

The Effect of Co-CEO Structure on the Likelihood and Accuracy of Management Forecasts

복수경영자 구조가 경영자 예측정보 공시여부 및 정확성에 미치는 영향

Jae Eun Shin(First Author)
Korea University of Technology & Education
(jeshin@koreatech.ac.kr)
Gun Lee(Corresponding Author)
Changwon National University
(gunlee@changwon.ac.kr)

.....

This paper examines the relationship between co-CEO structure and management forecast. Using 22,221 firm-year observations from year 2002 to 2019, we find the following results. First, we find a positive relation between co-CEO structure and the likelihood of management forecast issuance. Specifically, we find that firms with a co-CEO structure are more likely to issue a forecast for sales and operating earnings. Second, we find a negative relation between co-CEO structure and forecast error. The forecast error for sales, operating earnings, and earnings appears to be smaller for firms with a co-CEO structure compared to firms with a sole-CEO structure. Our results are consistent with co-CEOs having higher quality of private information compared to sole-CEOs, and co-CEOs delivering more forecasts to signal their ability in anticipation of future performance.

Key Words: Co-CEO structure, Managerial forecasts, Forecast likelihood, Forecast accuracy

.....

1. 서론

본 연구는 복수경영자 구조의 도입여부가 경영자 예측정보 공시여부 및 예측정확도에 미치는 영향에 대해 실증분석했다. 전통적 기업 구조는 한 명의 최고경영자를 중심으로 계층화된 형태를 지니지만, 점차 경영환경이 복잡해지면서 한 명의 최고경영자가 모든 중요 의사결정을 효과적으로 수행하기 어려워

졌다. 이에, 일부 기업의 경우 기업내 두 명 이상의 최고경영자를 선임하는 형태로 최고계층에 다양한 기술과 경쟁력을 보유하고자 한다. 본 연구에서는 복수경영자 구조를 도입한 기업의 경우, 기업내 한 명의 최고경영자를 선임하는 단독경영자 구조에 비해 예측정보 공시 가능성이 높은지, 그리고 예측정보 공시의 정확도가 우수한지 살펴보고자 했다.

예측정보의 제공은 자발적 공시의 한 형태로, 경영자는 주주-경영자 간 정보비대칭 문제를 해소하고,

Submission Date: 10. 13. 2022
Revised Date: (1st: 03. 01. 2023, 2nd: 05. 02. 2023)
Accepted Date: 05. 03. 2023

기업 주식가치를 제고하고자 예측정보를 제공한다(Nagar et al., 2003). 투자자들은 경영자의 예측 정보 공시가 정보비대칭을 완화시켜 자본비용을 감소시키고 기업지배구조를 개선시킬 수 있다는 측면에서 경영자의 자발적 공시를 기대한다(Diamond & Verrachia, 1991; Nagar et al., 2003). 하지만, 예측정보가 사후적으로 부정확한 것으로 판명이 되는 경우 경영자는 평판의 훼손과 주식가치의 하락, 소송의 위험 등을 부담하기 때문에 예측력이 높은 기업일수록 자발적 공시를 제공하는 성향이 크다. Verrecchia(1982)는 경영자가 지닌 사적정보의 질에 따라 제공되는 공시의 양이 달라지는 이론적인 모델을 제시했다. 본 연구에서는 복수경영자가 미래 성과에 대해 우월한 예측력을 갖는지 여부를 살펴보고자 했으며, 복수경영자 구조가 경영자의 예측정보 제공에 미치는 영향을 예측정보의 공시여부와 예측 정확도로 나누어 살펴봤다.

복수경영자 구조 하에서 경영자가 지닌 사적정보의 질이 단독경영자에 비해 우수할 것으로 기대할 수 있다. 복수경영자 구조는 다양한 형태를 가질 수 있는데 여러 명의 최고경영자가 각기 다른 생산라인을 책임지는 형태(예. 한 명은 제품 A, 다른 한 명은 제품 B)가 있고, 각기 다른 기능을 수행하는 형태(예. 한 명은 기술개발을 담당하고, 다른 한 명은 재무 및 마케팅을 담당)가 있다(Choi et al., 2018). 형태와 관계없이 복수경영자 구조는 책임을 분산시킴에 따라 각각의 최고경영자는 정보 획득 및 처리에 경쟁력을 갖고, 미래 성과에 대해 우월한 예측력을 가질 것으로 예상할 수 있다. Pearce & Conger(2002)는 기업 내 여러 명의 최고경영자를 선임하는 것이 최고경영자로 하여금 보다 많은 정보를 획득하고 적시성 있는 의사결정을 가능케 한다고 제시했다. Baik et al.(2011)에서는 경영자 능력이 경영자 이익에

측치 제공 여부 및 빈도, 그리고 예측정확도에 미치는 영향을 살펴본 결과, 경영자 능력이 높을수록 이익예측치 제공성향(likelihood)이 높아지고, 제공 빈도(frequency)가 많아지며, 예측정보의 정확도(accuracy)가 높아지는 결과를 제시했다. 해당 연구에서는 이러한 결과에 대해 능력이 우수한 경영자의 경우, 자신이 기업의 미래 성과를 예측할 능력이 있다는 것을 투자자에 시그널링 하고자 예측치를 제공하는 것으로 해석했다. 미래의 성과에 대해 예측하는 능력은 경영자가 갖추어야 할 중요한 자질 중 하나이다. 미래에 대해 예측할 수 있어야 경제환경 변화에 대응해서 효과적으로 기업을 운영할 수 있기 때문이다(Trueman, 1986; Baik et al., 2011).

본 논문에서는 먼저 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보 공시여부가 높아질 것으로 기대하였고 이를 실증분석을 통해 확인하고자 하였다. 복수경영자가 단독경영자보다 미래 예측 능력이 우수하고, 경영자가 자신의 우수한 역량을 자본시장에 시그널링하고자 한다면 복수경영자 구조에서 예측정보를 공시하는 가능성이 높아질 것이다. 하지만 복수경영자 구조와 예측정보 공시여부 간의 관계에 대해 단방향 예측만 가능한 것은 아니다. 복수경영자들은 자신의 우월한 예측력을 바탕으로 자본시장에 정보를 제공하기 위한 목적이 아닌 자신들의 사적 유인을 추구하기 위한 목적으로 공시여부를 결정할 수 있다(Aboody & Kasznik 2000, Cheng & Lo, 2006). 복수경영자가 담합하여 자신들의 사적유인에 따라 부정적인 정보를 숨기는 등 기회주의적으로 예측정보의 성격과 공시의 시기를 조절한다면, 복수경영자 구조 하에서의 예측정보 공시여부가 단독경영자 구조 하에서와 비교해 차별적이지 않거나 낮아질 수도 있다.

다음으로 복수경영자 구조 하에서 예측하는 정보의 정확도가 단독경영자 구조 하에서보다 높아지는지 살

퍼보고자 했다. 경영자 이익예측치의 증가가 반드시 경영자들의 사적정보 제공의 증가로 해석될 수 없기 때문에 복수경영자 구조 하에서 예측정보의 정확도가 높아지는지는 별도의 실증 문제이다. 본 연구에서는 복수경영자가 미래 성과에 대한 사적 정보를 자본시장에 전달하고 자신의 우수한 예측력을 시그널링 하고자 예측정보 공시를 늘린다고 예측하였으며, 예측정보의 정확도 역시 복수경영자 구조 하에서 단독경영자 구조 하에서보다 높을 것으로 기대했다.

실증연구에 있어서는 2002년부터 2019년까지 유가증권 및 코스닥 상장기업 중 대표이사 정보를 구할 수 있는 비금융업종 기업을 사용해 분석했다. 공시여부의 측정은 경영자가 예측공시를 한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0인 더미변수를 사용하였다. 구체적으로, 경영자 예측정보 공시여부에 대한 더미변수를 종속변수로, 복수경영자 구조 여부에 대한 더미변수를 관심변수로 한 로짓 회귀분석에서 관심변수에 대해 유의미한 양(+)의 계수값이 나타난다면 복수경영자 구조가 예측정보 공시가능성을 높이는 것으로 해석하였다. 예측정확도의 측정은 경영자 예측치와 실제 보고수치 간의 차이를 이용했다. 예측정보는 종류에 따라 매출액과 영업이익, 세전이익, 당기순이익으로 구분하여 회귀분석을 수행했지만, 매출액에 비해 세전이익이나 당기순이익 예측치의 경우 표본의 수가 크게 감소하기 때문에 매출액 예측치를 중심으로 분석결과에 대한 해석을 제시했다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보를 제공하는 가능성이 단독경영자 구조 하에서보다 높아지는 것으로 나타났다. 이는 복수경영자들이 단독경영자보다 미래 성과에 대한 예측 능력이 우수하며, 자신의 예측력에 대해 투자자들에게 시그널링하는 수단으로 자발적 예측정보 공시를 이용하는 것으로 해석할 수 있

다. 예측 항목별로는 매출액과 영업이익, 그리고 세전이익에 대해서 공시 가능성이 높아졌다. 당기순이익에 대해서는 유의미한 결과를 발견하지 못했는데, 이는 당기순이익의 경우 경영자가 통제할 수 없는 외적 요인(예를 들어, 환율이나 파생상품 등)의 영향을 많이 받기 때문에 예측치 제공의 빈도가 낮기 때문으로 해석된다. 둘째, 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보의 정확성이 단독경영자 구조 하에서보다 높아지는 증거를 발견했다. 항목별로는 매출액과 영업이익에 대해서 복수경영자 구조와 예측오차 간 음(-)의 관계가 나타났다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 복수경영자 구조가 가져오는 영향에 대한 연구를 확장했다. 복수경영자 구조는 기업의 최고계층에 다양한 경쟁력과 기술을 가져올 수 있다는 장점을 지니지만, 기업에 혼란이나 비효율을 초래할 수 있다는 단점을 지닌다. 외부 자본시장 참여자의 입장에서 복수경영자 구조 도입이 득과 실 중 어떤 점이 크게 작용하는지에 대해서는 실무적으로도 중요한 의미를 갖는다. 본 연구에서는 복수경영자 구조가 가져오는 이득 중 정보환경 측면에서 예측정보의 공시여부와 정확성이 단독경영자 구조에서보다 높아진다는 증거를 제시했다. 둘째, 본 연구는 경영자의 개별 특성이 아닌, 경영자의 수에 따라 자발적 예측정보의 공시여부 및 공시 정확도가 달라지는 증거를 제시했다. 자발적 공시의 형태, 빈도 및 정확도는 경제적 요인(economic determinants)이나 기업 특성별(firm-specific), 시기 특성별(time-specific), 그리고 경영자 특성(manager-specific)에 따라 달라진다(Bamber et al., 2010). 본 연구에서는 복수경영자 구조를 도입한 비중이 높은 국내 상황을 이용함으로써 경영자 예측정보 공시의 결정요인으로 복수경영자 구조를 제시했다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장은 복수경영자 구조 도입에 따른 영향 및 경영자 예측정보 공시에 관한 선행연구를 정리하고 가설을 설정한다. 3장은 본 연구의 가설 검증 모형과 표본에 대해 설명한다. 4장은 본 연구의 실증분석 결과를 제시하고, 5장은 추가분석을 수행한다. 마지막으로 6장에서는 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 선행연구

2.1.1 복수경영자 구조

복수경영자 구조는 한 기업내 두 명 이상의 최고경영자가 선임되는 형태로 현대 기업 경영환경이 복잡해지고, 한 명의 최고경영자가 다양한 중대 의사결정을 효과적으로 하기 어려워짐에 따라 복수경영자 구조의 도입 효과에 관한 관심이 높아지고 있다. 복수경영자 구조의 경우 기업내 최고계층에 상호보완적인 기술과 관점을 가져올 수 있다는 점에서 단독경영자 구조에서보다 효과적인 의사결정을 가져올 수 있다(Arena et al., 2011; Arnone & Stumpf, 2010; Pearce & Conger, 2002). Pearce & Conger(2002)는 복잡한 영업환경에 직면한 기업의 경우, 최고경영자로 두 명 이상을 선임하여 다양한 경쟁력을 보유하는 것이 한 명의 최고경영자를 선임하는 것보다 나을 수 있다고 제시했다("two-heads are better than one"). Arena et al.(2011)은 복수경영자 구조 도입 뉴스에 대해서 양(+)의 누적 초과수익률(cumulative average abnormal returns)

이 나타나는 결과를 보이며, 시장에서 복수경영자 구조 도입에 대해 긍정적인 영향을 가져올 것으로 기대한다고 해석했다. 또한, 복수경영자 구조는 최고계층에 두 명 이상을 선임함으로써 한 명의 최고경영자에 의한 독단적인 의사결정을 방지하고 사적유인에 의한 기회주의적 행동을 방지할 수 있다. Choi et al.(2018)에서는 복수경영자 구조 하에서 최고경영자 간의 상호 모니터링이 내부통제기제로 작동함에 따라 감사위험이 줄어든다는 결과를 보고했고, Shin & Lee(2021)에서도 복수경영자 구조가 기업지배구조의 개선을 가져오는 증거를 조세회피의 측면에서 분석해 제시했다.

하지만 복수경영자 구조를 도입하는 것이 긍정적인 영향만을 가져오는 것은 아니다. 최고경영자로 두 명 이상을 선임하는 것은 Fayol(1949)의 명령일원화 원칙(unity-of-command)을 위배하여 비효율적이고 비효율적 의사결정을 초래할 수 있다. Fayol(1949)에 의하면 조직내 직원은 단 한 명의 상위자로부터 명령을 받아야 하며, 이러한 원칙이 위배되는 경우 권력이 떨어지고, 명령이 불분명해지며, 조직의 안정성이 침해될 수 있다. 복수경영자 구조가 중복된 보고나 보고체계에 있어서의 혼란, 책임소재의 불분명을 가져온다면 기업 의사결정 및 운영에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 또한, 최고경영자의 개인적 특성상 강한 자아 및 성격을 지니는 경향이 높는데, 복수의 최고경영자 간 의견 충돌이나 상호 간 경쟁이 있다면 기업에 미치는 부정적인 영향이 악화될 것이다(Alvarez & Svejnova, 2005; O'Toole et al., 2002). 기업지배구조 측면에서도 복수의 최고경영자가 담합하여 공통된 사적유인에 따라 기회주의적으로 행동한다면 복수경영자 구조가 내부통제기제로 작동하지 못하고, 주주-경영자 간의 대리인비용이 오히려 악화될 수 있다(Hasija et al., 2017).

2.1.2 경영자의 자발적 예측정보 공시

경영자는 기업의 정보위험(information risk)을 낮추고 투자자들의 미래성과 예측에 도움을 주고자 자발적 공시를 통해 자본시장에 정보를 제공한다. 투자자들은 경영자의 예측정보 제공이 정보비대칭을 완화하여 기업의 자본비용을 감소시키고 기업지배구조를 개선시킬 수 있으며 주주-경영자 간의 대리인 비용을 낮출 수 있다는 측면에서 경영자의 자발적 공시를 원한다(Diamond & Verrachia, 1991; Nagar et al., 2003). Trueman(1986)은 이론적 모형을 통해 기업가치를 극대화하고자 하는 경영자는 이익예측치를 제공하고자 하며, 예측정보 공시가 경영진이 기업의 경영환경에 대한 변화를 예측할 수 있는 능력이 있다는 것을 투자자에게 시그널링하여 기업가치를 제고할 수 있기 때문이라고 제시했다.

선행 실증연구에서는 경영자의 자발적 예측정보 공시 결정요인으로 기업 특성 및 경영자 유인을 살펴보았다. 기업 특성 측면에서는 기업 규모와 변동성, 기업지배구조, 소송위험의 정도 등에 따라 예측정보 공시 성향이 달라진다는 증거가 제시되었다(Waymire, 1985; Ajinkya et al., 2005; Cao & Narayanamoorthy, 2011). 구체적으로 Waymire(1985)는 이익의 변동성이 적은 기업의 경우 경영자의 이익예측치 공시빈도가 높은 증거를 제시했고, Ajinkya et al.(2005)는 사외이사의 비율이 높고 기관투자자 비중이 높을수록 경영자 이익예측치 공시여부 및 정확도가 높아지는 결과를 보였다. Cao & Narayanamoorthy(2011)는 사전적으로 측정된 소송위험이 큰 기업의 경우 미래 안 좋은 성과에 대한 예측치(bad news earnings forecast) 제공 성향이 높은 증거를 제시했다. 경영자 유인 측면에서는 경영자가 자본시장에서의 정보 비대칭을 줄이고자

예측공시를 제공한다는 증거와, 자신의 사적유인 추구를 위해 예측정보를 제공한다는 증거가 함께 존재한다. 예를 들어, Nagar et al.(2003)은 경영자의 주식기반보상과 경영자 이익예측치 제공 간에 양(+)의 관계가 있음을 보이며, 이러한 결과에 대해 경영자가 기업가치 및 자신의 주식가치 제고를 위해 이익예측치 제공의 빈도를 높이며, 주식기반보상이 정보비대칭을 줄이는 역할을 할 수 있다고 해석했다. 이에 비해, Aboody & Kasznik(2000)와 Cheng & Lo(2006)는 경영자가 자신의 스톡옵션 부여 시기나 사사주 취득 시기를 고려해 자발적 공시 제공 시기를 기회주의적으로 조정한다는 증거를 제시했다.

2.2 가설설정

본 연구에서는 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보의 공시여부와 예측정확도가 단독경영자 구조에서와는 차별적으로 나타나는지 살펴보고자 했다. 최고경영자는 기업내 최고 의사결정권자로서, 최고경영자의 특성 및 유인에 따라 자발적 공시의 한 형태인 예측정보의 특성 및 빈도가 달라지게 된다. Bamber et al.(2010)에서는 Hambrick & Mason(1984)의 upper echelons theory에 기반하여 경영자의 경력이나 경험에 따라 기업의 예측정보 공시 빈도와 정확도, 편향 등이 달라지는 증거를 제시했다. 본 연구는 경영자의 예측공시에 대한 영향을 살펴보기, 개별 특성요인이 아닌 경영자 구조(복수경영자)에 따른 영향을 살펴보고자 했다.

경영자 입장에서는 의무적 공시 외에도 자발적 공시를 통해 자본시장에 정보를 제공하고자 한다. 좋은 뉴스(good news)의 경우 주식 가치를 부양하는 효과가 있기 때문이며, 나쁜 뉴스(bad news)의 경우 소송의 위험과 침묵에 대한 투자자 페널티를 피하고

자 하기 때문이다(Verrecchia, 1983; Milgrom, 1981). 이처럼 경영자는 예측정보를 자발적으로 제공함으로써 자본시장에서의 정보비대칭 문제를 줄일 수 있으나, 사후적으로 공시한 예측치 정보가 부정확한 것으로 드러나게 되면 투자자들은 경영자의 미래 예측력에 의구심을 갖게 되며, 경영자는 평판 하락이나 시장에서의 추가페널티, 소송위험 등의 비용을 부담하게 된다. 따라서 예측정보 제공의 효익과 비용을 비교했을 때 미래 성과 예측력이 높은 경영자일수록(즉, 예측정보 공시의 비용이 낮은 기업일수록) 예측정보를 제공할 가능성이 높아진다. 경영자 능력과 경영자의 예측정보 공시여부 간의 관계를 살펴본 선행연구로 Baik et al.(2011)에서는 경영자 능력이 경영자 이익예측치 제공 여부 및 빈도에 양(+)의 영향을 미치는 결과를 제시했다. 해당 연구에 따르면 능력이 우수한 경영자의 경우, 자신이 기업의 미래 성과를 예측할 능력이 있음을 자본시장에 시그널링 하고자 하기 때문에 예측치를 제공하는 성향과 빈도가 높아진다. 또한, Baik et al.(2020)과 Demerjian et al.(2020)에서는 경영자 능력이 높은 경우 영구이익(permanent earnings)에서 일시적 요인(transient shocks)에 따른 영향을 보다 효과적으로 제거한다는 결과를 보임으로써 능력이 우수한 경영자가 현재와 미래의 기업 성과를 보다 정확히 예측한다는 증거를 제시했다.

본 연구에서는 먼저 복수경영자 구조 하에서 최고 계층에 다양한 경쟁력과 기술, 관점을 보유하기 때문에 단독경영자 구조 하에서보다 정보를 수집하고 처리하는데 유리하고, 미래지향적 정보에 대한 예측을 보다 효과적으로 수행할 것으로 예상했다. Arena et al.(2011)은 복수경영자 구조의 기업이 단일경영자 구조의 (매칭)기업에 비해 시장 가치가 높다는 결과를 보이며, 이는 복수경영자가 효과적으로 자원

을 통제하여 활용하는 증거를 제시한다고 해석했다. Carson et al.(2007)과 Cox et al.(2003)에서는 공유 리더십(shared leadership)이 기업내 정보 공유(information sharing) 및 헌신도(commitment)를 제고시키고, 보다 창의적인 문제해결을 가능케 함으로써 우수한 기업 성과를 가져올 수 있다고 제시했다. 국내자료를 이용한 연구로 Shin & Lee(2022)는 경영자 교체 이후의 누적초과수익률을 살펴봄으로써 복수경영자 구조를 도입한 기업의 경우 단독경영자 구조를 유지한 기업에 비해 미래 주식수익률이 높은 결과를 제시했다. 이는 기업 내 두 명 이상의 최고경영자를 선임하는 경우 중대 의사결정 이전에 보다 많은 정보의 취득 및 처리를 가능케 함으로써 기업 자원의 효율적인 활용을 가져오는 증거를 제시한다.

이처럼 복수경영자 구조 하에서 자원 통제 및 정보 공유가 보다 효과적으로 이루어져 경영자의 미래 경영 환경에 대한 예측력이 우월해진다면, 경영자들이 자신의 우월한 예측력을 시장에 시그널링하고자 공시여부를 높일 것으로 예상할 수 있다. 구체적으로, 복수경영자 구조는 다양한 형태를 보일 수 있는데, 대표적으로 각 최고경영자가 서로 다른 생산라인을 책임지는 형태가 있고, 각 최고경영자가 서로 다른 기능(예를 들어, 한 명은 기술개발을 담당하고, 다른 명은 재무 및 마케팅을 담당)을 수행하는 형태가 있다(Choi et al., 2018). 전자의 경우 각각의 경영자가 생산라인별 책임을 나눠서 지기 때문에 미래의 영업환경이나 생산 및 판매량에 대해 보다 효과적으로 정보를 획득하고 처리할 수 있을 것으로 예상할 수 있다. 후자의 경우에도 최고경영자 중 재무 기능을 담당하는 경영자가 있다면 한 명의 경영자가 모든 의사결정을 책임지는 단독경영자 구조에 비해 재무수치 예측력이 높을 것으로 예상할 수 있다. 이처럼 복수경영자 구조 하에서는 형태와 관계없이 단독경영

자 구조에 비해 미래 성과 예측력이 우월할 것으로 예상하였고, 이러한 우수한 미래성과 예측력이 공시여부의 증가로 이어지는지 분석하고자 하였다.

이에 비해 경영자들은 자신의 우월한 예측력을 바탕으로 자본시장 투자자들에게 유용한 정보를 제공하고자 하는 목적이 아니라 자신들의 사적 유인을 추구하기 위한 목적으로 공시여부를 결정할 수 있다. Aboody & Kasznik(2000)은 경영자가 자신의 스톡옵션 가치를 극대화하고자 스톡옵션을 받기 직전에 안 좋은 이익예측치를 제공한다는 증거를 제시했다. Cheng & Lo(2006)에서도 경영진들이 자기 회사의 주식을 취득하기 직전에 안 좋은 예측공시를 늘리는 증거를 제시했고, 경영진 중에서도 특히 최고경영자(CEO)에 대해서 해당 관계가 강하게 나타나는 결과를 보임으로써 예측정보 공시 의사결정에 있어서 최고경영자의 중요성을 시사했다. 복수경영자가 담합하여 자신들의 사적유인에 따라 기회주의적으로 예측정보의 성격과 공시의 시기를 조절한다면, 예측정보 공시 가능성이 낮아질 것이라는 예상도 가능하다.

본 연구에서는 두 가지 서로 다른 예측 중에서도 경영자 능력이 우수한 기업의 경우 자신의 우월한 예측력을 시장에 시그널링하고자 예측성향을 높인다는 Baik et al.(2011)의 연구와 일관되게 복수경영자 구조 하에서 예측정보 공시 가능성이 높아질 것으로 예상해, 다음과 같이 대립가설 형태로 가설 1을 설정했다.

가설 1: 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보

의 공시여부가 단독경영자 구조 하에서 보다 높아진다.

다음으로, 복수경영자 구조에서 경영자들이 제공하는 예측정보의 정확도가 단독경영자 구조에서와 비교해서 차별적인지 살펴보고자 했다. Barth(2003)는 경영자 이익예측치의 증가가 반드시 경영자들이 사적정보 제공을 늘리는 것으로 해석할 수 없기 때문에 경영자 예측치의 정확도가 높아지는지에 관한 확인이 동반되어야 한다고 제시했다.¹⁾ 앞선 가설 1의 예측에서와 같이 복수경영자가 단독경영자와 비교해 예측력이 높고, 자신의 경쟁력에 대한 시그널 목적으로 예측정보 공시를 늘린다면 복수경영자 구조에서의 경영자 예측정보의 정확성이 단독경영자 구조에서보다 높을 것으로 예상할 수 있다. 하지만 자발적 공시인 예측정보의 공시는 자본시장에 정보를 제공하기 위한 목적이 아닌 경영자 사적편익 추구를 위한 수단으로 수행될 수 있다(Aboody & Kasznik, 2000; Cheng & Lo, 2006). 만약 복수경영자 구조 하에서 예측정보 공시가능성의 증가가 경영자들이 담합하여 자신들의 사적이익을 추구하고자 공시의 시기를 기회주의적으로 조정할 결과라면 예측정보의 정확도는 높아지지 않을 수 있다.

본 연구에서는 복수경영자 구조 하에서 두 명 이상의 최고경영자가 상호 간에 견제 및 모니터링 역할을 수행할 수 있다는 측면에서 복수경영자들이 사적편익 추구보다는 자본시장에 정보를 제공하기 위한 목적으로 예측정보의 공시를 수행할 것으로 예상하였고, 다음과 같은 대립가설 형태의 가설 2를 수립했다.

1) 구체적으로, Nagar et al.(2003)은 경영자 주식기반보상과 경영자 이익예측치 제공의 빈도 간 양(+)의 관계를 제시하며, 이러한 결과에 대해 경영자 주식기반보상이 경영자들의 자본시장에 대한 사적정보 제공을 증가시키는 것으로 해석했다. Barth(2003)는 이에 대한 discussion paper에서 경영자 예측치의 증가가 경영자 사적정보 제공의 증가로 해석되기 위해서는 경영자 주식기반보상과 이익예측치의 정확도 간의 관계에 대한 분석이 필요하다고 제시했다.

가설 2: 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보의 정확성이 단독경영자 구조 하에서보다 높아진다.

경영자는 손익계산서 구조에서 매출액을 시작으로 영업이익과 당기순이익에 대한 예측치를 자발적으로 공시한다. 이 중 매출액의 경우 생산이나 판매상황에 따라 예측치 제공이 가능하지만, 당기순이익의 경우 환율이나 파생상품, 기타 일시적 요인 등 영업 외적인 변동 요소가 많기 때문에 공시 빈도가 낮다. Kim & Yoo(2014)에서는 매출액에 대한 예측정보를 공시한 기업 중 28%만이 당기순이익에 대한 예측치까지 제공한다고 제시했다. 이에, 본 연구에서는 경영자 예측정보의 정확성 측정을 위해 매출액을 주된 예측정보 제공치로 이용하였으며, 이는 Kim & Oh(2015)의 연구와 일관된다.

경 전 대표이사를 이전 변경 공시일까지 기입하는 방식으로 각 기말 시점의 대표이사를 파악했다. 다음으로 경영자 예측 공시는 전자공시시스템(DART)에서 영업실적 등에 대한 전망 공시를 수작업으로 수집하여 연구에 사용했다. 경영자 예측치의 경우 예측치에 대한 기준이 별도채무제표인 기업과 연결채무제표인 기업이 혼재되어 있다. 본 연구에서는 표본기간의 상당 부분이 국제회계기준 도입 이전 별도채무제표가 주 채무제표인 기간으로 구성되어 있고, 수집된 경영자 예측치 자료의 84%가 별도채무제표를 기준으로 공시됨에 따라 표본 선정의 일관성을 위해 연결채무제표 기준의 예측치 306개를 제외하였다. 재무자료 등 통제변수 측정에 필요한 자료는 TS-2000을 통해 수집하였으며, 회귀분석에 필요한 통제변수를 구할 수 없는 표본 3,064 기업-연도를 제외한 뒤 최종적으로 22,221 기업-연도 표본을 실증분석에 사용했다.

III. 연구모형 및 연구표본

3.1 표본의 선정

본 연구는 2002년부터 2019년까지 유가증권 및 코스닥 상장기업 중 비금융 업종 기업을 대상을 실증분석을 수행했다. 먼저 본 연구의 관심변수로 사용된 복수경영자와 관련된 자료는 전자공시시스템(DART)에서 대표이사 변경 공시를 수작업으로 수집함으로써 기말시점의 대표이사를 파악했다. 구체적으로 대표이사 변경 공시를 통해 대표이사 변경일을 기준으로 변경 전 대표이사와 변경 후 대표이사 정보를 수집하였고, 이를 기업-연도 재무자료에 병합한 뒤 변경 후 대표이사를 다음 변경 공시일까지, 변

3.2 연구모형

본 연구의 가설 1을 검증하기 위해 다음의 모형 (1)을 설정했다.

$$\begin{aligned}
 MF_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COCEO_t + \beta_2 SIZE_t \\
 & + \beta_3 ROA_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 BM_t + \beta_6 LOSS_t \\
 & + \beta_7 RET_t + \beta_8 LARGE\%_t + \beta_9 FOREIGN\%_t \\
 & + \beta_{10} AUDCOM_t + \beta_{11} ANALYST_t \\
 & + Industry\ dummy + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

〈변수설명〉

MF
 MF_ALL = t기 경영자 예측정보(매출액, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 예측치 중 하나라도 존재하는 경우)가 존재하

는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

MF_SALES = t기 경영자 매출액 예측정보가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

MF_OI = t기 경영자 영업이익 예측정보가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

MF_EBIT = t기 경영자 세전이익 예측정보가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

MF_NI = t기 경영자 당기순이익 예측정보가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

$COCEO$ = t기말 두 명 이상의 대표이사가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

$SIZE$ = t기말 시가총액에 자연로그를 취한 값;

ROA = t기 당기순이익을 t기말 총자산으로 나눈 값;

LEV = t기말 총부채를 t기말 총자산으로 나눈 값;

BM = t기말 순자산의 장부금액을 t기말 시가총액으로 나눈 값;

$LOSS$ = t기 당기순이익이 음수인 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

RET = t기 주가수익률(월별수익률을 이용해 산출한 Buy-and-Hold Return);

$LARGE\%$ = t기말 대주주 지분율;

$FOREIGN\%$ = t기말 외국인 투자자 지분율;

$AUDCOM$ = t기말 감사위원회가 설치된 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;

$ANALYST$ = t기 재무분석가 리포트 수에 자연로그를 취한 값;

종속변수는 경영자 예측정보 공시여부에 대한 더미변수(MF)이고, 관심변수는 복수경영자 구조에 대한 더미변수($COCEO$)이다. 먼저 종속변수로 경

영자 예측정보(매출액, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 예측치) 중 하나라도 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수(MF_ALL)를 설정하여 회귀분석을 수행했다. 다음으로 예측정보별로 공시여부가 달라질 수 있으므로 매출액(MF_SALES), 영업이익(MF_OI), 세전이익(MF_EBIT), 그리고 당기순이익(MF_NI)에 대한 예측정보 공시여부를 종속변수로 설정하여 회귀분석을 재수행했다. 만일 복수경영자 구조에서 경영자 예측정보의 공시 가능성이 높아진다면 $COCEO$ 에 대해 양(+)의 계수값이 나타날 것으로 기대했다.

통제변수는 Lee & Yoo(2022)의 연구를 참조하여 경영자 예측정보 제공에 영향을 줄 것으로 기대되는 기업규모($SIZE$), 수익성(ROA), 부채비율(LEV), Book-to-Market(BM), 손실여부($LOSS$), 주가수익률(RET), 대주주지분율($LARGE\%$), 외국인 투자자 지분율($FOREIGN\%$), 감사위원회 설치여부($AUDCOM$), 재무분석가의 예측정보 제공($ANALYST$)를 포함했다. 통제변수의 포함 근거로는 다음과 같다. 먼저, 기업규모($SIZE$)는 규모가 클수록 경영자 예측정보 공시 성향이 높아진다는 선행연구에 따라 포함했고(Ajinkya et al., 2005; Kasznik & Lev, 1995), 기업의 수익성이 자발적 공시에 영향을 미친다는 선행연구에 따라 회계적 성과(ROA)와 주식 성과(RET)를 통제변수로 추가했다(Lang & Lundholm, 2000). 부채비율(LEV)과 Book-to-Market(BM)의 경우 기업과 관련된 이해관계자의 규모와 관련이 있으며 이해관계자가 증가할수록 자발적인 정보제공이 증가한다는 선행연구에 따라 통제변수로 포함했다(Chow & Wong-Boren, 1987; Bradbury, 1992; Kwon et al., 2009, Lee & Yoo, 2012). 손실여부($LOSS$)는 순수실기업의 경우 미래 성과를 예측하는 것이 어렵기 때문에 예측정보 공시여부가 낮아진다는

선행연구에 따라 포함했다(Ajinkya et al., 2005; Brown, 2001). 다음으로 기업지배구조에 따라 자발적 공시의 유인이 달라진다는 선행연구의 결과에 기반하여 대주주지분율(LARGE%), 외국인투자자지분율(FOREIGN%), 감사위원회 설치 여부(AUDCOM) 변수를 통제변수로 추가했고(Morck et al., 1988; Eng & Mak, 2003), 재무분석가의 예측 정보 제공이 경영자의 자발적 공시에 강력한 동기가 될 수 있다는 선행연구에 따라 재무분석가 리포트 수(ANALYST)를 포함했다(Lang & Lundholm, 1996). 마지막으로 산업별 특성을 통제하고자 산업더미를 추가했으며 모든 회귀분석의 표준오차는 기업-연도별 클러스터링을 통해 추정했다.

다음으로 본 연구의 가설 2를 검증하기 위해 다음의 모형 (2)를 설정했다.

$$\begin{aligned}
 ERR_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COCEO_t + \beta_2 SIZE_t \\
 & + \beta_3 ROA_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 BM_t + \beta_6 LOSS_t \\
 & + \beta_7 RET_t + \beta_8 LARGE\%_t + \beta_9 FOREIGN\%_t \\
 & + \beta_{10} AUDCOM_t + \beta_{11} ANALYST_t \\
 & + \beta_{12} HORIZON_t + Industry\ dummy \\
 & + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

〈변수설명〉

ERR

ERR_SALES = t기 경영자 매출액 예측치에서 t기 실제 매출액을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값:

ERR_OI = t기 경영자 영업이익 예측치에서 t기 실제 영업이익을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값:

ERR_EBIT = t기 경영자 세전이익 예측치에서 t기 실제 세전이익을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을

취한 값:

ERR_NI = t기 경영자 당기순이익 예측치에서 t기 실제 당기순이익을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값:

HORIZON = t기 경영자 예측일부터 t기 결산일 까지 일자수에 자연로그를 취한 값.

나머지 변수는 모형 (1)에 정의되어 있음.

종속변수는 경영자 예측정보와 실제 발표 정보와의 차이(ERR)이다. 경영자 예측정보의 정확성이 높다는 것은 경영자가 예측해서 제공한 수치와 실제 발표 수치의 차이가 작다는 것을 의미한다. 따라서 복수경영자 구조에서 예측정보의 정확도가 높다면 COCEO에 대해 음(-)의 계수값이 나타날 것으로 기대했다. 모형 (2)에서도 예측치의 종류 - 매출액(ERR_SALES), 영업이익(ERR_OI), 세전이익(ERR_EBIT), 당기순이익(ERR_NI) - 에 따라 구분하여 예측오차를 계산해 종속변수로 설정했다.

통제변수로는 앞선 모형 (1)에서 사용된 변수 외에 경영자가 예측정보를 제공하는 시기에 따라 정확성이 달라질 수 있다는 선행연구의 결과에 따라 예측일과 결산일의 차이(HORIZON)를 추가로 포함했다(Lee, 2015).

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량 및 상관관계 분석

본 연구에서 사용하는 변수의 기술통계량은 <Table 1>과 같다. 먼저 복수경영자 구조에 대한 더미변수인 COCEO의 평균은 0.343로써 전체 표본의 34%가

〈Table 1〉 기술통계량

변수명	표본수	평균	표준편차	Q1	중위수	Q3
COCEO	22,221	0.343	0.475	0.000	0.000	1.000
SIZE	22,221	18.245	1.492	17.239	18.046	18.997
ROA	22,221	-0.020	0.181	-0.026	0.023	0.060
LEV	22,221	0.421	0.207	0.257	0.418	0.567
BM	22,221	1.218	0.949	0.553	0.970	1.599
LOSS	22,221	0.313	0.464	0.000	0.000	1.000
RET	22,221	0.152	0.722	-0.264	-0.019	0.329
LARGE%	22,221	0.396	0.174	0.265	0.391	0.515
FOREIGN%	22,221	0.065	0.112	0.002	0.016	0.072
AUDCOM	22,221	0.169	0.375	0.000	0.000	0.000
ANALYST	22,221	0.627	0.856	0.000	0.000	0.693
MF_ALL	22,221	0.073	0.260	0.000	0.000	0.000
MF_SALES	22,221	0.072	0.259	0.000	0.000	0.000
MF_OI	22,221	0.056	0.229	0.000	0.000	0.000
MF_EBIT	22,221	0.024	0.152	0.000	0.000	0.000
MF_NI	22,221	0.020	0.140	0.000	0.000	0.000
ERR_SALES	1,607	0.211	0.340	0.034	0.096	0.232
ERR_OI	1,238	0.053	0.089	0.009	0.026	0.060
ERR_EBIT	526	0.068	0.109	0.014	0.032	0.077
ERR_NI	441	0.064	0.113	0.011	0.027	0.063
HORIZON	1,621	5.457	0.701	5.509	5.737	5.817

〈변수설명〉

- COCEO = t기말 두 명 이상의 대표이사가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- SIZE = t기말 시가총액에 자연로그를 취한 값;
- ROA = t기 당기순이익을 t기말 총자산으로 나눈 값;
- LEV = t기말 총부채를 t기말 총자산으로 나눈 값;
- BM = t기말 순자산의 장부금액을 t기말 시가총액으로 나눈 값;
- LOSS = t기 당기순이익이 음수인 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- RET = t기 주가수익률(월별수익률을 이용해 산출한 Buy-and-Hold Return);
- LARGE% = t기말 대주주 지분율;
- FOREIGN% = t기말 외국인 투자자 지분율;
- AUDCOM = t기말 감사위원회가 설치된 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- ANALYST = t기 재무분석가 리포트 수에 자연로그를 취한 값;
- MF_ALL = t기 경영자 예측정보(매출액, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 예측치 중 하나라도 존재하는 경우)가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- MF_SALES = t기 경영자 예측정보(매출액 예측치만 해당함)가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- MF_OI = t기 경영자 예측정보(영업이익 예측치만 해당함)가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- MF_EBIT = t기 경영자 예측정보(세전이익 예측치만 해당함)가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- MF_NI = t기 경영자 예측정보(당기순이익 예측치만 해당함)가 존재하는 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수;
- ERR_SALES = t기 경영자 매출액 예측치에서 t기 실제 매출액을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값;
- ERR_OI = t기 경영자 영업이익 예측치에서 t기 실제 영업이익을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값;
- ERR_EBIT = t기 경영자 세전이익 예측치에서 t기 실제 세전이익을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값;
- ERR_NI = t기 경영자 당기순이익 예측치에서 t기 실제 당기순이익을 차감한 뒤 t기말 총자산으로 나눈 값에 절대값을 취한 값;
- HORIZON = t기 경영자 예측일부터 t기 결산일까지 일자수에 자연로그를 취한 값.

두 명 이상의 최고경영자를 선임한 것으로 나타났다. 기업규모(SIZE)의 평균값은 18.245, 성과(ROA)의 평균값은 -0.020, 부채비율(LEV)의 평균값은 0.421이다. 경영자 이익예측치 관련해서 MF_ALL의 평균값은 0.073으로 전체 샘플의 7.3%가 매출액, 영업이익, 세전이익, 그리고 당기순이익 중 어느 하나라도 예측치를 제공한 것을 의미한다. 각각의 예측치 제공 표본수는 ERR_SALES, ERR_OI, ERR_EBIT, 그리고 ERR_NI의 표본수에 제시되어 있다. 전체 표본 중 매출액에 대해 예측정보를 공시한 기업-연도는 1,610개인 반면, 당기순이익 예측정보를 공시한 기업-연도는 442개이다. 이는 당기순이익의 경우 외부 환경에 의한 영향을 받기 때문에

예측치 제공 기업의 수가 적은 것을 반영한다.

본 연구에서 사용한 변수 간의 상관관계는 <Table 3>과 같다. 주요 변수간의 상관관계를 살펴보면 복수경영자 여부를 나타내는 COCEO 변수와 경영자 이익예측 공시여부를 나타내는 MF_ALL 변수간에 유의한 양(+의 상관관계(Pearson 상관계수 0.04)가 나타났다. 또한 COCEO 변수는 MF_SALES, MF_OI, MF_EBIT 변수와도 유의한 양(+의 상관관계(Pearson 상관계수 각각 0.04, 0.03, 0.02)가 관찰되어 복수경영자 구조하의 기업에서 경영자 이익예측 공시가 더 많이 일어날 것이라는 예비적 결과를 보여주었다.

<Table 2> 상관계수표

변수명	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) COCEO	1	0.04	0.04	0.03	0.02	0.01	0.15	0.10	0.00	0.10	-0.11	0.01	0.07	0.09	0.10	0.09
(2) MF_ALL	0.04	1	1.00	0.87	0.55	0.51	0.17	0.08	0.05	-0.04	-0.09	0.05	-0.02	0.15	0.12	0.25
(3) MF_SALES	0.04	1.00	1	0.86	0.55	0.50	0.17	0.08	0.05	-0.04	-0.09	0.05	-0.02	0.14	0.12	0.25
(4) MF_OI	0.03	0.87	0.86	1	0.59	0.56	0.11	0.07	0.04	-0.03	-0.07	0.04	-0.01	0.09	0.08	0.18
(5) MF_EBIT	0.02	0.55	0.55	0.59	1	0.63	0.04	0.05	0.01	0.00	-0.06	0.04	0.00	0.07	0.02	0.12
(6) MF_NI	0.01	0.51	0.50	0.56	0.63	1	0.03	0.04	0.01	-0.01	-0.05	0.02	0.00	0.05	0.02	0.10
(7) SIZE	0.16	0.14	0.14	0.10	0.04	0.03	1	0.28	-0.10	-0.30	-0.24	0.17	0.04	0.51	0.49	0.70
(8) ROA	0.09	0.13	0.13	0.11	0.09	0.08	0.29	1	-0.27	0.14	-0.62	0.16	0.31	0.18	0.12	0.25
(9) LEV	0.01	0.05	0.05	0.04	0.02	0.01	-0.11	-0.31	1	-0.03	0.23	-0.03	-0.09	-0.10	0.05	-0.03
(10) BM	0.11	-0.05	-0.05	-0.04	-0.01	-0.02	-0.32	0.03	-0.06	1	-0.09	-0.22	0.21	-0.07	0.01	-0.16
(11) LOSS	-0.11	-0.09	-0.09	-0.07	-0.06	-0.05	-0.25	-0.80	0.21	-0.15	1	-0.14	-0.27	-0.18	-0.10	-0.25
(12) RET	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	0.02	0.26	0.28	-0.06	-0.21	-0.25	1	0.01	0.03	-0.02	0.05
(13) LARGE%	0.07	-0.02	-0.02	-0.01	0.00	0.00	0.06	0.26	-0.09	0.27	-0.27	0.07	1	-0.01	0.06	-0.01
(14) FOREIGN%	0.14	0.12	0.11	0.08	0.05	0.03	0.60	0.24	-0.12	-0.08	-0.20	0.10	-0.03	1	0.29	0.49
(15) AUDCOM	0.10	0.12	0.12	0.08	0.02	0.02	0.41	0.09	0.05	0.02	-0.10	0.02	0.07	0.31	1	0.38
(16) ANALYST	0.09	0.21	0.21	0.17	0.11	0.10	0.59	0.35	-0.05	-0.15	-0.26	0.11	0.02	0.47	0.30	1

1) 대각선을 기준으로 우상단의 수치는 Pearson 상관계수를 나타내며 좌하단 수치는 Spearman 상관계수를 나타냄. 굵게 표시된 상관계수는 5% 수준에서 유의함을 나타냄
 2) 변수의 정의는 <Table 1>을 참조할 것.

4.2 회귀분석 결과

〈Table 3〉은 복수경영자 구조가 경영자 예측정보 공시여부에 미치는 영향을 모형 (1)을 이용해 로짓 분석한 결과를 나타낸다. 종속변수는 매출액, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 예측정보의 구분없이 경영자가 예측치를 제공했으면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 *MF_ALL*이고, 관심변수는 복수경영자 구조 도입 더미변수인 *COCEO*이다. 분석결과, *COCEO*에 대하여 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 복수경영자 구조에서 예측정보를 공시하는 가능성이 단독경영자 구조에서 보다 높아지는 증거를 제시하며, 가설 1을 지지하는

결과이다. 통제변수를 살펴보면, 회계적성과(*ROA*) 및 주식성과(*RET*)가 좋고 당기순손실이 아니며, 부채비율(*LEV*)이 높고, 대주주 지분율이 낮을수록 (*LARGE%*), 그리고 추종 애널리스트(*ANALYST*)가 많을수록 예측정보 공시 가능성이 높은 것으로 나타났다.

〈Table 4〉는 복수경영자 구조가 경영자 예측정보 제공 가능성에 미치는 영향을 예측정보의 종류 - 매출액, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 - 에 따라 구분해서 살펴본 결과를 나타낸다. 분석결과, 종속변수가 *MF_SALES*, *MF_OI*, 그리고 *MF_EBIT*인 경우 복수경영자 구조 더미(*COCEO*)에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 발견했다. 이는 매

〈Table 3〉 복수경영자와 경영자 예측정보 공시여부

변수명	종속변수 = <i>MF_ALL</i>	
	Coeff. Est.	t-값
<i>Intercept</i>	0.244	0.39
<i>COCEO</i>	0.158***	2.79
<i>SIZE</i>	-0.143***	-4.38
<i>ROA</i>	1.458***	3.71
<i>LEV</i>	1.295***	8.27
<i>BM</i>	-0.091**	-2.39
<i>LOSS</i>	-0.291***	-3.17
<i>RET</i>	0.155***	4.14
<i>LARGE%</i>	-0.468***	-2.68
<i>FOREIGN%</i>	0.561**	2.16
<i>AUDCOM</i>	0.221***	2.92
<i>ANALYST</i>	0.813***	17.84
산업더미	포함	
Pseudo R ²	0.121	
Observations	22,221	

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의함을 나타내며 기업-연도별 클러스터링을 통해 측정된 표준오차를 기준으로 유의성을 표시함.

2) 변수의 정의는 〈Table 1〉를 참조할 것.

〈Table 4〉 복수경영자와 경영자 예측정보 공시여부(예측항목별)

변수명	(1) 종속변수 = MF_SALES		(2) 종속변수 = MF_OI		(3) 종속변수 = MF_EBIT		(4) 종속변수 = MF_NI	
	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값
Intercept	0.369	0.58	2.047***	2.93	5.551***	3.63	5.625***	3.55
COCEO	0.163***	2.86	0.156**	2.46	0.196**	2.02	0.084	0.79
SIZE	-0.149***	-4.55	-0.231***	-6.32	-0.481***	-9.05	-0.474***	-8.36
ROA	1.482***	3.76	1.445***	3.29	0.899	1.23	1.466*	1.65
LEV	1.312***	8.37	1.111***	6.33	0.724***	2.77	0.771**	2.57
BM	-0.104***	-2.71	-0.132***	-2.93	0.037	0.63	-0.127*	-1.67
LOSS	-0.292***	-3.17	-0.329***	-3.14	-0.693***	-3.90	-0.493**	-2.55
RET	0.149***	3.93	0.179***	4.44	0.319***	6.06	0.155**	2.25
LARGE%	-0.475***	-2.71	-0.387**	-2.03	-0.291	-1.00	-0.055	-0.17
FOREIGN%	0.564**	2.16	0.046	0.15	1.097***	2.82	0.626	1.32
AUDCOM	0.226***	2.98	0.177**	2.05	-0.081	-0.58	-0.040	-0.28
ANALYST	0.815***	17.76	0.826***	16.53	1.124***	15.66	1.064***	13.59
산업더미	포함		포함		포함		포함	
Pseudo R ²	0.120		0.098		0.109		0.091	
Observations	22,221		22,221		22,221		22,221	

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의함을 나타내며 기업-연도별 클러스터링을 통해 측정된 표준오차를 기준으로 유의성을 표시함.

2) 변수의 정의는 〈Table 1〉를 참조할 것.

출액과 영업이익, 그리고 세전이익에 대해서는 복수 경영자 구조 하에서 경영자 예측정보 공시여부가 단독경영자 구조 하에서보다 높아진다는 가설 1을 지지하는 결과이다. 이에 비해 종속변수가 MF_NI인 경우에는 COCEO에 대해 유의미한 계수값이 나타나지 않았다. 영업활동으로부터 발생하는 매출액이나 영업이익에 대해서는 경영자들의 예측이 가능하지만, 당기순이익의 경우에는 경영자가 통제할 수 없는 외적 요인(예를 들어, 환율이나 파생상품 등)의 영향을 많이 받는다. 당기순이익에 대해 유의미한 결

과를 발견하지 못한 것은 경영자 구조에 관계없이 예측치 제공의 빈도가 낮은데 기인한 것으로 보인다.²⁾

〈Table 5〉는 복수경영자 구조가 경영자 예측정보의 정확도에 미치는 영향을 모형 (2)을 이용해 OLS 회귀분석한 결과이다. 매출액, 영업이익, 세전이익, 당기순이익으로 구분하여 분석하였으며, 각각의 예측치가 있는 관측값만을 이용함에 따라 (1)열-(4)열의 표본 개수가 다르다. 분석결과, 종속변수가 ERR_SALES와 ERR_OI인 경우 복수경영자 구조 더미(COCEO)에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 계수

2) 경영자 예측공시를 분석한 여러 국내연구(예. Kim & Yoo, 2014; Kim & Oh, 2015; Lee & Yoo, 2022)에서는 당기순이익 예측치에 대한 표본의 제약으로 매출액 예측치를 기준으로 분석결과를 제시하고 있다.

<Table 5> 복수경영자와 경영자 예측정보의 정확도

변수명	(1) 종속변수 = ERR_SALES		(2) 종속변수 = ERR_OI		(3) 종속변수 = ERR_EBIT		(4) 종속변수 = ERR_NI	
	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값
Intercept	0.846***	5.17	0.348***	6.37	0.537***	4.62	0.502***	4.26
COCEO	-0.042**	-1.96	-0.008*	-1.86	-0.003	-0.88	-0.012	-1.90
SIZE	-0.041***	-4.36	-0.017***	-5.74	-0.024***	-4.12	-0.024***	-4.24
ROA	-0.413**	-2.52	-0.189***	-3.01	-0.147	-1.65	-0.231**	-2.35
LEV	0.110**	1.14	-0.037**	-2.74	-0.089**	-2.65	-0.058	-1.89
BM	-0.059***	-7.00	-0.020***	-7.34	-0.027***	-5.61	-0.026***	-5.42
LOSS	-0.026	-0.46	0.002	0.60	0.050*	1.70	0.044	1.39
RET	-0.010	-0.88	0.003	0.13	0.011*	1.29	-0.002	-0.57
LARGE%	-0.007	0.09	-0.042**	-2.80	-0.031	-1.39	-0.021	-0.98
FOREIGN%	0.212**	1.99	0.017	-0.31	-0.015	-0.94	-0.022	-1.38
AUDCOM	-0.010	-0.28	-0.000	-0.56	0.034**	1.81	0.012	0.52
ANALYST	0.027**	2.24	0.009***	3.29	0.011	1.69	0.017**	2.76
HORIZON	0.026*	0.57	0.016***	6.36	0.008	1.68	0.011	1.77
산업더미	포함		포함		포함		포함	
Adjusted R ²	0.069		0.196		0.180		0.245	
Observations	1,607		1,238		526		441	

1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의함을 나타내며 기업-연도별 클러스터링을 통해 측정된 표준오차를 기준으로 유의성을 표시함.

2) 변수의 정의는 <Table 1>를 참조할 것.

값을 발견했다. 이는 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보의 정확도가 단독경영자 구조 하에서보다 높아진다는 가설 2를 지지하는 결과이다. 다만 세진

이익(ERR_EBIT)이나 당기순이익(ERR_NI)에 대해서는 통계적 유의성이 나타나지 않았다.³⁾⁴⁾

3) 본 연구에서는 기업지배구조의 한 측면인 경영자 구조(복수경영자 구조)가 경영자 예측정보 공시여부 및 정확도에 미치는 영향을 살펴보고자 했다. 다만, 본 연구의 결과로는 해당 결과가 복수경영자 구조에 기인한 것인지, 여러 명의 경영자 중 전문성을 지닌 경영자를 선임한 영향인지 구분하기 어렵다는 한계점을 지닌다. 이에, 복수경영자의 전문성을 고려하고자 임원의 경력을 수집하여 재무-마케팅 경력(키워드 '재무', '회계', 'CFO', '재경', '마케팅', '경영지원')을 지닌 임원이 복수경영자 구조 하에서 대표이사로 재임하고 있는 소표본을 추출하였고, 이들을 전문성을 지닌 경영자로 구분하였다. 전문성을 지닌 대표이사가 복수경영자로 재임하는 경우, 그렇지 않은 복수경영자 구조에 비해 차별적인 공시여부 및 정확성을 보이는지 추가분석을 통해 확인한 결과 공시여부에는 차이가 없었으나 예측치의 정확성이 높아지는 결과를 확인했다. 이는 본 연구의 결과 중 공시여부에 대해서는 복수경영자 구조의 효과성에 기인한 반면, 예측치의 정확성에 대해서는 복수경영자 중 경영진의 전문성에 기인한 것으로 해석된다. 다만, 전문성을 지닌 대표이사와 그렇지 않은 대표이사를 구분함에 있어 임의성이 존재하고, 임원의 경력 관련하여 가용한 정보에도 한계점을 지니고 있기에 해당 결과를 본 연구에 포함하지는 않았다.

4) 본 연구는 코스피 및 코스닥 상장기업을 분석 대상으로 하고 있다. 상장시장(코스피, 코스닥)별 표본을 구분하여 분석을 재수행한 결과 예측정보 제공여부에 대한 결과는 코스피 표본으로부터, 예측정보 정확도에 대한 결과는 코스닥 표본으로부터 나타나는 것을 확인했다.

V. 추가분석

5.1 복수경영자 인원수에 따른 분석

본 연구에서는 복수경영자 구조가 경영자 예측정보 제공 여부 및 정확성에 미치는 영향을 살펴보았으며, 복수경영자 구조를 측정함에 있어 한 기업내 두명 이상의 최고경영자가 존재하는 경우 1, 한 명의 최고경영자가 존재하는 경우 0인 더미변수(COCEO)를 사용하였다. 본 장에서는 복수경영자 구조 여부 뿐 아니라 최고경영자의 수에 따라 예측정보 공시 여부 및 정확성이 높아지는지 살펴보고자 했다. 복수경영자 구조 하에서 자원 통제 및 정보 공유가 효과적으로 이루어져 경영자의 미래 예측력이 우월해지고 이로 인해 경영자 예측정보 공시 가능성과 정확도가 높아진다면, 최고경영자의 수가 많을수록 해당 효과가 강하게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 이에, 본 연구의 연구모형(모형(1)과 모형(2))에서 더미변수(COCEO) 대신 수준변수(COCEO_NUM)를 이용해 추가분석을 수행했다.

결과는 <Table 6>에 제시되어 있다. 관심변수는 기말 시점 대표이사의 수를 나타내는 COCEO_NUM이다. Panel 1을 보면 종속변수가 MF_SALES, MF_OI, 그리고 MF_EBIT인 경우 복수경영자 인원수 변수(COCEO_NUM)에 대해 양(+)의 계수값을 확인할 수 있다. 이는 복수경영자 인원수가 증가할수록 예측정보를 공시하는 가능성이 높아지는 결과를 나타내며, 세부 항목별로는 매출액, 영업이익, 그리고 세전이익에 대한 예측정보 제공 가능성이 높아졌다. 또한, Panel 2를 보면 종속변수가 ERR_SALES인 경우 COCEO_NUM에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값을 나타나 최고경영자의 수가

많을수록 매출액 예측정보의 정확도가 높아지는 결과를 확인했다. 이러한 추가분석 결과는 본 연구의 가설 1 및 가설 2에 대한 추가적 증거를 제시한다.

5.2 내생성 통제

마지막으로 내생성을 통제한 추가분석을 수행하였다. 특정 기업 특성이 복수경영자 구조 여부와 경영자 예측정보의 공시 여부 및 정확도에 영향을 미친다면 내생성의 문제를 가져오게 된다. 본 연구에서는 이러한 내생성에 대한 우려를 해소하고자 PSM(propensity score matching) 방법을 도입하여 복수경영자 구조의 표본과 유사한 특성을 지닌 단독경영자 구조의 표본을 선정하였고, 앞선 식(1)과 (2)에 따라 가설을 재검증하였다. 구체적으로, Arena et al.(2011)과 Shin & Lee(2021)을 참고하여 식 (3)의 매칭 모델을 구성하였고, 5% 이내의 차이(caliper)에서 복수경영자 표본과 유사한 성향을 보이는 단독경영자 표본을 선정하였다.

$$\begin{aligned}
 Prob(COCEO=1) = & \beta_0 + \beta_1 LNMV_{t-1} \\
 & + \beta_2 LEV_{t-1} + \beta_3 LNSEG_{t-1} + \beta_4 HHI_{t-1} \\
 & + \beta_5 FCF_{t-1} + \beta_6 LARGE PCT_{t-1} \\
 & + \beta_7 CHAEBOL_{t-1} + YEAR FE \\
 & + INDUSTRY FE + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{3}$$

<변수설명>

- COCEO : 기말 시점에 복수경영자가 존재하는 경우 1, 단독경영자가 존재하는 경우 0의 값을 갖는 더미변수;
- LNMV : 기말 시가총액에 자연로그를 취한 값;
- LEV : 기말 총부채를 기말 총자산으로 나눈 값;
- LNSEG : 사업 부문수에 자연로그를 취한 값;
- HHI : 기업의 매출액을 이용해 측정된 산업-연도별 Herfindahl-Hirschman Index;

(Table 6) 추가분석: 복수경영자 인원수에 따른 분석

Panel A: 예측정보 공시여부

변수명	(1) 종속변수 = MF_SALES		(2) 종속변수 = MF_OI		(3) 종속변수 = MF_EBIT		(4) 종속변수 = MF_NI	
	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값
Intercept	0.086**	2.24	0.165***	4.78	0.184***	7.74	0.157***	7.13
COCEO_NUM	0.015***	4.36	0.015***	4.64	0.006***	2.79	0.003	1.40
SIZE	-0.008***	-4.09	-0.012***	-6.43	-0.011***	-8.88	-0.009***	-7.96
ROA	0.040***	4.06	0.037***	4.04	0.011*	1.74	0.017***	2.67
LEV	0.070***	8.30	0.046***	6.04	0.011**	2.22	0.009*	1.82
BM	-0.005***	-2.59	-0.006***	-3.34	0.000	0.14	-0.003**	-2.13
LOSS	-0.014***	-3.58	-0.013***	-3.58	-0.010***	-4.83	-0.007***	-3.44
RET	0.011***	4.33	0.011***	4.58	0.009***	5.43	0.004**	2.41
LARGE%	-0.037***	-3.69	-0.021***	-2.41	-0.009	-1.57	-0.002	-0.42
FOREIGN%	0.070***	3.20	0.015	0.79	0.035***	2.69	0.015	1.25
AUDCOM	0.023***	4.16	0.013***	2.64	-0.003	-0.82	-0.001	-0.50
ANALYST	0.069***	19.00	0.053***	16.48	0.031***	13.04	0.025***	11.47
산업더미	포함		포함		포함		포함	
Pseudo R ²	0.081		0.057		0.028		0.019	
Observations	22,221		22,221		22,221		22,221	

Panel B: 예측정보의 정확도

변수명	(1) 종속변수 = ERR_SALES		(2) 종속변수 = ERR_OI		(3) 종속변수 = ERR_EBIT		(4) 종속변수 = ERR_NI	
	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값
Intercept	0.857***	5.19	0.352***	6.37	0.541***	4.63	0.512***	4.31
COCEO_NUM	-0.020*	-1.81	-0.002	-1.76	0.000	-0.46	0.001	-0.31
SIZE	-0.041***	-4.32	-0.018***	-5.69	-0.025***	-4.12	-0.025***	-4.33
ROA	-0.411**	-2.51	-0.189***	-3.00	-0.146	-1.64	-0.229**	-2.31
LEV	0.112**	1.17	-0.036**	-2.70	-0.088**	-2.62	-0.055	-1.79
BM	-0.061***	-7.16	-0.020***	-7.41	-0.027***	-5.67	-0.027***	-5.54
LOSS	-0.025	-0.45	0.002	0.61	0.050*	1.68	0.043	1.37
RET	-0.010	-0.88	0.003	0.11	0.011*	1.29	-0.002	-0.51
LARGE%	-0.007	0.07	-0.043**	-2.83	-0.031	-1.40	-0.023	-0.97
FOREIGN%	0.211**	2.00	0.017	-0.29	-0.014	-0.94	-0.023	-1.46
AUDCOM	-0.009	-0.23	-0.001	-0.56	0.034**	1.81	0.011	0.47
ANALYST	0.026**	2.22	0.009***	3.25	0.010	1.67	0.016**	2.69
HORIZON	0.026*	0.60	0.016***	6.37	0.008	1.71	0.012*	1.87
산업더미	포함		포함		포함		포함	
Adjusted R ²	0.067		0.194		0.180		0.243	
Observations	1,607		1,238		526		441	

1) * ** ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의함을 나타내며 기업-연도별 클러스터링을 통해 측정된 표준오차를 기준으로 유의성을 표시함.

2) COCEO_NUM 변수는 기말 시점 대표이사의 수를 나타내는 변수이며 나머지 변수의 정의는 (Table 1)를 참조할 것.

〈Table 7〉 추가분석: 내생성 통제

Panel A: 예측정보 공시여부

변수명	(1) 종속변수 = MF_SALES		(2) 종속변수 = MF_OI		(3) 종속변수 = MF_EBIT		(4) 종속변수 = MF_NI	
	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값
Intercept	-0.564	-0.74	0.780	0.89	4.639***	3.65	5.220***	3.77
COCEO	0.140**	2.06	0.129*	1.68	0.171	1.51	-0.062	-0.49
SIZE	-0.187***	-4.56	-0.280***	-5.95	-0.558***	-8.20	-0.567***	-7.59
ROA	1.516**	2.57	1.359**	2.06	1.364	1.30	1.199	0.96
LEV	1.722***	8.56	1.608***	6.93	1.198***	3.43	0.897**	2.26
BM	-0.152***	-3.29	-0.189***	-3.39	0.011	0.15	-0.166*	-1.77
LOSS	-0.250**	-2.08	-0.335**	-2.38	-0.396*	-1.81	-0.465*	-1.81
RET	0.180***	3.79	0.215***	4.16	0.325***	4.88	0.101	1.11
LARGE%	-0.438*	-1.96	0.023	0.09	-0.332	-0.88	-0.210	-0.51
FOREIGN%	1.015***	3.18	0.130	0.33	0.407	0.79	0.673	1.08
AUDCOM	0.290***	3.10	0.152	1.38	-0.160	-0.87	-0.185	-0.93
ANALYST	0.841***	14.44	0.871***	13.44	1.300***	14.19	1.171***	11.18
산업더미	포함		포함		포함		포함	
Pseudo R ²	0.126		0.094		0.116		0.091	
Observations	13,887		13,887		13,887		13,887	

Panel B: 예측정보의 정확도

변수명	(1) 종속변수 = ERR_SALES		(2) 종속변수 = ERR_OI		(3) 종속변수 = ERR_EBIT		(4) 종속변수 = ERR_NI	
	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값	Coeff. Est.	t-값
Intercept	0.876***	3.62	0.374***	5.67	0.595***	4.13	0.559***	3.64
COCEO	-0.032	-1.53	-0.014**	-2.48	-0.015	-1.22	-0.025*	-1.78
SIZE	-0.042***	-3.48	-0.019***	-5.29	-0.029***	-4.05	-0.029***	-4.13
ROA	-0.412	-1.64	-0.189**	-2.37	-0.178	-1.15	-0.255*	-1.83
LEV	0.084	1.24	-0.040**	-2.05	-0.122**	-2.51	-0.078	-1.43
BM	-0.052***	-4.46	-0.017**	-5.51	-0.026***	-3.77	-0.028***	-3.98
LOSS	-0.010	-0.21	0.003	0.18	0.046	1.27	0.034	0.93
RET	-0.009	-0.75	0.005	1.44	0.013	1.28	-0.005	-0.64
LARGE%	0.069	0.90	-0.019	-0.88	-0.006	-0.17	0.001	0.03
FOREIGN%	0.187*	1.77	0.018	0.79	0.003	0.05	-0.042	-0.99
AUDCOM	-0.003	-0.11	0.009	1.14	0.055**	2.41	0.041	1.57
ANALYST	0.031**	2.10	0.012***	2.87	0.016*	1.78	0.022***	2.73
HORIZON	0.015	0.75	0.015***	4.29	0.013**	2.18	0.019***	2.74
산업더미	포함		포함		포함		포함	
Adjusted R ²	0.079		0.206		0.232		0.321	
Observations	1,053		765		339		269	

1) * ** ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의함을 나타내며 기업-연도별 클러스터링을 통해 측정된 표준오차를 기준으로 유의성을 표시함.

2) 변수의 정의는 〈Table 1〉를 참조할 것.

FCF : (영업이익+유무형자산상각비-법인세비용-이자비용)을 기초 총자산으로 나눈 값;
LARGE PCT : 대주주1인과 특수관계인의 지분율;
CHAE BOL : 대규모 기업집단 소속 기업이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수.

내생성 통제 결과는 <Table 7>과 같다. Panel A를 보면, 종속변수가 *MF_SALES*와 *MF_OI*인 경우 복수경영자 구조 더미(*COCEO*)에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 발견하였다. 또한 Panel B에서는 종속변수가 *ERR_OI*와 *ERR_NI*인 경우 복수경영자 구조 더미(*COCEO*)에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이러한 결과는 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보의 공시가능성 및 정확도가 단독경영자 구조 하에서보다 높아진다는 본 연구의 가설을 지지한다.

VI. 결론

본 연구는 복수경영자 구조와 경영자 예측정보 간의 관련성에 대해 실증분석했다. 구체적으로, 복수경영자 구조에서 경영자들은 정보 획득 및 처리에 경쟁력을 갖고, 미래 성과에 대해 우월한 예측력을 가질 것으로 예상하여 경영자 예측정보의 공시여부 및 예측치의 정확도가 단독경영자 구조에서보다 높을 것으로 기대했다.

2002년부터 2019년까지 유가증권 및 코스닥 상장 기업 중 대표이사 정보를 구할 수 있는 비금융업종 기업을 사용해 분석했으며, 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보(매출액과 영업이익, 그리고 세전이익)의 공시여부

가 단독경영자 구조 하에서보다 높아지는 것으로 나타났다. 이는 복수경영자들이 단독경영자보다 미래 성과에 대한 예측 능력이 우수하며, 자신의 예측력에 대해 투자자들에게 시그널링하는 수단으로 자발적 예측정보 공시를 이용하는 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 복수경영자 구조 하에서 경영자 예측정보(매출액과 영업이익)의 정확성이 단독경영자 구조 하에서보다 높아지는 증거를 발견했다.

본 연구는 다음의 한계점을 지닌다. 첫째, 본 연구에서는 복수경영자 구조의 형태를 고려하지 않았다. 복수경영자 구조는 경영자 간 의사결정을 공동으로 하는 공동-복수경영자 구조와 각각의 경영자가 다른 경영자의 동의 없이 독립적으로 의사결정을 할 수 있는 각자-복수경영자 구조로 나눌 수 있다(Yoo et al., 2021). 본 연구는 예측정보 공시 자료의 제한으로 복수경영자 구조의 형태를 구분하지 않았다. 둘째, 본 연구에서는 복수경영자 구조가 경영자 예측정보 공시여부 및 정확도에 미치는 영향을 살펴봤지만, 해당 영향이 복수경영자 구조라는 구조적 특성에 기인한 것인지 여러 명의 복수경영자 중 전문성을 지닌 경영자를 선임한 영향인지 구분하기 어렵다. 셋째, 본 연구는 관심변수로 복수경영자 구조를 살펴보고 있으며, 이는 기업지배구조의 한 형태이다. 기업지배구조가 기업 의사결정에 미치는 영향을 살펴보는 다른 선행연구와 마찬가지로 실증분석에 있어 내생성을 완전히 통제하지 못한다는 한계점을 지닌다.

이러한 한계점에도 불구하고 기업 정보환경 측면에서 복수경영자 구조가 정보 비대칭을 완화하는 증거를 제시했다는 점에서 의의를 지닌다. 경영자는 자본시장에 정보를 제공하기 위한 목적이 아닌 자신의 사적유인을 추구하고자(예. 안 좋은 성과를 감추거나 주가를 인위적으로 부양하는 등) 예측정보의 시기를 조절할 수 있다. 예측정보의 공시가 의무공시가

아니기 때문에 시장에서는 공시되는 예측정보의 신뢰성에 의문을 품을 수 있다. Guan et al.(2020)은 서베이 기반으로 사회적 신뢰도(social trust)의 수준을 측정하여 신뢰도 수준이 낮은 국가에서 경영자 예측공시 성향이 낮은 결과를 보였다. 해당 연구에서는 이러한 결과에 대해 신뢰도 수준이 높은 국가에서는 투자자들이 예측공시를 미래 기업 성과를 예측하는 중요한 정보의 근거로 바라보는 반면 신뢰도 수준이 낮은 국가에서는 투자자들이 공시되는 정보를 할인(discount)해서 받아들이기 때문이라고 해석했다. 분석대상인 28개국 중에서 한국은 신뢰도 수준이 낮은(low-trust countries)로 구분되어 있다. 감독당국은 우리나라 자본시장에서의 신뢰도를 높임으로써 투자자들은 기업 공시를 믿고, 기업은 공시여부를 높이는 선순환 구조를 만들어야 할 것이다. 본 연구에서는 경영자 구조에 따라 자발적 공시의 한 형태인 예측정보의 제공 가능성 및 정확도가 달라지는 증거를 제시함으로써 기업 공시를 규제하는 감독당국에 정책적 시사점을 줄 것으로 기대한다.

참고문헌

- Aboody, D., and R. Kasznik(2000), "CEO stock option awards and the timing of corporate voluntary disclosures," *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), pp.73-100.
- Ajinkya, B., S. Bhojraj, and P. Sengupta(2005), "The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts," *Journal of Accounting Research*, 43(3), pp.343-376.
- Alvarez, J. L., and S. Svejnova(2005), *Sharing executive power: Roles and relationships at the top*. Cambridge University Press.
- Arena, M. P., S. P. Ferris, and E. Unlu(2011), "It takes two: The incidence and effectiveness of co-CEOs," *Financial Review*, 46(3), pp. 385-412.
- Arnone, M., and S. A. Stumpf(2010), "Shared leadership: From rivals to co-CEOs," *Strategy & Leadership*, 38, pp.15-21.
- Bamber, L. S., J. Jiang, and I. Y. Wang(2010), "What's my style? The influence of top managers on voluntary corporate financial disclosure," *The Accounting Review*, 85(4), pp.1131-1162.
- Baik, B., S. Choi, and D. B. Farber(2020), "Managerial ability and income smoothing," *The Accounting Review*, 95 (4), pp.1-22.
- Baik, B., D. B. Farber, and S. Lee(2011), "CEO ability and management earnings forecasts," *Contemporary Accounting Research*, 28(5), pp. 1645-1668.
- Barth, M.(2003), Discussion of "Compensation policy and discretionary disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 34(1-3), pp.311-18.
- Bradbury, M. E.(1992), Voluntary disclosure of financial segment data: New Zealand evidence. *Accounting & Finance*, 32(1), pp.15-26.
- Brown, L. D.(2001), "A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profits Versus Losses," *Journal of Accounting Research*, 39, pp.221-41.
- Cao, Z., and G. S. Narayanamoorthy(2011), "The effect of litigation risk on management earnings forecasts," *Contemporary Accounting Research*, 28(1), pp.125-173.
- Carson J. B., P. E. Tesluk, J. A. Marrone(2007), "Shared leadership in teams: an investigation of antecedent conditions and performance,"

- Academy of Management Journal*, 50(5), pp.1217-1234.
- Cheng, Q., and K. Lo(2006), "Insider trading and voluntary disclosures," *Journal of Accounting Research*, 44(5), pp.815-848.
- Choi, Y. S., J. Hyeon, T. Jung, and W. J. Lee(2018), "Audit pricing of shared leadership," *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(2), pp.336-358.
- Chow, C. W., and A. Wong-Boren(1987), "Voluntary financial disclosure by Mexican corporations," *Accounting Review*, pp.533-541.
- Cox J. F., C. L. Pearce, M. L. Perry(2003), "Toward a model of shared leadership and distributed influence in the innovation process," In *Shared Leadership: Reframing the How's and Why's of Leadership*, Pearce CL, Conger JA(eds). Sage Publishing: Thousand Oaks, CA, pp.48 - 76.
- Demerjian, P., M. Lewis-Western, and S. Mcvay (2020), "How does intentional earnings smoothing vary with managerial ability?," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 35(2), pp.406-437.
- Diamond, D., R. Verrecchia(1991), "Disclosure, liquidity and the cost of capital," *Journal of Finance*, 46, pp.392 - 413.
- Eng, L. L., and Y. T. Mak(2003), "Corporate governance and voluntary disclosure," *Journal of Accounting and Public Policy*, 22(4), pp.325-345.
- Fayol, H.(1949), *General and Industrial Management*, English translation. (Pitman, London).
- Guan, Y., G. J. Lobo, A. Tsang, and X. Xin(2020), "Societal trust and management earnings forecasts," *The Accounting Review*, 95(5), pp.149-184.
- Hasija, D. B., A. E. Ellstrand, D. L. Worrell, and H. D. Fowler(2017), "Two heads may be more responsible than one: Co-CEOs and corporate social performance," *Journal of Management Policy and Practice*, 18(2), pp.9-21.
- Hambrick, D. C., and P. A. Mason(1984), "Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers," *Academy of Management Review*, 9(2), pp.193-206.
- Kaszniak, R., and B. Lev(1995), "To warn or not to warn – Management disclosures in the face of an earnings surprise," *The Accounting Review*, 70, pp.113-34.
- Kim, S. M., and K. W. Oh(2015), "The effect of CEO age on management forecasts disclosure and accuracy," *Review of Accounting and Policy*, 20(5), pp.191-236.
- Kim, S. M., and S. W. Yoo(2014), "Disaggregated Management Forecasts and Its Role on Information Credibility," *Korean Management Review*, 43(5), pp.1647-1678.
- Kwon, S. Y., D. H. Lee, and M. H. Hwang(2009), "The accuracy of management earnings forecast after adopting regulation fair disclosure," *Korean Accounting Review*, 34(1), pp.107-141.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm(1996), "Corporate disclosure policy and analyst behavior," *The Accounting Review*, 71, pp.467 - 92.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm(2000), "Voluntary disclosure and equity offerings: reducing information asymmetry or hyping the stock?," *Contemporary Accounting Research*, 17(4), pp.623-662.
- Lee, D. H., and S. W. Yoo(2012), "Properties of Analysts' Forecast Revisions after Management Forecasts", *Korean Accounting Review*, 37

- (3), pp.309-344.
- Lee, D. Y.(2015), "Corporate social responsibility and management forecast accuracy," *Journal of Business Ethics*, 140(2), pp.1-15.
- Lee, H. R., and S. W. Yoo(2022), "ESG Bad News and Management Voluntary Forecast," *Korean Accounting Review*, 47(5), pp. 207-245.
- Milgrom, P.(1981), "Good news and bad news: representation theorems and applications," *Bell Journal of Economics*, 12, pp.380-391.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny(1988), "Management ownership and market valuation: An empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, pp.293-315.
- Nagar, V., D. Nanda, and P. Wysocki(2003), "Discretionary disclosure and stock-based incentives," *Journal of Accounting and Economics*, 34 (1), pp.283 - 309.
- O'Toole, J., J. Galbraith, and E. E. Lawler III(2002), "When two (or more) heads are better than one: The promise and pitfalls of shared leadership," *California Management Review*, 44(4), pp.65-83.
- Pearce, C. L., and J. A. Conger(2002), *Shared leadership: Reframing the hows and whys of leadership* (Sage Publications).
- Shin, J. E., and G. Lee(2021), "Co-CEO structure, tax avoidance, and firm value," *Korean Journal of Taxation Research*, 38(3), pp. 243-275.
- Shin, J. E., and G. Lee(2022), "Does Co-CEO adoption lead to better stock performance? An empirical analysis focusing on high-growth firms," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 51(4), pp.569-593
- Trueman, B.(1986), "Why do managers voluntarily release earnings forecasts?," *Journal of Accounting and Economics*, 8(1), pp.53-71.
- Verrecchia, R. E.(1982), "Information acquisition in a noisy rational expectations economy," *Econometrica*, 50, pp.1415-1430.
- Verrecchia, R. E.(1983), "Discretionary disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 5, pp.179-194.
- Waymire, G.(1985), "Earnings volatility and voluntary management forecast disclosure," *Journal of Accounting Research*, pp.268-295.
- Yoo, S. W., G. Lee, J. E. Shin, and J. Kim(2021), "Firm performance and the adoption of a co-CEO structure: Evidence from Korea," *Asia Pacific Journal of Management*, 38(4), pp.1351-1368.

-
- The author Jae Eun Shin is an assistant professor at School of Industrial Management, Korea University of Technology & Education. Her research interests include earnings informativeness, earnings management, and corporate governance.
 - The author Gun Lee is an associate professor at Accounting Department, Changwon National University. His research interests are corporate governance and corporate disclosure.