세무와회계저널
제24권 제5호 2023년 10월 pp.9～39
한국세무학회
https://doi.org/10.35850/KJTA.24.5.01
ISSN 1738－3323

복수경영자 구조와 주가급락위험
: 경영진 주식보유를 중심으로

홍준용* · 정남철**

〈요 약〉

본 연구는 복수경영자 구조가 주가급락 현상에 미치는 영향에 대하여 분석한다. 구체적으로, 기업이 복수의 최고경영자를 선임하였을 때 정보불균형의 대용치인 주가급락에 어떠한 영향을 미치는지 조사한다. 또한 최고경영자의 자사주 보유 여부에 따라 복수경영자 구조와 주가급락 현상 간의 관련성이 차별적으로 나타나는지를 조사한다.

한국채택국제회계기준 도입 이후인 2011년부터 2020년까지 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 15,544개 기업－연도 표본을 이용한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 복수경영자 구조는 주가급락과 음(－)의 관련성을 나타냈다. 이는 복수경영자 구조가 경영자 상호 간 견제와 감시를 통한 기업지배구조로서의 역할을 하여 주가급락 현상이 감소함을 시사하는 결과이다. 둘째, 복수경영자 구조를 도입한 기업 중 복수의 경영자가 모두 해당 기업의 주식을 보유하는 경우 주가급락과의 음(－)의 관련성이 더욱 두드러짐이 관찰되었다. 이는 경영자가 자사주를 보유하는 경우 주주와의 이해일치를 통해 주주가치의 극대화를 위한 의사결정이 이루어짐을 보고하는 선행연구(Allen 1981 ; 박종훈과 노은정 2008)와 일치하는 결과로, 복수의 경영자가 해당 기업의 주식을 보유함에 따라 대리인 문제가 완화되어 주주와 경영자 간 정보비대칭이 감소함을 의미한다.

본 연구의 차별적 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 복수의 경영자를 선임하는 경우 주가급락 현상이 감소함을 밝힘으로써, 기존의 선행연구에서 다루지 않은 측정치를 사용하여 복수경영자 구조의 효과성 관련 혼재된 결과에 대한 재검증을 수행하여 자본시장 참여자들에게 유용한 시사점을 제공하고 있다. 둘째, 본 연구는 복수경영자 구조 도입 자체의 영향뿐만 아니라 해당 경영자들의 자사주 보유 여부에 따라 해당 효과성이 차별적임을 제시하여 관련 연구를 확장하고 경영자 보상계약 관련 실무적인 시사점을 제공하고 있다는 데에 공헌점이 있다.

〈주제어〉 복수경영자 구조, 주가급락, 주식보유, 정보비대칭, 기업지배구조

* 한밭대학교 경상대학 회계학과 조교수, jyhong1290@hanbat.ac.kr, 주저자
** 홍익대학교 경영대학 조교수, jnc1208@hongik.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2023년 8월 13일 1차수정일 2023년 9월 25일 게재확정일 2023년 10월 9일

Ⅰ. 서 론

본 연구는 복수경영자 구조(co-CEO structure)가 주가급락(stock price crash)에 미치는 영향에 대해 조사한다. 구체적으로, 기업이 복수의 최고경영자를 선임할 경우 정보불균형의 대용치인 주가급락에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 이에 더하여 최고경영자의 자사주 보유 여부에 따라 양자 간의 관계의 변화에 대해 분석한다.

복수경영자 구조란 기업이 전통적으로 단일 경영자를 선임하는 형태에서 벗어나 경영효율화를 달성하기 위하여 2인 이상의 경영자를 선임하는 구조를 의미한다. 학계에서는 지속적으로 복수경영자 구조가 지니는 효과성을 연구하여 왔으며, 복수의 경영자 선임이 기업의 의사결정과정에 미치는 긍정적인 영향과 부정적인 영향이 모두 보고되고 있다. 즉, 복수의 경영자를 선임할 시 경영자 상호 간 견제와 감시(monitoring) 역할을 통한 지배구조 기제로서의 기능과 지식 공유를 통해 기업의 의사결정이 효과적으로 이루어짐을 주장하는 연구(Cox et al. 2003 ; Pearce and Conger 2003 ; Ensley et al. 2006 ; Carson et al. 2007 ; 신재은과 이건 2021 등)도 존재하지만, 반대로 복수경영자 간 파워 경쟁으로 상호 협력이 저해되어 오히려 기업성과를 해칠 수 있음을 주장하는 연구 또한 존재한다(Hackman 2002 ; Alverez and Svejenova 2005). 이와 같이 다수의 선행연구에서 복수경영자 구조의 도입 효과에 대해 그 결과를 보고하고 있지만 연구결과가 다소 혼재되어 있으며, 특히 복수경영자의 주식보유 여부가 그 효과성에 미치는 영향에 대한 연구는 매우 제한적이다. 따라서, 복수경영자 구조의 효과성에 대한 재검증의 필요성에 더하여 주식보유 여부에 따라 그 효과성이 차별적으로 나타나는지에 대한 추가적인 실증분석의 필요성이 존재한다.

본 연구는 복수경영자 구조 도입의 효과를 주가급락의 관점에서 조사한다. 주가급락은 주주와 경영자 간 정보불균형에 따른 대리인 문제의 결과로, 주주와 비교하여 상대적으로 정보적 우위에 있는 경영자의 제국건설(empire building) 유인에 따라 긍정적인 정보(good news)를 우선적으로 시장에 공개하고 부정적인 정보(bad news)는 축적하였다가 임계점에 도달하였을 때 한 번에 공개함에 따라 해당 기업의 주가가 폭락하는 현상이다(Kim et al. 2011a, 2011b). 이러한 주가급락과 복수경영자 구조 간 관계에 대한 선행연구는 부재한 상황으로, 관련 연구로 홍준용(2021)은 보유주식수 차이로 측정한 복수경영자 간 파워갭이 클수록 경영자 상호 간 감시(monitoring) 기능이 제 기능을 하지 못하여 주가급락의 가능성이 증가함을 보였다. 하지만, 동 연구에서는 복수경영자 구조 자체와 해당 경영자들의 주식보유 여부의 효과성에 대한 분석은 진행되지 않았다. 따라서, 상기한 바와 같이 본 연구는 복수경영자 선임과 해당 경영자들의 자사주 보유 여부가 주가급락 현상에 미치는 영향에 대해 실증분석을 진행하여 관련 연구를 확장하고자 한다.

이와 같은 연구목적을 달성하기 위하여 본 연구는 2011년부터 2020년까지 유가증권 시장

(KOSPI)과 코스닥(KOSDAQ) 시장에 상장된 기업을 대상으로, 15,544개 기업－연도 표본을 이용하여 연구를 진행한다. 복수경영자 구조 도입 여부에 대한 자료는 한국상장회사협의회 TS2000에서 입수하였으며, 주가급락은 선행연구(Chen et al. 2001 ; Kim et al. 2011)의 방법론에 따라 측정하였다.

분석 결과를 살펴보면, 첫째 복수경영자 구조 도입 여부와 주가급락 간 음(－)의 관계를 나타냈다. 이는 복수경영자 구조가 경영자 상호 간 견제와 감시를 통한 기업지배구조로서의 역할을 하여 주가급락 현상이 감소함을 시사하는 결과이다. 즉, 단독 경영자를 선임하는 기업과 비교하여 복수의 경영자가 존재하는 기업에서 주주와의 정보불균형이 완화된 결과 주가급락의 위험이 감소하는 것으로 해석된다. 둘째, 복수경영자 구조를 도입한 기업 중 복수의 경영자가 모두 해당 기업의 주식을 보유하는 경우 주가급락과의 음(－)의 관련성이 더욱 두드러짐이 관찰되었다. 이는 경영자가 자사주를 보유하는 경우 주주와의 이해일치를 통해 주주가치의 극대화를 위한 의사결정이 이루어짐을 보고하는 선행연구(Allen 1981 ; 박종훈과 노은정 2008)와 일치하는 결과로, 복수의 경영자가 해당 기업의 주식을 보유함에 따라 대리인 문제가 완화되어 주주와 경영자 간 정보불균형이 다소 감소하고 있음을 의미한다.

본 연구는 복수경영자 구조 관련 선행연구에 더하여 다음과 같은 공헌점을 가진다. 본 연구는 복수의 경영자를 선임하는 경우 주가급락 현상이 감소함을 밝힘으로써, 기존의 선행연구에서 다루지 않은 측정치를 사용하여 복수경영자 구조의 효과성 관련 혼재된 결과에 대한 재검증을 수행하여 자본시장 참여자들에게 유용한 시사점을 제공하고 있다. 더불어, 본 연구는 복수경영자 구조 도입 자체의 영향뿐만 아니라 해당 경영자들의 자사주 보유 여부에 따라 해당 효과성이 차별적으로 나타나는지에 대한 실증결과를 제시함으로써 관련 연구를 확장하고 경영자 보상계약 관련 실무적인 시사점을 제공하고 있다는 데에 공헌점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 복수경영자 구조, 주가급락 현상 관련 선행연구를 검토하고, 이를 토대로 연구가설을 설정하고, 제Ⅲ장에서는 본 연구의 표본 및 연구모형을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 실증연구 결과를 보고하고, 제Ⅴ장에서는 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 복수경영자 구조 관련 선행연구

복수경영자 구조는 기업이 단독 경영자를 선임하는 전통적인 형태에서 벗어나 2인 이상의 최고경영자를 선임하는 경영자 구조를 의미한다. 이러한 복수경영자 구조와 관련하여 그 효과성에 대한 다수의 연구가 진행되었으며, 복수경영자 구조에 이점(benefit)과 비용(cost) 측면이 모두 존

재함을 밝히고 있다.

첫 번째로, 복수 경영자 선임이 기업에 긍정적인 영향을 미친다는 이점(benefit) 측면의 선행연구로, Cox et al.(2003)과 Pearce and Conger(2003)은 복수경영자 체제 도입과 기업성과 간 관계에 대하여 분석하였으며 양자 간 양(+)의 관계가 있음을 밝혔다. 즉, 복수의 경영자 간 지식 및 기술의 공유가 이루어져 효과적인 의사결정을 통해 기업성과가 향상됨을 보였다. 또한, Carson et al.(2007) 역시 상기한 두 연구와 동일하게 복수의 경영자를 선임하는 경우 기업성과가 향상됨을 보였으며, 이에 대하여 동 연구는 복수경영자 구조가 그 자체로서 무형자산의 역할을 함을 주장하였다. 복수경영자 구조와 기업성과 간 양(+)의 관계를 보고하는 앞선 선행연구에 더하여 Choi et al.(2018)은 기업의 복수경영자 선임이 재무보고품질 역시 향상시킴을 보였다. 즉, 복수의 경영자 간 상호 감시 효과를 통하여 재무보고품질이 향상되며, 이에 따라 감사보수가 감소함을 보고하였다. 최근 연구로 신재은과 이건(2021)은 복수경영자 구조와 조세회피 간 음(−)의 관련성을 보고하였으며, 해당 연구 역시 최고경영자 상호 간에 모니터링이 효과적으로 작동하여 사적유인에 의한 기회주의적 의사결정이 감소하고 있다고 해석하였다. 홍준용과 이건(2021)은 복수경영자 구조와 원가행태의 상방탄력성 및 하방경직성 간 관계에 대하여 연구하였으며, 분석결과 양자 간에 양(+)의 관계를 보고하였다. 이에 더하여, 동 연구는 강화된 상방탄력성과 하방경직성이 기업의 미래성과에 긍정적인 영향을 미침을 보여 복수경영자 구조 하에서 강화된 비대칭적 원가행태가 복수경영자의 합리적인 의사결정의 결과임을 보였다.

상기한 복수경영자 구조의 긍정적인 효과와는 반대로 기업에 부정적인 영향을 미치는 비용(cost) 측면의 선행연구 또한 존재한다. Hackman(2002)과 Alverez and Svejenova(2005)는 앞선 선행연구와 동일하게 복수경영자 구조와 기업성과 간 관계에 대한 연구를 수행하였으나, 분석결과 음(−)의 관계가 관찰되어 복수의 경영자가 존재할 시 오히려 기업성과를 해칠 수 있음을 보였다. 해당 결과에 대해 동 연구는 복수 경영자 간 과도한 파워 경쟁으로 인해 상호 협력이 저해되어 비효율적 의사결정이 이루어지고 있음을 주장하였다. 이에 더하여 복수경영자 구조의 비용 측면에서 복수의 경영자 간 담합에 의한 동맹 형성으로 사적이익 편취에 협력하는 사례 또한 보고되고 있다.[1] 더 나아가, 복수경영자 간 이질성이 존재하는 경우 기업에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 선행연구가 존재한다. 즉, 공동경영자 간 기업 내에서 지니는 권력 혹은 권한의 차이가 존재하는 경우 상호 협력 기능이 저해되어 오히려 기업에 악영향을 미칠 수 있다. Pearce and Conger(2003)와 Sally(2002)에 의하면 공동경영자 간 기업 내에서의 영향력에 차이가 존재하는 경우 의사결정에 있어서 정보공유와 응집력을 저해할 수 있음을 주장하며, 앞서 언급한 Heckman(2002)은 만약 복수의 경영자 중 한 명의 경영자가 압도적인 권력을 지니는 경우 상호 간 리더십 공유를 저해할 수 있음을 제시하였다. 국내 연구로 홍준용(2021)은 복수경영자 간 재임기간과 보유주식수 차이로 측정한 최고경영자의 기업 내 영향력의 차이가 클수록 주가급락의 가능

1) “PetroTiger’s Former Co−CEO Avoids Prison in Bribery Case” (Bloomberg, 2015.06.17.)

성이 증가함을 보여 기업 내 경영자 간 권력의 차이가 기업 의사결정에 부정적인 결과를 가져올 수 있음을 제시하였다. 관련 연구로, 홍지연과 김수인(2021) 역시 복수경영자 간 영향력의 차이가 기업에 부정적으로 작용할 수 있음을 보였다. 동 연구는 최고경영자 간 영향력의 차이가 클수록 조세회피 수준이 증가하며, 특히 복수경영자 중 가족경영자가 포함되어 있는 경우 이러한 부정적인 효과가 강화되는 결과를 제시하고 있다.

이렇듯, 복수경영자 구조가 지니는 효과성에 관한 선행연구는 그 결과가 전반적으로 혼재되어 있다. 따라서, 지금까지 복수경영자 구조 관련 연구에서 크게 다루어지지 않았던 주주와 경영자 간 정보불균형의 측정치인 주가급락을 이용하여 그 효과성에 대해 재검증하는 것은 자본시장 참여자 측면에서 유용성을 제공할 것으로 판단된다.

2. 주가급락 관련 선행연구

앞서 서술하였듯, 주가급락이란 기업 내 축적된 부정적인 정보(bad news)가 임계점에 도달함에 따라 시장에 한 번에 공개됨에 따라 주가가 폭락하는 현상을 의미하며(Kim et al. 2011a, 2011b), 다수의 선행연구에서 주가급락의 다양한 결정요인에 대해 연구하고 있다. 주가급락의 원인과 관련된 첫 번째 흐름의 선행연구로는 주가급락을 주주와 경영자 간 정보불균형에 따른 대리인 문제의 결과로 설명한다. 두 번째 흐름의 선행연구는 주가급락을 경영자의 미래 성과에 대한 과도한 기대에 의한 결과로 설명한다.

주가급락 현상을 대리인 문제에 의한 결과로 설명하는 선행연구로, Hutton et al.(2009)은 이익조정과 주가급락 간 양(+)의 관계를 제시하여 재무보고품질이 낮은 기업의 주가급락 가능성이 높게 나타남을 보고하였다. 동일 흐름의 연구로 Chen et al.(2017)은 이익유연화와 주가급락 간 양(+)의 관계를 보고하였다. 동 연구는 이와 같은 결과가 재무분석가 수가 많거나 기관투자자 지분율이 높을 때 완화되는 결과를 보여 이익유연화와 주가급락 간 관계가 대리인 문제에 의한 결과임을 보였다. 상기한 선행연구를 요약하면 경영자가 기회주의적으로 이익을 조정하는 경우 해당 기업의 주가급락 발생 가능성이 증가하며, 지배구조가 강건할 경우 대리인 문제가 일부 통제되어 양자 간의 관계가 완화되고 있다고 해석할 수 있다. 대리인 문제를 통해 주가급락현상을 설명하는 대표적인 선행연구로, Kim et al.(2011a)은 조세회피와 주가급락 간 양(+)의 관계를 제시하며 세금을 회피하기 위한 경영자의 선택적 공시가 주가급락의 위험을 높이게 됨을 주장하였다. 즉, 조세 최소화라는 경영자의 기회주의적 목적을 달성하기 위하여 부정적인 정보를 기업 내부에 축적시킴에 따라 향후 주가급락의 발생가능성이 증가한다고 해석할 수 있다. Kim et al.(2011b)은 CEO와 CFO에게 스톡옵션 등의 주식보상을 하는 경우 주가급락의 위험이 증가함을 보였다. 이에 동 연구는 성과 중심의 보상을 받는 경영자는 사적이익을 편취하기 위한 목적으로 부정적인 정보를 숨기고 단기적인 성과를 최대화하기 위해 노력함으로써 향후 주가급락의 가능

성이 증가한다고 해석한다. 상기한 선행연구들은 모두 경영자의 기회주의적 의사결정에 의한 결과로 주가급락이 발생할 수 있음을 제시하고 있는 연구라고 할 수 있다.

두 번째로 주가급락 현상을 경영자의 미래성과에 대한 과대계상의 결과로 설명하는 선행연구로, Kim et al.(2016)은 경영자의 자기과신 성향과 주가급락 간 양(+)의 관계를 보고하며 경영자의 미래성과에 대한 지나친 낙관에 의해 주가급락의 위험이 증가함을 제시하였다. 구체적으로, 자기과신 성향을 지닌 경영자의 경우 투자안에 대한 미래 수익률을 과대계상하여 궁극적으로 음(−)의 현재가치를 지니는 투자를 추진함으로써 해당 기업의 주가급락 위험을 증가시킴을 밝혔다. Andreou et al.(2017)은 CEO의 연령이 낮을수록 주가급락의 위험이 증가함을 보였으며, 동 연구는 CEO가 커리어의 시작점에 있는 경우 미래성과에 대한 낙관으로 해당 기업 주가의 급락을 초래할 수 있음을 제시하였다. 이와 관련하여 국내 선행연구로 유혜영(2017)은 상기한 국외 선행연구와 동일하게 경영자의 자기과신 성향이 강할 경우 기업에 대한 긍정적 전망을 시장에 전달하기 위하여 부정적 정보의 공시를 보류함으로써 향후 주가급락의 발생 가능성을 증가시킴을 보였다.

상기한 경영자의 자기과신 성향 이외에 주가급락에 영향을 미칠 수 있는 경영자 특성에 관한 선행연구로 김호현(2020)은 경영자의 보유 주식수와 주가급락 간 양(+)의 관계를 보고하였다. 더 나아가, 경영자가 전문경영자일 경우보다 소유경영자일 때 주가급락의 가능성이 증폭됨을 제시하였다. 이에 동 연구는 경영자가 자사주를 보유하는 경우 주주보다 자신의 이익을 위하여 정보를 통제할 수 있음을 주장하였다. 비슷한 연구로 김현진(2020)은 전체 상근 등기임원 총 보수 중 최고경영자의 보수가 차지하는 비중으로 측정한 최고경영자 경영권 집중화 정도와 주가급락 간 음(−)의 관계를 제시하고 있다. 이에 동 연구는 최고경영자의 경영권 수준이 높을수록 회계보수성이 증가하기 때문으로 해석하였다. 요약하자면, 김호현(2020)에 따르면 최고경영자의 보유 주식수가 많을수록 정보투명성이 감소하는 반면, 김현진(2020)의 결과는 최고경영자의 영향력이 높을수록 오히려 정보투명성이 증대되는 결과라고 해석할 수 있겠다. 이 외에 경영자의 능력이 주가급락에 미치는 영향과 관련된 연구로 황인이와 이철현(2019)은 경영자의 능력과 미래 주가폭락위험 간 양(+)의 관계를 제시하였다. 즉, 능력이 높은 경영자의 경우 지금까지 쌓아 온 명성과 평판을 유지하고자 부정적인 정보를 숨기게 되고 이는 곧 미래의 주가폭락으로 이어지고 있음을 의미하며, 동 연구에 따르면 이러한 양자 간의 관계는 대리인 문제가 큰 집단에서 경영자의 기회주의적 정보 은닉이 증폭됨을 보였다.

앞서 다양한 선행연구를 통해 살펴보았듯, 미래의 주가급락 가능성은 대리인 문제, 미래에 대한 낙관적 전망, 그리고 다양한 경영자의 특성에 영향을 받을 수 있다. 이와 같이 경영자가 기업의 미래 주가급락에 영향을 미칠 수 있다는 연구결과는 경영자의 의사결정에 대한 효과적인 감독 기능이 필요함을 의미한다. 이에 본 연구에서는 경영자 구조의 특성 중 하나로 복수경영자 체제가 대리인이론 관점에서 미래 주가급락 가능성에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다.

3. 가설의 설정

본 연구에서는 복수의 경영자를 선임하는 경우 주가급락에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다. 다수의 선행연구에서 복수경영자 구조가 기업의 내부의사결정에 미치는 영향에 대한 연구가 진행되었으며, 그 결과 상반된 효과성이 모두 보고되고 있다(Hackman 2002 ; Cox et al. 2003 ; Pearce and Conger 2003 ; Alverez and Svejenova 2005 ; Ensley et al. 2006 ; Carson et al. 2007 ; Choi et al. 2018 ; 신재은과 이건 2021 ; 홍준용과 이건 2021 등). 이러한 상황에서, 본 연구는 기업이 단일 최고경영자를 선임했을 경우와 비교하여 복수의 최고경영자를 선임하였을 때 주가급락 현상이 차별적으로 나타나는지에 대해 분석함으로써 혼재된 선행연구의 결과를 재검증하고자 한다.

앞서 서술하였듯, 선행연구를 통해 주가급락을 유발하는 다양한 원인이 보고되고 있다. 그 중 대표적인 결정요인으로, 첫 번째 주주와 경영자 간 대리인 문제, 두 번째 경영자의 미래성과에 대한 기대가 있다. 즉, 주주와 경영자 간 정보불균형으로 인해 이익조정, 조세회피 등 경영자의 기회주의적 의사결정의 결과 주가급락 위험이 증가할 수 있으며(Hutton et al. 2009 ; Kim et al. 2011a, 2011b ; Chen et al. 2017), 경영자의 미래성과에 대한 기대 혹은 과대계상의 결과 부정적 정보를 기업 내부에 축적시킴으로써 주가급락의 위험이 증가할 수 있다(Kim et al. 2016 ; Andreou et al. 2017 ; 유혜영 2017).

본 연구는 이와 같은 다양한 주가급락의 결정요인 중 대리인 문제 측면에서 복수의 최고경영자를 선임했을 시 최고경영자 간 상호 영향이 기업 내부의사결정에 미치는 영향에 대해 실증분석을 한다. 만약 복수경영자 구조가 지배구조 기제로서 복수 최고경영자 간 견제와 감시의 역할을 한다면 대리인 문제가 완화되어 주가급락 위험이 감소할 것으로 기대되어 복수경영자 구조와 주가급락 간 음(−)의 관계를 가질 것이다. 즉, 일반적으로 경영자는 높은 이익을 보고하는 등 우호적인 시장반응에 기여하는 경우 이에 연동하여 높은 보수를 수취하거나 임기연장의 수혜를 누릴 수 있기 때문에, 이를 위해 사적효용을 극대화하는 방향으로 의사결정을 수행하여 결과적으로 기업환경의 불투명성이 증대될 수 있다. 하지만 복수경영자를 선임하는 경우 경영자 상호 간 사적효용 추구를 견제하는 지배구조기제로서 작용을 한다면 결과적으로 주가급락의 가능성을 완화시킬 수 있다. 반면에, 만약 복수의 경영자 간 제국건설(empire building)의 유인으로 불필요한 경쟁에 따라 오히려 상기된 경영자의 사적효용 추구가 극대화된다면, 복수 경영자와 주주 간 대리인 문제가 심화되어 주가급락과 양(+)의 관계를 보일 것으로 예상된다. 즉, 복수의 경영자가 높은 보수와 임기연장 등 수혜를 누리기 위하여 경쟁적인 환경에 놓이게 된다면 기업환경의 정보불균형이 심화될 가능성이 존재한다. 이에 따라 본 연구는 복수 경영자 선임과 주가급락 간 관계와 관련하여 다음과 같은 귀무가설 형태의 첫 번째 가설을 설정한다.

[가설 1] 복수경영자 구조는 주가급락과 관계가 없을 것이다.

본 연구는 [가설 1]에 더해 복수경영자의 주식보유 여부가 가설 1에서 분석한 복수경영자 구조와 주가급락 간 관계에 미치는 영향에 대해 분석한다. 즉, 복수의 경영자 간 상호작용의 효과성이 해당 경영자들의 주식보유 여부에 따라 차별적으로 형성되는지에 대해 분석한다.

선행연구에 따르면 경영자가 자사주를 보유하는 경우 대리인 문제가 완화됨을 보고하고 있다(박종훈과 노은정 2008). 즉, 경영자가 자사주식을 보유한다면 경영자와 주주 간 이해가 일치되어 주주가치를 극대화하는 방향으로 의사결정을 내릴 것으로 기대할 수 있다(Allen 1981 ; 박종훈과 노은정 2008). 이와 같은 논리를 바탕으로 복수경영자 구조를 고려하였을 때, 만약 복수의 경영자가 모두 자사주식을 보유한다면 대리인 문제가 완화되어 상호 감시와 정보 및 지식 공유 등 적극적인 협력을 통해 주주가치를 극대화하기 위하여 노력할 것으로 예상된다.

반면 경영자의 자사주 보유가 상반되는 효과를 지니고 있음을 보고하는 선행연구 또한 존재한다. 구체적으로, 김호현(2020)은 경영자의 자사주 보유 비중이 증가할수록, 그리고 경영자가 전문경영자가 아닌 소유경영자인 경우 주가급락의 가능성이 증폭됨을 제시하였다. 따라서, 복수의 경영자가 모두 자사주를 보유하는 경우 주주보다 자신의 사적 이익을 추구하기 위하여 정보를 통제하여 오히려 주가급락이 증대될 가능성 또한 존재한다.

요약하자면, 위와 같은 상반된 논리에 근거하여 복수 경영자의 자사주 보유 여부가 주가급락 발생 가능성에 영향을 미칠 것이라 예상할 수 있다. 만약 복수 경영자가 모두 자사주를 보유하여 주주가치 극대화를 위한 노력을 투입하는 지배구조기제로서의 역할을 한다면 주가폭락 가능성에 음(−)의 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 반면에, 자사주를 보유한 복수 경영자가 모두 정보를 통제하여 주주보다 본인의 이익을 추구하는 경우에는 반대로 주가폭락 가능성에 양(+)의 영향을 미칠 것이다. 이에 따라 본 연구는 다음과 같이 귀무가설 형태의 두 번째 가설을 설정한다.

[가설 2] 복수경영자의 자사주 보유는 복수경영자 구조와 주가급락 간 관계에 영향을 미치지 않을 것이다.

Ⅲ. 연구모형과 표본선정

1. 연구모형

가. 복수경영자 구조 측정치*(COCEO)*의 측정

본 연구의 관심변수인 복수경영자 여부(*COCEO*)는 한국상장회사협의회 TS2000 DB에서 대표이사가 2명 이상인 경우 1의 더미변수를 부여하여 측정하였다. 구체적으로 TS2000 DB 상 대

표이사를 나타내는 코드[2)]에 해당하는 대표이사의 이름을 각각 확인하여, 해당 인원이 2명 이상에 해당하는 경우 1의 지시변수를 부여하였다.

나. 주가급락위험 측정치(*CRASH* ; stock price crash risk)의 정의

본 연구에서는 복수경영자 구조와 주가급락 현상과의 관련성을 분석하기 위해 선행연구(Hutton et al. 2009 ; Kim et al. 2011, 2017 ; Chen et al. 2017)의 방법론을 이용하여 모두 3가지(*CRDUMMY, DUVOL, NCSKEW*)의 주가급락위험(*CRASH*)을 측정한다.

먼저 기업의 개별주간수익률의 정규분포를 가정한 후 각 회사－연도별로 개별주간수익률 평균에서 표준편차*3.2를 차감한 값을 기준점으로 하여, 개별주간수익률이 해당 기준점 이하로 연 1회 이상 하락하는 상황이 발생하였는지 여부(*CRDUMMY*)로 주가급락위험을 측정하였다. 다음으로 기업별로 개별주간수익률의 초과 대비 미달의 변동성(*DUVOL*)을 측정한다. 즉 다음의 식 (1)을 통한 회귀분석을 1차적으로 실시한 후 기업－연도별 잔차 값을 계산한다. 이후 해당 잔차 측정치에 1을 가산한 값에 다시 자연로그를 취하여 각 기업별 개별주간수익률(*W*)을 도출한다. 다음으로 기업별 주간수익률이 평균을 초과하는 경우는 상향 주, 평균에 미달하는 경우는 하향 주로 구분한 후 각 상향 및 하향 주의 표준편차를 구한다. 이후 식 (2)와 같이 하향 주 표준편차를 상향 주 표준편차로 나눈다. 해당 값에 다시 자연로그를 취한 뒤 기업별로 개별주간수익률의 초과 대비 미달의 변동성 정도를 측정한다.

$$R_{i,t} = a_0 + b_1 * r_{m,t-2} + b_2 * r_{m,t-1} + b_3 * r_{m,t} + b_4 * r_{m,t+1} + b_5 * r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$R_{i,t}$: i기업의 t주 주가수익률 ;
$r_{m,t}$: 지수를 이용하여 산출한 t주의 시장수익률 ;
$\varepsilon_{i,t}$: 식의 잔차항.

$$DUVOL_{i,t} = log\ [(n_{up-1}) \sum_{down} W_{i,t}^2 \ / \ (n_{down-1}) \sum_{up} W_{i,t}^2] \quad (2)$$

n_{up} : 기업별 개별주간수익률의 평균값을 기준으로 계산한 상향 주의 수 ;
n_{down} : 기업별 개별주간수익률의 평균값을 기준으로 계산한 하향 주의 수.

세 번째 주가급락 측정치는 기업별 개별주간수익률의 음의 왜도(*NCSKEW*)로 측정한다. 즉 식 (1)을 이용하여 기업별로 개별주간수익률(W)을 측정한 뒤, 식 (3)을 통하여 기업별 개별주간수익률의 3차적 적률값(왜도)에 －1을 곱하여 각 기업별 개별주간수익률에 대한 음의 왜도(*NCSKEW*)를 계산한다.

---

2) TS2000 DB의 임원세부정보 코드 상 0130(대표이사회장, 상임), 0310(대표이사사장, 상임), 0320(대표이사행장, 상임) 등 코드를 포함하였다.

$$NCSKEW_{i,t} = -[n(n-1)^{3/2}\sum W_{i,t}^{3}] \ / \ [(n-1)(n-2)(\sum W_{i,t}^{2})^{3/2}] \quad (3)$$

다. 연구모형의 설정

본 연구의 가설인 복수경영자 여부와 차기의 주가급락위험 간의 관련성, 그리고 경영진 주식 보유의 역할을 검증하기 위한 모형은 각각 식 (4) 및 (5)에 제시되어 있다.

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} \\ &+ \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \beta_8 BTM_{i,t} + \beta_9 LOSS_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t} \\ &+ \beta_{11} SD_{i,t} + \beta_{12} EDIV_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} CRASH_{i,t} \\ &+ ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SHARE_{i,t} + \beta_3 COCEO * SHARE_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} \\ &+ \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 BIG4_{i,t} + \beta_7 LAR_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 CFO_{i,t} \\ &+ \beta_{10} BTM_{i,t} + \beta_{11} LOSS_{i,t} + \beta_{12} RET_{i,t} + \beta_{13} SD_{i,t} + \beta_{14} EDIV_{i,t} \\ &+ \beta_{15} DA_{i,t} + \beta_{16} CRASH_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

<변수설명>

CRASH	: 주가급락위험(stock price crash risk) 측정치
−*CRDUMMY*	: 개별 주가수익률이 기준 이하로 연 1회 이상 하락 시 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
−*NCSKEW*	: 기업별로 측정한 주간 수익률의 음의 왜도 ;
−*DUVOL*	: 기업별로 측정한 주간 수익률의 초과 대비 미달 변동성 ;
COCEO	: 최고경영자가 복수(2인 이상)인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
SIZE	: 자산총계의 자연로그 값 ;
LEV	: 부채비율, 총부채를 총자산으로 나눈 값 ;
BIG4	: 외부감사법인을 대형 감사인(BIG4 회계법인)으로 선임한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
LAR	: 결산일 현재 최대주주 및 그 특수관계자 지분비율 ;
FOR	: 결산일 현재 외국인 투자 주주의 지분비율 ;
CFO	: 영업활동 현금흐름을 기초 시점의 총자산으로 나눈 비율 ;
BTM	: Book to market, 자본총계를 시가총액으로 나눈 비율 ;
LOSS	: 당기 포괄손익계산서 상 손실을 보고 시 1, 아니면 0 ;
RET	: 주별 수익률의 평균 값 ;
SD	: 주별 수익률의 표준편차 값 ;
EDIV	: 당기에 기업이 배당금을 지급한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
DA	: Dechow et al.(1995)에 의한 재량적 발생액 ;
SHARE	: 복수 최고경영자 모두가 주식을 보유한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
ID	: 산업별 고정효과(fixed effect) ;
YD	: 연도별 고정효과(fixed effect).

식 (4)에서 보는 바와 같이, 종속변수(*CRASH*)는 앞에서 기술한 세 가지의 측정방법을 이용하여 측정한, ① 주가급락사건 발생 여부(*CRDUMMY*), ② 기업별 개별주간수익률의 음의 왜도(*NCSKEW*) 및 ③ 개별주간수익률 기준 측정한 초과 대비 미달의 변동성(*DUVOL*)이다. 그리고 종속변수는 관심변수 및 통제변수보다 1기간 후(t+1)의 기준으로 측정한다. 관심변수는 복수경영자 여부(*COCEO*)로, 각 기업의 최고경영자가 1인 이상인 경우 1의 지시변수를 부여하는 방식으로 측정한다. 만약 복수경영자 여부에 따라 차기의 주가급락에 유의한 영향이 있다면 이는 β_1의 유의한 부호 값으로 나타날 것으로 예상된다. 그리고 본 연구의 두 번째 연구가설은 식 (5)를 통하여 검정한다. *SHARE*는 복수 최고경영자가 모두 주식을 보유한 경우 1을 부여한 지시변수로서, 복수경영자 구조와 주가급락과의 관련성이 경영진 주식보유에 따라 차별적으로 관련된다면, 복수경영자와 경영진 주식보유의 상호작용 효과의 회귀계수인 β_3에 역시 유의한 부호 값이 나타날 것으로 예측된다.

주가급락에 영향을 미치는 통제변수는 선행연구(Hutton et al. 2009 ; Kim et al. 2011, 2017 ; Chen et al. 2017 ; 강나라 등 2015 ; 김현아와 정남철 2023)에서 주가급락위험에 영향을 줄 수 있는 변수를 포함한다. Hutton et al.(2009)은 주가급락 측정치가 기업의 규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 장부가치 대비 시장가치 비율(*BTM*)과 관련되어 있음을 제시하였다. 국내 선행연구(강나라 등 2015 ; 이상혁 등 2021 ; 김현아와 정남철 2023)에 따라 기업 내외부 기업지배구조를 통제하기 위하여 대형 감사인 여부(*BIG4*), 최대주주 및 특수관계자 지분율(*LAR*) 및 외국인투자지분(*FOR*)을 모형에 포함하였다. 현금흐름과 재무정책의 영향을 모형에서 통제하기 위하여 영업활동으로 인한 현금흐름 비율(*CFO*), 손실 더미변수(*LOSS*) 및 배당지급 더미변수(*EDIV*)를 포함하였다. 또한 자본시장에서 발생하는 공통 영향을 통제하기 위하여 각 연도별로 주별 보유수익률의 평균 값(*RET*) 표준편차(*SD*)를 통제하였다. 각 기업 특유의 회계품질은 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 측정한 재량적발생액(*DA*)을 사용하여 통제하였다. 그리고 주가급락위험의 자기상관성을 반영하기 위해 당기의 주가급락위험($CRASH_{i,t}$; $CRDUMMY_{i,t}$, $DUVOL_{i,t}$, $NCSKEW_{i,t}$)을 포함한다. 산업 및 연도별 고정효과(fixed effect) 통제를 위하여 산업(*ID*)과 연도(*YD*) 더미변수를 포함한다. 마지막으로 극단치 영향을 최소화하기 위하여 모든 연속형 변수는 각각 상·하위 각각 1%의 값으로 조정(wisorization)하였다.

2. 표본선정

본 연구의 표본기간은 한국채택국제회계기준 도입 이후인 2011년부터 2020년까지의 10년을 대상으로 한다. 표본은 FnGuide DB에서 자산총계 등 재무자료를 입수 가능하고, TS2000에서 복수경영자 구조를 확인할 수 있는 유가증권 및 코스닥 시장 상장기업 중 다음의 제외 조건에 해당하지 않는 상장회사를 표본으로 선정하였다.

(1) 결산기준일이 12월이 아닌 기업－연도
(2) 업종이 금융업 및 보험업에 해당하는 기업－연도
(3) 주가급락위험 및 재량적발생액 등 주요 변수를 구할 수 없는 기업－연도

<표 1>은 상기와 같은 표본 선정기준을 제시한다. 2011년부터 2020년까지 FnGuide 및 TS2000 DB에서 관련 자료를 이용 가능한 최초 표본은 총 21,229 회사－연도이며, 표본의 기간 및 업종 간 비교가능성을 제고하기 위하여 12월 말 이외의 결산표본(974 기업－연도)과 금융 및 보험업 표본(2,393 기업－연도)를 각각 제외하였다. 종속변수인 주가급락 측정치 및 재량적발생액 등 식 (1), (2)에 해당하는 통제변수를 구할 수 없는 표본(2,318 기업－연도)을 제외하여 최종 표본은 15,544 기업－연도로 확정하였다.

〈표 1〉 표본의 선정과정

구 분	표본수 (기업－연도)
2011년～2020년까지 FnGuide, TS2000에서 재무 및 경영진 자료 등을 입수 가능한 상장회사	21,229
(1) (차감) 결산기준일이 12월 말이 아닌 표본	(－)974
(2) (차감) 금융업 및 보험업을 영위하는 표본	(－)2,393
(3) (차감) 주가급락위험 및 재량적발생액 등 관련변수를 구할 수 없는 표본	(－)2,318
최종 표본	15,544

다음의 <표 2>는 본 연구에 사용된 표본의 분포에 대한 세부 특성을 제시한다. 먼저 <표 2>의 Panel A에서는 연도별 복수경영자 여부에 따른 분포를 제시한다. 이에 따르면 전체 표본(15,544 기업－연도)의 약 24.6%인 3,600 기업－연도에서 복수경영자를 선임한 것으로 나타났으며, 연도별로 21.6%(2018년)에서 25.5%(2020년)으로 그 선임 비율이 비교적 안정적인 추세를 보임을 확인 가능하다. <표 2>의 Panel B는 경영진 주식보유와 복수경영자 여부에 따른 분포를 연도별로 제시하는데, 경영진 전부가 주식을 보유하지 않은 경우(*SHARE*＝0)에는 복수경영자 구조가 약 35.1%로 나타나고, 경영진 전부 주식을 보유한 경우(*SHARE*＝1)는 복수경영자 구조 비율이 약 17%로 나타났다. <표 2>의 Panel C는 본 연구에 사용된 표본의 산업별 분포를 제시하는 바, 제조업을 영위하는 표본이 약 67%에 해당하고 이후 정보통신업(11.4%), 도소매업(8.2%) 및 과학기술업(6.3%) 순을 차지하는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 표본의 분포

[Panel A] 연도별 복수경영자 여부에 따른 분포

연도	1인(단수)경영자	복수경영자	합계	복수경영자 비율
2011	976	318	1,294	24.6%
2012	1,029	294	1,323	22.2%
2013	1,052	317	1,369	23.2%
2014	1,089	338	1,427	23.7%
2015	1,141	348	1,489	23.4%
2016	1,224	347	1,571	22.1%
2017	1,272	387	1,659	23.3%
2018	1,361	376	1,737	21.6%
2019	1,405	398	1,803	22.1%
2020	1,395	477	1,872	25.5%
합계	11,944	3,600	15,544	24.6%

[Panel B] 연도별·경영진 주식보유 여부에 따른 복수경영자 여부 분포

연도	경영진 모두 주식을 보유하지 않은 경우 (*SHARE*=0)				경영진 모두 주식을 보유한 경우 (*SHARE*=1)			
	1인 경영자	복수 경영자	합계	비율	1인 경영자	복수 경영자	합계	비율
2011	229	154	383	40.2%	747	164	911	18.0%
2012	323	153	476	32.1%	706	141	847	16.6%
2013	260	155	415	37.3%	792	162	954	17.0%
2014	300	166	466	35.6%	789	172	961	17.9%
2015	325	174	499	34.9%	816	174	990	17.6%
2016	346	174	520	33.5%	878	173	1,051	16.5%
2017	379	212	591	35.9%	893	175	1,068	16.4%
2018	410	184	594	31.0%	951	192	1,143	16.8%
2019	419	218	637	34.2%	986	180	1,166	15.4%
2020	423	257	680	37.8%	972	220	1,192	18.5%
합계	3,414	1,847	5,261	35.1%	8,530	1,753	10,283	17.0%

[Panel C] 산업별 분포

구분/산업	제조	건설	도소매	운수	정보통신	과학기술	기타	계
표본수	10,377	496	1,282	228	1,770	981	410	15,544
비율	66.8%	3.2%	8.2%	1.5%	11.4%	6.3%	2.6%	100.0%

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 기술통계

<표 3>은 본 연구에 사용된 주요 변수에 대한 기술통계량을 제시한다. 차기에 주가급락위험이 발생할지 여부(*CRDUMMY*)는 평균 0.211, 표준편차 0.408로 나타났다. 또 다른 차기 주가급락위험 측정치 각각(*NCSKEW, DUVOL*)의 평균은 −0.176, −0.079, 각각의 중위수는 −0.199, −0.088로 선행연구들과 유사한 분포를 제시한다. 또한 전체 표본 중 약 23%에서 복수경영자 체제의 경영구조(*COCEO*)를 채택한 것으로 확인된다. 기업규모(*SIZE*)는 평균 18.970, 표준편차 1.366으로서 1% 값인 16.540과 99% 값인 23.635 등 넓게 분포되어 있음을 확인할 수 있다. 부채비율(*LEV*)은 평균적으로 약 38%에 해당하였고, 감사인을 대형회계법인으로 선임한 비율(*BIG4*)은 약 47%로 나타났다. 평균 최대주주 지분율(*LAR*) 및 외국인 지분율(*FOR*)은 각각 약 40%, 6%에 해당하였다. 한편, 최고경영자가 모두 1주 이상의 주식을 보유한 경우(*SHARE*)는 약 66%에 달하였다.

〈표 3〉 기술통계

표본 수(N=15,544)							
변수[1)]	평균	표준편차	1%	25%	중위수	75%	99%
$CRDUMMY_{i,t+1}$	0.211	0.408	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$NCSKEW_{i,t+1}$	−0.176	1.279	−4.492	−0.733	−0.199	0.284	5.127
$DUVOL_{i,t+1}$	−0.079	0.507	−1.505	−0.365	−0.088	0.181	1.620
$COCEO_{i,t}$	0.232	0.422	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$SIZE_{i,t}$	18.970	1.366	16.540	18.063	18.728	19.604	23.635
$LEV_{i,t}$	0.377	0.208	0.028	0.205	0.370	0.527	0.881
$BIG4_{i,t}$	0.471	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$LAR_{i,t}$	0.400	0.166	0.074	0.273	0.394	0.513	0.776
$FOR_{i,t}$	0.064	0.101	0.000	0.007	0.022	0.073	0.518
$CFO_{i,t}$	0.044	0.104	−0.312	−0.002	0.044	0.095	0.334
$BTM_{i,t}$	0.988	0.724	0.070	0.454	0.806	1.334	3.546
$LOSS_{i,t}$	0.297	0.457	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
$RET_{i,t}$	0.003	0.008	−0.011	−0.003	0.002	0.007	0.023
$SD_{i,t}$	0.073	0.053	0.018	0.045	0.062	0.086	0.289
$EDIV_{i,t}$	0.556	0.497	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
$DA_{i,t}$	0.004	0.118	−0.410	−0.042	0.008	0.056	0.378
$SHARE_{i,t}$	0.662	0.473	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

주1) 변수의 정의

CRDUMMY : (차기) 개별 주가수익률이 기준 이하로 연 1회 이상 하락 시 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
NCSKEW : (차기) 기업별로 측정한 주간 수익률의 음의 왜도 ;
DUVOL : (차기) 기업별로 측정한 주간 수익률의 초과 대비 미달 변동성 ;
COCEO : 최고경영자가 복수인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
SIZE : 자산총계의 자연로그 값 ;
LEV : 부채비율, 총부채를 총자산으로 나눈 값 ;
BIG4 : 외부감사법인을 대형 감사인(BIG4 회계법인)으로 선임한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
LAR : 결산일 현재 최대주주 및 그 특수관계자 지분비율 ;
FOR : 결산일 현재 외국인 투자 주주의 지분비율 ;
CFO : 영업활동 현금흐름을 기초 시점의 총자산으로 나눈 비율 ;
BTM : Book to market, 자본총계를 시가총액으로 나눈 비율 ;
LOSS : 당기 포괄손익계산서 상 손실을 보고 시 1, 아니면 0 ;
RET : 주별 수익률의 평균 값 ;
SD : 주별 수익률의 표준편차 값 ;
EDIV : 당기에 기업이 배당금을 지급한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0 ;
DA : Dechow et al.(1995)에 의한 재량적 발생액 ;
SHARE : (모든) 최고경영자가 주식을 보유한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0.

2. 상관관계 분석

<표 4>는 본 연구의 주요 변수 간의 Pearson 상관관계를 제시한다. 차기의 주가급락 관련 세 가지의 측정치위험 측정치(*CRDUMMY*, *NCSKEW*, *DUVOL*) 간에는 상관계수 값이 0.58, 0.54, 0.85로 유의수준 1% 하에서 유의한 양의 상관관계를 보여 측정치의 일관성을 확인하였다. 관심변수인 복수경영자 여부(*COCEO*)는 *CRDUMMY*와는 유의한 음의 상관성을 보였으나, *NCSKEW*, *DUVOL*과는 유의하지 않았다. 장부가치 대 시장가치 비율(*BTM*) 및 개별주간수익률의 평균(*RET*)는 차기 주가급락위험과 각각 유의한 음 및 양의 상관관계를 보였다. 최고경영자의 주식보유 여부(*SHARE*)는 차기의 *NCSKEW*, *DUVOL*의 2가지 주가급락 측정치와는 유의한 양의 상관성을 보였으나, *CRDUMMY*와는 유의하지 않았다. 단, <표 4>에 나타난 상관관계 분석은 변수 간의 개별적 관련성을 의미하므로, 다른 여러 변수를 통제한 상태의 분석결과는 다음 절의 회귀분석 결과를 참조할 필요성이 있다.

〈표 4〉 상관관계 분석(전체 표본 N=15,544)

변수	CRDUMMY	NCSKEW	DUVOL	COCEO	SIZE	LEV	BIG4	LAR	FOR	CFO	BTM	LOSS	RET	SD	EDIV	DA
NCSKEW	0.58															
	0.00															
DUVOL	0.54	0.85														
	0.00	0.00														
COCEO	−0.03	0.00	0.00													
	0.00	0.63	0.97													
SIZE	−0.05	0.06	0.09	0.15												
	0.00	0.00	0.00	0.00												
LEV	−0.01	−0.07	−0.07	0.02	0.17											
	0.48	0.00	0.00	0.00	0.00											
BIG4	−0.04	0.03	0.04	0.04	0.39	0.05										
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00										
LAR	−0.01	0.03	0.03	0.05	0.14	−0.11	0.15									
	0.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00									
FOR	−0.03	0.06	0.08	0.05	0.48	−0.10	0.24	−0.04								
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00								
CFO	−0.01	0.05	0.06	−0.01	0.15	−0.13	0.09	0.14	0.18							
	0.11	0.00	0.00	0.41	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00							
BTM	−0.03	−0.04	−0.04	0.06	0.25	−0.03	0.06	0.24	−0.03	−0.01						
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18						
LOSS	0.02	−0.09	−0.10	−0.04	−0.18	0.24	−0.10	−0.24	−0.16	−0.39	−0.07					
	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00					
RET	0.02	0.06	0.05	0.00	−0.11	0.00	−0.09	−0.05	−0.03	0.05	−0.28	−0.06				
	0.00	0.00	0.00	0.70	0.00	0.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00				
SD	0.00	−0.06	−0.07	−0.04	−0.23	0.12	−0.13	−0.16	−0.15	−0.15	−0.24	0.20	0.45			
	0.79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			
EDIV	−0.02	0.08	0.10	0.09	0.34	−0.19	0.17	0.29	0.25	0.25	0.23	−0.38	−0.08	−0.28		
	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
DA	0.00	0.05	0.04	0.01	0.01	−0.17	−0.01	0.09	0.00	−0.29	0.03	−0.31	0.04	−0.05	0.08	
	0.93	0.00	0.00	0.38	0.17	0.00	0.09	0.00	0.97	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
SHARE	0.01	0.04	0.03	−0.20	−0.12	−0.10	−0.09	−0.05	−0.06	0.04	−0.01	−0.06	0.00	−0.05	0.04	0.04
	0.36	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.60	0.00	0.00	0.00

주1) 변수 설명은 식 (4), (5)와 <표 3> 참조

주2) pearson 상관계수이며, 표 아래의 수치는 p−값을 나타냄

주3) 변수 중 *CRDUMMY*, *NCSKEW*, *DUVOL*은 t+1기의 통계값이며, 나머지 변수는 t기의 통계값을 나타냄

3. 회귀분석 결과

본 절에서는 전체 표본(N=15,544)을 대상으로 최고경영진의 복수 선임 여부와 주가급락 측정치와의 관련성 결과를 살펴본 후, 복수 선임 여부와 복수로 선임된 경영진의 주식보유 여부에 따른 상호작용 효과가 주가급락 측정치에 영향을 미치는지를 조사한다.

주요분석 이후 연구결과의 강건성 분석을 위하여 COVID-19 기간(2020년 이후)을 제외한 분석("다. 추가분석 1"), 최고경영진 수를 이용한 분석("라. 추가분석 2"), 매칭 및 균형표본을 이용한 분석("마. 추가분석 3") 및 복수경영자의 지분특성에 따른 차별적 영향력 분석("바. 추가분석 4")을 실시한 후 그 결과를 제시한다.

가. 복수경영자 구조와 주가급락위험과의 관련성

<표 5>는 연구가설 1 검정을 위하여 식 (4)에 따른 로짓 회귀분석((1)열) 결과와, 다변량 회귀분석 결과((2)열 및 (3)열)를 제시한다. <표 5>의 (1)열에서 제시된 로짓 회귀분석 결과에서 Wald chi^2 값은 996.72로 유의수준 1% 하에서 통계적으로 유의하였으며, (2)열 및 (3)열의 다변량 회귀분석 모형의 F 통계량도 26.98과 46.71로 모두 유의수준 1% 하에서 통계적으로 유의하여 모형은 적합하게 설계된 것으로 판단된다. Pseudo R^2은 0.062로, Adjusted R^2는 0.052와 0.064로 나타나 선행연구의 측정치 결과 값과 중요한 차이가 발생하지 않은 것으로 보인다.

<표 5>의 (1)~(3)열의 결과와 같이 관심변수인 복수경영자 여부(*COCEO*)는 세 가지 방식으로 측정한 차기 주가급락 측정치와 각각 유의수준 5%, 10%, 10% 하에서 각각 유의한 음의 관련성(*CRDUMMY*, 회귀계수 −0.112, t 통계량 −2.19 ; *NCKEW*, 회귀계수 −0.043, t 통계량 −1.87 ; *DUVOL*, 회귀계수 −0.017, t 통계량 −1.80)을 일관되게 보였다. 이와 같은 결과는 기업이 복수의 경영자를 선임할 경우, 여러 명의 최고경영자가 상호 간 견제 및 감시 역할을 수행하여 기업 내부의 지배구조로 작동하여, 궁극적으로 대리인비용 완화와 정보비대칭 문제를 줄여 주가급락위험 감소와 관련됨을 시사한다. 즉 1명의 최고경영자가 아닌 2명 이상의 최고경영자가 존재할 경우 상호 간의 견제효과로 인하여 기업 내 부정적인 정보의 축적 동기 및 가능성이 감소하여 향후 주가급락 현상이 감소할 수 있음을 제시하는 결과로 해석할 수 있다. 또한 복수경영자 여부는 본 연구에서 사용된 주가급락의 3가지 측정치 중 주가급락의 발생 여부(*CRDUMMY*)와는 유의수준 5% 하의 유의한 음의 관련성을 보인 반면, 기업별로 개별주간수익률의 초과 대비 미달의 변동성(*DUVOL*)이나, 기업별 개별주간수익률의 음의 왜도(*NCSKEW*)로 측정된 변동성 개념 측정치와는 유의수준 10% 하의 유의한 음의 관련성을 보여 그 유의성의 정도에서 차이를 보였다. 이와 같은 결과는 기업 내 복수경영자의 존재로 인한 견제효과가 부정적 사건 발생으로 인한 변동성 감소보다는, 회사의 보다 극단적인 형태로 나타나는 주가급락 사건 자체의 발생을 억제하는데 더욱 효과적일 수 있음을 시사한다.

한편, 주가급락 측정치에 영향을 미치는 통제변수의 회귀계수는 다음과 같이 분석된다. 기업

의 규모는 *CRDUMMY*로 측정된 차기 주가급락 위험과는 유의한 음의 관련성을 보였으나, *NCSKEW, DUVOL*로 측정된 주가급락 위험과는 양의 관련성을 제시하였다. 부채비율(*LEV*), 장부가치 대 시장가치 비율(*BTM*)은 *NCSKEW, DUVOL*로 측정된 주가급락 위험과 모두 유의한 음의 관련성을 나타냈고, *RET, EDIV*는 주가급락 위험과 양의 관련성을 보였다.

〈표 5〉 복수경영자 구조와 주가급락과의 관련성

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} \\ &+ \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \beta_8 BTM_{i,t} + \beta_9 LOSS_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t} \\ &+ \beta_{11} SD_{i,t} + \beta_{12} EDIV_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} CRASH_{i,t} \\ &+ ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

변수[1]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.298	0.68	−1.172	−5.67***	−0.670	−8.78***
$COCEO_{i,t}$	−0.112	−2.19**	−0.043	−1.87*	−0.017	−1.80*
$SIZE_{i,t}$	−0.090	−4.07***	0.062	5.96***	0.036	8.95***
$LEV_{i,t}$	0.022	0.20	−0.357	−5.50***	−0.147	−5.99***
$BIG4_{i,t}$	−0.039	−0.84	0.003	0.15	−0.003	−0.38
$LAR_{i,t}$	0.143	1.02	0.011	0.14	−0.003	−0.09
$FOR_{i,t}$	−0.182	−0.73	−0.037	−0.29	0.009	0.18
$CFO_{i,t}$	−0.229	−0.86	0.290	1.96**	0.055	0.99
$BTM_{i,t}$	−0.083	−2.35**	−0.106	−6.26***	−0.049	−7.42***
$LOSS_{i,t}$	0.016	0.27	−0.038	−1.21	−0.026	−2.16**
$RET_{i,t}$	7.548	2.45**	15.582	9.68***	6.106	9.63***
$SD_{i,t}$	−0.346	−0.73	−1.325	−4.04***	−0.531	−4.24***
$EDIV_{i,t}$	0.053	1.05	0.083	3.49***	0.051	5.39***
$DA_{i,t}$	−0.097	−0.45	0.382	2.83***	0.076	1.50
$CRDUMMY_{i,t}$	−0.093	−1.63				
$NCSKEW_{i,t}$			0.020	2.02**		
$DUVOL_{i,t}$					0.025	2.47***
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	996.72***		26.98***		46.71***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.062		0.052		0.064	
N	15,544		15,544		15,544	

1) 변수설명 : 식(4), (5)와 <표 3>의 설명 참조

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

3) 다중공선성 관련 분산팽창계수 통계량은 최대 5 이하임
4) t값은 회사별 clustering에 의한 통계량임

나. 복수경영자 구조와 주가급락 간 관련성에 대한 경영진 주식보유의 역할

<표 6>에서는 연구가설 2 검정을 위하여, 복수경영자 구조와 주가급락과의 관련성이 경영진의 주식보유 여부에 따라서 차별적인지 여부를 분석한 결과를 제시한다. 식 (5)에 따른 분석 결과를 살펴보면, <표 6> (1)열에 나타난 로짓 회귀분석 결과, 복수경영자 여부(*COCEO*) 및 경영진 주식보유 여부(*SHARE*) 각각은 주가급락 측정치인 *CRDUMMY*와 유의한 관련성이 없으나, 복수경영자 여부(*COCEO*)와 경영진 주식보유 여부(*SHARE*)의 상호작용효과는 유의한 음의 관련성(회귀계수 −0.234, t 통계량 −2.31)을 보였다.

<표 6> (2)열~(3)열의 다변량 회귀분석 결과, 예상과 달리 *SHARE* 변수 자체는 주가급락 측정치와 유의한 양의 관련성(*NCKEW*, 회귀계수 0.103, t 통계량 3.76 ; *DUVOL*, 회귀계수 0.030, t 통계량 2.85)을 나타냈으나, *COCEO***SHARE*의 상호작용효과는 유의한 음의 관련성(*NCKEW*, 회귀계수 −0.124, t 통계량 −2.58 ; *DUVOL*, 회귀계수 −0.034, t 통계량 −1.73)을 일관되게 나타냈다. 즉, <표 6> (2)열~(3)열에서도 복수경영진을 선임하였을 경우 모든 경영진이 주식을 보유한 경우(*COCEO*+*COCEO***SHARE*)에 모두 주가급락 측정치와 증분적으로 유의한 음의 관련성을 보였다. 이는 경영진 모두의 자사주 보유 자체는 주가급락위험에 부정적 요소로 작용되나, 복수경영진 선임과의 상호작용효과는 주가급락위험을 증분적으로 감소시키는 기재로 작용함을 시사하는 결과이다.

〈표 6〉 복수경영자 구조와 주가급락 간 관련성에 대한 경영진 주식보유의 역할

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SHARE_{i,t} + \beta_3 COCEO*SHARE_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} \\ &+ \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 BIG4_{i,t} + \beta_7 LAR_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 CFO_{i,t} \\ &+ \beta_{10} BTM_{i,t} + \beta_{11} LOSS_{i,t} + \beta_{12} RET_{i,t} + \beta_{13} SD_{i,t} + \beta_{14} EDIV_{i,t} \\ &+ \beta_{15} DA_{i,t} + \beta_{16} CRASH_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.262	0.60	−1.295	−6.14***	−0.705	−9.03***
$COCEO_{i,t}$	0.009	0.12	0.040	1.04	0.006	0.40
$SHARE_{i,t}$	0.040	0.77	0.103	3.76***	0.030	2.85***
$COCEO_{i,t}*SHARE_{i,t}$	−0.234	−2.31**	−0.124	−2.58***	−0.034	−1.73*
$SIZE_{i,t}$	−0.090	−4.07***	0.064	6.14***	0.037	9.06***
$LEV_{i,t}$	0.020	0.18	−0.350	−5.41***	−0.144	−5.90***
$BIG4_{i,t}$	−0.037	−0.78	0.009	0.41	−0.002	−0.18

〈표 6〉 복수경영자 구조와 주가급락 간 관련성에 대한 경영진 주식보유의 역할 (계속)

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
$LAR_{i,t}$	0.140	1.00	0.027	0.35	0.002	0.08
$FOR_{i,t}$	−0.177	−0.71	−0.017	−0.13	0.015	0.31
$CFO_{i,t}$	−0.227	−0.85	0.275	1.86*	0.052	0.94
$BTM_{i,t}$	−0.083	−2.34**	−0.105	−6.22***	−0.049	−7.38***
$LOSS_{i,t}$	0.015	0.26	−0.036	−1.18	−0.026	−2.12**
$RET_{i,t}$	7.490	2.43**	15.503	9.65***	6.078	9.59***
$SD_{i,t}$	−0.347	−0.73	−1.282	−3.93***	−0.518	−4.14***
$EDIV_{i,t}$	0.055	1.09	0.078	3.29***	0.050	5.23***
$DA_{i,t}$	−0.095	−0.44	0.367	2.73***	0.073	1.44
$CRDUMMY_{i,t}$	−0.094	−1.64				
$NCSKEW_{i,t}$			0.019	1.96**		
$DUVOL_{i,t}$					0.024	2.43**
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	998.24***		25.84***		43.54***	
Pseudo(Adjusted)R^2	0.063		0.052		0.064	
N	15,544		15,544		15,544	

1) 변수설명 : 식(4), (5)와 <표 3>의 설명 참조
2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
3) 다중공선성 관련 분산팽창계수 통계량은 최대 5 이하임
4) t값은 회사별 clustering에 의한 통계량임

다. 추가분석 1 : COVID−19 팬데믹 시기를 제외한 분석

Liu et al.(2021)에 따르면 COVID−19 팬데믹에 따른 공포 심리는 자본시장 투자자의 행태에도 영향을 미쳐 주가급락 현상에 미치는 영향이 COVID−19 팬데믹 전후에 달라질 수 있다. 이에 따라 본 연구의 결과가 COVID−19 팬데믹의 영향을 받을 수 있음을 고려하여 연구표본을 기존의 2010년~2020년이 아닌 2010년~2018년으로 대체하여 연구분석을 실시하였다.

<표 7>은 COVID−19 팬데믹 시기를 제외한 표본을 대상으로 한 식 (4), (5)의 분석결과를 제시한다. <표 7> Panel A에 따라 시기에 따른 표본을 달리한 분석에서도, 복수경영자 여부는 세 가지 방식으로 측정한 주가급락위험 모두와 각각 유의수준 5%, 10%, 10% 하에서 모두 유의한 음의 관련성을 나타내 <표 5>의 연구결과와 유사하였다. 이는 팬데믹 이전에도 복수경영자 선임 체계가 경영자의 부정적 뉴스 축적 감소와 체계적으로 관련되어 있음을 제시하는 결과로서,

본 연구의 결과가 COVID－19 팬데믹 영향과 관련 없이 나타남을 시사한다. <표 7> Panel B는 식 (5)에 의하여 연구가설 2를 검정한 결과로서, 세 가지의 주가급락 측정치 중 *CRDUMMY*, *NCSKEW* 등 2가지의 측정치에서 *COCEO***SHARE* 변수의 유의한 음의 관련성을 확인하였다. 이와 같은 결과는 복수경영자 구조와 경영자 주식보유의 상호작용 효과가 주가급락 감소와 체계적으로 관련되어 있음을 의미하며, 최고경영자의 주식보유 자체는 주가급락위험에 미치는 효과가 부정적이더라도, 복수경영자가 그러한 주식을 모두 보유할 경우 상호견제효과와 대리인비용 감소효과와 연관될 수 있음을 시사한다.

〈표 7〉 COVID－19 팬데믹 시기를 제외한 분석

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} \\ &+ \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \beta_8 BTM_{i,t} + \beta_9 LOSS_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t} \\ &+ \beta_{11} SD_{i,t} + \beta_{12} EDIV_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} CRASH_{i,t} \\ &+ ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SHARE_{i,t} + \beta_3 COCEO * SHARE_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} \\ &+ \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 BIG4_{i,t} + \beta_7 LAR_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 CFO_{i,t} \\ &+ \beta_{10} BTM_{i,t} + \beta_{11} LOSS_{i,t} + \beta_{12} RET_{i,t} + \beta_{13} SD_{i,t} + \beta_{14} EDIV_{i,t} \\ &+ \beta_{15} DA_{i,t} + \beta_{16} CRASH_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Panel A : 복수경영자 구조와 주가급락위험(표본기간 2011년－2018년)

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	－0.297	－0.58	－1.466	－6.38***	－0.777	－9.45***
$COCEO_{i,t}$	－0.146	－2.41**	－0.043	－1.66*	－0.019	－1.81*
$SIZE_{i,t}$	－0.055	－2.14**	0.079	6.96***	0.044	10.02***
$LEV_{i,t}$	0.115	0.83	－0.344	－4.57***	－0.159	－5.72***
$BIG4_{i,t}$	－0.046	－0.85	0.008	0.32	0.001	0.08
$LAR_{i,t}$	0.073	0.44	－0.051	－0.61	－0.023	－0.70
$FOR_{i,t}$	－0.323	－1.15	－0.122	－0.91	－0.031	－0.59
$CFO_{i,t}$	0.044	0.13	0.571	3.21***	0.140	2.16**
$BTM_{i,t}$	－0.150	－3.38***	－0.105	－5.53***	－0.052	－6.95***
$LOSS_{i,t}$	0.081	1.11	－0.013	－0.35	－0.019	－1.37
$RET_{i,t}$	9.928	2.78***	14.643	8.10***	5.648	7.93***
$SD_{i,t}$	－0.668	－1.19	－1.608	－4.56***	－0.686	－5.26***

〈표 7〉 COVID-19 팬데믹 시기를 제외한 분석 (계속)

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
$EDIV_{i,t}$	0.021	0.36	0.070	2.58***	0.044	4.04***
$DA_{i,t}$	0.052	0.19	0.712	4.47***	0.183	3.16***
$CRDUMMY_{i,t}$	−0.054	−0.77				
$NCSKEW_{i,t}$			0.008	0.74		
$DUVOL_{i,t}$					0.009	0.78
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	182.58***		14.70***		28.06***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.016		0.039		0.051	
N	11,869		11,869		11,869	

Panel B : 경영진 주식보유의 역할(표본기간 2011년−2018년)

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	−0.328	−0.64	−1.558	−6.65	−0.807	−9.58
$COCEO_{i,t}$	−0.022	−0.25	0.015	0.35	−0.006	−0.35
$SHARE_{i,t}$	0.035	0.55	0.077	2.48**	0.024	2.00**
$COCEO_{i,t}*SHARE_{i,t}$	−0.240	−2.02**	−0.085	−1.68*	−0.016	−0.73
$SIZE_{i,t}$	−0.055	−2.14**	0.080	7.07***	0.045	10.09***
$LEV_{i,t}$	0.112	0.81	−0.337	−4.49***	−0.156	−5.63***
$BIG4_{i,t}$	−0.043	−0.80	0.012	0.49	0.002	0.22
$LAR_{i,t}$	0.072	0.43	−0.037	−0.44	−0.018	−0.55
$FOR_{i,t}$	−0.327	−1.16	−0.108	−0.80	−0.025	−0.49
$CFO_{i,t}$	0.043	0.13	0.552	3.11***	0.135	2.09**
$BTM_{i,t}$	−0.150	−3.37***	−0.105	−5.52***	−0.052	−6.94***
$LOSS_{i,t}$	0.080	1.10	−0.012	−0.34	−0.018	−1.34
$RET_{i,t}$	9.921	2.78***	14.666	8.12***	5.651	7.94***
$SD_{i,t}$	−0.667	−1.19	−1.579	−4.49***	−0.675	−5.18***
$EDIV_{i,t}$	0.023	0.39	0.067	2.44**	0.043	3.90***
$DA_{i,t}$	0.051	0.18	0.698	4.39***	0.179	3.11***

〈표 7〉 COVID-19 팬데믹 시기를 제외한 분석 (계속)

변수[1]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
$CRDUMMY_{i,t}$	−0.056	−0.79				
$NCSKEW_{i,t}$			0.008	0.74		
$DUVOL_{i,t}$					0.008	0.77
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	185.68^{***}		13.87^{***}		25.86^{***}	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.017		0.040		0.051	
N	11,869		11,869		11,869	

1) 변수설명 : 식(4), (5)와 <표 3>의 설명 참조
2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
3) 다중공선성 관련 분산팽창계수 통계량은 최대 5 이하임
4) t값은 회사별 clustering에 의한 통계량임

라. 추가 분석 2 : 최고경영자 수를 이용한 추가분석

<표 8>에서는 관심변수를 최고경영자의 복수선임 여부(*COCEO*)가 아닌, 선임된 최고경영자의 수(*CEONUM*)를 기준으로 한 분석결과를 제시한다. <표 8> Panel A에서는 최고경영자의 수(*CEONUM*)와 세 가지 방식으로 측정한 차기의 주가급락 측정치와 모두 유의한 음의 관련성의 나타냄을 제시하며, 이는 <표 5>의 결과와 유사한 결과이다. 해당결과는 최고경영자의 수가 많을수록 이들의 상호견제, 감시 효과가 높게 나타나 주가급락위험이 낮아짐을 제시하는 결과이다. <표 8> Panel B에서는 이와 같은 최고경영자의 수와 최고경영자의 주식 보유 더미와의 상호작용효과(*CEONUM*SHARE*)가 유의한 음의 값을 나타내 <표 6>의 결과와 유사하였다. 이는 최고경영자의 수가 많고 그들이 모두 회사의 주식을 보유할 경우에 주가급락위험이 낮아질 수 있음을 제시한다. 본 절의 추가 분석결과는 단순히 최고경영자를 복수로 선임한 체계 뿐만 아니라, 최고경영자의 수 역시 주가급락위험 감소와 관련되고, 그들이 주식을 보유할 경우 상호견제 효과가 높아지고 그 결과 회사의 정보비대칭 현상이 감소할 수 있음을 제시한다.

〈표 8〉 최고경영자의 수를 이용한 분석

$$CRASH_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 CEONUM_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \beta_8 BTM_{i,t} + \beta_9 LOSS_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t} + \beta_{11} SD_{i,t} + \beta_{12} EDIV_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} CRASH_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

$$CRASH_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 CEONUM_{i,t} + \beta_2 SHARE_{i,t} + \beta_3 CEONUM * SHARE_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 BIG4_{i,t} + \beta_7 LAR_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 CFO_{i,t} + \beta_{10} BTM_{i,t} + \beta_{11} LOSS_{i,t} + \beta_{12} RET_{i,t} + \beta_{13} SD_{i,t} + \beta_{14} EDIV_{i,t} + \beta_{15} DA_{i,t} + \beta_{16} CRASH_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

Panel A : 경영자의 수와 주가급락위험

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.384	0.89	−1.139	−5.53***	−0.657	−8.66***
$CEONUM_{i,t}$	−0.094	−1.99**	−0.039	−1.93*	−0.016	−1.95*
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	995.41***		26.99***		46.74***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.062		0.052		0.064	
N	15,544		15,544		15,544	

Panel B : 경영진 주식보유의 역할

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.289	0.65	−1.312	−6.12	−0.706	−8.91
$CEONUM_{i,t}$	−0.013	−0.19	0.025	0.76	0.002	0.12
$SHARE_{i,t}$	0.195	1.56	0.195	3.20**	0.054	2.27**
$CEONUM_{i,t}*SHARE_{i,t}$	−0.169	−1.84*	−0.098	−2.35**	−0.026	−1.76*
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	996.51***		25.77***		43.48***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.062		0.052		0.064	
N	15,544		15,544		15,544	

1) 변수설명 : 다음의 변수를 제외하고는 식(4), (5)와 <표 3>의 설명 참조

변수명	평균	표준편차	1%	25%	중위수	75%	99%
$CEONUM_{i,t}$	1.247	0.471	1.000	1.000	1.000	1.000	3.000

CEONUM : 결산일 현재 최고경영자의 수

2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
3) 다중공선성 관련 분산팽창계수 통계량은 최대 5 이하임
4) t값은 회사별 clustering에 의한 통계량임

마. 추가분석 3 : 균형표본 및 매칭표본을 이용한 분석

본 절에서는 균형표본과 매칭표본을 활용하여 복수 최고경영자 체계와 주가급락위험 간의 관련성을 추가로 검증한다. <표 9>의 Panel A에서는 본 연구의 대상기간인 2010년부터 2020년까지 계속하여 표본에 포함된 회사만을 대상으로 표본을 선정(balanced panel)한 후 식 (4)에 의한 분석을 실시한다. 또한 <표 9> Panel B에서는 실험집단과 통제집단의 특성을 통제하기 위하여 선행연구(김현아와 정남철 2023)와 같이 기업규모, 수익성, 감사인 등 특성의 차이를 통제하기 위하여 성향점수매칭에 따른 1 : 3 매칭표본[3]을 구성하였고, 식 (4)에 따라 연구가설을 재검정하였다. 분석 결과, <표 9>의 Panel A와 B에 나타난 바와 같이 각 표본에서 *COCEO*와 차기 *CRASH*와는 모두 유의수준 10% 하에서 유의한 음의 값을 보여 본 연구의 주요 가설을 지지하는 것으로 나타났다.

〈표 9〉 균형표본 및 매칭표본을 이용한 분석

$$\begin{aligned} CRASH_{i,t+1} = \beta_0 &+ \beta_1 COCEO_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} \\ &+ \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \beta_8 BTM_{i,t} + \beta_9 LOSS_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t} \\ &+ \beta_{11} SD_{i,t} + \beta_{12} EDIV_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} CRASH_{i,t} \\ &+ ID + YD + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Panel A : 균형표본을 이용한 추가 분석

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.102	0.18	−1.601	−6.22***	−0.823	−8.65***
$COCEO_{i,t}$	−0.172	−2.77***	−0.042	−1.69*	−0.019	−1.85*
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	621.26***		19.00***		34.23***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.061		0.059		0.075	
N	10,240		10,240		10,240	

3) 세부적으로 nearest neighbor, caliper 1%로서, 1 : 3 기준 표본을 선정하였으나 동 성향점수에 따른 표본이 3배수에 달하지 않아 최종 선택표본은 10,032 기업−연도로 구성되었다.

〈표 9〉 균형표본 및 매칭표본을 이용한 분석 (계속)

Panel B : 매칭표본을 이용한 분석

변수[1)]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.725	1.40	−0.960	−4.03***	−0.557	−6.00***
$COCEO_{i,t}$	−0.132	−2.37**	−0.053	−2.11**	−0.021	−2.10**
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	676.19***		19.01***		31.50***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.067		0.051		0.063	
N	10,032		10,032		10,032	

1) 변수설명 : 식(4), (5)와 <표 3>의 설명 참조
2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
3) 다중공선성 관련 분산팽창계수 통계량은 최대 5 이하임
4) t값은 회사별 clustering에 의한 통계량임

바. 추가분석 4 : 복수경영자의 지분특성에 따른 차별적 영향력 분석

복수경영자 구조가 주가급락위험에 미치는 영향이 경영진 주식보유 특성에 따라 차별적이라면, 특히 우리나라와 같이 지배 및 소유주주 경영비율이 높은 경우 경영진의 지배력 특성(복수경영진이 자사주를 모두 보유한 경우와 그렇지 않은 경우)에 따라 다른 결과가 나타날 수 있다. 이를 분석하고자 본 절에서는 표본을 복수경영자를 선임한 표본($COCEO=1$) 중, 경영자 중 1명이라도 자사주를 보유한 경우로 샘플을 변경한 후(N=3,097), 복수경영진 모두 주식을 보유한 경우($SHARE$)의 효과를 재조사하였다.

분석 결과, <표 10>의 결과에서 나타난 바와 같이 복수경영자 모두가 주식을 보유한 경우($SHARE=1$)에 일부만 주식을 보유한 경우에 비하여 차기 주가급락위험 감소와 유의하게 관련된다는 증거를 발견하지 못하였다. 이는 복수경영진 중 일부만 자사주를 갖는 경우와 비교하여 복수경영자 모두가 자사주를 갖는 것이 반드시 주가급락위험에 필수적인 것은 아님을 시사하는 결과이다.

〈표 10〉 복수경영자의 지분특성에 따른 차별적 영향력 분석

$$CRASH_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SHARE_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BIG4_{i,t} + \beta_5 LAR_{i,t} + \beta_6 FOR_{i,t} + \beta_7 CFO_{i,t} + \beta_8 BTM_{i,t} + \beta_9 LOSS_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t} + \beta_{11} SD_{i,t} + \beta_{12} EDIV_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} CRASH_{i,t} + ID + YD + \epsilon_{i,t}$$

변수[1]	(1) $CRASH=CRDUMMY_{i,t+1}$		(2) $CRASH=NCSKEW_{i,t+1}$		(3) $CRASH=DUVOL_{i,t+1}$	
	회귀계수	Z값	회귀계수	t값	회귀계수	t값
절편	0.924	0.84	−1.068	−2.82***	−0.445	−3.08***
$COCEO_{i,t}$	−0.158	−1.58	−0.014	−0.34	−0.004	−0.23
YD	포함		포함		포함	
ID	포함		포함		포함	
Wald chi^2(F값)	220.48***		5.83***		10.41***	
Pseudo(Adjusted) R^2	0.073		0.045		0.057	
N	3,097		3,097		3,097	

1) 변수설명 : 식(4), (5)와 <표 3>의 설명 참조
2) ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미
3) 다중공선성 관련 분산팽창계수 통계량은 최대 5 이하임
4) t값은 회사별 clustering에 의한 통계량임

Ⅴ. 결 론

본 연구는 기업의 복수경영자 구조 선택이 주가급락에 영향을 미치는지, 그리고 그러한 영향에 복수경영자의 자사 주식보유가 차별적인 영향력을 행사하는지 여부를 분석하였다. 분석 결과, 복수경영자 구조는 회사의 차기 주가급락과 음의 관련성을 나타내 복수경영자 구조가 경영자 상호 간의 감시 및 견제 작용을 통한 기업지배구조의 역할을 할 수 있음을 보였다. 또한 복수경영자 구조를 도입한 기업 중 해당 경영자가 모두 해당 기업의 주식을 보유할 경우 주가급락 현상이 더욱 감소함을 보여, 경영진의 자사주 보유가 주주와의 이해관계를 일치시키고 회사에 부정적인 뉴스를 축적하는 것을 막는 인센티브로 작용할 수 있음을 제시하였다.

본 연구는 복수의 경영자를 선임하는 경우 주가급락 현상이 감소함을 실증적으로 밝혀, 기존의 복수경영자 구조의 효과성과 관련된 혼재된 선행연구 결과에 자본시장 관점에서 추가증거를 제시한 공헌점이 존재한다. 또한 본 연구는 복수경영자 구조 도입 자체의 영향뿐만 아니라 경영자들의 자사주 보유 여부에 따라 그 효과성이 차별적임을 제시하여, 경영자 보상계약 등과 관련

한 실무적인 시사점을 제시한 공헌점이 존재한다.

다만, 상기 공헌점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다. 첫째, 본 연구는 복수경영자 구조가 어떻게 주가급락 감소에 작동하는지에 대한 메커니즘을 인과관계 측면에서 제시한 연구라고 보기는 어렵다. 둘째, 주가급락에 영향을 미치는 요인이 누락되었을 가능성 등 연구결과에 내생성이 잔존할 가능성이 존재한다. 셋째, 본 연구에서 측정한 복수경영자 여부는 대량 데이터에 의존하여, 사업보고서의 임원정보와 직접적인 비교를 수행하지 못하여 회계기간 중 임원의 변경 여부 등을 적절하지 반영하지 못할 수 있다. 또한 본 연구에서는 복수경영자를 상임 대표이사 회장 등으로 구분하였으나, 그룹 총수나 회장 등 상위 직급의 비상임 경영자의 존재나 상임 대표이사 등의 직급 차이에 대해서는 측정 상의 문제로 이를 충분히 고려하지 못하였다. 향후 연구는 복수경영자 외에 경영진 보상계약, 경영자의 이사회 의장 겸임 여부 등 다양한 경영자 특성이 주가급락에 미치는 영향 등으로 연구범위를 확장할 필요가 있다.

참고문헌

강나라 · 최권일 · 최관. 2015. “이익공시의 적시성과 주가붕괴위험”. 회계학연구 제40권 제6호 : 1－40.

김현아 · 정남철. 2023. “감사보고서의 강조사항 기재와 주가급락위험과의 관련성”. 국제회계연구 제108집 : 97－119.

김현진. 2020. “경영권 집중화 수준이 높을수록 CEO 리스크가 증가하는가? －주가폭락위험과 보수주의를 중심으로－”. 지역산업연구 제43권 제1호 : 299－320.

김호현. 2020. “대표이사의 주식소유비중과 주가급락위험”. *Journal of The Korean Data Analysis Society* 제22권 제6호 : 2651－2666.

박종훈 · 노은정. 2008. “기업의 소유구조가 대리인비용에 미치는 영향 : 외국인 지분율과 경영자 지분율 효과를 중심으로”. 관리회계연구 제8권 제1호 : 143－164.

신재은 · 이건. 2021. “복수경영자 구조가 기업 조세회피 성향에 미치는 영향”. 세무학연구 제38권 제3호 : 243－275.

유혜영. 2017. “경영자과신이 주가급락위험에 미치는 영향”. 산경연구논집 제8권 제5호 : 87－93.

이상혁 · 최진욱 · 정남철. 2021. “상장중소기업의 강화된 내부회계관리제도 모범규준 적용과 주가급락위험”. 국제회계연구 제98집 : 93－113.

홍준용. 2021. “복수 최고경영자 간 파워갭이 주가폭락에 미치는 영향”. 국제회계연구 제97집 : 171－192.

홍준용 · 이건. 2021. “복수의 최고경영자 구조가 원가행태의 비대칭성에 미치는 영향”. 재무와 회계정보저널 제21권 제3호 : 123－145.

홍지연 · 김수인. 2021. “공동경영자의 영향력 차이와 조세회피”. 회계저널 제30권 제3호 : 105－141.

황인이 · 이철현. 2019. “경영자 능력이 주가폭락위험에 미치는 영향”. 회계학연구 제44권 제1호 : 111－154.

Allen, M. 1981. Power and Privilege in the LArge Corporation : Coporate Control and Managerial Compensation. *Industrial Relations* 20 : 36－46.

Alvarez, J. L. and S. Svejenova. 2005. Sharing executive power : Roles and relationships at the top. *Cambridge University Press*.

Andreou, P. C., C. Louca, and A. P. Petrou. 2017. CEO Age and Stock Price Crash. *Review of Finance* 21(3) : 1287－1325.

Carson, J. B., P. E. Tesluk, and J. A. Marrone. 2007. Shared leadership in teams : an investigation of antecedent conditions and performance. *Academy of Management Journal* 50(5) : 1217－1234.

Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein. 2001. Forecasting Crashes : Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics* 61(3) : 345－381.

Chen, J., K. C. Chan, W. Dong, and F. Zhang. 2017. Internal control and stock price crash risk : Evidence from China. *European Accounting Review* 26(1) : 125－152.

Choi, Y. S., J. Hyeon, T. Jung, and W. J. Lee. 2018. Audit pricing of shared leadership. *Emerging Markets Finance and Trade* 54(2) : 336－358.

Cox, J. F., C. L. Pearce, and 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. *Thousand Oaks, CA : Sage Publications*.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* : 193－225.

Ensley, M. D., K. M. Hmieleski, and C. L. Pearce. 2006. The importance of vertical and shared leadership within new venture top management teams : implications for the performance of startups. *Leadership Quarterly* 17(3) : 217－231.

Hackman, J. R. 2002. Leading teams : Setting the stage for great performances. *Harvard Business Press*.

Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics* 94(1) : 67－86.

Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang. 2016. CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 33(4) : 1720－1749.

Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm－level analysis. *Journal of Financial Economics* 100(3) : 639－662.

Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011. CFOs versus CEOs : Equity incentives and crashes. *Journal of Financial Economics* 101 : 713－730.

Liu, Z., T. L. D. Huynh, and P. F. Dai, 2021. The impact of COVID－19 on the stock market crash risk in China. *Research in International Business and Finance* 57 : 101419.

Pearce, C. L., and J. A. Conger. 2003. Shared Leadership : Reframing the How's and Why's of Leadership. *Thousand Oaks, CA : Sage Publications.*

Sally, D. 2002. Co－leadership : Lessons from republican Rome. *California Management Review* 44(4) : 84－99.

Co-CEO Structure and Stock Price Crash
: Focusing on the Stock Ownership by CEO

Jun-Yeung Hong* · Nam-Chul Jung**

<Abstract>

This study analyzes the effect of Co-CEO structure on stock price crash risk. Specifically, it investigates how a company's appointment of multiple CEOs affects stock price crash risk, a proxy for information asymmetry. In addition, the study investigates whether the relationship between the Co-CEO structure and stock price crash risk appears differentially depending on whether all CEO hold firm's stock.

As a result of a analysis of 15,544 listed company-year samples from 2011 to 2020, the main empirical analysis results are as follows. First, the Co-CEO structure showed a negative relationship with the stock price crash risk. This result suggest that the Co-CEO structure serves as a corporate governance structure through mutual checks and monitoring between managers, reducing the phenomenon of a sharp decline in stock prices. Second, we observed that the negative relationship between Co-CEO and stock price crash risk was more pronounced in samples where multiple managers all owned the stocks of the company. This result means that the agency problem is alleviated as multiple CEOs hold stocks in the company, reducing information asymmetry between shareholders and managers.

This study has the following contributions. First, this study provides useful implications to capital market participants by re-examining the mixed results related to the effectiveness of the Co-CEO structure by revealing that stock price crash declines when multiple managers are appointed. Second, the study suggests that the effect of Co-CEO structure reducing stock price crash risk is differentiated depending on whether or not managers have stock ownership, providing practical implications for management compensation contracts.

<Key words> co-CEO structure, stock price crash risk, stock ownership, information asymmetry, corporate governance

* Assistant Professor, Department of Accounting, Hanbat National University, jyhong1290@hanbat.ac.kr, First Author

** Assistant Professor, Department of Business Administration, Hongik University, jnc1208@hongik.ac.kr, Corresponding Author