

이익정보의 투명성과 기업의 배당성향 간의 관련성

The Association between Earnings Transparency and Dividend Payout

유현수* · 김세로나**

Ryu, Hyun Soo · Kim, Saerona

〈요 약〉

본 연구는 회계정보의 질적 속성인 이익투명성(Earnings Transparency)이 배당정책에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였다. 나아가, 기업의 의사결정 주체인 경영자의 능력(Managerial Ability)이 이러한 이익투명성과 배당성향 간의 관계를 어떻게 조절하는지 파악하고자 하였다. 2002년부터 2024년까지 한국증권거래소에 상장된 12월 결산법인을 대상으로, Barth et al.(2013)의 이익투명성 측정치와 Demerjian et al.(2012)의 DEA 기반 경영자능력 측정치를 활용하여 분석한 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 기업의 이익투명성이 제고될수록 배당성향은 유의적으로 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 경영자 능력이 우수한 기업에서는 이익투명성이 높아지더라도 배당성향이 증가하는 폭이 약화되는 경향을 보였다. 이상의 결과로 이익투명성은 배당을 촉진하는 중요한 동력으로 작용하지만, 이러한 효과가 기업 내 의사결정 주체인 경영자능력에 따라 차별적으로 나타나는 것을 확인하였다.

본 연구는 기업의 이익정보 투명성뿐만 아니라 경영진의 성향과 자원배분 전략을 함께 고려해야, 기업의 배당 가능성을 보다 정확히 예측할 수 있음을 실증하였다는 점에서 의의가 있다.

〈주제어〉 이익투명성, 회계투명성, 경영자능력, 경영자특성, 배당성향, 배당정책

* 제1저자(First Author), 동국대학교-서울 회계학과 겸임교수,
Adjunct Professor, Dongguk University-Seoul, ryuhyunsoo86@gmail.com

** 교신저자(Corresponding Author), 경상국립대학교 회계세무학부 부교수,
Associate Professor, Gyeongsang National University, ksarona@gnu.ac.kr

— <Abstract> —

This study empirically investigates the effect of earnings transparency, a qualitative attribute of accounting information, on dividend policy. Furthermore, it examines how managerial ability, acting as the key decision-maker within a firm, moderates the relationship between earnings transparency and dividend payout.

The analysis was conducted on December year-end firms listed on the Korea Exchange (KOSPI and KOSDAQ) from 2002 to 2024. Using the earnings transparency measure developed by Barth et al. (2013) and the DEA-based managerial ability measure by Demerjian et al. (2012), the key findings are as follows. First, the study finds a significantly positive association between earnings transparency and dividend payout ratios. Second, this positive relationship is mitigated in firms with high managerial ability. These results suggest that while earnings transparency serves as a fundamental driver for dividend payments, its effect is differentially manifested depending on the capability of managers, who are the principal agents of corporate decision-making.

This study contributes to the literature by empirically demonstrating that accurately predicting a firm's dividend potential requires a comprehensive consideration of not only the transparency of earnings information but also the characteristics of management and their resource allocation strategies.

<Key words> Earnings Transparency, Accounting Transparency, Managerial Ability, Managerial Characteristics, Dividend Payout Ratio, Dividend Policy

I. 서 론

현대 자본시장에서 기업의 회계정보는 정보비대칭(Information Asymmetry)을 해소하고 자본배분의 효율성을 높이는 핵심적인 기제로 작용한다. 특히, 회계이익과 기업의 내재가치 간의 관련성을 의미하는 ‘이익투명성(Earnings Transparency)’은 투자자들에게 기업의 미래현금흐름을 예측하게 하고, 이에 따른 자본비용을 결정하는 데 중요한 역할을 수행한다(Barth et al. 2013). 투명한 이익정보는 정보위험을 낮추어 기업가치를 제고하는 요인이 되며, 이는 결과적으로 기업의 재무의사결정, 그중에서도 주주환원 정책의 핵심인 배당정책에 직접적인 영향을 미칠 것으로 기대된다.

전통적인 배당이론인 신호효과 가설(Signaling Hypothesis)에 따르면, 경영자는 배당을 통해 기업의 미래 수익성에 대한 사적정보를 시장에 전달한다(Miller and Rock 1985 ; Lintner 1956). 또한, 대리인 이론(Agency Theory) 관점에서는 배당이 잉여현금흐름을 주주에게 환원함으로써 경영자의 기회주의적 자원낭용을 통제하는 수단으로 기능한다(Rozeff 1982 ; Easterbrook 1984 ; Jensen 1986). 그러나, 한국 자본시장은 여전히 선진국 대비 낮은 배당성향과 소위 ‘코리아 디스카운트’로 불리는 기업가치 저평가 현상을 겪고 있다. 최근 정부와 시장 차원에서 기업 밸류업(Value-up) 프로그램 등 주주환원 정책 강화가 요구되는 시점에서, 회계정보의 질적 속성인 이익투명성이 실제 배당의사결정에 어떠한 영향을 미치는지 규명하는 것은 학문적·실무적으로

매우 중요한 과제라 할 수 있다.

기존 선행연구들은 주로 이익투명성이 자본비용 감소나 기업가치 상승에 미치는 영향에 집중해 왔으며(Barth et al. 2013 ; 박희진 등 2014), 배당정책의 결정요인으로서는 기업수명주기, 재무구조, 현금흐름 등을 주로 다루었다(목남희·송동섭 2014 ; 황규영·김웅길 2018 ; 김확열 등 2015 ; 유현수 등 2021 ; 김새로나·최준혁 2022). 그러나, 회계정보의 ‘투명성’ 자체를 핵심 독립변수로 두고 배당과의 관련성 검증으로는 충분히 확장되지 못하였으며, 이 공백은 이익투명성의 효과에 대한 상반된 이론적 예측으로 연결된다. 즉, 이익투명성 제고는 정보비대칭 및 대리인 비용을 완화하여 배당 확대를 촉진할 수 있는 반면(La Porta et al. 2000 ; Jensen 1986), 투명한 회계정보가 기업의 신뢰성과 성과를 충분히 전달한다면 배당의 추가적 신호 필요성이 약화되어 배당 유인이 감소할 가능성도 존재한다(Miller and Rock 1985). 따라서 이익투명성과 배당정책 간의 관계는 실증적으로 규명할 필요성이 대두된다.

더 나아가, 이익투명성이 배당정책에 미치는 영향은 기업 내 의사결정 주체의 특성에 의해 달라질 수 있다. 즉, 회계정보의 투명성이 확보된 상황이라 하더라도, 이를 생산하고 활용하여 최종적인 재무의사결정을 내리는 주체는 결국 ‘경영자’이다. 따라서, 경영자의 특성, 특히, 경영자의 능력(Managerial Ability) 등과 같은 비재무적 요인들이 이익투명성과 배당정책 간의 관계를 어떻게 조절하는지에 대한 논의가 필요하다. 경영자 능력은 기업의 자원을 효율적으로 배분하여 성과를 창출하는 인적자본의 핵심요소로(Demerjian et al., 2012), 유현수 등(2021)은 능력이 우수한 경영자가 주주이익 극대화 보다는 자신의 명성 유지나 미래 투자를 위해 내부 유보를 선호하여 배당을 줄이는 경향이 있음을 실증한 바 있다. 이는 이익투명성이 높아 배당 지급 여력이 충분히 입증된 상황이라 할지라도, 경영자의 능력이나 지배주주의 이해관계에 따라 실제 배당 지급 행태는 달라질 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구는 이익투명성이 배당정책에 미치는 주효과 뿐만 아니라, 경영자 능력이 이러한 관계에 미치는 조절효과를 규명함으로써 기존 연구의 공백을 메우고자 한다.

구체적으로, 본 논문의 연구주제는 다음과 같다. 첫째, 이익투명성이 배당성향에 영향을 미치는가이다. 이익투명성이 높은 기업일수록 배당 지급이 확대되는지(정보비대칭 완화 및 주주환원 강화), 혹은 배당의 신호 기능이 대체되어 배당 유인이 약화되는지를 검증한다(가설 1). 둘째, 경영자능력이 이익투명성과 배당성향 간 관계를 조절하는가이다. 경영자 능력이 높은 기업에서는 투명한 이익정보가 내부유보 및 재투자의 정당성을 강화하여 배당 확대 효과를 약화시킬 가능성이 있는 반면, 경영자 능력이 낮은 기업에서는 투명성이 주주 감시와 현금 환출 요구를 강화하여 배당 민감도를 높일 수 있다(Jensen 1986 ; 유현수 등 2021). 이에 본 연구는 경영자 능력이 높을수록 이익투명성이 배당성향에 미치는 양(+)의 영향이 약화된다는 가설을 설정한다(가설 2). 이를 위해 Barth et al.(2013)이 제시한 이익투명성 측정치와 Demerjian et al.(2012)의 DEA(Data Envelopment Analysis) 기반 경영자능력 측정치를 활용하여 분석을 수행하였다.

2002년부터 2024년까지 한국증권거래소의 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥시장(KOSDAQ)에 상장된 12월 결산법인을 대상으로 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익투명성은 총 배당성향 및 현금배당성향과 유의한 양(+)의 관련성을 보여, 투명한 회계정보 환경이 배당확대와 연결되는 경향을 확인하였다. 둘째, 이익투명성이 배당성향에 미치는 양(+)의 효과가 경영자 능력이 높은 기업군에서 약화됨을 파악하였다. 이상의 결과로 이익투명성은 주주환원 정책 즉, 배당을 촉진하는 중요한 동력으로 작용하지만, 이러한 효과가 기업 내 의사결정 주체인 경영자 능력에 따라 차별적으로 나타나는 것을 확인하였다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 선행연구와 차별화되며, 학문적·실무적 의의를 갖는다. 첫째, 기존 연구들이 이익투명성의 경제적 효과를 주로 자본비용이나 타인자본 조달 측면에서 분석한 것과 달리(Barth et al. 2013 ; 박희진 등 2014 ; 김새로나·유현수 2024, 2025), 본 연구는 이를 주주 환원 정책인 ‘배당’과 직접적으로 연결하였다. 이는 회계정보의 질적 특성이 기업의 실질적인 현금유출 의사결정에 미치는 영향을 규명했다는 점에서 의의가 있다. 둘째, 이익투명성과 배당의 관계를 단선적으로 보지 않고, 의사결정 주체인 ‘경영자의 능력’을 주요한 조절변수로 도입하였다. 선행연구(유현수 등 2021)에서 경영자 능력이 배당을 감소시키는 요인으로 지적된 바 있으나, 본 연구는 이를 이익투명성이라는 정보환경과 결합하여 분석하였다. 실증분석 결과로, 고능력 경영자가 투명한 회계정보를 바탕으로 확보된 신뢰를 이용하여, 배당보다는 기업의 장기적 성장을 위한 내부유보를 정당화하는 기제로 활용할 수 있음을 시사한다. 셋째, 최신 데이터를 포함한 장기간(2002–2024년)의 표본으로 분석하고, 내생성 통제를 위해 2단계 최소 제곱법(2SLS) 및 변수 시차 적용 등 강건한 방법론을 적용하였다. 이는 연구 결과의 신뢰성을 높일 뿐만 아니라, 최근 강조되는 ESG 경영 및 주주환원 정책 수립에 있어 회계정보의 투명성과 경영진의 역량을 함께 고려해야 한다는 정책적 시사점을 제공한다. 종합하면, 본 연구는 회계학, 재무, 그리고 기업지배구조 연구의 접점에서 이익투명성, 경영자 능력, 배당정책 간의 복합적인 메커니즘을 규명함으로써, 투자자들에게는 기업의 배당 가능성을 예측하는 보다 정교한 지표를 제공하고, 정책 입안자들에게는 투명성 제고와 함께 경영진에 대한 효율적인 모니터링 시스템의 필요성을 제언한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이익투명성, 배당정책 등에 관한 선행연구를 검토하고 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 표본선정, 변수측정 및 연구모형을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를, 제Ⅴ장은 추가·강건성 분석을 보고한다. 최종 제Ⅵ장에서는 결론과 시사점 및 연구의 한계를 논의한다.

II. 선행연구 및 연구모형

1. 선행연구의 개관

본 연구의 이익(회계)투명성은 일반적으로 재무제표상의 이익정보가 기업의 경제적 가치와 얼마나 밀접하게 연관되어 있는지를 나타내는 개념으로, Barth et al.(2013)은 이익 및 이익변화가 주가수익률을 얼마나 잘 설명하는지에 기반한 측정치를 제시하였다. 이러한 접근은 발생액의 질이나 재량적 발생액 등 전통적인 회계의 질 지표보다, 시장이 인식한 정보반영 정도에 초점을 둔다. 그들이 고안한 이익투명성을 이용하여 자본비용과의 관계를 규명한 결과, 이익정보가 기업가치를 반영하는 정도가 높을수록 정보비대칭이 완화되고 시장에서 요구하는 자본비용이 감소하는 것을 보였다(Barth et al. 2013 ; 박희진 등 2014). 최근 국내 연구는 이익투명성이 주식시장 뿐만 아니라 채권시장 및 기업의 신용평가에도 유의한 영향을 미친다는 점을 규명하고 있다. 김새로나·유현수(2024)는 이익투명성이 높은 기업일수록 신용평가기관으로부터 더 높은 신용등급을 부여받는다는 사실을 확인하였다. 또한, 이익투명성의 효과가 기업의 소유 구조나 경영자의 특성에 따라 차별적으로 나타날 수 있음을 보임으로써, 회계정보의 투명성이 기업 내부의 비재무적 요소와 상호작용하여 경제적 의사결정에 영향을 미친다는 점을 강조하였다(김새로나·유현수 2024, 2025).

한편, 배당정책은 기업의 잉여현금흐름을 주주에게 환원하는 재무의사결정으로, 기업가치와 주주 부에 직접적인 영향을 미친다. 고전적인 배당 이론인 Lintner(1956)와 Miller and Rock(1985)의 신호효과 가설(Signaling Hypothesis)에 따르면, 정보비대칭 상황에서 경영자는 배당을 통해 기업의 미래 수익성에 대한 사적 정보를 시장에 전달한다. 또한, 대리인 이론(Agency Theory) 관점에서 배당은 경영자가 잉여현금흐름을 비효율적으로 투자하거나 사적으로 유용할 가능성을 줄여줌으로써 대리인 비용을 통제하는 수단으로 작용한다(Rozeff 1982 ; Easterbrook 1984). 실증 연구에서 배당성향은 경영성과, 성장기회, 재무구조, 기업수명주기 등 다양한 요인의 영향을 받는 것으로 나타났다. 목남희·송동섭(2014)은 Dickinson(2011)의 현금흐름 기반 기업수명주기 분류를 활용하여 각 단계별로 경영성과와 현금배당성향의 관계를 분석하였다. 이들은 성숙기에 해당하는 기업에서 경영성과와 배당성향이 가장 강한 양(+)의 관련성을 보이며, 도입기·쇠퇴기에서는 성과와 배당 모두 상대적으로 낮은 수준에 머문다고 보고하였다.

최근의 연구흐름은 경영자의 인지적, 심리적 특성이나 능력이 배당의사결정에 미치는 영향에 주목하고 있다. 유현수 등(2021)은 Demerjian et al.(2012)의 DEA 기반 경영자능력 측정치를 활용하여 경영자 능력과 배당성향의 관계를 분석한 결과, 능력이 높은 경영자가 이끄는 기업에서 배당성향이 오히려 낮게 나타난다는 점을 제시하였다. 이는 경영자 능력이 높을수록 주주이익 극대화보다는 성과 유보나 명성 유지 등 기회주의적 유인을 따라 내부유보를 선호할 수 있음

을 시사하며, 특히 성숙기 기업에서 이러한 음(-)의 관계가 더 강하게 나타난다고 보고하였다. Deshmukh et al.(2013)은 경영자의 인지적 특성 즉, 과신적 경영자일수록 외부자금 조달비용을 과대평가하여 내부유보를 확대하려하기 때문에 배당을 축소할 유인이 강함을 이론·실증을 통해 제시하였다. 이를 국내에 확장한 황규영·김응길(2018)은 등기임원의 자사주 순매수와 미행사 스톡옵션의 내재가치를 이용해 과신성향을 측정하고, 과신적 경영자가 존재하는 기업에서 현금배당성향이 유의하게 낮다는 증거를 제시하였다. 또한, 경영자의 과신성향과 배당정책의 관계를 기업수명주기에 따라 세분화하여 검증한 연구도 있다. 분석결과, 전반적으로 과신 성향이 강한 경영자는 미래 투자에 대한 낙관적 전망으로 인해 배당을 줄이는 경향이 있으나, 성장기·성숙기·쇠퇴기 등 각 단계별로 그 효과의 방향과 크기가 상이하게 나타나는 것으로 보고하였다(김새로나·최준혁 2022a). 유사하게 경영자 지분율을 추가로 고려하여, 경영자 지분율이 높을수록 과신성향과 배당정책 간의 음(-)의 관계가 더 강하게 나타난다고 보여주었다. 이는 경영자의 의사결정 권한이 클수록 자기과신에 기반한 배당 축소전략을 보다 적극적으로 실행할 수 있음을 의미한다(김새로나·최준혁 2022b). 즉, 경영자의 과신성향(Overconfidence)이 강할수록 미래성과를 낙관하여 내부 유보를 선호하므로 배당을 축소하는 경향이 있음을 보고하였다. 이는 배당이 단순히 재무적 여건에 의해 결정되는 기계적 산출물이 아니라, 경영자의 주관적 판단과 역량에 의해 조정되는 전략적 의사결정임을 시사한다.

소유구조와 배당정책, 그리고 이익조정과의 관계를 동시에 고려한 연구도 있다. 김확열 등(2015)은 최대주주가 직접 경영에 참여하는 기업에서 이익조정이 완화되는 긍정적 측면이 있는 반면, 소액주주 입장에서는 배당을 통한 환원이 충분히 이루어지지 않을 수 있음을 확인하였다. 이는 배당정책이 대리인 비용을 완화하는 수단이 될 수도 있지만, 지배주주의 이해관계 구조에 따라 그 기능이 제약될 수 있음을 지적하였다.

이상의 내용을 종합하면, 기존 배당연구는 기업성과와 수명주기, 경영자 능력, 경영자의 자기과신, 소유구조와 이익조정 등 다양한 요인이 배당성향에 어떠한 방향으로 작용하는지 폭넓게 제시해왔다. 그러나 이들 연구는 대체로 재무성과 지표나 경영자·지배구조 특성에 초점을 두고 있으며, 회계정보의 ‘투명성’ 자체를 정량화한 후 이를 배당정책과 직접 연계한 증거는 제한적이다. 이에 본 연구는 Barth et al.(2013)의 이익투명성 측정치를 활용하여 이익투명성과 배당성향 간의 관계를 직접적으로 검증함으로써, 회계정보의 질과 배당정책 연구를 연결하는 교량 역할을 수행하고자 한다.

2. 연구가설 설정

기업의 배당정책은 단순한 이익의 분배 과정을 넘어, 경영자와 외부투자자 간에 존재하는 정보비대칭을 해소하는 주요한 기제로서 작용한다. 고전적인 배당 이론인 신호효과 가설에 따라

면, 경영자는 기업의 미래 현금흐름에 대한 사적 정보를 시장에 전달하기 위해 배당 수준을 결정한다(Miller & Rock 1985 ; Lintner 1956). 그러나 자본시장에서 정보비대칭을 완화하는 수단은 배당에만 국한되지 않으며, 회계정보의 질적 속성인 ‘이익투명성’ 또한 기업의 내재가치를 전달하는 핵심적인 역할을 수행한다. Barth et al.(2013)은 이익투명성을 회계이익이 기업의 경제적 가치 변화를 얼마나 잘 설명하는지로 정의하며, 투명한 회계정보는 정보위험을 감소시켜 자본비용을 낮추는 효과가 있음을 실증하였다. 이러한 맥락에서 이익투명성이 배당정책에 미치는 영향은 이론적으로 크게 두 가지 방향으로 예측할 수 있다. 첫째, 기업의 배당의사결정에 영향을 미치는 대리인비용 관점에서 보면(Rozeff 1982 ; Easterbrook 1984)¹⁾, 이익투명성이 높을수록 외부 투자자의 감시가 용이해지고, 경영자가 사적 이익을 위해 현금을 과도하게 유보하거나 비효율적인 프로젝트에 투자하는 여지가 줄어든다. 이 경우, 이익투명성이 높은 기업은 자본시장에서 더 낮은 대리인비용을 부담하게 되고, 배당을 통해 잉여현금을 주주에게 환원하더라도 추가적인 막대한 감시비용을 지불하지 않아도 되므로, 배당성향을 높이는 선택을 할 가능성이 있다. 정보비대칭과 자기자본비용이 낮은 환경에서 배당은 주주와의 이해관계를 조정하는 효과적인 수단이 될 수 있기 때문이다(박희진 등 2014 ; 김새로나 · 유현수 2024). 둘째, 신호이론 및 유동성 제약 관점에서는, 이익정보의 질이 낮고 정보비대칭이 클수록 기업은 배당을 통해 자신의 건전성과 미래전망을 시장에 신호하려는 유인이 커질 수 있다(La Porta et al. 2000)²⁾. 이러한 논리로 보면, 이익투명성이 높은 기업은 회계정보만으로도 기업가치가 비교적 정확하게 평가되므로, 추가적인 신호수단으로서의 배당 필요성이 상대적으로 낮아질 수 있다. 이 경우에는 이익투명성이 높을수록 배당이 정보신호로 수행해야 할 역할이 축소되어, 기업이 내부유보 확대를 통해 투자 여력을 확보하려는 유인이 커질 수 있다. 특히, 성장기 기업이나 재무적 제약이 큰 기업의 경우, 투명한 이익정보를 바탕으로도 충분히 외부 이해관계자를 설득할 수 있기 때문에 배당보다는 투자에 자원을 우선 배분할 수 있다(목남희 · 송동섭 2014 ; 유현수 등 2021).

요약하면, 이익투명성이 높으면 한편으로는 정보비대칭과 대리인 비용이 낮아짐에 따라 배당 확대가 가능해지고(대리인 비용 완화 및 주주환원 강화), 다른 한편으로는 이익정보 자체가 신호 기능을 수행함에 따라 배당의 신호 역할이 약화되어 배당 축소로 이어질 수 있다는 상반된 예측이 존재한다. 본 연구는 이익투명성이 기업의 재무적 제약을 완화하고 대리인 문제를 통제함으로써 배당 지급 능력을 강화한다는데 더 무게를 두며, 이에 대한 논리적 근거는 다음과 같다.

먼저, 높은 이익투명성은 자본비용을 감소시켜 기업의 현금 유동성을 제고한다(Barth et al.

-
- 1) 경영자는 기업내의 사적 재량권을 확대하는 한편, 자신이 통제할 수 있는 자산의 규모를 증대시키고자 현금 유보로 재량적 투자지출 등을 증가시키려는 유인이 있다(Opler et al. 1999 ; Chang and Noorbakhsh 2009).
 - 2) 회계정보가 불투명하여 정보비대칭이 심각한 기업일수록, 투자자들은 정보위험에 대한 프리미엄을 요구하거나 경영자가 기업의 건전성을 입증하기 위해 고율의 배당을 지급하는 고비용의 신호 발송 전략을 채택해야 한다(La Porta et al. 2000).

2013 ; 박희진 등 2014 ; 김새로나 · 유현수 2024, 2025). 이는 투명한 이익정보가 자본시장 참가자들에게 신뢰를 주어 유리한 조건으로 자금을 조달할 수 있게 함을 의미한다. 외부 자금조달이 용이해진 기업은 미래의 불확실성에 대비해 내부 유보금을 과도하게 축적할 필요성이 줄어들며, 결과적으로 잉여현금흐름을 주주에게 배당으로 환원할 여력이 증가하게 된다.

다음으로, 이익투명성은 주주에 의한 모니터링 기능을 강화하여 경영자의 기회주의적 잉여현금 유보를 억제한다. 대리인 이론에 따르면, 경영자는 자신의 사적 효용 극대화를 위해 잉여현금을 내부에 유보하려는 속성을 가진다(Gao et al. 2013 ; Jensen and Meckling 1976 ; Opler et al. 1999 ; Chang and Noorbakhsh 2009). 특히 경영자의 과신성향이 강할수록 이러한 내부 유보 경향은 심화되어 배당이 억제된다(Deshmukh et al. 2013 ; 김새로나 · 최준혁 2022 ; 황규영 · 김응길 2018). 그러나 회계정보가 투명하게 공개될 경우, 주주들은 경영자의 성과와 잉여현금흐름의 실재성을 명확히 파악할 수 있게 된다. 김학열 등(2015)의 연구에서 나타난 바와 같이, 소유경영 체제하에서 지배주주의 이해관계와 이익조정 유인이 배당에 영향을 미칠 수 있으나, 일반적으로 투명한 회계보고 시스템을 갖춘 기업은 우수한 기업지배구조를 보유하고 있을 가능성이 높다. 이러한 기업들은 주주 환원 정책에 대해서도 보다 적극적인 태도를 취하는 경향이 있으며, 회계이익과 실제 현금흐름 간의 괴리가 작아 보고된 이익에 비례하여 안정적인 배당을 지급할 수 있다.

이상의 내용으로, 이익투명성은 정보비대칭을 해소하여 자본조달 비용을 낮추고, 경영자의 기회주의적 유보 유인을 통제함으로써 기업으로 하여금 주주에게 더 많은 배당을 지급하도록 유도하는 역할을 할 것이다. 즉, 이익투명성은 배당이라는 신호 기제를 대체하는 것이 아니라, 배당 지급능력을 뒷받침하고 주주환원 정책의 신뢰성을 강화하는 보완적 기제로서 작용할 것이다. 따라서 이익투명성이 높은 기업일수록 배당성향이 높을 것으로 예측하며, 다음과 같은 가설을 설정한다.

[가설 1] 기업의 이익투명성이 높을수록 배당성향은 증가할 것이다.

회계정보의 투명성이 배당정책에 미치는 영향은 기업의 자원을 운용하는 주체인 경영자의 역량에 따라 차별적으로 나타날 수 있다. Demerjian et al.(2012)이 정의한 경영자능력은 거시경제나 산업효과를 통제한 상태에서 투입 대비 산출을 극대화하는 경영자 고유의 효율성을 의미한다. 이 측정치를 도입한 연구들은 경영자능력이 높을수록 기업의 성과가 개선되고, 미래현금흐름의 불확실성이 줄어들며, 자기자본비용과 전반적인 위험 수준이 낮아지는 등 긍정적인 재무적 결과가 나타난다고 보고하였다(Andreou et al. 2013 ; Demerjian et al. 2013 ; 고창열 등 2013, 2016 ; 이진 등 2015 ; Bonsall et al. 2017 ; Koester et al. 2017 ; Cornaggia et al. 2017, 김새로나 · 유현수 2025). 이러한 경영자의 특성은 이익투명성이 배당의사결정으로 연결되는 경로에서 다음과 같이 작용할 것으로 보인다.

우수한 경영자 능력을 보유한 기업에서는 이익투명성이 높아질 때 배당 지급 압력이 상대적으로 완화될 수 있다. 유현수 등(2021)은 경영자 능력이 뛰어날수록 배당성향이 유의하게 감소함을 실증하였는데, 이는 고능력 경영자가 잉여현금흐름을 주주에게 환원하기보다는 수익성 높은 투자안에 재투자하여 기업가치를 극대화하려는 유인이 강하기 때문이다(Demerjian et al., 2013 ; Chemmanur and Paeglis, 2005). 만약 기업의 이익투명성이 높아져 정보비대칭이 해소된다면, 주주들은 경영자의 성과와 투자 계획의 타당성을 보다 명확히 파악할 수 있게 된다. 이때 경영자의 능력이 입증된 상태라면, 주주들은 당장의 현금 배당을 요구하기보다 경영자가 내부 유보금을 활용해 미래 성장을 도모하는 것을 신뢰하고 용인할 가능성이 높다. 즉, 투명한 정보 환경이 ‘고능력 경영자의 효율적 자원 배분(내부 유보 및 재투자)’을 정당화하는 근거로 작용하여, 투명성 증가가 곧바로 배당 증가로 이어지는 양(+)의 관계를 약화시킬 것이다.

다른 한편, 경영자 능력이 낮은 기업의 경우, 이익투명성은 배당 지급을 강제하는 모니터링 기제로 작용할 가능성이 크다. 능력이 부족한 경영자는 자원의 비효율적 배분이나 사적 이익 추구의 위험이 높으므로, 주주들은 잉여현금을 기업 내부에 남겨두는 것을 경계한다(Jensen 1986). 이러한 상황에서 이익투명성이 높아져 기업의 실제 현금 창출 능력이 드러나면, 주주들은 경영자의 비효율적 투자를 방지하기 위해 잉여현금의 즉각적인 배당지급을 강력히 요구하게 될 것이다. 따라서 경영자 능력이 낮은 집단에서는 이익투명성이 증가함에 따라 배당성향이 가파르게 상승하는 반면, 경영자 능력이 높은 집단에서는 그 민감도가 낮을 것으로 판단된다.

자본조달 비용 측면에서도 차별적 효과가 발생할 수 있다. 경영자 능력이 우수한 기업은 기업 가치에 대한 시장의 이해도가 높고, 수익 변동성이 낮으며, 결과적으로 자본비용 및 자본시장 위험이 완화되는 경향이 있다(고창열 등 2016 ; Koester et al. 2017 ; Bonsall et al. 2017). 따라서 배당 정책의 관점에서 해석하면, 이익투명성 제고를 통해 굳이 고배당 정책을 유지하며 시장에 추가적인 신호를 보낼 유인이 낮다. 그러나, 저능력 경영자는 자신의 부족한 역량을 만회하고 시장의 신뢰를 얻기 위해, 투명한 회계정보를 바탕으로 한 적극적인 배당정책을 신호발송 수단으로 활용해야 할 압력이 더 크다.

이상의 논의를 종합하면, 이익투명성이 배당성향에 미치는 긍정적인 영향은 경영자의 자원배분 효율성과 시장의 신뢰도에 따라 상이할 것이다. 경영자 능력이 우수할수록 투명한 이익정보 환경하에서 주주들은 경영자의 투자 판단을 신뢰하여 내부 유보를 통한 재투자를 용인할 가능성이 크다. 즉, 고능력 경영자가 존재하는 기업에서는 투명한 정보환경이 오히려 배당 지급 압력을 완화하고 내부유보의 정당성을 부여하는 근거로 작용할 수 있다. 따라서 경영자 능력은 이익투명성과 배당성향 간의 양(+)의 관계를 부(-)의 방향으로 조절할 것으로 예상하며, 이를 다음과 같이 가설로 설정한다.

[가설 2] 경영자 능력이 높을수록 이익투명성이 배당성향에 미치는 양(+)의 영향은 약화될 것이다.

III. 연구의 설계

1. 변수의 측정

가. 배당성향의 측정

기업의 배당정책은 경영진의 핵심적인 재무의사결정 중 하나로, 기업이 특정 회계기간 동안 창출한 성과를 주주에게 환원할 것인지, 혹은 미래 성장을 위한 투자 재원으로 내부에 축적할 것인지를 결정하는 중요한 과정이다. 즉, 이는 이익잉여금의 처분과 관련하여 사내 유보를 통한 재투자과 배당을 통한 주주 환원 사이의 상충관계를 조율하는 과정이라 할 수 있다.

본 연구에서는 기업의 배당정책을 측정하기 위한 주요 변수로서 배당성향을 활용하며, 선행 연구에 근거하여 회계적 이익인 당기순이익에서 총배당금이 차지하는 비율로 정의한다. 그러나 배당은 그 지급 형태에 따라 주주에게 직접적인 현금흐름을 제공하는 현금배당과, 주식의 형태로 보상하는 주식배당으로 구분될 수 있다.

본 연구에서 구체적인 측정 방식은 다음과 같다. 첫째, 총배당성향(DIV)은 기업의 전반적인 주주 환원 수준을 파악하기 위해 현금배당과 주식배당의 총액을 당기순이익으로 나눈 비율로 산출한다. 둘째, 현금배당성향(CDI)은 실질적인 현금 유출을 동반하는 배당 규모를 측정하고자 당기순이익 대비 현금배당액의 비율로 정의한다. 셋째, 주식배당성향(SDI)은 현금 유출 없이 이루어지는 배당 활동을 별도로 분석하기 위해 당기순이익에서 주식배당액이 차지하는 비율로 측정한다. 한편, 배당성향 지표의 경제적 의미를 명확히 하고 분석결과의 왜곡을 방지하기 위해, 배당의 원천이 되는 이익이 부재한 당기순손실을 기록한 기업-연도별 표본은 본 연구의 분석 대상에서 제외하였다. 이상으로 본 연구에서 배당성향으로 이용한 변수를 정리하면 다음과 같다.

총배당성향(DIV) = [(주식배당 + 현금배당) / 당기순이익] ;

현금배당성향(CDI) = (현금배당 / 당기순이익) ;

주식배당성향(SDI) = (주식배당 / 당기순이익).

나. 이익투명성 측정

Fama(1970)의 효율적 시장가설에 따르면, 공시된 회계정보는 지체 없이 주가에 반영된다. 이러한 관점을 바탕으로 Barth et al.(2013)은 기업의 이익정보가 경제적 가치에 얼마나 잘 반영되는지를, 이익 및 이익 증가분이 주가수익률을 설명하는 정도, 즉 회귀모형의 결정계수(R²)를 이용하여 이익투명성으로 정의하였다. 이들은 기업 간 차이와 시간에 따른 변화를 모두 포착하기 위해, 두 단계에서 산출된 R²를 합산하는 방식으로 개별 기업의 이익투명성 지표를 구성한다. 이를 식(1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$TRANS_{i,t} = TRANS_{j,t} + TRANSIN_{p,t} \quad \text{식(1)}$$

여기서 i 는 기업, j 는 산업, p 는 포트폴리오를 의미한다. 첫 번째 요소인 $TRANS_{j,t}$ 는 산업-연도별로 이익-주가수익률 회귀식에서 얻은 결정계수(R^2)이다. 즉, 특정 연도 t 와 산업 j 에 속한 기업들을 대상으로, 이익 수준과 이익 변화가 그 기간의 주가수익률을 얼마나 설명하는지를 추정하고, 그 설명력을 산업-연도 단위의 R^2 로 측정한다. 동일 산업 내 기업들은 유사한 회계처리와 사업 환경을 공유하므로, 이 값은 해당 산업에 속한 기업들의 평균적인 이익투명성을 나타낸다. 두 번째 구성요소인 $TRANSIN_{p,t}$ 는 산업 효과를 제거한 후 남은 횡단면적(기업 간) 이익투명성을 반영한다. 먼저, 첫 단계 회귀모형에서 도출된 산업-연도별 잔차를 활용하여, 잔차의 크기를 기준으로 기업들을 네 개 분위 포트폴리오($p=1, \dots, 4$)로 분류한다. 그 다음, 각 분위 포트폴리오별로 다시 이익-주가수익률 회귀모형을 추정하고, 이때의 결정계수(R^2)를 산출한다. 이렇게 얻은 $TRANSIN_{p,t}$ 는 산업수준 회귀로는 설명되지 못한 추가적인 이익-주가 관련성을 포착하는 지표로서, 이익투명성의 횡단면적 변동성을 반영하는 역할을 한다. 이상의 과정을 통해 본 논문의 독립변수로 이용한 이익투명성 변수 식(1)이 산출된다.

다. 경영자능력 측정

본 연구에서 사용하는 경영자능력 지표는 Demerjian et al.(2012)의 방법을 국내에 적용한 고창열 외(2013)의 측정방식을 따르며, 크게 두 단계로 산출된다. 먼저, 1단계에서는 기업이 투입한 자원을 얼마나 효율적으로 산출하는지를 동종 산업 내에서 자료포락분석(DEA) 방식으로 상대적 효율성을 구한다. 이를 위해 산업·연도별로 기업들을 의사결정단위(DMU : Decision Making Units)로 보고, 투입요소로 매출원가, 판매비와관리비, 유형자산, 무형자산을, 산출요소로 매출액(SALES)을 사용하여 효율성 점수를 계산한다. 한국표준산업분류 중분류 기준으로 동일 산업에 속한 기업들을 묶어 분석하며, 각 산업·연도별로 도출된 효율성(Θ)은 같은 환경에 놓인 경쟁기업 대비 자원을 얼마나 효율적으로 활용하고 있는지를 나타내는 상대적 지표로 해석된다. Demerjian et al.(2012)은 여기에 운영리스와 연구개발비를 추가하였으나, 국내의 경우 관련 공시가 제한적인 점을 고려하여 네 가지 투입요소만을 사용한다³⁾.

2단계에서는 이렇게 얻은 효율성 점수에 포함된 기업 고유특성 요인을 통제하고, 그 잔차값을 경영자능력으로 간주한다. 구체적으로 효율성 지표를 종속변수로 두고, 기업규모, 시장점유율, 잉여현금흐름 더미, 상장 후 경과연수, 사업부문 수, 외환계정 규모 등 기업의 구조·환경을 나타내는 변수들과 연도 더미를 설명변수로 포함하여 토빗 회귀분석을 수행한다. 이 회귀식에서

3) Demerjian et al.(2012)의 연구와 달리, 고창열 외(2013)는 연구개발비나 운영리스 등을 가진 기업이 극히 일부인 우리나라 상황을 감안하여 운영리스, 영업권 및 연구개발비를 제외하고 총4개의 투입요소만 이용하였다.

추정된 효율성의 예측값은 기업이 처한 규모·시장지위·사업구조 등에서 기인한 효율성을, 잔차는 이러한 요인을 제거한 후 남는 부분을 의미하며, Demerjian et al.(2012)은 이 잔차를 해당 기업의 경영자 능력을 반영하는 대용치로 해석한다. 본 연구 역시 이 2단계 회귀분석의 잔차를 경영자능력 지표로 사용한다.

2. 연구모형 설정

본 연구는 기업의 이익투명성에 따라 배당성향에 보이는 차이를 검증하기 위해 식(2)와 같이 연구모형을 설정하였다. 종속변수는 배당성향 (PAYOUT_RATIO_{it})으로, 총배당성향(DIV), 현금배당성향(CDI), 주식배당성향(SDI)을 사용하였다. 독립변수인 이익투명성(TRANS) 변수는 Barth et al.(2013)의 측정치를 사용하였다. 이때 종속변수와 독립변수 간의 잠재적인 내생성(endogeneity) 문제가 초래할 수 있는 추정의 편의를 완화하기 위한 통계적 처리를 하였다. 구체적으로, 독립변수로 설정된 이익투명성과 조절변수로 활용한 경영자능력을 종속변수인 배당성향보다 1기 이전 시점(t-1)의 값으로 측정하여 시차를 적용한 분석을 수행하였다. 이러한 접근법은 변수 간의 역인과관계 가능성을 통제하는 데 기여할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{PAYOUT_RATIO}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{TRANS}_{it-1} + \beta_2 \text{SIZE}_{it} + \beta_3 \text{LEV}_{it} + \beta_4 \text{SALESGR}_{it} + \beta_5 \text{RDS}_{it} \\ & + \beta_6 \text{ADS}_{it} + \beta_7 \text{BIG4}_{it} + \beta_8 \text{FSH}_{it} + \beta_9 \text{MOWN}_{it} \\ & + \sum \text{YEAR} + \sum \text{IND} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \text{식(2)}$$

where,

배당성향(PAYOUT_RATIO_{it}) ;

DIV_{it} : 총배당성향 (주식배당+현금배당)/당기순이익 ;

CDI_{it} : 현금배당성향 (현금배당/당기순이익) ;

SDI_{it} : 주식배당성향 (주식배당/당기순이익) ;

이익투명성(TRANS_{it-1}) : t-1기 Barth et al.(2013)의 이익정보 투명성 측정치 ;

기업규모(SIZE) : 총자산의 자연로그 ;

총자산부채비율(LEV) : 총부채/기초총자산 ;

매출액증가율(SALESGR) : (당기매출액-전기매출액)/전기매출액 ;

연구개발비비율(RDS) : (연구개발비+연구비+경상개발비)/매출액 ;

광고선전비비율(ADS) : 광고선전비/매출액 ;

제휴법인여부(BIG4) : BIG4 제휴법인이면 '1' ; 그렇지 않으면 '0' ;

외국인투자지분율(FSH) : 외국인투자자 지분율 ;

최대주주지분율(MOWN) : 최대주주1인 지분율 합계 ;

연도더미(YEAR) : 해당 연도이면 '1' ; 그렇지 않으면 '0' ;

산업더미(IND) : 해당 산업이면 '1' ; 그렇지 않으면 '0'.

해당 연구모형의 통제변수 선정은 유현수 등(2021)의 선행연구를 기준으로 이루어졌으며, 공통적으로 기업의 배당성향에 영향을 미치는 것으로 확인된 변수를 이용하였다.

다음으로 식(3)은 가설 2를 검증하기 위한 모형으로, 경영자능력이 기업의 이익투명성과 배당성향 간에 미치는 영향을 확인하고자 하였다. 조절변수로 활용한 경영자능력(MS_Dum)은 Demerjian et al.(2012)에서 사용된 DEA(Data Envelopment Analysis)로 토빗 회귀분석을 실시하여 산출하였다. 본 연구에서는 전기($t-1$ 기) 경영자능력의 평균을 기준으로 경영자능력 측정값이 평균 이상인 경우는 ‘1’, 아니면 0인 더미변수($MS_Dum_{i,t-1}$)를 회귀분석 시 최종 이용하였다.

$$PAYOUT_RATIO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TRANS_{i,t-1} + \beta_2 MS_Dum_{i,t-1} + \beta_3 TRANS_{i,t-1} * MS_Dum_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 SALESGR_{i,t} + \beta_7 RDS_{i,t} + \beta_8 ADS_{i,t} + \beta_9 BIG4_{i,t} + \beta_{10} FSH_{i,t} + \beta_{11} MOWN_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \varepsilon_{i,t} \quad \text{식(3)}$$

where,

경영자능력($MS_Dum_{i,t-1}$) : $t-1$ 기 Demerjian et al.(2012) 측정치의 더미변수
나머지 변수설명은 식(2)와 동일함.

식 (3)에서 이익투명성과 경영자능력의 상호작용항인 $\beta_3(TRANS_{i,t-1} * MS_Dum_{i,t-1})$ 가 가설 2를 검증함에 있어 확인해야 하는 계수값으로, 해당 계수값이 음(-)의 값을 보일 때 이익투명성과 배당성향간의 양(+)의 관계를 경영자능력이 완화시키는 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 패널데이터를 활용한 분석에서 발생할 수 있는 이분산성과 자기상관의 문제를 동시에 고려하기 위해, 패널 GLS(Generalized Least Squares) 분석 방법을 적용하였다(김세로나·유현수 2025). 이러한 분석방법의 적절성을 확인하고자, 본 연구의 데이터가 실제로 해당 문제점을 내포하고 있는지에 대한 통계적 진단 절차를 진행하였다.

구체적으로, 첫째, Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test를 통해 오차항의 동분산성 가정을 검토한 결과, 검정통계량(χ^2)이 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 이분산성이 존재함을 통계적으로 확인하였다. 둘째, Wooldridge test를 이용하여 잔차의 자기상관 여부를 검증한 결과, F-값이 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 오차항 간 1차 자기상관(first-order autocorrelation)이 존재하는 것으로 판단되었다. 상기한 두 진단 검정의 결과는 <Table 1>에 요약하여 제시한다.

<Table 1> heteroskedasticity and autocorrelation test

Variables	Breusch-Pagan /Cook-Weisberg test(χ^2)		Wooldridge test(f-value)	
	H1	H2	H1	H2
DIV	1703.99***	1694.65***	243.453***	3041.91***
CDI	1743.56***	1734.43***	243.982***	3048.17***
SDI	316910.43***	47305.00***	7.057***	7537.18***

<Table 1>의 구체적 결과는 다음과 같다. 모든 분석모형에서 잔차의 이분산성(heteroskedasticity)과 자기상관(autocorrelation) 문제가 존재하는 것으로 나타났다. 먼저, Breusch-Pagan 검정 결과 모든 종속변수(DIV, CDI, SDI) 모형의 카이제곱(χ^2) 통계량이 1% 유의수준에서 귀무가설(동분산성)을 기각하였다. 이는 연구모형의 오차항 분산이 일정하지 않은 이분산성 문제가 존재함을 확인하였다. 또한, Wooldridge 검정 결과 역시 모든 모형의 F-값이 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타나, 귀무가설(자기상관 없음)을 기각하였다. 이는 잔차 간에 시계열적 상관관계, 즉 자기상관이 존재함을 의미한다. 이러한 진단 결과로 오차항의 이분산성과 자기상관을 동시에 통제할 수 있는 패널 GLS 분석이 본 연구에 타당할 것으로 판단된다. 즉, 이 방법론은 오차항의 구조를 고려하므로 보다 효율적이고 일관성 있는 추정치를 도출하는데 적합할 것으로 보인다.

한편, 분석결과의 왜곡을 유발할 수 있는 일부변수의 극단치(outlier)가 갖는 영향을 완화하고자, 주요 변수를 대상으로 상하위 1% 수준에서 Winsorizing을 실시하였다. 이는 데이터의 상·하위 1% 양 극단에 위치한 표본에 대한 영향을 줄이기 위한 조치이다.

3. 표본의 선정

본 연구는 2002년부터 2024년까지 한국증권거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 다음 요건을 충족하는 기업들을 연구표본으로 선정하였다.

- 1) 12월 결산기업 및 비금융업을 영위하는 기업
- 2) 한국신용평가정보(주) 및 TS2000에서 재무자료 입수가 가능 기업

본 연구에서는 결산월과 업종에 따른 영향을 배제하기 위해, 12월 결산·비금융업을 표본으로 선정하였다. 또한, 세전이익, 순자산 그리고 과세소득이 음(-)의 값을 가지거나 완전자본잠식 상태인 기업은 분석에서 제외하고, 최종 기업-연도별 29,207개로 표본을 선정하였다.

<Table 2> Classifications by Year and Industry

[Panel A] : Sample size by year		
Year	Sample size	Percentage(%)
2002	614	2.10
2003	718	2.46
2004	803	2.75
2005	853	2.92
2006	889	3.04
2007	950	3.25
2008	976	3.34

〈Table 2〉 Classifications by Year and Industry (continued)

Year	Sample size	Percentage(%)
2009	1,050	3.60
2010	1,119	3.83
2011	1,153	3.95
2012	1,208	4.14
2013	1,266	4.33
2014	1,290	4.42
2015	1,327	4.54
2016	1,381	4.73
2017	1,434	4.91
2018	1,494	5.12
2019	1,572	5.38
2020	1,635	5.60
2021	1,779	6.09
2022	1,819	6.23
2023	1,900	6.51
2024	1,977	6.77
Total	29,207	100.00

[Panel B] : size by Industry

Industry Classification	Sample size	Percentage(%)
Construction	983	3.37
Education	136	0.47
Agriculture, forestry and fishing	66	0.23
Wholesale and retail trade	2,553	8.74
Human health and social work activities	19	0.07
Real estate activities	84	0.29
Business facilities management and business support services ; rental and leasing activities	236	0.81
Water supply ; sewage, waste management, materials recovery	60	0.21
Accommodation and food service activities	65	0.22
Arts, sports and recreation related services	80	0.27
Transportation and storage	470	1.61
Electricity, gas, steam and air conditioning supply	225	0.77
Professional, scientific and technical activities	1,988	6.81
Information and communication	3,088	10.57
Manufacturing	19,131	65.50
Membership organizations, repair and other personal services	23	0.08
Total	29,207	100.00

1) Industrial classification is based upon the first digit number of the Korean Standard Industrial Classification System.

본 연구에 사용된 표본의 구성 현황은 <Table 2>에 연도 및 산업별로 요약되어 있다. 이때 산업분류는 한국표준산업분류(KSIC)의 대분류 기준을 적용하였다. [Panel A]에 따르면, 2002년 614개(2.10%)였던 표본 규모는 연구기간 내내 단 한차례의 감소 없이 지속적인 증가세를 보였으며, 2009년에 이르러 처음으로 1,000개를 상회하는 1,050개(3.60%)를 기록하였다. 이후에도 표본 수는 매년 꾸준히 확대되어 분석기간의 마지막 해인 2024년에는 1,977개(6.77%)로 최대 규모를 기록하였다. 산업별 분포를 나타내는 [Panel B]를 살펴보면, 제조업이 전체 표본의 65.50%를 차지하여 가장 지배적인 비중을 나타냈다. 그 뒤를 이어 정보통신업이 10.57%, 도매 및 소매업이 8.74%를 차지하여, 이들 3개 산업이 전체 표본의 약 85%를 구성하는 분포를 보였다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량 및 상관관계분석

<Table 3>은 가설검증에 활용한 주요변수의 기술통계량을 제시한 것이다. 종속변수인 배당성향을 살펴보면, 총배당성향(DIV)의 평균은 0.161(16.1%)이고 중간값은 0.082(8.2%)로, 일부 높은 배당성향을 가진 기업의 영향으로 평균이 중간값보다 높게 나타났다. 배당의 형태를 구분해 보면, 현금배당성향(CDI)의 평균이 0.160으로 총배당성향과 거의 유사한 반면, 주식배당성향(SDI)의 평균은 0.001에 불과하고 중간값은 0으로 나타났다. 이는 본 연구표본의 배당이 대부분 현금 배당을 통해 이루어지고 있음을 시사한다.

주요 독립변수인 이익투명성($TRANS_{t-1}$)의 평균(중간값)은 0.232(0.120)였으며, 0.009에서 1 사이의 분포를 보였다. 조절변수인 경영자 능력(MS_{t-1}) 연속변수는 평균(중간값)이 $-0.000(-0.075)$ 으로 나타났다. 통제변수의 경우, 기업규모(SIZE)의 평균은 18.946, 부채비율(LEV)의 평균은 0.416(41.6%)으로 확인되었다. 매출액증가율(SALES_GR)의 평균(중간값)은 0.089(0.045)로, 표본 기업들이 평균적으로 성장 추세에 있음을 알 수 있다. 연구개발비비율(RDS)과 광고선전비비율(ADS)은 평균이 각각 0.026, 0.009로 낮고 중간값은 0.001에 불과하여, 다수의 기업에서 해당 비용 지출이 없거나 미미한 수준임을 보여준다. 감사품질의 대리변수인 BIG4 회계법인 선임 여부(BIG4)는 평균이 0.454로, 전체 표본의 약 45.4%가 BIG4로부터 감사를 받는 것으로 나타났다. 마지막으로 외국인투자자지분율(FSH)은 평균 0.399(39.9%)로 표본 내에서 상당한 비중을 차지하는 것으로 확인되었다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Median	Max
<i>DIV</i>	29207	.161	.211	0	.082	.745
<i>CDI</i>	29207	.160	.209	0	.079	.734
<i>SDI</i>	29207	.001	.003	0	0	.032
<i>TRANS_{t-1}</i>	29207	.232	.269	.009	.120	1
<i>MS_{t-1}</i>	29207	-.00004	.222	-1.036	-0.075	0.931
<i>SIZE</i>	29207	18.946	1.414	14.668	18.689	26.416
<i>LEV</i>	29207	.416	.236	.028	.399	1.174
<i>SALES_GR</i>	29207	.089	.360	-.675	.045	2.068
<i>RDS</i>	29207	.026	.067	0	.001	.496
<i>ADS</i>	29207	.009	.023	0	.001	.146
<i>BIG4</i>	29207	.454	.497	0	0	1
<i>FSH</i>	29207	.399	.166	0	.391	1
<i>MOWN</i>	29207	.068	.113	0	.021	1

Note. *DIV* : Total dividend payout ratio ((cash dividends+stock dividends)/net income), *CDI* : Cash dividend payout ratio (cash dividends/net income), *SDI* : Stock dividend payout ratio (stock dividends/net income), *TRANS_{t-1}* : Earnings transparency in year *t-1*, measured following Barth et al. (2013), *MS_{t-1}* : Managerial ability in year *t-1*, measured following Demerjian et al. (2012), *SIZE* : Natural logarithm of total assets, *LEV* : Financial leverage (total liabilities/beginning total assets), *SALES_GR* : Sales growth rate ((current year sales—prior year sales)/prior year sales), *RDS* : R&D intensity (R&D expenses/sales), *ADS* : Advertising intensity (advertising expenses/sales), *BIG4* : An indicator variable equal to 1 if the firm is audited by a Big 4 accounting firm, and 0 otherwise, *FSH* : Foreign ownership ratio, *MOWN* : Largest shareholder ownership ratio.

<Table 4>는 본 연구에서 사용된 주요변수 간의 피어슨(Pearson) 상관관계 분석결과를 보여주고 있다. 먼저 종속변수 간의 관계를 살펴보면, 총배당성향(*DIV*)과 현금배당성향(*CDI*)의 상관관계수는 0.996으로 1% 유의수준에서 양(+)의 상관관계를 보였다. 이는 연구표본의 배당정책이 대부분 현금배당을 중심으로 이루어지고 있음을 확인하는 결과이다. 반면, 주식배당성향(*SDI*)은 총배당성향과 유의한 양(+)의 관계(0.074)를 보였으나, 그 상관관계수 값은 현금배당성향(*CDI*)과 비교해 미미한 것으로 확인되었다.

주요 독립변수와 총배당성향(*DIV*)의 관계를 검토한 결과, 이익투명성(*TRANS_{t-1}*)은 0.040, 경영자능력(*MS_{t-1}*)은 0.017의 상관관계수가 확인되었고, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타냈다. 현금배당성향(*CDI*)과의 관계에서도 동일한 결과를 보였다. 이는 이익정보가 투명할수록, 고 경영자능력을 갖춘 기업일수록, 각각 기업의 배당 수준이 높아지는 경향을 시사한다.

<Table 4> Pearson Correlations

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>1.DIV</i>	1.000											
<i>2.CDI</i>	0.996***	1.000										
<i>3.SDI</i>	0.074***	0.017***	1.000									
<i>4.TRANS₋₁</i>	0.040***	0.039***	-0.008	1.000								
<i>5.MS₋₁</i>	0.017***	0.016***	-0.015***	0.161***	1.000							
<i>6.SIZE</i>	0.200***	0.203***	-0.012**	0.032***	0.011*	1.000						
<i>7.LEV</i>	-0.155***	-0.157***	-0.008	0.049***	0.108***	0.091***	1.000					
<i>8.SALES_GR</i>	-0.032***	-0.032***	0.007	-0.008	-0.065***	-0.052***	0.163***	1.000				
<i>9.RDS</i>	-0.125***	-0.125***	0.000	-0.118***	-0.189***	-0.133***	-0.072***	0.131***	1.000			
<i>10.ADS</i>	0.003	0.002	0.018***	0.028***	-0.068***	0.017***	-0.079***	0.103***	0.131***	1.000		
<i>11.BIG4</i>	0.135***	0.136***	-0.007	0.064***	0.022***	0.367***	0.033***	-0.013**	-0.040***	0.061***	1.000	
<i>12.FSH</i>	0.249***	0.250***	0.009	0.058***	0.033***	0.113***	-0.070***	-0.011*	-0.196***	-0.029***	0.113***	1.000
<i>13.MOWN</i>	0.159***	0.162***	-0.018***	0.046***	0.027***	0.453***	-0.070***	0.007	-0.028***	0.096***	0.252***	-0.030***

1) This table represents pearson correlations among variables used in this study.

2) ***, **, * denote significance at 1%, 5%, and 10% level, respectively (two-tailed).

3) Please refer to <Table 3> for variable definitions.

반면, 주식배당성향(SDI)의 경우, 이익투명성($TRANS_{t-1}$) 및 경영자능력(MS_{t-1})과 음(-)의 관계를 보여 현금배당과는 상이한 양상을 보였다.

통제변수와 총배당성향(DIV)의 관계에서는 기업규모(SIZE), BIG4 회계법인 선임 여부(BIG4), 외국인투자자지분율(FSH)이 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보였다. 반대로 부채비율(LEV), 매출액증가율(SALES_GR), 연구개발비비율(RDS)은 유의한 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이는 재무적 레버리지가 높거나 매출 성장세 및 투자지출이 활발한 기업일수록 가용 현금흐름의 제약으로 인해 배당에 소극적일 수 있음을 보여주는 결과이다.

2. 이익투명성과 배당성향 관련성 분석

<Table 5>는 가설 1을 검증하기 위해 이익투명성과 배당성향 간의 관계를 검증한 패널 GLS 분석결과이다. Model 1, 2, 3은 각각 종속변수로 총배당성향(DIV), 현금배당성향(CDI), 주식배당성향(SDI)을 설정하여 분석을 실시하였다.

<Table 5> The Relationship between Earnings Transparency and Payout ratio

Dependent Variable : $Payout\ ratio_{i,t}$			
Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>Intercept</i>	-0.375*** (-29.598)	-0.376*** (-30.021)	-0.000 (-0.185)
$TRANS_{t-1}$	0.010*** (3.454)	0.010*** (3.473)	0.000 (0.141)
<i>SIZE</i>	0.023*** (35.978)	0.023*** (36.191)	0.000 (0.488)
<i>LEV</i>	-0.096*** (-35.024)	-0.094*** (-35.196)	-0.000 (-0.011)
<i>SALES_GR</i>	0.004*** (3.544)	0.004*** (3.425)	0.000 (0.367)
<i>RDS</i>	-0.000 (-1.629)	-0.000 (-1.616)	-0.000 (-0.004)
<i>ADS</i>	-0.001 (-0.522)	-0.001 (-0.543)	0.000 (0.007)
<i>BIG4</i>	0.015*** (10.159)	0.015*** (9.986)	-0.000 (-0.015)

〈Table 5〉 The Relationship between Earnings Transparency and Payout ratio (continued)

Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>FSH</i>	0.255*** (59.629)	0.251*** (59.709)	0.000 (0.161)
<i>MOWN</i>	0.191*** (21.030)	0.193*** (21.329)	-0.000 (-0.120)
No. of observations	29207	29207	29207
YEAR & INDUSTRY Effects	Included	Included	Included
Mean VIF	2.48	2.48	2.48
Wald Chi ²	17194.49***	20229.80***	4.19

1) This table presents results from Panel Generalized Least Squares Model

2) ***, **, * represent significance at 1%, 5%, and 10%, respectively. T-values are based on two-tailed tests using firm and year clustered standard errors.

3) Variable definitions refer to <Table 3>

먼저, 종속변수로 총배당성향(DIV)을 이용한 [Model 1]의 결과를 보면, 전기 이익투명성($TRANS_{t-1}$)의 계수는 0.010으로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보였다. 이는 기업의 회계정보가 투명할수록 정보비대칭이 완화되어 대리인 비용이 감소하며, 결과적으로 주주 환원을 위한 총배당성향이 증가함을 의미한다. 다음으로 [Model 2]는 종속변수로 현금배당성향(CDI)을 투입하여 분석한 것으로 [Model 1]과 매우 유사하다. 이는 앞선 상관관계 분석에서 확인한 바와 같이, 우리나라 상장기업의 배당정책이 주로 현금배당을 통해 이루어지고 있으며, 이익의 질적속성이 현금배당 결정의 핵심 동인임을 의미한다고 할 수 있다. 반면, 주식배당성향(SDI)을 종속변수로 한 [Model 3]에서는 이익투명성($TRANS_{t-1}$)의 계수가 0.000으로 통계적 유의성을 확보하지 못했다. 또한 모형의 전체적인 설명력을 나타내는 Wald chi2 값 역시 Model 1, 2에 비해 현저히 낮게 나타났다. 이러한 결과는 이익의 투명성이 주식배당에는 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 즉, <Table 4>에서 주식배당성향(SDI)과 총배당성향(DIV) 간 미미한 상관계수 값을 통해, 배당에서 주식배당이 차지하는 정도가 작음에 따라 이익투명성의 정도가 주식배당에 영향을 미칠 요인이 작은 것으로 보인다. 통제변수의 경우, 기업규모(SIZE), BIG4 회계법인 선임 여부(BIG4), 외국인투자자지분율(FSH) 등은 배당성향에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤다. 이는 규모가 크고 지배구조나 외부 감시기능이 우수한 기업일수록 주주 환원에 적극적임을 의미한다. 반대로 부채비율(LEV)은 유의한 음(-)의 계수를 보여, 재무적 레버리지가 높을수록 배당지급 여력이 제한됨을 확인하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 종합하면, 기업의 이익투명성은 주주환원 정책, 특히 현금배당 지

급수준을 결정하는 데 있어 중요한 양(+)의 동력으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 이는 회계정보의 질적 개선이 경영진의 사적 이익추구를 억제하고 주주가치 극대화를 위한 재무의사결정으로 이어진다는 것을 실증적으로 입증한 결과이다.

3. 경영자능력을 고려한 이익투명성과 배당성향 관련성 분석

<Table 6>은 이익투명성과 배당성향 간의 관계에서 경영자 능력이 어떠한 차이를 야기하는지 검증한 것으로, Model 1, 2, 3은 각각 총배당성향(DIV), 현금배당성향(CDI) 및 주식배당성향(SDI)을 종속변수로 모형 (3)에 포함한 패널 GLS 분석결과를 제시한 것이다.

[Model 1]과 [Model 2]의 결과를 살펴보면, 전기 이익투명성($TRANS_{t-1}$)의 계수값은 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 이는 앞선 분석과 일관되게 기업의 이익투명성이 높을수록 배당 지급이 확대됨을 의미한다. 반면, 경영자 능력이 평균보다 높은 그룹(MS_Dum_{t-1})은 그렇지 않은 그룹에 비해 배당성향에 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 능력이 우수한 경영자를 보유한 기업은 경영성과를 기업내에 유보할 가능성이 더 증가한다는 것을 의미한다(유현수 등 2021).

가설 2를 검증하는 상호작용항($TRANS_{t-1} * MS_Dum_{t-1}$)을 확인하면, 5% 유의수준에서 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 이익투명성이 배당성향에 미치는 긍정적인 효과가 경영자 능력이 우수한 기업군에서는 유의하게 약화됨을 보여준다. 즉, 회계정보가 투명하더라도 고능력 경영자를 보유한 기업에서는 이익을 즉각적으로 배당하기보다는 경영자의 판단에 따라 미래 성장을 위한 재투자 등으로 활용할 가능성이 높음을 시사한다.

반면, 주식배당성향(SDI)을 종속변수로 한 [Model 3]에서는 독립변수 및 상호작용항을 포함한 대부분의 변수들이 통계적 유의성을 확보하지 못했다. 이는 배당에서 현금배당이 대부분을 차지하므로, 이익투명성과 경영자 능력 등이 주식배당 정책을 결정하는 데에는 유의미한 설명력을 가지지 못함을 의미한다.

본 연구의 실증분석 결과를 종합해보면, 이익투명성은 주주환원을 촉진하는 동인으로 작용하지만, 이러한 효과는 경영자 능력이라는 인적 특성에 따라 차별적으로 나타남을 확인하였다. 경영자 능력이 우수한 기업의 경우, 정보의 투명성이 확보된 상태에서도 경영진이 효율적인 자산운용이나 투자기회 포착을 위해 현금유출(배당)을 조절할 수 있는 재량권을 발휘하는 것으로 예상된다. 결과적으로 본 연구는 이익투명성의 정책적 효과가 경영자의 역량 수준에 의해 조절될 수 있다는 실증적 근거를 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

〈Table 6〉 The Relationship Between Earnings Transparency, Managerial Ability, and Payout ratio

Dependent Variable : $Payout\ ratio_{i,t}$			
Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>Intercept</i>	−0.381*** (−29.929)	−0.380*** (−30.273)	−0.000 (−0.148)
$TRANS_{t-1}$	0.013*** (3.978)	0.013*** (3.954)	0.000 (0.216)
MS_Dum_{t-1}	−0.007*** (−3.111)	−0.006*** (−2.943)	0.000 (0.346)
$TRANS_{t-1} * MS_Dum_{t-1}$	−0.021** (−2.557)	−0.019** (−2.403)	−0.000 (−0.291)
<i>SIZE</i>	0.024*** (36.296)	0.023*** (36.460)	0.000 (0.372)
<i>LEV</i>	−0.096*** (−35.302)	−0.094*** (−35.408)	−0.000 (−0.006)
<i>SALES_GR</i>	0.008*** (6.156)	0.009*** (6.670)	0.000 (0.524)
<i>RDS</i>	−0.000 (−1.544)	−0.000 (−1.572)	−0.000 (−0.035)
<i>ADS</i>	−0.001 (−0.526)	−0.001 (−0.560)	−0.000 (−0.333)
<i>BIG4</i>	0.015*** (9.728)	0.015*** (9.721)	−0.000 (−0.018)
<i>FSH</i>	0.253*** (59.494)	0.249*** (59.817)	0.000 (0.313)
<i>MOWN</i>	0.191*** (20.920)	0.192*** (21.273)	−0.000 (−0.090)
No. of observations	29207	29207	29207
YEAR & INDUSTRY Effects	Included	Included	Included
Mean VIF	2.46	2.46	2.46
Wald χ^2	18661.12***	22581.93***	5.01

1) This table presents results from Panel Generalized Least Squares Model

2) ***, **, * represent significance at 1%, 5%, and 10%, respectively. T-values are based on two-tailed tests using firm and year clustered standard errors.

3) Variable definitions refer to <Table 3>

V. 추가분석

1. 내생성을 고려한 분석

본 장에서는 설명변수와 종속변수 간에 존재할 수 있는 잠재적 내생성에 대응하기 위해 2단계 최소제곱법(2SLS)을 적용하였으며, 이때 분석의 신뢰성은 유효한 도구변수⁴⁾(Instrumental Variable)의 설정에 크게 의존한다. 유효한 도구변수는 내생변수와 통계적으로 강한 상관관계를 가져야 하고, 종속변수의 오차항과는 상관관계가 없어야 하는 외생성 조건을 동시에 충족해야 한다.

본 연구는 이러한 조건을 만족시키기 위해 산업 수준(산업대분류)의 변수를 도구변수로 활용하였다. 구체적으로, 본 연구는 각 내생변수(이익투명성, 경영자능력)의 산업(한국표준산업분류 대분류 기준)내 분포특성을 반영하는 도구변수를 생성하였다⁵⁾. 이익투명성의 도구변수는 개별 기업의 이익투명성 값을 기준으로 산업 내 투명성 수준의 집중도를 측정한 값이다⁶⁾. 마지막으로, 상호작용항의 내생성을 통제하기 위한 도구변수는 기존 계량경제학의 표준적인 절차(Angrist & Pischke, 2008)에 따라, 각 개별 내생변수에 사용된 도구변수들의 상호작용항으로 구성하여 분석 모형의 일관성을 확보하였다.

<Table 7>은 앞선 가설 1의 분석결과와 강건성을 검증하기 위해 이익투명성의 내생성(Endogeneity)을 통제한 2단계 최소제곱법(2SLS) 분석결과를 제시한다. 분석결과, 총배당성향(DIV)과 현금배당성향(CDI)을 각각 종속변수로 설정한 [Model 1]과 [Model 2]에서 1단계 회귀 분석을 통해 예측된 이익투명성($TRANS_HAT_{t-1}$)의 계수는 각각 0.083과 0.363으로 나타나, 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보였다.

해당 결과로 도구변수를 이용하여 기업의 고유한 특성이나 관측되지 않는 내생적 요인을 통제한 후에도, 이익투명성이 높은 기업일수록 주주환원을 위한 배당수준을 유의하게 높인다는 본 연구의 가설 1이 매우 강건하게 지지됨을 입증한다. 결론적으로 내생성을 통제한 강건성 분석결과는 이익투명성과 배당성향 간의 정(+)의 관계가 통계적으로 매우 타당함을 뒷받침한다.

-
- 4) 본 연구는 도구변수(IV)의 배제 제약 충족 여부를 확인하기 위해, 기존 회귀모형에 도구변수를 직접 포함하여 추가 분석을 실시하였다. 분석 결과, 모든 모형(DIV, CDI)에서 도구변수 자체의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않았으며(t-value가 각각 -0.567 , -0.666), 이를 통제한 상태에서도 핵심 설명변수인 이익투명성($TRANS_{t-1}$)은 1% 유의수준에서 양(+)의 관계를 유지하였다. 이는 선정된 도구변수가 종속변수에 직접적인 영향을 미치지 않고 오직 내생변수만을 경유하여 작용함을 의미하며, 본 연구의 2SLS 분석 결과가 도구변수의 외생성 조건을 충족하고 있음을 확인하였다.
 - 5) 단순한 산업 평균을 사용하는 대신, 산업 내 집중도를 측정하는 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Hirschman Index, HHI)의 산출 방식을 원용하여 각 변수의 산업별 집중도 지표를 계산하였다.
 - 6) 이 방식은 산업의 평균적 경향뿐만 아니라 산업 내 경쟁구도나 동질성과 같은 구조적 특성을 포착하여 내생변수에 대한 더 강력한 설명력을 제공할 수 있다.

〈Table 7〉 The Relationship Between Earnings Transparency and Payout ratio (2SLS)

Dependent Variable : $Payout\ ratio_{i,t}$			
Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>Intercept</i>	−0.340*** (−27.479)	−0.481*** (−27.229)	−0.000 (−0.714)
<i>TRANS_HAT_{t-1}</i>	0.083*** (5.071)	0.363*** (14.205)	0.000 (1.018)
<i>SIZE</i>	0.020*** (32.524)	0.027*** (28.971)	0.000 (0.443)
<i>LEV</i>	−0.088*** (−35.542)	−0.207*** (−54.248)	0.000 (0.520)
<i>SALES_GR</i>	0.002 (1.583)	0.016*** (6.912)	0.000 (0.345)
<i>RDS</i>	−0.157*** (−33.613)	−0.265*** (−33.586)	−0.000 (−0.323)
<i>ADS</i>	−0.068*** (−3.057)	−0.022 (−0.614)	0.000 (0.369)
<i>BIG4</i>	0.008*** (5.346)	0.033*** (14.643)	0.000 (0.228)
<i>FSH</i>	0.231*** (52.712)	0.326*** (47.616)	0.000 (0.626)
<i>MOWN</i>	0.196*** (22.474)	0.199*** (17.383)	−0.000 (−0.149)
No. of observations	29207	29207	29207
YEAR & INDUSTRY Effects	Included	Included	Included
Wald Chi ²	18983.37***	12987.97***	2.57

1) This table presents results from 2-Stage Least Squares

2) ***, **, * represent significance at 1%, 5%, and 10%, respectively. T-values are based on two-tailed tests using firm and year clustered standard errors.

3) Variable definitions refer to <Table 3>

<Table 8>은 가설 2의 강건성을 검증하기 위해 이익투명성과 경영자능력의 내생성을 통제한 2SLS 분석결과를 제시한다. 총배당성향(DIV)과 현금배당성향(CDI)을 분석한 [Model 1]과 [Model 2]에서, 1단계를 통해 예측된 이익투명성(TRANS_HAT_{t-1})의 회귀계수는 각각 0.182와 1.392로 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 보였으며, 예측된 경영자능력더미(MS_Dum_HAT_{t-1}) 역시 두 모형에서 모두 1% 수준에서 유의한 음(−)의 값으로 나타났다. 또한, 본 분석의 핵심인 예측된 상호작용항(TRANS_HAT_{t-1}*MS_Dum_HAT_{t-1})의 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 음(−)의

값을 제시하였다. 이상의 분석결과는 <Table 6>과 동일하게 나타나, 가설 2가 내생성을 통제 한 후에도 매우 강건하게 유지됨을 확인할 수 있다.

이상의 추가분석으로, 본 연구에서 도출한 이익투명성, 경영자능력, 그리고 총배당·현금배당 간의 관계가 단순히 내생성에 의한 결과가 아닌 실질적인 인과관계임을 입증하였다.

<Table 8> The Relationship Between Earnings Transparency, Managerial Ability, and Payout ratio (2SLS)

Dependent Variable : $Payout\ ratio_{i,t}$			
Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>Intercept</i>	-0.413*** (-32.534)	-0.516*** (-24.138)	-0.000 (-0.286)
<i>TRANS_HAT_{t-1}</i>	0.182*** (8.844)	1.392*** (38.111)	0.000 (0.083)
<i>MS_Dum_HAT_{t-1}</i>	-0.062*** (-10.055)	-0.228*** (-21.656)	0.000 (0.403)
<i>TRANS_HAT_{t-1}*MS_Dum_HAT_{t-1}</i>	-0.120*** (-10.090)	-0.157*** (-6.920)	0.000 (0.106)
<i>SIZE</i>	0.024*** (37.765)	0.020*** (19.739)	0.000 (0.244)
<i>LEV</i>	-0.101*** (-37.849)	-0.352*** (-100.613)	0.000 (0.347)
<i>SALES_GR</i>	0.006*** (4.255)	0.034*** (12.756)	0.000 (0.257)
<i>RDS</i>	-0.186*** (-54.123)	-0.682*** (-105.974)	0.000 (0.147)
<i>ADS</i>	-0.093*** (-4.124)	-0.691*** (-17.097)	0.000 (0.183)
<i>BIG4</i>	0.001 (0.395)	-0.003 (-1.172)	0.000 (0.046)
<i>FSH</i>	0.218*** (51.884)	0.450*** (72.889)	0.000 (0.316)
<i>MOWN</i>	0.158*** (18.541)	0.007 (0.595)	-0.000 (-0.074)
No. of observations	29207	29207	29207
YEAR & INDUSTRY Effects	Included	Included	Included
Wald Chi ²	44439.49***	229408.96***	0.59

1) This table presents results from 2-Stage Least Squares

2) ***, **, * represent significance at 1%, 5%, and 10%, respectively. T-values are based on two-tailed tests using firm and year clustered standard errors.

3) Variable definitions refer to <Table 3>

2. 성향점수매칭(PSM)을 이용한 강건성 분석

본 연구에서 도출한 실증 결과가 표본 선택 편의(Sample Selection Bias)나 관측 가능한 기업 특성의 차이에서 기인했을 가능성을 배제하기 위해 성향점수매칭(PSM)을 실시하였다. 이익투명성이 높은 기업군(상위 25%)을 실험집단(Treatment group)으로, 낮은 기업군(하위 25%)을 통제집단(Control group)으로 설정하고, 주요 재무 변수들을 매칭 변수로 활용하여 1 : 3 복원 매칭을 수행하였다. 매칭 결과, 전·후 평균 편의(Mean Bias)가 14.5%에서 2.4%로 급격히 감소하여 두 집단 간 동질성이 확보되었음을 확인하였다.

<Table 9>는 이익투명성과 배당성향 간의 관계(가설 1)에 대한 PSM 분석 결과이다.

<Table 9> The Relationship Between Earnings Transparency and Payout ratio (PSM)

Dependent Variable : $Payout\ ratio_{i,t}$			
Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>Intercept</i>	-0.307*** (-5.069)	-0.278*** (-6.139)	-0.045 (-0.737)
<i>TRANS_{t-1}</i>	0.013** (2.030)	0.012** (2.302)	0.005 (0.743)
<i>SIZE</i>	0.022*** (6.351)	0.020*** (7.861)	0.002 (0.696)
<i>LEV</i>	-0.150*** (-11.802)	-0.134*** (-13.020)	0.014 (1.150)
<i>SALES_GR</i>	0.004 (0.844)	0.011** (2.494)	0.001 (0.871)
<i>RDS</i>	-0.249*** (-5.267)	-0.217*** (-5.330)	-0.001 (-0.080)
<i>ADS</i>	-0.176 (-1.246)	-0.173 (-1.626)	0.042 (0.804)
<i>BIG4</i>	0.022*** (3.301)	0.016*** (3.154)	0.001 (0.419)
<i>FSH</i>	0.247*** (10.466)	0.200*** (10.720)	0.017 (1.078)
<i>MOWN</i>	0.159*** (3.162)	0.150*** (4.148)	-0.008** (-2.187)
No. of observations	13434	13434	13434
YEAR & INDUSTRY Effects	Included	Included	Included
R-squared	0.129	0.156	0.001

1) This table presents results from 2-Stage Least Squares

2) ***, **, * represent significance at 1%, 5%, and 10%, respectively. T-values are based on two-tailed tests using firm and year clustered standard errors.

3) Variable definitions refer to <Table 3>

분석 결과, 총배당성향(DIV)과 현금배당성향(CDI) 모델 모두에서 이익투명성($TRANS_{t-1}$)은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수(각각 0.013, 0.012)를 나타냈다. 이는 기업 특성이 유사한 표본 내에서도 이익투명성이 높은 기업이 실제 배당 수준을 높이고 있음을 입증하며, 앞선 기본 분석 및 2SLS 결과가 표본선택 편의에 의한 것이 아님을 확인하였다.

<Table 10>은 경영자능력의 조절효과(가설 2)에 대한 PSM 분석 결과이다.

<Table 10> The Relationship Between Earnings Transparency, Managerial Ability, and Payout ratio (PSM)

Dependent Variable : $Payout\ ratio_{i,t}$			
Variables	[Model 1] (DIV)	[Model 2] (CDI)	[Model 3] (SDI)
<i>Intercept</i>	-0.276*** (-11.506)	-0.307*** (-9.966)	-0.054 (-1.050)
$TRANS_{t-1}$	0.021** (4.646)	0.023*** (4.071)	0.019 (1.323)
MS_Dum_{t-1}	0.014** (2.089)	0.024*** (2.919)	0.002 (0.842)
$TRANS_{t-1} * MS_Dum_{t-1}$	-0.038** (-3.244)	-0.043*** (-2.880)	-0.022 (-1.488)
<i>SIZE</i>	0.020** (14.805)	0.022*** (12.536)	0.002 (0.960)
<i>LEV</i>	-0.132*** (-21.527)	-0.150*** (-19.726)	0.014* (1.774)
<i>SALES_GR</i>	0.010** (2.486)	0.004 (0.837)	0.001 (0.579)
<i>RDS</i>	-0.216*** (-9.251)	-0.261*** (-9.363)	0.010 (1.265)
<i>ADS</i>	-0.179** (-3.057)	-0.213*** (-2.868)	0.048 (1.400)
<i>BIG4</i>	0.016*** (4.862)	0.021*** (5.130)	0.001 (0.304)
<i>FSH</i>	0.202*** (21.291)	0.242*** (19.946)	0.018* (1.792)
<i>MOWN</i>	0.150*** (9.118)	0.164*** (7.890)	-0.008** (-2.180)
No. of observations	13434	13434	13434
YEAR & INDUSTRY Effects	Included	Included	Included
R-squared	0.154	0.134	0.001

1) This table presents results from Panel Generalized Least Squares Model

2) ***, **, * represent significance at 1%, 5%, and 10%, respectively. T-values are based on two-tailed tests using firm and year clustered standard errors.

3) Variable definitions refer to <Table 3>

분석 결과, 총배당성향과 현금배당성향 모형 모두에서 이익투명성과 경영자능력의 상호작용항 ($TRANS_{i-1} * MS_Dum_{i-1}$)의 계수가 각각 -0.038 , -0.043 으로 산출되어 1% 유의수준에서 강건한 음(-)의 관계를 유지하였다. 이는 경영자능력이 우수한 기업일수록 투명한 회계정보를 바탕으로 확보된 시장의 신뢰를 통해, 배당을 통한 대리인 비용 해소 압력을 완화하고 내부유보를 통한 전략적 자원배분을 실행한다는 본 연구의 가설을 다시 한번 강력히 지지하는 결과이다.

이처럼 기업 특성이 유사하도록 정교하게 설계된 동질적 표본 내에서도, 이익투명성은 여전히 배당성향과 유의한 양(+)의 관계를 유지하였다. 이는 회계정보의 질적 속성이 기업의 주주환원 정책을 결정짓는 독립적이고 실질적인 동인임을 보여주고 있다. 또한 경영자능력의 조절효과 역시 PSM 표본에서 더욱 높은 통계적 유의성을 보이며 일관되게 나타났는데, 이는 고능력 경영자가 투명한 정보환경 하에서 발휘하는 전략적 자원배분 능력이 표본선택 편의에 의한 착시 현상이 아닌, 실제적인 경영의사결정 메커니즘임을 입증하는 결과이다.

결론적으로, 2SLS를 통한 도구변수 검증과 PSM을 통한 매칭 분석 모두에서 일관된 결과가 도출되었다는 점은 본 연구의 인과관계가 강건함을 의미한다. 뿐만 아니라, 이익투명성이 대리인비용을 억제하고 경영자능력과 상호작용하여 배당정책의 효율성을 최적화한다는 본 연구의 이론적 프레임워크가 한국 자본시장의 실증적 데이터와 강력하게 결합되어 있음을 확증하는 핵심적인 근거가 된다.

VI. 결 론

본 연구는 2002년부터 2024년까지 한국증권거래소에 상장된 기업들을 대상으로 회계정보의 질적 속성인 이익투명성(Earnings Transparency)이 배당정책에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였다. 나아가, 기업의 의사결정 주체인 경영자의 능력(Managerial Ability)이 이러한 이익투명성과 배당성향 간의 관계를 어떻게 조절하는지 분석함으로써, 재무적의사결정 과정에서 정보환경과 인적자본 특성이 갖는 복합적인 영향을 파악하고자 하였다.

Barth et al.(2013)의 이익투명성 측정치와 Demerjian et al.(2012)의 DEA 기반 경영자능력 측정치를 활용하여 분석한 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 기업의 이익투명성이 제고될수록 배당성향은 유의적으로 증가하는 것으로 나타났다. 이는 투명한 회계정보가 정보비대칭을 축소하고 외부 감시·규율을 강화하여 잉여현금흐름의 사적 유용을 억제한다는 대리인 관점과 정합적이며(Jensen, 1986), 동시에 기업이 주주환원 확대를 통해 자본시장 신뢰를 공고히 할 유인을 강화할 수 있음을 의미한다(La Porta et al., 2000). 즉, 투명한 회계정보는 외부투자자의 모니터링 기능을 강화하여 경영자가 잉여현금흐름을 내부에 과도하게 유보하는 것을 억제하고 배당을 통해 주주에게 환원하도록 유도하는 기제로 작용함을 확인하였다. 둘째, 경영자 능력이 이익투명성과 배당성향 간의 양(+)의 관계를 음(-)의 방향으로 조절하는 효과가 관찰되었다. 구체적으로, 경

영자 능력이 우수한 기업군에서는 이익투명성이 높아지더라도 배당성향이 증가하는 폭이 약화되는 경향을 보였다. 이는 고능력 경영자가 투명한 정보환경을 통해 확보된 시장의 신뢰를 바탕으로, 당장의 현금유출인 배당보다는 미래성장을 위한 내부유보 및 재투자를 정당화하기 용이하기 때문으로 해석된다(Demerjian et al., 2013 ; 유현수 등, 2021). 혹은, 능력이 뛰어난 경영자가 자신의 재량권을 활용하여 기업자원을 통제하려는 기회주의적 유인이 작동했을 가능성도 배제할 수 없다. 결과적으로, 회계정보의 투명성이 배당에 미치는 긍정적 효과는 경영자의 역량 수준에 따라 차별적으로 나타남을 입증하였다. 더불어 2SLS를 통한 추가 분석에서도 주요 계수의 방향성과 유의성이 대체로 유지되어, 결과의 강건성이 확인되었다.

본 연구는 다음과 같은 학문적·실무적 시사점을 가진다.

첫째, 학문적으로는 기존의 이익투명성 연구가 주로 자본비용이나 타인자본 조달에 집중되었던 것과 달리, 이를 기업의 실질적인 현금유출 의사결정인 배당정책으로 확장하였다는 점에서 공헌점이 있다. 또한, 배당의 결정요인으로 재무적 수치뿐만 아니라 ‘경영자 능력’이라는 비재무적, 인적 요인을 결합하여 분석함으로써, 정보 환경과 의사결정 주체 간의 상호작용 효과를 규명했다는 점에서 선행연구와 차별화된다.

둘째, 실무적 및 정책적 관점에서 본 연구는 최근 한국 자본시장에서 강조되는 기업 밸류업(Value-up) 프로그램과 관련하여 중요한 시사점을 제공한다. 연구결과는 단순히 회계투명성을 높이는 것만으로는 주주환원 확대를 담보하기 어려울 수 있음을 시사한다. 특히, 경영능력이 우수한 경영자가 포진한 기업의 경우, 높은 투명성이 오히려 배당보다는 내부유보 논리로 활용될 수 있으므로, 투자자들은 기업의 정보 투명성뿐만 아니라 경영진의 성향과 자원배분 전략을 함께 고려하여 배당 가능성을 예측해야 한다. 정책 입안자들 역시 투명성 제고와 더불어 경영진의 잉여현금흐름 사용에 대한 적절한 모니터링 장치가 동반될 때 실질적인 주주가치 제고가 가능함을 인지해야 할 것이다.

본 연구가 가지는 의의에도 불구하고 다음과 같은 한계점이 존재하며, 이는 향후 연구를 통해 보완될 필요가 있다. 우선, 이익투명성과 경영자 능력을 측정함에 있어 Barth et al.(2013)과 Demerjian et al.(2012)의 방법론을 차용하였으나, 이러한 측정치가 한국 기업의 특수한 경영 환경을 완벽하게 반영하지 못할 수 있다는 한계가 있다. 또한, 장기간 데이터를 사용하여 가설을 분석하였으나, 금융위기나 팬데믹과 같은 거시경제적 충격이 배당정책에 미치는 구조적 변화를 세밀하게 통제하지 못했을 가능성이 있다.

“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

- Andreou, E., Ghysels, E., and Kourtellos, A. 2013. Should macroeconomic forecasters use daily financial data and how? *Journal of Business & Economic Statistics* 31 (2) : 240–251.
- Andreou, P. C., Karasamani, I., Louca, C., and Ehrlich, D. 2017. The impact of managerial ability on crisis—period corporate investment. *Journal of Business Research* 79 : 107–122.
- Angrist, J. D., and Pischke, J.-S. 2008. Mostly harmless econometrics : An empiricist's companion. Princeton University Press.
- Barth, M. E., Konchitchki, Y., and Landsman, W. R. 2013. Cost of capital and earnings transparency. *Journal of Accounting and Economics* 55 (2–3) : 206–224.
- Bonsall IV, S. B., and Holzman, E. R. 2017. Managerial ability and credit risk assessment. *Management Science* 63 (5) : 1425–1449.
- Chang, K., and Noorbakhsh, A. 2009. Does national culture affect international corporate cash holdings? *Journal of Multinational Financial Management* 19 (5) : 323–342.
- Chemmanur, T. J., and Paeglis, I. 2005. Management quality, certification, and initial public offerings. *Journal of Financial Economics* 76 (2) : 331–368.
- Cornaggia, K. J., Cornaggia, J., and Xia, H. 2017. Managerial ability and credit ratings. *Contemporary Accounting Research* 34 (4) : 2094–2122.
- Demerjian, P., Lev, B., and McVay, S. 2012. Quantifying managerial ability : A new measure and validity tests. *Management Science* 58 (7) : 1229–1248.
- Demerjian, P., Lewis, M. F., Lev, B., and McVay, S. 2013. Managerial ability and earnings quality. *The Accounting Review* 88 (2) : 463–498.
- Deshmukh, S., Goel, A. M., and Howe, K. M. 2013. CEO overconfidence and dividend policy. *Journal of Financial Intermediation* 22 (3) : 440–463.
- Dickinson, V. 2011. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review* 86 (6) : 1969–1994.
- Easterbrook, F. H. 1984. Two agency—cost explanations of dividends. *American Economic Review* 74 (4) : 650–659.
- Fama, E. F. 1970. Efficient capital markets : A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* 25 (2) : 383–417.
- Gao, H., Harford, J., and Li, K. 2013. Determinants of corporate cash policy : Insights from private firms. *Journal of Financial Economics* 109 (3) : 623–639.
- Hwang, G., and Kim, E. 2018. CEO overconfidence and dividend policy : Evidence from Korean

- large business group (Chaebols). *Review of Financial Information Studies (RFIS)* 7 (1) : 61–90. [Printed in Korean]
- Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review* 76 (2) : 323–329.
- Jensen, M. C., and Meckling, W. H. 1976. Theory of the firm : Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4) : 305–360.
- Kim, H., Kim, H., and Seo, J. 2015. A study on owner–manager, earning management and dividend. *Review of Accounting and Policy Studies (RAPS)* 20 (4) : 85–110. [Printed in Korean]
- Kim, S., and Choi, J. 2022a. Managerial overconfidence, corporate life cycle and dividend policy. *Tax Accounting Research (TAR)* 74 : 167–198. [Printed in Korean]
- Kim, S., and Choi, J. 2022b. The effect of managerial ownership on the relationship between overconfidence and dividend policy. *Korean Corporation Management Review* 29 (5) : 175–199. [Printed in Korean]
- Kim, S., and Ryu, H. 2024. Earnings transparency and credit ratings : Considering managerial overconfidence. *The Journal of Internet Electronic Commerce Research* 24 (6) : 451–477. [Printed in Korean]
- Kim, S., and Ryu, H. 2025. How do managerial ability and ownership concentration affect the relationship between earnings transparency and credit ratings? *Journal of Industrial Studies (J.I.S)* 49 (2) : 115–148. [Printed in Korean]
- Ko, C., Kim, B., and Ko, B. 2016. The effect of managerial ability on information asymmetry. *Global Business Administration Review* 13 (1) : 77–94. [Printed in Korean]
- Ko, C., Park, J., Jung, H., and Yoo, K. 2013. A study on the effects of managerial ability by DEA on firm performance. *Korean Journal of Management Accounting Research* 13 (1) : 165–200. [Printed in Korean]
- Koester, A., Shevlin, T., and Wangerin, D. 2017. The role of managerial ability in corporate tax avoidance. *Management Science* 63 (10) : 3285–3310.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. 2000. Agency problems and dividend policies around the world. *The Journal of Finance* 55 (1) : 1–33.
- Lee, G., Han, S., and Kim, E. 2015. The effect of managerial ability on accounting conservatism. *Korean Accounting Review* 40 (3) : 257–297. [Printed in Korean]
- Lintner, J. 1956. Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. *The American Economic Review* 46 (2) : 97–113.
- Miller, M. H., and Rock, K. 1985. Dividend policy under asymmetric information. *The Journal*

of Finance 40 (4) : 1031–1051.

Mok, N., and Song, D. 2014. A study on the influence of pay-out ratio on the management performance on the firms. *Korea International Accounting Review* 58 : 126–142. [Printed in Korean]

Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., and Williamson, R. 1999. The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics* 52 (1) : 3–46.

Park, H., Shin, H., and Ko, J. 2014. Earnings transparency, information asymmetry and cost of capital. *Korean Accounting Journal* 23 (4) : 43–78. [Printed in Korean]

Rozeff, M. S. 1982. Growth, beta and agency costs as determinants of dividend payout ratios. *Journal of Financial Research* 5 (3) : 249–259.

Ryu, H., Kim, S., and Choi, G. 2021. Managerial ability, corporate life cycle and dividend payout policy. *Korean Accounting Journal* 30 (2) : 1–47. [Printed in Korean]

국내 참고문헌

고창열 · 김봉현 · 고봉조, 2016, “경영자능력이 정보비대칭에 미치는 영향”, 글로벌경영학회지, 제13권 제1호 : 77–94.

고창열 · 박준호 · 정훈 · 유관희, 2013, “DEA를 이용한 경영자 능력이 기업성과에 미치는 영향에 관한 연구”, 관리회계연구, 제13권 제1호 : 165–200.

김새로나 · 유현수, 2024, “이익투명성이 신용등급에 미치는 영향 : 경영자 과신성향을 고려하여”, 인터넷전자상거래연구, 제24권 제6호 : 451–477.

김새로나 · 유현수, 2025, “경영자 능력 및 소유집중도는 이익투명성과 신용등급 간에 어떤 차이를 야기하는가?”, 산업연구, 제49권 제2호 : 115–148.

김새로나 · 최준혁, 2022a, “경영자 과신성향이 기업의 배당정책에 미치는 영향 : 기업수명주기를 고려하여”, 세무회계연구, 제74호 : 167–198.

김새로나 · 최준혁, 2022b, “경영자 지분율이 과신성향과 배당정책의 관계에 미치는 영향”, 기업경영연구, 제29권 제5호 : 175–199.

김확열 · 김형석 · 서정구, 2015, “소유경영자에 의한 이익조정과 배당성향에 관한 연구”, 회계와정책연구, 제20권 제4호 : 85–110.

목남희 · 송동섭, 2014, “기업의 경영성과가 배당성향에 미치는 영향”, 국제회계연구, 제58권 : 126–142.

박희진 · 신호영 · 고종권, 2014, “이익투명성 및 정보비대칭과 자기자본비용”, 회계저널, 제23권 제4호 : 43–78.

유현수 · 김새로나 · 최규담, 2021, “경영자 능력, 기업수명주기 및 기업의 배당정책”, 회계저널,

제30권 제2호 : 1-47.

이건 · 한승수 · 김응길, 2015, “경영자 능력이 보수주의에 미치는 영향에 관한 연구”, 회계학연구, 제40권 제3호 : 257-297.

황규영 · 김응길, 2018, “경영자의 자기과신 성향과 배당성향의 관계 : 재벌기업을 중심으로”, 금융정보연구, 제7권 제1호 : 61-90.