>PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
MOC1	-0.038*** [-4.331]	-0.026*** [-4.151]		
MOC2			-0.054*** [-6.998]	-0.039*** [-6.986]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>ΣIND</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>ΣYD</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.188	0.191	0.191	0.194
<i>F Value</i>	16.82***	16.96***	16.91***	17.07***
<i>N</i>	16,281	16,281	16,281	16,281

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

다음으로, 경영자 과신성향이 있는 기업과 그렇지 않은 기업은 기업규모, 부채비율, 수익성, 성장성 등 기업 특성에서 차이를 보일 수 있으며, 이러한 차이는 임금격차에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 절의 세 번째 강건성 분석으로 가설 1에 대해 성향점수매칭(propensity score

17) 가설 2와 관련한 <Table 6>의 경우는 이미 시차 모형으로 분석되었기에, 본 절의 두 번째 강건성 분석은 가설 1을 중심으로 살펴본다.

18) 전기 자료를 이용한 경우는 앞서 <Table 5>의 표본(N=18,475개 기업-연도)보다 축소된 표본(N=16,281개 기업-연도)이 이용되었다.

matching ; PSM) 분석방법을 별도로 수행해 보았다. 이를 위해 본 연구는 관측가능한 기업의 재무적 특성¹⁹⁾으로부터 경영자 과신성향의 성향점수를 추정한 후, 성향점수가 유사한 기업끼리 매칭하는 PSM 분석을 이용하였다. 이를 통해 본 연구는 기업 특성을 통제한 후에도 경영자 과신성향이 임금격차를 감소시키는 효과가 일관되게 관찰되는지를 확인한다. 구체적으로, 로짓 (Logit) 모형을 이용하여 경영자 과신성향이 있는 기업에 해당될 가능성에 대한 성향점수를 추정한 후, 성향점수가 유사한 표본을 매칭하여 앞서 가설 1과 관련한 식(1)에 대입하여 재분석을 수행하였다.²⁰⁾ 이러한 매칭 후에 최종적으로 회귀분석에 사용된 표본은 MOC1 기준의 경우 6,950개 기업-연도 자료였고, MOC2 기준의 경우는 13,021개 기업-연도 자료였다. PSM 방법을 이용한 회귀분석 결과는 <Table 9>에 보고하였다.

<Table 9> Robustness Test 3 : Results Based on Propensity Score Matching (PSM)

Variables	<i>Dep. var=PD1</i>	<i>PD2</i>	<i>PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
MOC1	-0.019** [-2.488]	-0.036*** [-3.448]		
MOC2			-0.040*** [-5.829]	-0.053*** [-5.355]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.193	0.184	0.202	0.197
<i>F Value</i>	23.84***	22.34***	27.94***	23.88***
<i>N</i>	6,950	6,950	13,021	13,021

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

19) 본 논문은 재무적 특성으로 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 매출액 성장성(GRW), 자본의 장부가치 대비 시장가치(MTB), 전기 총자산이익률(ROA_{t-1}), 전기 손실여부($LOSS_{t-1}$), 전기 초과수익률(RET_{t-1}), 유형자산 비율(PPE), 연구개발비 비율(R&D), 연구개발비 제외 판매관리비 비율(SGA), Altman(1968)의 재무적제약 측정치(Zscore), 노동생산성(PROB), 외국인지분율(FOR)을 이용하여 매칭을 수행하였다. 회귀분석 시에 산업 및 연도의 고정효과(ΣIND , ΣYD)를 포함하였으며, 표준오차는 개별기업 수준에서 클러스터링(clustering)하여 분석하였다.

20) 성향점수 매칭은 1 : 1의 nearest-neighbor 방식으로 수행하였으며, 성향점수 차이가 0.03 이하인 경우에 한해 매칭되도록 caliper를 0.03으로 설정하였다.

<Table 9>의 결과를 살펴보면, 경영자 과신성향이 있는 기업(MOC1=1)을 실험집단으로 한 경우, 가설 1과 관련된 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 모두 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보인다. 또한 경영자 과신성향이 있는 기업(MOC2=1)을 실험집단으로 한 경우에도, 관심변수 MOC2 역시 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 모두 1% 이내에서 유의한 음(-)의 값을 나타낸다. 이러한 결과는 PSM 방법을 활용하여 유사한 기업 특성으로 매칭된 표본을 대상으로 분석한 경우에도 경영자 과신성향이 있는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 임금격차가 유의하게 낮음을 보여준다. 따라서 PSM 분석방법을 수행한 경우에도 가설 1과 관련한 <Table 5>의 결과는 강건한 것으로 나타났다.

6. 추가분석 결과

본 절의 첫 번째 추가분석에서는 앞서 가설 1에 대한 회귀분석 결과인 <Table 5>에 대해서 시장유형별, 감사인의 특성에 따라 분석결과가 차별적인지를 추가로 알아보고자 한다. 이를 위해 시장유형별에서는 표본을 KOSPI와 KOSDAQ로 나누어 살펴보고, 감사인 특성은 Big 4 회계법인여부(Big 4 vs. non-Big 4)로 표본을 나누어 살펴보고자 한다. 이와 관련된 회귀분석 결과는 <Table 10>과 같다. 지면상 관심변수를 중심으로 표를 보고하였다. <Table 10>의 Panel A는 KOSPI vs. KOSDAQ 표본에 대한 분석결과이고, Panel B는 Big 4 vs. non-Big 4 표본에 대한 결과이다.

<Table 10> Additional Analysis 1 for Hypothesis 1

Panel A : KOSPI vs. KOSDAQ				
Variables	KOSPI Sample		KOSDAQ Sample	
	<i>Dep. var = PD1</i>	<i>PD2</i>	<i>PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
MOC1	-0.021** [-2.176]	-0.029** [-2.011]	-0.031*** [-4.171]	-0.048*** [-4.723]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.204	0.193	0.194	0.202
<i>F Value</i>	7.690***	7.457***	11.86***	12.98***
<i>N</i>	7,114	7,114	11,361	11,361

〈Table 10〉 Additional Analysis 1 for Hypothesis 1 (continued)

Panel B : Big 4 vs. non-Big 4				
Variables	Big 4 Sample		non-Big 4 Sample	
	<i>Dep. var = PD1</i>	<i>PD2</i>	<i>PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>MOC1</i>	-0.023*** [-2.796]	-0.031*** [-2.585]	-0.023*** [-3.101]	-0.040*** [-3.831]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.199	0.188	0.193	0.196
<i>F Value</i>	10.45***	10.37***	12.83***	13.60***
<i>N</i>	7,940	7,940	10,535	10,535

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

<Table 10>의 결과를 보면, 먼저 Panel A에서 KOSPI 표본의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 상관없이 모두 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을, KOSDAQ 표본의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 상관없이 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 따라서 앞서 <Table 5>의 결과는 KOSPI와 KOSDAQ 표본 모두에 기인한 것임을 알 수 있다.

한편, Panel B에서 Big 4 표본의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 상관없이 모두 1%에서 유의한 음(-)의 값을, 또한 non-Big 4 표본의 관심변수 MOC1 역시 종속변수 PD1 및 PD2에 상관없이 모두 1%에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 따라서 <Table 5>의 결과는 감사인의 특성에 상관없이 관찰되는 현상임을 알 수 있다.

다음으로, 본 절의 두 번째 추가분석에서는 소유구조에 따라 앞서 <Table 5>의 결과가 차별적인지를 추가로 알아보고자 한다. 본 연구는 소유구조의 특성으로 외국인지분율과 대주주지분율을 중심으로 살펴본다. 분석을 위해 본 연구는 외국인지분율이 높은 집단 vs. 낮은 집단, 또는 대주주지분율이 높은 집단 vs. 낮은 집단에 따라 앞서 <Table 5>의 분석결과가 차별적인지를 알아보기 위하여 이들 지분율의 중위수를 기준으로 표본을 나누어 살펴보았다. 이와 관련된 회귀 분석 결과는 <Table 11>에 보고하였다. <Table 9>의 Panel A는 외국인지분율의 중위수를 기준으로 외국인지분율이 높은 집단 vs. 낮은 집단 표본에 대한 분석결과이고, Panel B는 대주주지분율의 중위수를 기준으로 대주주지분율이 높은 집단 vs. 낮은 집단 표본에 대한 결과이다.

〈Table 11〉 Additional Analysis 2 for Hypothesis 1

Panel A : High vs. Low Foreign Ownership				
Variables	High Foreign Ownership		Low Foreign Ownership	
	<i>Dep. var = PD1</i>	<i>PD2</i>	<i>PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>MOC1</i>	−0.014* [−1.798]	−0.023** [−2.016]	−0.030*** [−3.936]	−0.046*** [−4.330]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.196	0.188	0.162	0.165
<i>F Value</i>	10.38***	9.740***	10.02***	10.27***
<i>N</i>	9,237	9,237	9,238	9,238
Panel B : High vs. Low Largest Shareholder Ownership				
Variables	High Largest Shareholder Ownership		Low Largest Shareholder Ownership	
	<i>Dep. var = PD1</i>	<i>PD2</i>	<i>PD1</i>	<i>PD2</i>
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>MOC1</i>	−0.005 [−0.616]	−0.011 [−0.882]	−0.036*** [−4.772]	−0.053*** [−5.206]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIND	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.150	0.150	0.255	0.255
<i>F Value</i>	6.195	7.058	17.64	16.42
<i>N</i>	9,237	9,237	9,238	9,238

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics based on OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

〈Table 11〉의 결과를 살펴보면, 먼저 Panel A에서 외국인지분율이 높은 집단의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 10% 또는 5% 수준에서 유의한 음(−)의 값을, 외국인지분율이 낮은 집단의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 1% 수준에서 유의한 음

(-)의 값을 보인다. 이러한 결과로 볼 때, <Table 5>에서 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계는 모니터링 역할을 수행할 수 있는 외국인지분율이 높은 집단이나 낮은 집단에 관계없이 관찰되는 현상이다.

한편, Panel B에서 대주주지분율이 높은 집단의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 음(-)의 값이지만, 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 반면, 대주주지분율이 낮은 집단의 관심변수 MOC1은 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 따라서 앞서 <Table 5>의 결과는 대주주지분율이 높은 집단과 낮은 집단 간에 차별적임을 나타낸다. 특히, 대주주지분율이 높은 집단보다 낮은 집단에서 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계가 더 두드러진 것으로 나타났다. 앞서의 결과로 볼 때, 지배주주의 영향이 낮은 기업에서 경영자 과신이 있는 경우 경영진-종업원 간 임금격차가 줄어드는 경향이 있지만, 지배주주의 영향이 높은 기업에서 경영자 과신이 있는 경우는 임금격차에 별다른 영향을 미치지 않음을 시사한다.

이상의 추가분석의 결과를 종합하면, 앞서 가설 1의 검증결과에서 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계는 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ), 감사인 특성(Big 4 vs. non-Big 4), 외국인 지분율의 고저(외국인지분율이 높은 집단 vs. 낮은 집단)에는 영향을 받지 않았다. 이와 달리, 대주주지분율의 고저(대주주지분율이 높은 집단 vs. 낮은 집단)에 따라, 특히 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계는 대주주지분율이 낮은 집단일 때 더 뚜렷한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 대주주지분율이 높은 집단의 경우는 지배주주의 영향력이 경영자 과신과 임금격차의 관계에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

마지막으로, 가설 1과 관련하여 경영자 과신과 임금격차의 관계에 기업성과가 매개효과(mediating effect)를 가지는지 추가로 알아보고자 한다. 앞서 <Table 5>의 결과에서 기업성과인 ROA는 종속변수 PD1 및 PD2에 대해 모두 유의한 양(+)의 관계가 존재하였다. 이는 경영자 과신뿐만 아니라 기업성과 역시 임금격차를 설명하는 원인 변수라는 점에서, 경영자 과신이 임금격차를 설명하는 과정에 기업성과가 매개변수로 역할을 할 수 있음을 암시한다.²¹⁾ 이에 대한 분석을 위해 식(1)의 모형식에 추가적인 관심변수로 $MOC1 \times ROA$ (또는 $MOC2 \times ROA$)의 상호작용변수를 포함하였다. 이를 포함한 후 회귀분석을 수행한 결과는 <Table 12>에 보고하였다. 표의 왼쪽 란은 관심변수 $MOC1 \times ROA$ 의 상호작용변수에 대한 결과이고(모형 1과 2), 오른쪽 란에는 관심변수 $MOC2 \times ROA$ 의 상호작용변수에 대한 결과이다(모형 3과 4).

21) 이러한 관점을 논의하고 제안해 주신 익명의 심사자에게 저자들은 깊이 감사드린다.

<Table 12> Additional Analysis 3 for Hypothesis 1 : The Mediating Effect of ROA on the Relation between CEO Overconfidence and Pay Disparity

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 MOC_t + \beta_2 ROA_{t-1} + \beta_3 MOC_t \times ROA_{t-1} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 LOSS_{t-1} + \beta_9 RET_{t-1} + \beta_{10} PPE_t + \beta_{11} R\&D_t + \beta_{12} SGA_t + \beta_{13} Zscore_t + \beta_{14} PROB_t + \beta_{15} AGE_t + \beta_{16} OWN_t + \beta_{17} BIG4_t + \beta_{18} SPEC_t + \beta_{19} Analyst_t + \beta_{20} FOR_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

Variables	Dep. var=PD1	PD2	PD1	PD2
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Variable of Interest=MOC1×ROA		Variable of Interest=MOC2×ROA	
<i>MOC</i>	-0.037*** [-4.601]	-0.025*** [-4.364]	-0.057*** [-7.290]	-0.041*** [-7.434]
<i>ROA</i>	0.322*** [6.128]	0.252*** [6.500]	0.207*** [3.101]	0.150*** [2.927]
<i>MOC×ROA</i>	0.145** [2.018]	0.085 [1.571]	0.249*** [3.599]	0.196*** [3.635]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>ΣIND</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>ΣYD</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered SEs</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Adj. R²</i>	0.189	0.192	0.192	0.195
<i>F Value</i>	17.55***	17.65***	17.80***	18.28***
<i>N</i>	18,475	18,475	18,475	18,475

Note 1) Variable definitions are provided in the notes to Table 3.

Note 2) The values reported in brackets [] are t-statistics from OLS regressions with standard errors clustered at the firm level.

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

<Table 12>는 과신성향(MOC)과 성과(ROA)를 동시에 모형에 포함하고, 성과의 역할에 초점을 맞추어 과신성향의 효과가 어떠한 경로를 통해(MOC×ROA) 임금격차(PD)로 전이되는지를 살펴본 것이다. 우선, 성과(ROA)는 모든 모형에서 임금격차(PD)에 대해 일관되게 유의한 양(+)의 값을 보이며, 과신성향(MOC)의 계수는 유의한 음(-)의 값을 유지하고 있어 앞선 <Table 5>의 결과들과 일관성을 유지한다.

한편, MOC×ROA 항은 모형 2를 제외한 모형 1, 모형 3 및 모형 4에서 유의한 양(+)의 계수 값을 보인다. 이는 과신성향이 성과를 통해 임금격차에 영향을 미치는 간접경로의 존재를 시사

하는 보조적 증거로 해석될 수 있다. 즉, 과신적인 경영자는 기업성과를 창출하는 과정에서 성과 수준을 증폭시키거나, 성과의 분배 방식에 영향을 미치며, 그 결과 성과가 임금격차로 연결되는 효과가 강화될 수 있다. 이는 과신성향이 임금격차에 직접적으로 작용하기보다는, 성과라는 중간 결과를 통해 간접적으로 영향을 미치는 매개 구조가 작동함을 시사한다. 이러한 결과를 종합하면, 과신성향은 임금격차를 직접 설명하는 일차적 요인이라기보다는, 성과 형성 과정에 선행적으로 작용하며, 성과가 보상 격차로 전이되는 경로를 통해 그 효과가 실현된다는 해석이 가능하다.

V. 결 론

본 연구는 경영자의 과신이 임금격차와는 어떤 관련성이 있는지를 알아보고, 또한 경영자 과신이 미래 기업성과에 음(-)의 부정적 효과가 있다는 기존 연구의 범위를 보다 확장하여 경영자 과신과 차기의 기업성과의 관계가 임금격차 수준에 따라 다른지를 실증적으로 알아보고자 하였다. 전자는 기업 내 종업원 관점의 소득불평등 측면에서 중요한 주제이고, 후자는 외부 정보 이용자(예로, 투자자, 채권자 등)가 투자 의사결정을 내릴 때 개인의 인지적 편향인 CEO에게 과신성향이 있는 기업의 미래 수익성을 예측하는 데 있어 중요하다.

기존 연구가 경영자의 과신성향과 개별기업 의사결정 또는 성과 지표 간의 관계에 초점을 맞추었던 것과 달리, 본 연구는 경영자의 과신과 임금격차에 대한 직접적인 관계, 또한 경영자의 과신성향이 임금격차를 매개로 기업의 향후 수익성과 어떻게 연결되는지를 분석함으로써, 기업 내 심리적 요인과 분배구조, 그리고 미래 기업성과 간의 연결 고리를 규명한다는 점에서 차별성을 가진다. 분석을 위해 본 연구는 분석기간 2013년부터 2023년까지 유가증권시장 및 코스닥시장의 상장기업을 대상으로 분석하였다.

본 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 임금격차의 결정요인을 통제한 후에도 경영자의 과신은 임금격차와 유의하게 음(-)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 등기임원 또는 총임원을 기준으로 임금격차를 측정한 것에 관계없이 일관된 증거로 나타났다. 이는 경영자 과신성향이 있는 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 수직적 임금격차가 감소한다는 것을 시사한다. 따라서 이러한 경영자 과신과 임금격차 간에 음(-)의 관계가 관찰된 이유 중 하나는 경영자의 과신성향이 낮은 기업은 경영자의 과신성향이 높은 기업과 비교해 경영자가 보다 합리적인 기업 의사결정을 만들어 내기 때문에, 기업성과가 상대적으로 높을 수 있고, 그로 인해 경영자는 높은 수준의 임금을 벌어들일 가능성이 있다(Lu 2020). 앞서와 반대로, 과신하는 경영자는 미래 수익성을 과대추정하고, 위험 및 불확실성을 과소추정하는 인지적 편향으로 인해 비과신하는 경영자와 비교해 기업성과가 더 저조할 수 있으므로(박종훈 등 2013 ; 강선아 · 유지연 2017 ; 김유진 · 홍지

연 2018), 이들 과신하는 경영자의 임금수준이 상대적으로 낮아 경영진-종업원 간 임금격차는 오히려 줄어들어 나타난 결과로 해석된다. 한편으로, 앞서의 본 연구결과는 경영자 과신이 학계에서 부정적인 영향(negative effect)을 초래할 것으로 예상하는 일반적인 기대와는 달리, 임금격차 측면에서는 오히려 경영자 과신성향이 기업 내 종업원 관점의 소득불평등을 조장하지는 않는 것을 시사한다. 또한 추가분석에 의하면, 평균적으로 경영자 과신과 임금격차 간의 음(-)의 관계는 기업성고가 높은 기업일수록 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 성과가 좋은 기업에서의 경영자 과신성향은 오히려 소득불균형을 높이는 유인으로 작용함을 시사한다.

둘째, 미래 수익성에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 후에도 경영자 과신은 차기 기업성과(ROA, ROE)와 유의하게 음(-)의 관계를, 임금격차는 차기 기업성과와 유의하게 양(+)의 관계를, 또한 본 연구의 관심변수인 경영자 과신과 임금격차의 상호작용변수는 차기 기업성과와 유의하게 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 종속변수로 부채차입을 고려한 측정치인 ROA 나 부채차입을 고려하지 않은 측정치인 ROE에 상관없이 일관된 증거로 나타났다. 이는 경영자 과신은 평균적으로 차기 기업성과와 음(-)의 관계를 가지지만, 이러한 과신성향이 기업의 차기 수익성에 미치는 영향은 임금격차의 수준에 따라 다르게 나타난다는 것을 시사한다. 특히, 임금격차가 클수록 경영자 과신이 차기 수익성이 미치는 부정적 효과가 완화되는 경향이 관찰되었다. 따라서 이러한 발견은 임금격차가 클수록 과신성향과 기업성과 간의 부정적 관계가 약화되거나 전환되는 경향이 관찰된다는 점에서, CEO의 과신성향이 차기 성과에 대해 부정적으로 작용할 수 있는 상황에서도 보상구조가 경제적 유인 체계로 작동할 경우에는 오히려 성과 개선으로 이어질 수 있음을 시사한다. 그러한 점에서 앞서의 실증 증거는 경영자의 인지적 특성과 보상구조 간의 상호작용이 차기 기업성과에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 시사하므로, 투자자들이 경제적 의사결정 시에 CEO에게 과신성향이 있는 기업에 대해서는 과신적 리더십의 유인적 측면과 위험 요소를 동시에 고려하는 것이 중요하다는 것을 시사한다.

이상을 종합하면, 본 연구는 경영자 과신은 임금격차와 음(-)의 관계로 나타나, 과신성향이 있는 기업이 그렇지 않은 경우보다 기업 내 임금격차가 축소되는 것을 보여준다. 이러한 국내 상장기업을 대상으로 한 앞서의 발견은 그동안 학계에 잘 알려지지 않은 결과라는 점에서 임금격차 및 경영자 과신 관련연구에 새로운 증거를 제공한다. 또한 경영자 과신이 있는 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기 기업성과(예로, 총자산이익률, 자기자본이익률)는 평균적으로 더 낮지만, 만일 경영자 과신성향이 있는 기업에서 임금격차가 클수록, 즉 과신성향이 있는 경영자가 높은 임금을 받을수록, 차기의 기업성과는 개선으로 이어질 수 있다는 것을 보여준다. 이러한 발견은 경영자 과신이 임금수준에 따라 차기의 기업성과가 달라질 수 있다는 것을 보여준다는 점에서 투자자들의 경제적 의사결정에 유용한 정보를 제공할 수 있다. 따라서 본 연구의 두 가지 실증 발견은 학계뿐 아니라 실무계에 공헌한다.

본 연구의 공헌과 정책적 제언은 다음과 같다. 본 연구의 실증결과는 경영자의 과신성향이 단

순히 기업의 개별 의사결정이나 성과에 직접적인 영향을 미치는 심리적 특성에 그치지 않고, 조직 내부의 보상구조를 매개로 성과에 영향을 미치는 중요한 제도적 메커니즘과 결합되어 작동함을 보여준다. 경영자 과신성향과 관련된 기존 연구들은 주로 투자, 인수합병, 그리고 재무보고와 같은 특정 의사결정 영역에 초점을 맞추거나, 산업 특성이나 외부 통제장치와 같은 외생적 조건을 조절요인으로 분석해 왔다. 이에 비해 본 연구는 임금격차라는 조직 내부의 분배구조를 핵심 연결고리로 설정함으로써, 학술적으로는 경영자의 인지적 편향(cognitive bias)이 조직 내 권력구조, 보상 정당성, 그리고 성과 유인 체계와 어떻게 상호작용하는지를 통합적으로 설명한다는 점에서 기존 문헌을 보다 확장시키고 있다는 데 공헌한다. 특히, 과신성향이 임금격차를 일률적으로 확대시키지 않고 오히려 축소시키는 방향으로 나타날 수 있다는 본 연구의 발견은 과신적 리더십이 항상 사적이익 추구로 귀결된다는 기존의 단선적 관점을 재고(再考)하게 하며, 과신성향의 효과가 조직 제도와 결합될 때 비대칭적으로 발현될 수 있음을 암시한다.

또한 본 연구의 결과는 경영자 보상 공시 정책이 단순한 정보 공개나 소득불평등과 관련한 감시 수단을 넘어, 조직 내부 유인구조와 리더십 효과를 조율하는 정책 도구로 기능할 수 있음을 시사한다. 이에 따라 규제기관은 경영자의 보상 공시를 보다 정교하게 설계할 필요가 있다. 이와 관련한 제안으로 첫째, 경영진-종업원 간 임금격차에 대한 공시 범위와 해석 가이드를 강화할 필요가 있다. 현재의 보상 공시는 총액 중심의 단편적 정보 제공에 그치는 경우가 많으며, 본 연구의 결과는 동일한 보상 수준이라 하더라도 임금격차의 구조가 경영자의 과신성향과 결합될 때 기업성과에 상이한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 따라서 단순한 임금격차 수치뿐만 아니라, 해당 임금격차가 기업의 보상 철학, 성과평가 기준, 장기 인센티브 설계와 어떻게 연계되어 있는지를 함께 설명하도록 유도하는 정책적 가이드라인이 요구된다. 둘째, 경영자 보상 공시를 지배구조 및 리더십 특성과 연계하는 방향으로 발전시킬 필요성이 있다. 과신성향과 같은 경영자 특성이 보상구조와 상호작용하여 조직성과에 영향을 미친다는 점을 고려할 때, 규제당국은 보상 공시를 이사회 구성, 보상위원회 독립성, 성과연동 보상 비중 등의 정보와 함께 통합적으로 해석할 수 있는 체계를 마련할 필요가 있다. 이는 보상 공시를 사후적 규제 수단이 아닌, 기업과 관련된 시장참여자들이 기업의 장기적 유인구조를 평가할 수 있는 전략적 신호(signal)로 전환시키는 역할을 할 수 있다.

또한 기업의 실무적 측면에서도 본 연구는 경영자의 과신성향을 관리 대상이 아닌 설계 변수(design parameter)로 인식할 필요성을 제기한다. 즉, 과신성향이 존재한다는 사실 자체보다, 해당 성향이 어떤 보상구조 및 조직 맥락 속에서 작동하는지가 기업성과를 좌우할 수 있음을 시사한다. 그러한 점에서 첫째, 기업은 경영자 보상 설계 시 임금격차의 ‘절대적 크기’보다 ‘기능적 역할’을 고려할 필요가 있다. 과신적인 경영자가 존재하는 상황에서 지나치게 큰 임금격차는 조직 내 공정성 인식을 약화시키고 협업을 저해할 수 있는 반면, 적절히 설계된 보상구조는 경영자의 동기부여를 유지하면서도 조직 전체의 성과 지향성을 강화할 수 있다. 이는 임금격차를 단

순한 비용이나 사회적 부담이 아닌, 조직 내 성과 조율 메커니즘으로 재해석할 필요성을 의미한다. 둘째, 기업은 경영자 선발·평가 과정에서 개인적 성향과 보상구조 간의 정합성(fit)을 고려해야 한다. 과신성향이 강한 경영자의 경우, 단기성과 중심의 고격차 보상구조보다는 장기성과 연동 보상이나 팀 성과 기반 보상과 결합될 때 긍정적 효과가 나타날 가능성이 있다. 이는 보상 정책이 단순히 ‘얼마를 줄 것인가’의 문제가 아니라, 어떤 리더십 행동을 유도할 것인가에 대한 전략적 선택임을 시사한다. 셋째, 본 연구는 임금격차가 조직 문화와 밀접하게 연관되어 있음을 보여줌으로써 보상 정책이 인재 유인과 유지뿐만 아니라, 조직의 협업 방식, 성과 공유 규범, 장기적 신뢰 형성에까지 영향을 미친다는 점을 다시 한번 강조한다. 따라서 기업은 보상 정책을 인사·조직 관리 전략과 분리된 독립적 제도가 아닌, 리더십 개발 및 성과관리 체계와 통합된 핵심 경영 도구로 인식할 필요가 있다.

앞서와 같은 유익한 실증 증거의 발견에도 불구하고, 본 연구는 분석상 다음의 한계가 있을 수 있다. 첫째, 분석에 이용되었던 식(1) 및 식(2)의 연구모형에서 추가로 고려하지 못했던 생략 변수의 문제는 여전히 남아 있다. 둘째, MOC 측정치의 경우 외부에서 잘 관찰되지 않는 속성상 본 연구는 선행연구인 Kim et al.(2016)의 복합 측정치의 방법을 준용하여 5개의 조건 중 3개 또는 2개 이상이면 경영자의 과신수준이 있는 것으로 측정했다. 하지만 이러한 방법 역시 CEO의 과신성향을 판단할 때 측정오차의 문제는 존재한다. 셋째, 본 연구는 경영자 과신과 임금격차와의 관계를 분석할 때 기존 연구인 Lu(2020)의 방법처럼 인과관계보다 상관관계에 초점을 둔 분석이 주로 이루어졌다. 따라서 본 연구는 두 변수 간의 인과관계 또는 내생성 문제를 주된 분석에 고려하지 못한 분석상의 한계가 있다. 마지막으로, 본 연구는 두 가지 주제를 분석할 때 국내 2013년 사업보고서의 공시형태를 고려하여 경영진-종업원 간의 수직적 임금격차를 중심으로 다루었다. 반면, 국외 연구들은 주로 수평적 임금격차를 중심으로 분석한다는 점에서, 향후 연구에서는 수평적 임금격차와 연계된 해당 주제와 관련한 탐구 역시 필요하다. 또한 미래의 연구에서는 본 연구에서 살펴보지 못한 인과관계 구조에 해당될 수 있는 ‘경영자 과신 → 기업성과 → 임금격차’ 체계, 즉 경영자 과신이 성과를 통해 임금격차에 영향을 미치는 매개효과의 구성 역시 탐구가 필요한 주제가 될 수 있다. 하지만 이러한 매개변수를 중심으로 한 구조방정식과 관련한 사항은 또 다른 연구주제라는 점에서 본 연구에서는 이를 분석하지는 못했다. 따라서 이와 관련해서는 후속연구에서 다루어지길 고대한다. 더 나아가, 본 연구는 임금격차를 객관적·정량적 지표로 측정하여 분석하였으나, 동일한 임금격차 수준이라 하더라도 종업원들이 이를 어떻게 인식하는지, 또는 해당 보상구조가 조직문화와 공정성 인식에 어떠한 의미로 해석되는지와 같은 질적 요인을 직접적으로 반영하지 못한 한계가 있다. 임금격차는 단순한 분배 결과뿐만 아니라, 조직 구성원들의 공정성 인식, 신뢰, 협업 규범 등과 밀접하게 연관될 수 있다는 점에서, 향후 연구에서는 설문자료나 인터뷰 자료 등을 활용하여 보상구조에 대한 종업원의 인식과 조직문화적 맥락을 함께 고려한 분석이 이루어질 필요가 있다. 이러한 접근은 경영자 과신,

보상구조, 그리고 기업성과 간의 관계를 보다 미시적이고 입체적으로 이해하는 데 기여할 수 있을 것이다.

“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.

REFERENCES

- Ahmed, A. S., and S. Duellman. 2013. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research* 51 (1) : 1–30.
- Altman, E. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance* 23 (4) : 589–609.
- Campbell, T. C., M. Gallmeyer., S. A. Johnson., J. Rutherford., and B. W. Stanley. 2011. CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics* 101 (3) : 695–712.
- Cowherd, D. M., and D. L. Levine. 1992. Product quality and pay equity between lower-level employees and top management : An investigation of distributive justice theory. *Administrative Science Quarterly* 37 (2) : 302–320.
- Eriksson, T. 1999. Executive compensation and tournament theory : Empirical tests on Danish data. *Journal of Labor Economics* 17 (2) : 262–280.
- Ge, W., and J. B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 (4) : 641–647.
- _____ and _____. 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.
- Graham, J. R., C. R. Harvey., and M. Puri. 2013. Managerial attitudes and corporate actions. *Journal of Financial Economics* 109 (1) : 103–121.
- Hanlon, M., and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 127–178.
- Hayward, M. L. A., and D. C. Hambrick. 1997. Explaining the premium paid for large acquisitions : Evidence of CEO hubris. *Administrative Science Quarterly* 42 (1) : 103–127.
- Kale, J. R., E. Reis., and A. Venkateswaran. 2009. Rank-order tournaments and incentive alignment : The effect on firm performance. *The Journal of Finance* 64 (3) : 1479–1512.
- Kang, S. A., and J. Y. Yoo. 2017. The effects of industrial characteristics on the relation between managerial overconfidence and firm performance. *Korean Journal of Management Accounting Research* 17 (2) : 85–109. [Printed in Korean]
- Kim, J. B., Z. Wang., and L. Zhang. 2016. CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 33 (4) : 1720–1749.
- Kim, S. M., S. O. Park., and H. S. Chung. 2019. Overconfident CEOs and corporate tax avoidance. *Asian Tax Journal* 20 (6) : 35–61. [Printed in Korean]
- Kim, T. J., H. S. Kyung., and J. Ng. 2022. Top management team incentive dispersion and

- earnings quality. *Contemporary Accounting Research* 39 (1) : 1949–1985.
- Kim, Y. J., and J. Y. Hong. 2018. Managerial overconfidence, firm performance and management strategy. *Korean Journal of Management Accounting Research* 18 (2) : 119–145. [Printed in Korean]
- Koo, B. S., and S. H. Ahn. 2024. The effect of the national pension service on the relationship between managerial overconfidence and firm performance. *The Journal of Humanities and Social Sciences* 32 (3) : 87–106. [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, K. W., B. Lev., and G. H. H. Yeo. 2008. Executive pay dispersion, corporate governance, and firm performance. *Review Quantitative Finance and Accounting* 30 : 315–338.
- Lu, M. 2020. Relationship between CEO overconfidence, pay gap and external guarantee. *Revista Argentina de Clínica Psicológica* 29 (1) : 602–613.
- Malmendier, U., and G. Tate. 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *The Journal of Finance* 60 (6) : 2661–2700.
- _____ and _____. 2008. Does overconfidence affect corporate investment? CEO overconfidence measures revisited. *European Financial Management* 11 (5) : 649–659.
- Malmendier, U., G. Tate., and J. Yan. 2011. Overconfidence and early–life experiences : The effect of managerial traits on corporate financial policies. *The Journal of Finance* 66 (5) : 1687–1733.
- Mayhew, B., and M. Wilkins. 2003. Audit firm industry specialization as a differentiation strategy : Evidence from fees charged to firms going public. *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 22 (2) : 33–52.
- Park, J. H., Y. D. Sung., and C. S. Kim. 2013. The CEO hubris and firm performance : The moderating role of board independence and chaebol affiliation. *Korean Management Review* 43 (3) : 673–697. [Printed in Korean]
- Park, J. I., and S. I. Kim. 2020. The effect of managerial overconfidence on the relation between financial constraints and tax avoidance. *Asian Tax Journal* 21 (2) : 157–204. [Printed in Korean]
- Park, J. I., and Y. J. Lee. 2022. The effect of managerial overconfidence and corporate governance on tax avoidance : Focus on ESG evaluation. *Korean Journal of Taxation Research* 39 (1) : 9–59. [Printed in Korean]
- Ryu, H. Y., and S. R. N. Kim. 2015. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Korean Accounting Review* 40 (6) : 41–80. [Printed in Korean]

- Schrand, C. M., and S. L. Zechman. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics* 53 (1) : 311–329.
- Shin, J. Y., S. C. Kang, J. H. Hyun, and B. J. Kim. 2015. Determinants and performance effects of executive pay multiples : Evidence from Korea. *Industrial and Labor Relation Review* 68 (1) : 53–78.
- Shin, J. Y., S. M. Jung., and S. W. Ahn. 2020. The effects of promotion probability on executive pay. *Korean Accounting Journal* 29 (6) : 95–128. [Printed in Korean]
- Siegel, P. A., and D. C. Hambrick. 2005. Pay disparities within top management groups : Evidence of harmful effects on performance of high-technology firms. *Organization Science* 16 (3) : 259–274.
- Vitanova, I. 2021. CEO overconfidence and corporate tournaments. *Managerial Decision Economics* 43 (5) : 1423–1438.
- Wang, X., and X. Li. 2023. ESG performance, employee income and pay gap : Evidence from Chinese listed companies. Working paper, Shandong University.
- Yang, S. H., and B. M. Song. 2020. The association between auditor industry expertise and audit quality. *Korean Accounting Review* 45 (1) : 207–243. [Printed in Korean]