

경영자 과신성향이 가치평가오류에 미치는 영향*

이준석

영남대학교 회계세무학과 석사

이명건

영남대학교 회계세무학과 교수

Impact of managerial overconfidence on Valuation Error

Joon-Seok Lee^a, Myung-Gun Lee^b

^aDepartment of Accounting and Taxation, Yeungnam University, South Korea

^bDepartment of Accounting and Taxation, Yeungnam University, South Korea

Received 30 August 2024, Revised 20 September 2024, Accepted 25 September 2024

Abstract

Purpose - This study was a study on managerial overconfidence and valuation errors to verify how the increase in managerial overconfidence affects valuation errors.

Design/methodology/approach - Managerial overconfidence propensity refers to managers having excessive confidence in their position or ability (Hayward and Hambrick, 1997; Park Jin-hee, 2021) and was measured according to Schrand and Zechman (2012). Valuation error refers to a situation where a company's actual stock price differs from its intrinsic value as a result of numerous information asymmetries in the market, and was measured using the measurement method in Rhodes-Kropf et al (2005) study. The sample of this study used companies listed in the capital market for a total of 12 years from 2011 to 2022.

Findings - As a result of the verification, there was a significant positive (+) relationship between managerial overconfidence and valuation errors, and this relationship was alleviated as the percentage of foreign shareholders shares or the number of financial analysts they followed increased. It can be interpreted that when the information demands of investors, such as foreign shareholders and financial analysts, increase significantly, managers provide more information to meet investors demands, thereby reducing information asymmetry and leading to a decrease in valuation errors..

Research implications or Originality - Previous studies on overconfidence, among the cognitive characteristics of individual managers, have yielded mixed results. In this study, we conducted a direct empirical analysis of managerial overconfidence using a measure called valuation error, which evaluates numerous information asymmetries in the capital market. This is expected to help stakeholders in the capital market understand the characteristics of managers and recognize their importance. It can also be used as a basis for establishing policies to reduce valuation errors.

Keywords: Managerial Overconfidence, Valuation Error, Foreign Shareholder, Analyst

JEL Classifications: M10, M12, M41, N20

* 본 연구는 제1저자의 석사학위 논문을 수정하여 제출한 것임.

^a First Author, E-mail: ddogsuli0878@naver.com

^b Corresponding Author, E-mail: heat23@ynu.ac.kr

© 2024 Management & Economics Research Institute. All rights reserved.

I. 서론

본 연구는 경영자 과신성향과 가치평가오류를 주제로 한 연구로 경영자 과신성향이 가치평가오류에 어떠한 영향을 주는지 살펴본다.

사람들은 대다수 자신을 과대평가하는 경향이 있다. 이러한 자기과신은 객관적이지 못한 과장된 믿음과 신념을 의미한다(Hiller and Hambrick, 2005; 박진희, 2021). Brown and Sarma (2007)에 따르면 이런 과신성향은 일반인보다 경영자들에게서 더 자주 나타난다. 즉, 경영자 과신성향은 경영자가 자기 능력이나 지위에 기반한 과한 자신을 가지는 것을 뜻한다(Hayward and Hambrick, 1997; 박진희, 2021). 과신성향은 미래 결과를 낙관적으로 예측하거나, 미래 위험을 과소하게 추정하는 두 가지 형태로 나타난다. 경영자의 의사결정에 관한 연구는 활발하게 진행되어왔다(Ben-David et al., 2013). 그중 일반인보다 경영자가 가지기 쉬운 과신성향은 활발한 연구주제이다.

경영자 과신성향에 대한 선행연구들은 결론이 일관되지 않고 긍정적인 측면과 부정적인 측면을 모두 보여준다. 부정적인 측면으로 경영자 과신성향이 높으면 가치 파괴적인 인수합병 (Malmendier and Tate, 2005/2008), 투자금액을 위한 배당감소(Deshmukh et al., 2013; 황규영과 김용길, 2018), 이익조정 증가(Ahmed and Duellman, 2013; Hribar and Yang, 2016), 재무보고오류 증가(Schrand and Zechman, 2012) 등이 발생한다고 한다. 반대로 긍정적인 결과는 과신성향이 높은 경영자는 혁신적인 경영(Galasso and Simcoe, 2011; 강선아와 유지연, 2017)을 통해 혁신적인 성과 발생 및 미래가치를 증가시킨다(Hirshleifer et al., 2012). 또한, 자기 능력을 높이 평가하기에 이익예측의 자발적 공시로 투자자들 간의 정보 비대칭을 감소시키며(Hribar and Yang 2016; Wei and Zhang, 2018) 추가 정보도 향상된다(이혜미와 홍창목, 2018).

시장에서 수많은 정보 비대칭의 원인으로 인하여 기업의 실제주가와 회사의 본질적 요인에 따른 주가치(내재가치)가 다른 상황을 가치평가오류라고 정의하고 있다. 관련 연구로 이성구와 김영길 (2014)은 세무이익과 회계이익의 차이값을 이용해 회계정보가 투자자들의 의사결정에 유용한 정보라고 주장하였다. 즉, 회계정보가 가치평가오류와 밀접한 관계가 있음을 내포한다. 이진원과 윤성용 (2015)은 발생액의 질이 감소하면 가치평가오류는 증가하는 반비례의 관계를 실증하였다.

위 사항들을 고려하면 경영자 과신성향과 가치평가오류의 관계는 양방향의 가능성이 존재한다. 과신성향의 부정적인 측면인 이익조정 및 재무보고오류 등의 영향이 핵심적으로 작용해 내부자와 투자자들 사이의 정보 비대칭이 증가하면 가치평가오류는 증가할 것이고, 긍정적인 측면인 자발적 공시가 강조되면 정보 비대칭이 감소하여 가치평가오류가 감소할 것이다.

이러한 관계를 실증분석 하는 것이 본 연구의 목적이며, 경영자 과신성향과 가치평가오류의 관계가 외국 자본인 외국인주주 지분율의 변화, 전문가인 추종 재무분석가 수의 변화와 같은 다른 정보환경에 따라 달라지는지를 별도의 가설을 통해 살펴볼 예정이다.

본 연구는 2011년~2022년 총 12년 동안 유가증권시장에 상장기업을 대상으로 분석하였으며 본 논문의 관심변수인 과신성향 측정은 Schrand and Zechman (2012)의 방식을 인용하여 사용하였고, 종속변수인 가치평가오류는 Rhodes-Kropf et al. (2005)의 측정방식을 활용했다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 선행연구를 정리하였고, 제3장에서는 연구설계 과정으로 가설설정, 과신성향 측정, 가치평가오류 측정, 검증모형 설정, 표본 선정에 대하여 설명하였다. 제4장에서는 실증분석의 결과로 가설분석 결과서술과 추가분석을 하고 있으며, 마지막을 제5장에서는 결론 및 시사점을 제시하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

1. 경영자 과신성향

경영자의 특성은 기업의 현황 파악부터 일련의 의사결정과정까지 기업 전반에 영향을 준다(March and Simon, 1958; Cyert and March, 1963). 현대사회는 빠른 변화, 불확실한 미래, 한정적인 정보로 기업이 의사결정을 해야 하는 상황이 많이 발생하고 있다. 그러므로 경영자의 주관적 판단이 개입될 여지가 증가하며 이러한 주관적 판단에 경영자 개인이 가지는 인지적 특성이 작용하게 된다(March and Simon, 1958; Cyert and March, 1963).

이러한 경영자의 인지적 특성과 관련하여 경영자가 본인 직위나 능력에, 과한 자신감을 가지는 것을 경영자 과신성향(managerial overconfidence)이라고 한다(Hayward and Hambrick, 1997; 박진희, 2021). 사람들은 대다수 자신을 평가할 때 숙련도와 능력이 평균보다 더 나은 사람이라고 과대평가하는 경향이 있다. 이러한 자기과신은 의사결정에 영향을 미치는 개인의 인지적 특성으로, 자신의 판단에 대해 객관적 기준에서 벗어날 수 있는 수준의 과장된 믿음과 신념을 의미한다(Hiller and Hambrick, 2005; 박진희, 2021).

과신성향은 자신이 결정적으로 이바지할 수 있는 업무를 수행할 때(Weinstein, 1980)와 자신의 통제 속에서 많은 성과를 낼 수 있다고 믿을 때(Langer, 1975) 가장 잘 나타난다. 기업에서 이 두 가지 상황에 놓일 사람은 바로 회사의 모든 분야에 상당한 재량권을 가진 경영자가 될 것이다. Brown and Sarma (2007)의 연구 또한 과신성향은 경영자들에게서 일반인보다 더 흔하게 나타난다고 한다. 따라서 기업의 경영자 과신성향은 그 기업의 전략 및 정책을 설명하는 하나의 핵심 도구가 될 수 있다.

과신성향은 주로 미래 좋은 결과를 과하게 예측하거나, 미래 위험을 과소하게 예측하는 두 가지 형태로 나타난다. 먼저 미래 좋은 결과를 과하게 예측한 경우는 본인이 타인보다 능력이 우수하다고 믿는 평균이상 효과, 부정적 결과보다 긍정적 결과가 발생 될 가능성이 크다고 생각하는 낙관주의, 본인의 능력이 미래의 결과를 긍정적으로 통제 가능하다고 믿는 과대 추정에 기인한다. 미래 위험을 과소하게 예측한 경우는 본인이 확보한 정보와 지식, 경험의 정확성을 과대 추정하기에 발생한다(Baker and Wurgler, 2013).

경영자의 의사결정은 기업의 경영성과 및 전략 수립에 핵심 영향을 주므로 경영자의 의사결정에 관한 연구는 활발하게 진행되어왔다(Ben-David et al., 2013). 최근에는 경영자의 의사결정에 경영자 과신성향이 어떠한 영향을 주는지를 다룬 연구들이 활발히 진행되고 있다.

경영자 과신성향에 대한 선행연구는 크게 경영활동 측면, 회계 측면으로 나눌 수 있다. 첫 번째, 경영활동에서 부정적 측면, 긍정적 측면이 모두 존재한다. 먼저 부정적 선행연구로 Heaton (2002)는 과신성향 경영자들은 유가증권시장에서 기업의 위험자본을 과소평가하고 외부의 자본이 필요하다면 양(+)의 NPV(net present value)인 프로젝트를 무산시키기도 한다. 또한 그러한 경영자들은 미래 성과를 과대평가하는 경향이 있어 음(-)의 NPV 프로젝트에 잘못된 투자를 한다고 주장하였다. Malmendier and Tate (2005/2008)는 과신성향이 높은 경영자가 투자수익률에 대해 과대평가 후 가치 파괴적인 인수합병을 시도할 가능성이 크다고 보고하였으며 다수의 투자자는 이러한 인수합병에 부정적으로 반응한다고 주장했다. 여러 배당측면의 연구 중 황규영과 김용길(2018)은 자기과신 경영자는 공격적으로 투자금액을 증가시키므로 배당이 감소한다고 하였다. 김세로나와 최준혁 (2022)은 경영자 지분을 증가에 따라 경영자의 과신성향과 배당정책의 음(-)의 관계가 강화된다고 보고하였다. 반대로 긍정적 선행연구로 Galasso and Simcoe (2011)와 강선아와 유지연 (2017)에서 과신성향이 높은 경영자는 기업의 경영을 혁신적으로 수행하기도 하며 이는 성장 중인 산업일 때와 시장 경쟁이 심한 산업일 때 강화된다고 하였다. Russo and Schoemaker (1992)는 과신성향이 높은 경영자는 그 기업의 의사결정 이행과정을 개선한다고 보고하였다. 박진희 (2021)는 과신성향의 경영자 기업이 회계적 보수주의를 적용하면 경영성과가 향상된다는 결과를 실증분석하였다. 과신성향의 경영자는 높은 위험 감수와 도전 의식으로 특허권, 산업재산권, 무형자

산 등을 창출하여 큰 혁신을 수행한다(Griffin and Tversky, 1992). 경영자의 과신성향은 적극적인 투자활동으로 이어지고(Malmendier et al., 2011) 이는 미래성장의 잠재력을 확보하여 긍정적 기업가치와 성과로 연결된다(Hirshleifer et al., 2012). Hirshleifer et al. (2012)의 연구에서는 과신성향이 높은 경영자는 R&D 투자가 강화하고, 혁신적인 성과를 발생시켜 기업 미래가치가 증가하는 것으로 확인되었다. Adhikari et al. (2018)은 과신성향 경영자가 운영 및 총이윤을 줄이고, 광고 및 R&D 비용을 증가시킨다는 가설을 검증하여 위의 연구를 지지하는 결과를 보여주었다. Hribar and Yang (2016)은 경영자 과신성향이 높을수록 자신의 미래 예측 능력을 높이 평가하여 자발적으로 이익 예측을 공시하고자 하는 유인이 증가하며, 이익예측치 또한 자세히 표명하는 것으로 나타났다. Wei and Zhang (2018)도 유사한 연구 결과를 보고하였는데 경영자 과신이 자발적으로 공시를 강화하여 투자자들 간의 정보 비대칭을 감소시킨다고 주장하였다. Dow et al. (2006)는 과신성향의 경영자의 존재 자체가 많은 투자를 한다는 신호로 주가 정보성을 증가시킬 수 있는 요인이 된다고 설명하고 있다. 국내 연구 예시로 이해미와 홍창목 (2018)도 경영자 과신성향이 높을수록 주가정보성과 이익 반응계수가 높다고 보고하였으며, 이는 공시수준을 높이고 장기프로젝트를 확고히 수행한다는 신호를 보낸 결과로 해석하고 있다.

두 번째, 회계 측면의 선행연구는 대부분 부정적인 시선으로 바라보는 경향을 띠고 있다. Schrand and Zechman (2012)은 과신성향이 높은 경영자는 과도한 투자로 인해 현금유출이 비정상적으로 발생하여 기업가치를 감소시킬 것으로 보았다. 이러한 투자손실은 투자성과가 기대치에 미치지 못하여 덜 보수적인 방법으로 회계처리를 하거나 이익조정을 할 가능성이 증가하는 요인이 될 수 있다고 하였다(Ahmed and Duellman, 2013; Hribar and Yang, 2016). Schrand and Zechman (2012) 및 Presley and Abbott (2013)은 경영자의 과신성향이 높을수록 기업의 재무보고 오류도 증가하는지를 분석하였다. 국내에서도 과도한 투자에 따른 이익조정 현상 및 오류를 발견할 수 있었다(황국재와 차명기, 2015). 김새로나 (2015)는 경영자의 과신성향은 의사결정 오류의 원인이 될 수 있으며 이것을 은폐하기 위해 회계이익을 조정하는 경향이 발생한다고 하였다. Ahmed and Duellman (2013)은 경영자의 과신성향이 강할수록 보수적인 회계처리를 하지 않는다고 주장하였다. 국내에서 유혜영과 김새로나 (2015) 또한 과신성향이 강한 경영자일수록 덜 보수적인 회계처리를 한다고 보고하였다. 라기례와 박상봉 (2016)은 경영자 과신성향과 수익과 비용에 대한 기간별 대응이 음(-)의 관계가 있음을 확인하였다. Chen et al. (2014)는 과신성향이 높은 경영자일수록 기업의 내부회계관리제도가 취약함을 보고하였다. 김경혜와 최경수 (2020)는 경영자 과신성향이 내부회계 담당 인력의 우수성에 미치는 영향을 관찰하였으며, 결과로는 경영자 과신성향이 있는 기업은 내부회계인력수로 측정된 양적 우수성이 낮고, 내부회계 인력의 경력으로 측정된 질적 우수성 또한 유의하게 낮은 관계를 분석하였다. 관리회계 분야로는 미래 성장을 과대평가하는 경영자는 매출이 감소할 때 유희자원을 과도하고 유지하는 경향이 있고, 상대적으로 높은 고정비용을 유발한다고 지적하였다(Yang, 2015; 양대천과 구정호, 2016; Yang and Zhang, 2017; Koo and Yang, 2018).

그 외 과신성향을 주제로 다양한 분야의 선행연구가 증가하고 있다. 감사 측면의 선행연구로 이병산 (2021)은 과신성향과 감사품질 측정치인 재량적 발생액의 유의적인 양(+)의 관계를 입증하여 감사품질 감소를 보고하였고, 과신성향의 억제 방법으로 대형회계법인을 통한 회계감사를 제시하였다. 유한결과 김용길 (2023)은 경영자 과신성향과 감사보고 시차의 양(+) 관계를 입증하였다. 조세와 관련된 선행연구로 Chyz et al. (2019)은 경영자의 과신성향과 조세회피의 양(+)의 관계를 확인하였다. 하지만 반대의 결과로 차명기 등 (2016)는 경영자의 과신성향이 증가할수록 조세회피는 감소한다는 음(-)의 관계를 보고하였다. 추가로 김성환과 이현경 (2022)은 경영자 과신성향을 신용평가사가 간과하지 못하여 경영자의 낙관적인 정보에 반응하여 신용등급을 긍정적으로 평가하고 있음을 보고하였다.

2. 가치평가오류

회계정보는 현 주가에 대해 독립적인 내재가치에 관한 정보를 함유하고 있으며(Lee, 2001), 회계정보는

기업 내재가치를 결정하는 데 큰 영향을 준다. 여기서 내재가치란 회사의 본질적 요인에 따른 주식가치를 말한다. 만약 시장에 정보 비대칭이 없다면 투자자들이 회계정보를 올바르게 이해하고 이를 객관적으로 평가하여 투자의사결정에 반영할 것이다. 즉, 영업현금흐름과 발생액의 특성이 주가에 그대로 반영되어 실제주가와 내재가치가 거의 일치하게 될 것이다. 그러나 대다수 선행연구는 영업현금흐름과 발생액의 평가에 있어 투자자들이 기업을 과대 또는 과소평가하는 시장 이상 현상을 보고하였다. Sloan (1996)은 다수의 투자자는 보고이익에 대하여 기능적 고착화 현상을 보여서, 미래 주가에 영업현금흐름과 발생액의 회계정보를 올바르게 반영하지 못하고 있는 현상을 발견하였다. Francis et al. (2004)은 회계이익의 특성이 내부자와 외부투자자의 정보불균형 문제가 있다면 투자자들은 미래수익을 예측함에 있어서 위험을 부담하게 된다는 연구결과를 주장하였다.

최근에는 위에서 말한 것처럼 시장에서 수많은 정보 비대칭의 원인으로 인하여 평가하는 기업의 실제주가와 내재가치가 다른 상황을 가치평가오류라고 정의하고 있다. 이성구와 김영길(2014)은 세무이익과 회계이익의 차이값이 상대적으로 크거나 작은 기업(BTD가 양극단인 기업)은 가치평가오류 현상이 존재하지 않음을 보고하여 이러한 회계정보가 투자자들의 의사결정에 유용한 정보라고 주장하였다. 즉, 회계정보가 가치평가오류와 밀접한 관계를 한다고 할 수 있다. Rhodes - Kropf et al. (2005)는 가치평가오류 관측 방법으로 기업의 장단기 내재가치 개념을 사용하였으며, 장기 내재가치가 장부가치보다 낮은 기업이 장기 내재가치가 장부가치보다 높은 기업을 매수한다는 것을 보여주었다. 이진원과 윤성용 (2015)은 한국 기업을 대상으로, 발생액의 질이 하락할수록 가치평가오류는 증가하는 음(-)의 관계를 실증하였으며, 발생액의 질이 높으면 정보위험이 감소하여 가치평가오류가 감소하는 것으로 설명하고 있다. 현재 가치평가오류와 관련한 연구는 많은 진행이 되지 않아 추가적인 연구가 필요하다.

기업 회계정보는 영업환경과 사업의 본질적 특성에 따라 결정될 수 있으며, 경영자가 기회주의적으로 자신에게 부여된 권한을 남용하려는 목적으로 발생액을 활용할 때는 회계이익의 유용성은 저하된다 (Warfield et al., 1995; Dechow, 1994). 경영자의 과신성향 또한 내부자와 투자자들 사이의 정보 불균형을 초래할 수 있는바 가치평가오류에 영향을 줄 가능성이 있으므로 본 연구에서 실증 검증하고자 한다.

3. 가설설정

과신성향은 자신이 결정적으로 이바지할 수 있는 업무를 수행할 때(Weinstein, 1980)와 자신의 통제 속에서 많은 성과를 낼 수 있다고 믿을 때(Langer, 1975) 일반인보다 경영자에게서 더 흔하게 관찰할 수 있다(Brown and Sarma, 2007). 경영자 과신성향이란 자기 능력이나 지위에 과도한 자신감을 근거로 자신의 판단에 대해 객관적 기준에서 벗어날 수 있는 수준의 과장된 믿음과 신념을 의미한다(Hiller and Hambrick, 2005; 박진희, 2021). 이러한 경영자 과신성향은 주로 미래 결과를 좋은 방향으로 과하게 예측하거나, 미래 위험을 과소하게 예측하는 두 가지 형태로 관찰할 수 있다.

가치평가오류란 시장에서 수많은 정보 비대칭으로 기업의 실제주가와 내재가치가 다른 상황을 가치평가오류라고 한다. 가치평가오류는 회계정보와 밀접한 관계를 가지며(이성구와 김영길, 2014) 기업의 장단기 내재가치 관측 방법을 사용하여 도출할 수 있다(Rhodes - Kropf et al., 2005). 국내 연구인 이진원과 윤성용 (2015)은 한국기업을 대상으로 분석한 결과, 발생액의 질이 하락할수록 가치평가오류는 증가하는 음(-)의 관계를 실증하였다. 이는 기업의 제공하는 정보의 질이 낮을수록 가치평가오류는 증가하는 것을 의미한다.

경영자 과신성향과 가치평가오류는 양(+)의 관계, 음(-)의 관계 두 가지 관계 모두 있을 가능성이 모두 존재한다. 경영자 과신성향이 높을수록 경영자는 본인이 타인보다 우수하기에 미래에 부정적인 결과를 예상하지 않는 낙관주의와 미래결과를 통제할 수 있다는 과대 추정 경향을 보일 가능성이 높다. 이는 무리한 투자나 사업성이 없는(음의 순현재가치) 투자를 야기해 (Heaton, 2002; Malmendier and Tate, 2005/2008; Schrand and Zechman, 2012) 배당감소, 이익조정 및 재무보고오류 증가로 이어져

(Schrand and Zechman, 2012; 김새로나와 최준혁, 2022) 결국 내부자와 투자자들 사이의 정보 불균형 및 가치평가오류를 발생시킨다(Francis et al., 2004).

반대로 과신성향이 있는 경영자는 혁신적인 경영수행을 하며 큰 혁신과 R&D 투자로 미래성장의 잠재력을 확보할 수 있다(Griffin and Tversky, 1992; Galasso and Simcoe, 2011; 강선아와 유지연, 2017). 또한 자신의 미래 예측을 믿기에 기업가치를 자발적 이익 예측공시 성향이 증가하며(Hribar and Yang, 2016; Wei and Zhang, 2018) 이는 투자자들 간의 정보 불균형이 감소시켜 가치평가오류를 감소시킬 가능성이 있다.

예상을 실증하기 위해 양방향을 열어두는 귀무가설을 설정할 수도 있으나, 본 연구에서는 명료화된 가설 전개를 위하여 가능성이 더 큰 방향인 경영자 과신성향과 가치평가오류는 양(+)의 관계로 가설을 설정하고자 한다.

과신성향 선행연구들을 보면 경영자 과신성향이 높으면 경영활동 측면에서는 미래성과에 대한 과대평가(Heaton, 2002), 회계 측면에서 이익조정 증가(황국재와 차명기, 2015), 재무보고오류 증가(Schrand and Zechman, 2012), 내부회계의 가치감소(김경혜와 최경수, 2020) 등 대부분 부정적인 요인이다. 또한 과신성향이 높을 때 긍정적인 평가의 근거인 미래성장의 잠재력 확보는 미래에 실현가능성에 대한 불확실성이 내포되어 있으며, 자발적 공시 또한 결국 경영자 스스로 하는 행동으로 본인에게 유리한 부분만 공시할 가능성이 있다.

가치평가오류의 정의를 축약하면 기업의 실제주가와 내재가치가 다른 정도이다. 위의 과신성향의 부정적 근거들은 실제주가와 내재가치가 다르게 되는 핵심적 요인으로 가치평가오류를 증가시킬 것으로 예상된다. 과신성향의 긍정적 측면들도 가치평가오류 자체에는 과감한 투자의 실현불확실성 및 선별적인 자발적 공시 등으로 인하여 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 따라서 경영자 과신성향이 높은 기업은 가치평가오류가 높을 것이라고 예상되며 이를 실증하기 위해 다음과 같이 [가설1]을 설정한다.

H1 경영자 과신성향이 증가할수록 가치평가오류는 증가할 것이다.

외국인 투자자의 특성으로는 독립적 지위를 가지며, 경영자의 압력에 대항가능하고, 적극적으로 경영의 사결정에 참여하여, 경영자의 기회주의적 행동이나 독립적인 의사결정으로 인해 발생하는 각종 전횡을 감시 및 억제할 수 있는 능력이 있다(김문태, 2004). 또한 기업에 투명한 공시를 요구하는 압력을 행사할 수 있으며, 이에 따라 양질의 정보를 자본시장에 제공하여 투자자들의 정보비대칭을 감소시키는 역할을 맡기도 한다(전영순, 2003; 안윤영 등, 2005). 외국인 투자자의 위와 같은 사항을 고려한다면, 외국인 주주지분율이 높을수록 과신성향이 높은 경영자는 독립적인 의사결정보다 외국인 주주들의 요구를 충족시키기 위해 더욱 투명한 정보를 제공할 가능성이 증가한다(유성용, 2008). 즉, 외국인주주 지분율이 높은 환경은 과신성향의 영향을 축소하는 효과를 주어 과신성향과 가치평가오류와의 양(+)의 관계를 감소시키는 영향을 줄 것이다.

H2 외국인 투자자 지분율이 증가할수록 경영자 과신성향이 가치평가오류를 증가시키는 효과는 감소할 것이다.

재무분석가의 능력은 일반 투자자들의 비하여 기업 정보에 대한 접근가능성은 높고, 처리능력은 우수하며, 기회비용은 적게 소모하는 우수한 차이를 가진다. 재무분석가는 이러한 능력을 개인적으로 사용하지 않고, 일반 투자자들이 기업 정보에 접근이 어렵거나, 활용이 제한적이거나, 해석 및 처리가 힘들 때 각종 정보제공을 하여 투자자들을 도와준다는 사실이 여러 문헌으로 확인되었다(김민수와 최희정, 2020). 이러한, 재무분석가의 공적정보 해석을 제공하는 역할(Altinkilic and Hansen, 2009)과 사적정보 해석을 제공하는 역할(Bradley et al., 2014)은 자본시장에서 매우 중요한 임무를 수행한다. 이러한 재무분석가 수가 많다는 것은 그만큼 투자자들과 이해관계자의 수요가 많다는 뜻으로, 기업의 추종 재무분석가 수는

투자자들의 관심과 이해관계자의 수와 비례한다고 볼 수 있다.

기업의 재무 및 투자가치 등 기업의 가치를 평가하는 재무분석가의 역할을 고려하면, 기업을 추종하는 재무분석가 수가 많다는 것은 [가설2]의 외국인 투자자와 같이 각종 전횡을 감시 및 억제할 수 있다는 뜻이다. 즉, 과신성향이 높은 경영자는 독자적인 판단을 억제하고 객관적인 판단을 할 가능성이 커지고, 자본시장 투자자들에게 더 공정하고 객관적인 정보를 제공할 유인이 커진다. 이는 추종 재무분석가가 많을수록 정보의 파급효과와 중요성이 커지기 때문이다. 즉, 재무분석가 수가 많다면 경영자 과신성향의 영향을 축소하여 과신성향과 가치평가오류의 양(+)의 관계를 감소시키는 영향을 줄 것이다.

H3 추종 재무분석가 수가 증가할수록 경영자 과신성향이 가치평가오류를 증가시키는 효과는 감소할 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 과신성향의 측정

본 연구의 핵심 중 하나인 관심변수는 경영자 과신성향이다. 과신성향을 측정하는 측정치는 다양하나 본 연구에서는 Schrand and Zechman (2012)에서 경영자 과신성향의 측정치로 사용한 각 변수의 점수 합을 활용하고자 한다. 먼저 첫 번째 변수($C1_{it}$)은 과신성향의 경영자의 과잉투자 측정치이다. 과신성향의 경영자는 미래 성과나 미래 현금흐름 등 본인 의사결정으로 나타날 미래에 대하여 확신이 있기에 무리한 투자를 시도할 것이며 이는 과잉투자의 증가로 나타날 것이다. 과잉투자의 측정으로 종속변수로 자산증가율, 독립변수로 매출액증가율을 두고 산업별, 연도별로 분석한 회귀분석의 잔차가 상위 50% 이상이면 1, 그렇지 않으면 0으로 값을 측정한다. 두 번째 변수($C2_{it}$)는 부채비율을 측정한다. 페킹오더이론(Pecking Order Theory)에 따라 경영자 과신성향이 높을수록 그 기업의 부채비율은 시장가치에 비해 높을 가능성이 크기에(Heaton, 2002) 비유동성 부채를 시장가치로 나눈 값이 산업별, 연도별 중위수보다 크면 1, 아니면 0의 값으로 측정하였다. 세 번째 변수($C3_{it}$)은 위험성 부채 측정으로 Ben-David et al. (2013)에 따라 과신성향이 높은 경영자는 미래에 투자성과로 사채를 갚을 확신이 높기에 위험성 부채를 사용한다. 따라서 위험성 부채를 의미하는 전환사채 및 우선주가 기업에 있다면 1, 없다면 0으로 측정한다. 네 번째 변수($C4_{it}$)는 배당유무 측정치이다. 과신성향의 경영자는 본인의 의사결정에 따라 투자를 하고자 배당을 축소(황규영과 김용길 2018)할 유인이 크고, 미래 투자 현금흐름을 과대평가하여 배당보다 현금보유를 선택(Ben-David et al., 2013)할 유인이 크다. 따라서 현금배당을 시행하지 않으면 1, 한다면 0으로 측정한다. 본 연구에서는 4개 변수의 합으로 경영자 과신성향으로 정의하고자 한다.

$$OC_{it} = C1_{it} + C2_{it} + C3_{it} + C4_{it} \tag{1}$$

변수정의

- OC_{it} = i 기업의 t 기 경영자 과신성향
- $C1_{it}$ = 종속변수로 자신증가율, 독립변수로 매출액증가율로 회귀분석의 잔차가 상위 50% 이상이면 1, 그렇지 않으면 0
- $C2_{it}$ = 비유동성 부채/시가총액이 중위수 이상이면 1, 그렇지 않으면 0
- $C3_{it}$ = 전환사채 및 우선주가 있으면 1, 그렇지 않으면 0
- $C4_{it}$ = 현금배당을 시행하지 않으면 1, 한다면 0

2. 가치평가오류의 측정

본 연구의 종속변수는 가치평가오류로 Rhodes-Kropf et al. (2005)(이하 $RKRV_{(2005)}$)연구의 측정방식을 활용하여 아래의 식(2) ~ 식(6)을 측정하였다.

Fairfield (1994)와 Penman (1996)에 따라 $MB\ ratio$ 는 자본의 시장가치에서 자본의 장부가치를 나누어서 구한다. 이는 가치평가오류와 기업의 성장성 두가지 속성을 가지고 있다. 다수의 연구에서 $MB\ ratio$ 는 두가지 속성을 구분하기보단 하나에만 의미를 두고 사용했었다(이진원과 윤성용, 2015). 하지만, $RKRV_{(2005)}$ 연구에서는 기존의 연구와 달리 $MB\ ratio$ 에 자본의 내재가치 개념을 추가하여 첫째, 기업 고유속성에 따른 평가오류, 둘째, 시계열 속성에 따른 평가오류, 셋째, 미래 투자 기회 가치 3가지 구성항목으로 구분하였다. 식(2)는 그 상세내용을 나타내며, 본 연구는 $RKRV_{(2005)}$ 와 같이 $MB\ ratio$ 를 변형하여 가치평가오류를 측정하고자 한다.

$$M/B \equiv M/V \times V/B \tag{2}$$

변수정의

- M = 자본의 시장가치
- B = 자본의 장부가치
- V = 자본의 내재가치

식(2)에 로그를 취한 것이 식(3)이다. 이때, 로그를 취한 것을 나타내기 위하여 대문자가 아닌 소문자로 표현을 변경한다. 여기서 $(m-v)$ 는 $MB\ ratio$ 의 속성 중 가치평가오류를 나타내며, $(v-b)$ 는 $MB\ ratio$ 의 성장성을 나타낸다.

$$m-b \equiv (m-v) + (v-b) \tag{3}$$

변수정의

- m = 시장가치 자본의 자연로그 값
- b = 장부가치 자본의 자연로그 값
- v = 내재가치 자본의 자연로그 값

식(3)에서 기업의 내재가치(v)와 기업의 회계정보(θ)가 선형관계를 이룬다는 가정 후 그 계수값을 α 로 정의한다. 그 후, 횡단면 내재가치($v(\theta_{it}; \alpha_{jt})$)와 장기내재가치($v(\theta_{it}; \alpha_j)$)을 구분하여 식(3)에 대입하면 식(4)가 된다. 각 내재가치의 자세한 값은 식(4)의 변수정의를 참고한다.

$$m_{it} - b_{it} = \underbrace{[m_{it} - v(\theta_{it}; \alpha_{jt})]}_{FSE} + \underbrace{[v(\theta_{it}; \alpha_{jt}) - v(\theta_{it}; \alpha_j)]}_{TSSE} + \underbrace{[v(\theta_{it}; \alpha_j) - b_{it}]}_{LRVTB} \tag{4}$$

변수정의

- m_{it} = 시장가치 자본의 자연로그 값
- b_{it} = 장부가치 자본의 자연로그 값
- $v(\theta_{it}; \alpha_{jt})$ = 기업의 회계정보와 동시점산업별 회계배수로 추정된 자본의 내재가치 자연로그
- $v(\theta_{it}; \alpha_j)$ = 기업의 회계정보와 장기간산업별 회계배수로 추정된 자본의 내재가치 자연로그

식(4)에서 *FSE*(기업고유오류 : firm-specific error), *TSSE*(시계열속성오류 : time-series sector error), *LRVTB*(성장성 오류 : long-run value to book)는 *RKR_V(2005)*에서 구분한 3가지 값이다. *FSE*는 현재 시장가치와 횡단면 내재가치($v(\theta_{it};\alpha_{jt})$)의 차이로 기업 고유속성에 따른 평가오류를 나타낸다. *TSSE*는 횡단면내재가치($v(\theta_{it};\alpha_{jt})$)와 장기내재가치($v(\theta_{it};\alpha_j)$)의 차이로 시계열 속성에 따른 평가오류이다. *LRVTB*는 장기내재가치($v(\theta_{it};\alpha_j)$)와 장부가치의 차이로 미래 투자 기회 가치를 나타낸다.

식(4)에서 언급된 *MB ratio* 구성요소 중 본 연구는 가치평가오류 부분만 살펴보고자 하기에 현재 시장가치와 횡단면 내재가치($v(\theta_{it};\alpha_{jt})$)의 차이인 *FSE*만 분석하여 종속변수로 사용하고자 한다. 식(5)¹⁾는 횡단면 내재가치($v(\theta_{it};\alpha_{jt})$)를 계산하기 위해 α_{jt} 를 추정하는 식이다.

$$m_{it} = \alpha_{0jt} + \alpha_{1jt}b_{it} + \alpha_{2jt}\ln(NI)_{it}^+ + \alpha_{3jt}I_{(<0)it} \times \ln(NI)_{it}^+ + \alpha_{4jt}LEV_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

변수정의

- m_{it} = 자본 시가총액의 자연로그 값
- b_{it} = 자본 장부가액의 자연로그 값
- NI_{it} = 당기순이익
- $\ln(NI)_{it}^+$ = 당기순이익 절댓값의 자연로그 값
- $I_{(<0)it}$ = 당기순이익이 음수이면 1, 그 외는 0
- LEV_{it} = 총부채 ÷ 총자산

식(5)를 연도별 및 산업별로 회귀분석하여 계산한 계수값 α 를 기업 정보에 따라 대입하여 횡단면 내재가치($v(\theta_{it};\alpha_{jt})$)를 추정한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$v(b_{it}, NI_{it}, Lev_{it}; \hat{\alpha}_{0jt}, \hat{\alpha}_{1jt}, \hat{\alpha}_{2jt}, \hat{\alpha}_{3jt}, \hat{\alpha}_{4jt}) = \hat{\alpha}_{0jt} + \hat{\alpha}_{1jt}b_{it} + \hat{\alpha}_{2jt}\ln(NI)_{it}^+ + \hat{\alpha}_{3jt}I_{(<0)it} \times \ln(NI)_{it}^+ + \hat{\alpha}_{4jt}LEV_{it} \quad (6)$$

본 연구 종속변수인 가치평가오류는 선행연구와 같이 식(4)의 *FSE*를 의미하며 현재의 주식시장(m_{it})에서 횡단면 내재가치($v(\theta_{it};\alpha_{jt})$)를 차감하는 방식으로 구한다. 가치평가오류는 현재주가와 내재가치의 차이로 방향에 따라 과대평가와 과소평가로 분류할 수 있다. 하지만 본 연구에서는 평가오류를 핵심으로 분석하고자 *FSE*에 절댓값을 취하여 사용하고자 한다.

3. 가설 검증 모형

본 연구의 [가설1] ~ [가설3]을 검증하고자 식(7)~식(9)을 아래와 같이 설정하고자 한다.

$$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 MB_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (7)$$

$$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 OC_t \times FOR_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 MB_t + \beta_8 RET_t + \beta_9 RISK_t + \beta_{10} TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (8)$$

1) *RKR_V(2005)* 연구에서 횡단면 내재가치($v(\theta_{jt};\alpha_{jt})$)를 측정하기 위하여 독립변수들을 여러모형을 이용하여 분석한 결과, 식(5)의 모형이 가장 설명력이 높았으며, 분석과정에 대한 상세설명은 *RKR_V(2005)*에 설명되어 있다. 또한 국내연구인 이진원·윤성용 (2015) 연구도 식(5)의 모형을 동일하게 사용하고 있다.

$$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 ANN_t + \beta_3 OC_t \times ANN_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 MB_t + \beta_8 RET_t + \beta_9 RISK_t + \beta_{10} TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (9)$$

변수정의

- abs_FSE_t = 식(2)~식(6)에 의한 가치평가오류
- OC_t = 경영자 과신성향 측정치
- $SIZE_t$ = 시가총액의 자연로그 값
- LEV_t = 총부채/총자본
- ROA_t = 당기순이익/기초자산
- MB_t = 자본의 시가총액/자본의 장부가액
- RET_t = 주간수익률의 1년 평균
- $RISK_t$ = 주간수익률의 1년 표준편차
- $TURN_t$ = 월간주식회전율의 1년 평균 (주식회전율 = 주식거래량/상장주식수)
- FOR_t = 외국인주주 지분율
- ANN_t = (추종 재무분석가 수 + 1)의 자연로그 값
- $YEAR_t$ = 연도더미
- IND_t = 산업더미

우선 식(7)은 [가설1] 검증을 위한 모형으로 과신성향 경영자에 의하여 가치평가오류가 어떻게 변화하는지 분석한다. 관심변수는 OC_t (경영자 과신성향)이며 종속변수는 식(2)~식(5)에서 산출된 abs_FSE_t (가치평가오류)이며 본 연구에서는 가치평가오류의 방향보다 크기를 보는 것이 목적이기에 절대값을 취한다. abs_FSE_t 가 크다는 것은 가치평가오류가 많다는 의미를 나타낸다. 따라서 [가설1]에 예상과 같은 방향을 의미하기 위해서는 OC_t 가 클수록 abs_FSE_t 는 증가하는 β_1 이 통계적으로 유의한 양(+의 값)을 가져야 한다.

그 외 통제변수는 선행연구들을 참고하여 핵심 변수인 과신성향과 가치평가오류에 영향을 주는 변수들을 포함하여 통제하였다. $SIZE_t$ 는 기업규모로 자본의 시가총액에 자연로그를 취하여 산출하였다. 기업규모가 크면 투자자들이 높은 관심을 가지므로 기업에 대한 정보속도가 빠르며(Hong et al., 2000) 정보가 많기에(Arbel and Strebel, 1983) 가치평가오류는 줄어들 것이다. LEV_t 는 총부채를 총자본으로 나눈 것으로 DeFond and Jiambalvo (1994)의 연구에 따르면 높은 부채비율의 회사들은 이익조정을 증가시켜 기업의 정보 비대칭을 유발할 것이다. 이는 가치평가오류가 증가한다는 의미이다. ROA_t 는 당기순이익을 기초자산으로 나눈 값으로, 수익성을 나타낸다. 기업의 수익성이 높다면 회계정보의 품질이 대부분 우수하여(DeFond and Park, 1997) 정보 비대칭을 감소시켜 가치평가오류는 감소할 것으로 예상된다. MB_t 는 성장 기회를 뜻하며 자본의 시가를 자본의 장부가치로 나누어 구한다. 성장기회가 높다면 이익조정이 증가하고(Klein, 2002) 이는 정보비대칭의 증가로 이어져 가치평가오류가 증가할 것이다. RET_t 는 기업고유 주간수익률으로 연간 평균에 100을 곱한다. 기업의 주식수익률이 높다면 순수 가치가 증가한 결과이거나, 정보비대칭으로 인한 잘못된 과대평가의 결과일 수 있다(이진원과 윤성용, 2015). 통제변수로 이러한 가능성을 통제하고자 한다. $RISK_t$ 는 주식수익률 변동성을 뜻하며, 주간 주식수익률의 연간 표준편차로 측정하였다. $RISK_t$ 가 크다는 것은 기업에 내재된 불확실성과 정보비대칭이 크다는 것으로 가치평가오류가 증가할 것이다. $TURN_t$ 는 1개월간 주식거래량을 상장주식수로 나누어 산출한 값으로 월간 주식회전율이다. Chen et al. (2001)에 의해 주식회전율은 투자자들 사이 의견 불일치의 측정치로 투자자 간 의견 불일치가 크다는 뜻으로 가치평가오류와 양(+의) 관계를 예상하여 통제한다.

식(8)은 [가설2] 검증을 위한 모형으로 [가설1] OC_t 에 상호작용변수로 FOR_t (외국인주주 지분율)을

추가하였다. 외국인주주가 과신성향의 영향을 축소하는 효과를 발생시켜 $OC_i \times FOR_i$ 의 계수 β_3 은 유의한 음(-)의 값을 예상한다.

식(9)는 [가설3] 검증을 위한 모형으로 [가설1] OC_i 에 상호작용변수로 ANN_i (추종 재무분석가)를 추가하였다. 추종 재무분석가 또한 과신성향의 영향을 축소하는 수단으로 활용이 된다면 $OC_i \times ANN_i$ 의 계수 β_3 도 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다.

4. 표본 선정

본 연구의 표본은 2011년부터 2022년까지 총 12년간 유가증권시장의 상장기업을 표본으로 선정한다. 본 연구에서 이용하는 주가 자료와 재무 자료는 Data Guide Pro에서 추출하였다. 금융업은 회계처리 및 재무제표가 비금융업과 상이하여 제외 대상으로 지정하였고, 12월 결산법인이 아닌 기업을 제외하여 분석의 비교가능성을 높였다. 관리종목 기업 및 자본잠식 기업은 분석 결과에 왜곡을 줄 가능성이 있으므로 표본에서 제외하였으며, 재무제표 자료 및 주가 자료가 연구모형의 최소조건을 만족하지 못한 기업들도 제외하였다. 위와 같은 과정을 거쳐 최종적으로 선정된 표본의 수는 총 6,940 기업-연도이다. 표본 선택의 자세한 선정과정은 <Table 1>에 제시하였다. 추가로 상·하위 1% 내에서 표본 변수들을 winsorization 실시하여 극단치의 영향을 감소시켰다.

Table 1. 표본선택

구분	표본수
전체 2011 - 2022	8,662
금융업 기업	519
12월 외 결산법인	146
관리종목 및 자본잠식	145
주가 및 재무제표 자료 불충분기업	912
소계	6,940

IV. 분석 결과

1. 기초통계

<Table 2>는 본 연구에 사용된 전체표본의 기술통계량을 제시하였다. 본 연구의 관심변수인 OC_i (경영자 과신성향)은 평균 1.504, 중위수 1.000으로 왜도(skewness)는 양(+)의 분포를 보인다. $abs-FSE_i$ (가치평가오류)는 종속변수로 평균 0.495, 중위수 0.413을 보여 왜도가 양(+)임을 알 수 있다. FOR_i (외국인주주 지분율)은 [가설2]의 상호작용 변수로 평균 9.741 중위수 4.525으로 큰 양(+)의 왜도를 보인다. 큰 양(+)의 왜도란, 특정 소수기업들의 외국인주주 지분율이 특히 높다고 해석할 수 있다. ANN_i (추종 재무분석가 수의 자연로그값)은 [가설3]의 상호작용 변수로 평균 0.802 중위수 0.000으로 양(+)의 왜도를 보인다. 그 외 통제변수로 사용된 $SIZE_i, LEV_i, ROA_i, MB_i, RET_i, RISK_i, TURN_i$ 의 평균은 26.328, 1.054, 0.019, 1.374, 0.200, 5.864, 0.256으로 선행연구들과 유사한 분포를 보여준다.

Table 2. 기술통계량(N=6,940)

변수	평균값	중위수	표준편차	최소값	최대값
$abs - FSE_t$	0.495	0.413	0.384	0.007	1.798
OC_t	1.504	1.000	0.948	0.000	4.000
$SIZE_t$	26.328	25.986	1.587	23.593	30.862
LEV_t	1.054	0.682	1.342	0.020	8.972
ROA_t	0.019	0.025	0.080	-0.327	0.250
MB_t	1.374	0.927	1.373	0.233	8.508
RET_t	0.200	0.092	0.824	-4.918	8.058
$RISK_t$	5.864	5.234	2.808	1.770	16.292
$TURN_t$	0.256	0.110	0.394	0.006	2.268
FOR_t	9.741	4.525	12.376	0.000	59.299
ANN_t	0.802	0.000	1.042	0.000	3.258

Note: 변수정의

- $abs - FSE_t$ = 식(2)~식(6)에 의한 가치평가오류
 OC_t = 경영자 과신성향 측정치
 $SIZE_t$ = 시가총액의 자연로그 값
 LEV_t = 총부채/총자본
 ROA_t = 당기순이익/기초자산
 MB_t = 자본의 시가총액/자본의 장부가액
 RET_t = 주간수익률의 1년 평균
 $RISK_t$ = 주간수익률의 1년 표준편차
 $TURN_t$ = 월간주식회전율의 1년 평균 (주식회전율 = 주식거래량/상장주식수)
 FOR_t = 외국인주주 지분율
 ANN_t = (추종 재무분석가 수 + 1)의 자연로그 값

(Table 3)은 본 연구에서 사용된 변수들의 상관관계를 분석하였다. 먼저 본 연구의 주제인 관심변수 OC_t (경영자 과신성향)와 종속변수 $abs - FSE_t$ (가치평가오류)는 예상한 양(+)의 관계가 아닌 음(-)의 상관관계를 나타낸다. 하지만 이값은 유의하지 않은 값이며 통제변수가 고려되지 않은 두 변수의 단순한 단변량 분석으로 가설을 검증하였다고 해석할 수 없다. 따라서 통제변수가 포함된 다변량 회귀분석을 진행한다.

그 외 종속변수와 통제변수들의 유의한 관계를 살펴보면 $SIZE_t$, MB_t , RET_t , $RISK_t$, $TURN_t$ 은 양(+)의 유의한 상관관계를 나타낸다.

통제변수 간의 상관관계 중 절대값 기준 0.3 이상인 높은 상관계수 존재를 발견할 수 있다. 이는 다변량 분석에서 다중공선성의 문제를 발생시킬 수 있으므로 분석 결과에서 VIF 값을 살펴보면 최댓값이 [가설1]은 2.709, 상호작용변수가 포함된 각 [가설2]는 3.995, [가설3]은 6.484으로 모두 10이하로 나타나 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 확인하였다.

Table 3. 변수 간 상관관계 (N=6,940)

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) $abs - FSE_t$	-0.002 (0.886)	0.072 (0.000)	0.003 (0.812)	-0.015 (0.221)	0.449 (0.000)	0.090 (0.000)	0.087 (0.000)	0.032 (0.007)	0.033 (0.006)	0.002 (0.855)
(2) OC_t	1.000 (0.306)	0.012 (0.000)	0.327 (0.000)	-0.151 (0.000)	-0.009 (0.458)	-0.007 (0.547)	0.142 (0.000)	0.087 (0.000)	-0.092 (0.000)	0.046 (0.000)
(3) $SIZE_t$		1.000	-0.101 (0.000)	0.274 (0.000)	0.316 (0.000)	0.054 (0.000)	-0.162 (0.000)	-0.203 (0.000)	0.577 (0.000)	0.825 (0.000)
(4) LEV_t			1.000	-0.339 (0.000)	0.164 (0.000)	-0.066 (0.000)	0.209 (0.000)	0.079 (0.000)	-0.129 (0.000)	-0.005 (0.653)
(5) ROA_t				1.000	-0.050 (0.000)	0.132 (0.000)	-0.244 (0.000)	-0.173 (0.000)	0.239 (0.000)	0.203 (0.000)
(6) MB_t					1.000	0.286 (0.000)	0.259 (0.000)	0.180 (0.000)	0.118 (0.000)	0.186 (0.000)
(7) RET_t						1.000	0.469 (0.000)	0.363 (0.000)	-0.027 (0.025)	-0.040 (0.001)
(8) $RISK_t$							1.000	0.676 (0.000)	-0.227 (0.000)	-0.187 (0.000)
(9) $TURN_t$								1.000	-0.207 (0.000)	-0.227 (0.000)
(10) FOR_t									1.000	0.538 (0.000)
(11) ANN_t										1.000

Note: ()안의 숫자는 p-value 를 의미함. 상세한 변수정의는 <Table 2>참조

2. 다변량 분석결과

(Table 4)는 본 연구의 가설1을 검증한 결과로 관심변수인 OC_t (경영자 과신성향)이 종속변수인 $abs - FSE_t$ 에 미치는 영향을 살펴보았다. 이때 $abs - FSE_t$ 은 주가와 내재가치의 차이에 절댓값을 취하였으며 절댓값을 취한 이유는 방향이 아닌 오류크기의 증감이 본 연구의 목적이기 때문이다. [가설1]에서 경영자 과신성향이 증가할수록 가치평가오류 또한 크기가 증가하는 정비례를 예측하였으며, 이 가설을 지지하기 위해서는 OC_t 가 유의한 양(+)의 계수값을 가질 것이다. 본 연구에서는 기본적인 통제변수만 사용한(1), 시장수익률 및 거래량 변수를 포함한(2) 두가지 방법으로 분석하였다.

분석결과는 OC_t 의 계수값이 (1/2) 모두 유의한 양(+)의 값(0.016 t -value : 3.42 / 0.019 t -value : 4.23)을 보여주어 모두 [가설1]을 지지하는 결과를 볼 수 있다. 이는 경영자 과신성향이 주는 긍정적인 요인보다 부정적 요인인 배당감소, 이익조정 및 재무보고오류 증가가(Schrand and Zechman, 2012; 김새로나와 최준혁 2022) 정보 불균형을 초래하여 가치평가오류 증가가 발생한다고 해석할 수 있다 (Francis et al., 2004).

기본 통제변수들의 결과를 살펴보면 $SIZE_t$ 는 기업규모가 크면 투자자들의 관심이 커져 정보 비대칭이 감소하여 예상과 같은 유의한 음(-)의 결괏값을 보여준다. LEV_t 은 총부채를 총자산으로 나눈 값으로

예상과 달리 유의한 음(-)의 결괏값을 나타냈다. ROA_t 는 당기순이익을 기초자산으로 나눈 값으로 수익성을 나타낸다. 예상한 음(-)의 값과 다른 가치평가오류가 증가하는 유의한 양(+)값을 확인하였다. MB_t 는 성장 기회를 뜻하며 자본의 시가를 자본의 장부가치로 나누어 구한다. 성장기회가 높다면 이익조정을 많이 한다는 선행연구(Klein, 2002)에 따라 유의한 양(+)을 예상하였으며 예상과 같은 가치평가오류가 증가하는 유의한 양(+)의 계수값을 제시하고 있다.

시장수익률 및 거래량 변수 관련 통제변수를 살펴보면 RET_t 은 주가 상승의 결과로 가치평가오류가 감소하는 유의한 음(-)의 값을 얻어 본 연구에서는 주가 상승의 결과가 정보비대칭으로 인한 고평가가 아닌 순수 가치가 증가한 영향으로 해석할 수 있다. $RISK_t$ 는 유의하지 않은 결과를 나타냈다. $TURN_t$ 은 주식회전율로 본 연구에서는 투자자들의 높은 관심으로 오히려 정보비대칭이 감소하여 예상과 달리 유의한 음(-)의 값으로 가치평가오류가 감소하였다고 해석할 수 있다.

Table 4. 가설1에 대한 다변량 분석결과

$$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 MB_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	1.142	14.67***	1.309	15.86***
OC_t	+	0.016	3.42***	0.019	4.23***
$SIZE_t$	-	-0.029	-9.92***	-0.035	-11.68***
LEV_t	+	-0.027	-7.75***	-0.029	-8.24***
ROA_t	-	0.129	2.27**	0.120	2.04**
MB_t	+	0.139	42.62***	0.148	42.50***
RET_t	+/-			-0.014	-2.28**
$RISK_t$	+			0.000	-0.12
$TURN_t$	+			-0.079	-5.37***
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>industry Dummy</i>			포함		포함
<i>F value</i>		85.24***		79.34***	
<i>Adj R²</i>			0.2328		0.2402
<i>Sample</i>			6,940		6,940

Note: *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함. 상세한 변수정의는 <Table 2>참조

<Table 5> 는 본 연구의 [가설2]을 검증한 결과로 [가설1]의 관심변수인 OC_t (경영자 과신성향)에 상호작용변수인 FOR_t (외국인주주 지분율)을 추가하여 외국인주주 지분율이 과신성향 영향을 축소하는 수단으로 이용할 수 있는지 확인하기 위한 [가설2]를 만들었다. 이 가설을 지지하기 위해서는 관심변수 $OC_t \times FOR_t$ 가 유의한 음(-)의 계수값을 가지며 OC_t 는 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다. 분석결과를 보면 (1/2)의 $OC_t \times FOR_t$ 는 유의한 음(-)의 값(-0.001 t-value : -2.00 / -0.001 t-value : -1.75), OC_t 는 유의한 양(+)의 값(0.023 t-value : 4.11 / 0.026 t-value : 4.56)으로 [가설2]를 지지하는 결과를 볼 수 있다. 즉, 외국인주주 지분율이 높은 경우 외국인 주주들의 요구를 충족시키기 위해 양질의 정보를 제공한다. 이는 정보 비대칭을 완화시켜 경영자 과신성향의 영향을 축소할 수 있고, 과신성향이 가치평가 오류를 증가시키는 효과를 감소시킨다고 해석할 수 있다. 그 외 통제변수들의 결과는 <Table 4>와 유사하였다.

Table 5. 가설2에 대한 다변량 분석결과

$$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 OC_t \times FOR_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 MB_t + \beta_8 RET_t + \beta_9 RISK_t + \beta_{10} TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	1.189	12.75***	1.329	13.85***
<i>OC_t</i>	+	0.023	4.11***	0.026	4.56***
<i>FOR_t</i>	-	0.002	2.88***	0.001	2.28**
<i>OC_t × FOR_t</i>	-	-0.001	-2.00**	-0.001	-1.75*
<i>SIZE_t</i>	-	-0.031	-8.84***	-0.036	-10.16***
<i>LEV_t</i>	+	-0.027	-7.78***	-0.030	-8.27***
<i>ROA_t</i>	-	0.114	1.99**	0.109	1.84*
<i>MB_t</i>	+	0.139	42.21***	0.147	42.09***
<i>RET_t</i>	-			-0.014	-2.23**
<i>RISK_t</i>	+			0.000	-0.02
<i>TURN_t</i>	+			-0.078	-5.33***
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>industry Dummy</i>			포함		포함
<i>F value</i>		79.31***		74.25***	
<i>Adj R²</i>			0.2335		0.2405
<i>Sample</i>			6,940		6,940

Note: *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함. 상세한 변수정의는 <Table 2>참조

(Table 6)는 본 연구의 [가설3]을 검증한 결과로 [가설1]의 관심변수인 OC_t (경영자 과신성향)에 상호작용변수인 ANN_t (추종재무분석가 수)를 추가하여 과신성향의 영향을 축소하는 방법으로 이용할 수 있는지 확인하기 위한 [가설3]을 만들었다. 이 가설을 지지하기 위해서는 관심변수 $OC_t \times ANN_t$ 가 유의한 음(-)의 계수값을 가지며 OC_t 는 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다. 분석결과를 보면 (1/2)의 $OC_t \times ANN_t$ 는 유의한 음(-)의 값(-0.019 *t-value* : -4.22 / -0.018 *t-value* : -4.12), OC_t 는 유의한 양(+)의 값(0.029 *t-value* : 5.23 / 0.033 *t-value* : 5.84)으로 [가설3]을 지지하는 결과를 볼 수 있다. 재무분석가는 투자자들에게 정보를 제공 및 해석을 수행한다(Barry and Jennings, 1992; Bradley et al., 2014; Asquith et al., 2005; Altinkilic and Hansen, 2009). 즉, 추종 재무분석가가 많다는 것은 정보의 중요성 및 파급효과가 크기에 과신성향의 경영자가 독자적인 판단을 억제하고 객관적인 판단을 할 가능성이 커지고, 자본시장 투자자들에게 더 공정하고 객관적인 정보를 제공하여, 이는 경영자 과신성향의 영향을 축소하고, 과신성향이 가치평가오류를 증가시키는 효과를 감소시킨다고 해석할 수 있다. 그 외 통제변수들의 결과는 (Table 4)와 유사하였다.

Table 6. 가설3에 대한 다변량 분석결과

$$abs_FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 ANN_t + \beta_3 OC_t \times ANN_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 MB_t + \beta_8 RET_t + \beta_9 RISK_t + \beta_{10} TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	0.824	6.33 ***	0.939	7.09 ***
<i>OC_t</i>	+	0.029	5.23 ***	0.033	5.84 ***
<i>ANN_t</i>	-	0.011	1.12	0.006	0.62
<i>OC_t × ANN_t</i>	-	-0.019	-4.22 ***	-0.018	-4.12 ***
<i>SIZE_t</i>	-	-0.017	-3.36 ***	-0.021	-4.15 ***
<i>LEV_t</i>	+	-0.026	-7.15 ***	-0.027	-7.54 ***
<i>ROA_t</i>	-	0.120	2.12 **	0.109	1.85 *
<i>MB_t</i>	+	0.135	40.51 ***	0.144	40.78 ***
<i>RET_t</i>	+/-			-0.014	-2.26 **
<i>RISK_t</i>	+			-0.001	-0.40
<i>TURN_t</i>	+			-0.077	-5.27 ***
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>industry Dummy</i>			포함		포함
<i>F value</i>		80.04***		75.16***	
<i>Adj R²</i>			0.2352		0.2428
<i>Sample</i>			6,940		6,940

Note: *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함. 상세한 변수정의는 <Table 2>참조

3. 추가분석

본 연구에서는 가치평가오류를 절댓값으로 하여 오류의 증감을 핵심으로 분석하였다. <Table 7>은 경영자가 과한 자신감을 바탕으로 경영하였을 때 가치평가오류가 과대평가인지 과소평가인지 나누어 추가적으로 분석한 결과이다. 가치 과대평가오류는 기업의 내재가치보다 실제주가가 크게 나타난 것으로 FSE (가치평가오류)가 양(+)인 Panel A이다. 가치 과소평가오류는 기업의 내재가치보다 실제주가가 작게 나타난 것으로 FSE가 음(-)인 Panel B이다.

분석결과는 Panel A는 *OC_t*의 계수값이 유의하지 않은 값을 얻었고, Panel B는 *OC_t*의 계수값이 유의한 음(-)의 값(-0.013 t-value:-2.88 / -0.013 t-value:-2.88)을 얻었다. 이는 과신성향이 높은 경영자가 경영하는 기업의 가치를 시장에서는 좋게 해석하지 않으며, 본래 내재가치를 기반한 정보마저 신뢰하지 않고 과소평가한다고 해석할 수 있다.

Table 7. 추가분석에 대한 다변량 분석결과

$$FSE_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 MB_t + \beta_6 RET_t + \beta_7 RISK_t + \beta_8 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A : $FSE \geq 0$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	-0.569	-6.17 ***	-0.751	-7.33 ***
OC_t	+	0.004	0.79	0.001	0.15
$SIZE_t$	-	0.025	7.51 ***	0.031	8.59 ***
LEV_t	+	-0.049	-12.56 ***	-0.047	-12.10 ***
ROA_t	-	-0.048	-0.77	-0.013	-0.20
MB_t	+	0.214	67.10 ***	0.210	62.62 ***
RET_t	+/-			0.002	0.26
$RISK_t$	+			0.006	2.01 **
$TURN_t$	+			0.023	1.48
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>industry Dummy</i>			포함		포함
<i>F value</i>			213.19***		192.13***
<i>Adj R²</i>		0.6342		0.6362	
<i>Sample</i>		3,061		3,061	

Panel B : $FSE < 0$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	-1.950	-24.23 ***	-1.973	-23.57 ***
OC_t	+	-0.013	-2.88 ***	-0.013	-2.88 ***
$SIZE_t$	-	0.042	13.69 ***	0.045	14.29 ***
LEV_t	+	-0.049	-12.66 ***	-0.046	-11.69 ***
ROA_t	-	-0.048	-0.79	-0.120	-1.94 *
MB_t	+	0.528	44.58 ***	0.516	42.37 ***
RET_t	+/-			0.031	4.40 ***
$RISK_t$	+			-0.010	-4.12 ***
$TURN_t$	+			0.088	5.06 ***
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>industry Dummy</i>			포함		포함
<i>F value</i>			113.19***		103.79***
<i>Adj R²</i>		0.4197		0.426	
<i>Sample</i>		3,879		3,879	

Notes: *** : 1%, ** : 5%, * : 10% 수준에서 유의함.

V. 결 론

본 연구는 경영자 과신성향이 높을수록 가치평가오류가 증가하는 영향을 실증분석 하였다. 경영자 과신성향은 경영자가 본인 직위나 능력에, 과한 자신감을 가지는 것을 말하며(Hayward and Hambrick, 1997; 박진희, 2021) 가치평가오류란 시장에서 수많은 정보 비대칭의 원인으로 기업의 실제주가와 내재가치가 다른 상황을 말한다.

앞서 기술한 경영자 과신성향 선행연구는 과신성향이 높으면 이익조정이 증가하는(Hribar and Yang, 2016) 부정적 측면과, 과신성향이 높으면 자발적 이익예측 공시가 증가하는(Hribar and Yang, 2016; Wei and Zhang, 2018) 긍정적 측면이 혼재돼 있다. 따라서 경영자 과신성향과 가치평가오류의 관계는 양방향 가능성이 존재하나 명료한 가설 전개를 위해 더 가능성이 큰 부정적인 영향인 경영자 과신성향과 가치평가오류는 양(+)의 관계로 가설을 설정하여 실증분석 하였다.

본 연구에서는 [가설1]~[가설3] 모두 가치평가오류에 방향보다 크기를 보는 것이 목적이므로 절댓값을 취하였다. 검증결과 [가설1]에서는 경영자 과신성향이 높을수록 가치평가오류는 증가하였으며, 이는 경영자가 자기과신이 높을수록 배당감소, 이익조정 및 재무보고오류 증가(Schrand and Zechman, 2012; 김새로나와 최준혁, 2022)와 같은 요인들로 정보 불균형을 초래하여 가치평가오류 증가가 발생한다고 해석할 수 있다(Francis et al., 2004). [가설2]에서는 [가설1]의 현상에서 외국인주주 지분율이 통제하는 수단으로 사용 가능하지 확인하였다. 분석결과 외국인주주 지분율이 높으면 경영자 과신성향이 가치평가오류를 증가시키는 효과를 감소시켰다. 이는 외국인 주주들이 양질의 정보를 요구하기에 과신성향의 경영자가 오류가 적은 정보를 제공할 유인이 크게 작용하여 정보 불균형을 감소시켜 가치평가 오류가 감소한다고 해석한다. [가설3]은 [가설1]의 현상에서 추종 재무분석가 수의 영향을 살펴본 것으로 추종 재무분석가 수가 증가할수록 과신성향이 가치평가오류를 증가시키는 효과를 감소시켰다. 이는 재무분석가가 많다면 자본시장에 양질의 공적정보와 사적정보가 제공될 것이고 투자자들의 관심이 높아져 과신성향의 경영자는 독자적인 판단을 억제 및 객관적인 판단을 하여, 공정하고 객관적인 정보를 제공 유인이 증가하여 가치평가 오류가 감소한다고 설명할 수 있다. 즉, 추종재무분석가 수가 과신성향을 통제할 수 있다는 해석이 가능하다.

본 연구는 공헌점을 다음과 같다. 첫째, 경영자 과신성향이라는 인지적 특성을 가치평가오류라는 측정치를 사용하여 직접 실증분석 하였다. 자본시장에서 수많은 정보 비대칭으로 평가하는 기업의 실제주가와 내재가치가 다른 상황 즉, 가치평가오류라는 수치를 사용해 경영자 개인이 가지는 인지적 특성 중 과신성향이 자본시장에 주는 영향을 이해하는데 도움을 주었다. 둘째, 본 연구는 투자자들은 과신성향이 높은 기업에 투자 시 평가오류가 발생하기 쉽다는 점을 상기 시켰다. 끝으로 정책당국에서는 자본시장에서 가치평가오류의 감소를 위해 경영자의 과신성향이 회계정보에 주는 악영향을 확인하여 이를 제어하는 정책수립의 근거자료로 활용할 수 있다.

References

- 강선아, 유지연 (2017), “산업특성이 경영자의 낙관적 성향과 경영성과의 관계에 미치는 영향”, *관리회계연구*, 17(2), 85-109.
- 김경혜, 최경수 (2020), “경영자의 자기과신 성향과 내부회계 담당인력의 우수성”, *회계저널*, 29(6), 1-36.
- 김문태 (2004), “외국인의 지분참여가 이익관리의 크기와 방향에 미치는 영향”, *회계정보연구*, 22(4), 85-112.
- 김민수, 최희정 (2020), “애널리스트 예측이 주가지체에 미치는 영향에 관한 연구”, *재무관리연구*, 37(4), 83-111.
- 김새로나 (2015), “기업지배구조 특성을 고려한 경영자 과신성향과 발생액을 통한 이익조정실태”, *회계·세무와감사연구*, 57(4), 149-188.

- 김새로나, 최준혁 (2022), “경영자의 과신성향이 기업의 배당정책에 미치는 영향: 기업수명주기를 고려하여”, *세무회계연구*, 74, 167-198.
- 김성환, 이현경 (2022), “경영자의 과신성향이 신용평가에 미치는 영향”, *회계정보연구*, 40(1), 129-153.
- 라기레, 박상봉 (2016), “경영자 과신성향과 수익비용대응 정도 및 비용인식 패턴”, *대한경영학회지*, 29(10), 1527-1547.
- 박진희 (2021), “경영자 과신성향, 회계적 보수주의, 경영환경이 기업의 미래 경영성과에 미치는 영향”, 박사학위논문, 중앙대학교 대학원
- 안윤영, 신현한, 장진호 (2005), “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”, *회계학연구*, 30(4), 109-131.
- 양대천, 구정호 (2016), “경영자의 낙관주의적 오류와 비대칭적인 원가행태”, *회계저널*, 25(6), 159-186.
- 유혜영, 김새로나 (2015), “경영자의 과신성향이 재무보고 방식에 미치는 영향: 보수주의를 중심으로”, *회계학연구*, 40(6), 41-80.
- 유성용 (2008), “외국인 투자자 지분율에 따른 이익지속성과 시장의 반응”, *회계정보연구*, 26(1), 137-162.
- 유한결, 김응길 (2023), “경영자 능력과 과신성향이 감사보고서차에 미치는 영향에 관한 연구”, *기업경영연구*, 30(1), 81-104.
- 이병산 (2021), “경영자의 과신성향이 감사품질에 미치는 영향”, *상업교육연구*, 35(4), 175-195.
- 이성구, 김영길 (2014), “회계이익과 세무이익의 차이에 따른 가치평가 오류현상”, *회계와 정책연구*, 19(2), 149-170.
- 이진원, 윤성용 (2015), “회계이익의 질이 가치평가오류와 주가급락에 미치는 영향”, *회계연구*, 20(2), 151-179.
- 이혜미, 홍창목 (2018), “경영자의 과신성향과 추가정보성: 미래이익반응계수와 추가동조성을 중심으로”, *경영학연구*, 47(5), 1201-1230.
- 전영순 (2003), “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자사결정과 회계이익의 질”, *경영학연구*, 32(4), 1001-1032.
- 차명기, 김수성, 황국재 (2016), “경영자의 자기과신 성향과 조세회피”, *회계정보연구*, 34(4), 441-485.
- 황국재, 차명기 (2015), “최고경영자의 자기과신 성향이 이익조정에 미치는 영향”, *한국회계학회 학술발표논문집*, 2015(2), 420-458.
- 황규영, 김응길 (2018), “경영자의 자기과신 성향과 배당성향의 관계 : 재벌기업을 중심으로”, *금융정보연구*, 7(1), 61-90.
- Adhikari, B., S. Bindal, T. Campbell and S. Johnson (2018), *Competing against overconfident CEOs* (Working Paper), Available From <https://ssrn.com/abstract=3223778>.
- Ahmed, A. S. and S. Duellman (2013), “Managerial overconfidence and accounting conservatism”, *Journal of Accounting Research*, 51(1), 1-30.
- Altinkilic, O. and R. S. Hansen (2009), “On the Information Role of Stock Recommendation Revisions”, *Journal of Accounting and Economics*, 48(1), 17-36.
- Arbel, A. and P. Strebel (1983), “Pay Attention to Neglected Firms”, *Journal of Portfolio Management*, 9(2), 37-42.
- Asquith, P., M. B., Mikhail and A. S. Au (2005), “Information Content of Equity Analyst Report”, *Journal of Financial Economics*, 75, 245-282.
- Baker, M. and J. Wurgler (2013), “Behavioral Corporate Finance: An Updated Survey”, *In Handbook of the Economics of Finance*, 2, 357-424, Elsevier.
- Barry, C. B. and R. H. Jennings (1992), “Information and Diversity of Analyst Opinion”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 169-183.
- Ben-David, I., J. Graham and C. Harvey (2013), “Managerial Miscalibration”, *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1547-1584.
- Bradley, D., J. Clarke, S. Lee and C. Ornthalalai (2014), “Are Analysts’ Recommendations Informative? Intraday Evidence on the Impact of Time Stamp Delays”, *Journal of Finance*, 69, 645-673.
- Brown, R. and N. Sarma (2007), “CEO Overconfidence, CEO Dominance and Corporate Acquisitions”, *Journal of Economics and Business*, 59(5), 358-379.

- Chen, S. S., S. M. Lai, C. L. Liu and S. E. McVay (2014), *Overconfident managers and internal controls* (Working Paper), Available From <https://ssrn.com/abstract=2510137>.
- Chyz, J. A., F. Gaertner, A. Kausar and L. Watson (2019), "Overconfidence and corporate tax policy", *Review of Accounting Studies*, 24, 1114-1145.
- Cyert, R. and J. March (1963), "A behavioral theory of the firm", *Englewood Cliffs, NJ* : Prentice-Hall.
- Dechow, P. M. (1994), "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals", *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), 3-42.
- DeFond, M. L. and J. Jiambalvo (1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals", *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2), 145-176.
- DeFond, M. L. and C. W. Park (1997), "Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings", *Journal of Accounting and Economics*, 23(2), 115-139.
- Deshmukh, S., A. M. Goel and K. M. Howe (2013), "CEO Overconfidence and Dividend Policy", *Journal of Financial Intermediation*, 22(3), 440-463.
- Dow, J., I. Goldstein and A. Guembel (2006), *Commitment to Overinvest and Price Informativeness* (Working Paper), Available From <https://ssrn.com/abstract=846245>.
- Fairfield, P. M. (1994), "P/E, P/B and the Present Value of Future Dividends", *Financial Analysts Journal*, 50(4), 23-31.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson and K. Schipper (2004), "Costs of Equity and Earnings Attributes", *The Accounting Review*, 79(4), 967-1010.
- Galasso, A. and T. S. Simcoe (2011), "CEO overconfidence and innovation", *Management Science*, 57(8), 1469-1484.
- Griffin, D. and A. Tversky (1992), "The weighing of evidence and the determinants of confidence", *Cognitive Psychology*, 24(3), 411-435.
- Hayward, M. L. and D. C. Hambrick (1997), "Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions: Evidence of CEO Hubris", *Administrative Science Quarterly*, 42(1), 103-127.
- Heaton, J. B. (2002), "Managerial optimism and corporate finance", *Financial Management*, 31, 33-45.
- Hiller, N. J. and D. C. Hambrick (2005), "Conceptualizing executive hubris: the role of (hyper-)core self-evaluations in strategic decision-making", *Strategic Management Journal*, 26(4), 297-319.
- Hirshleifer, D., A. Low and S. H. Teoh (2012), "Are overconfident CEOs better innovators?", *Journal of Finance*, 67(4), 1457-1498.
- Hong, H., T. Lim and J. C. Stein. (2000), "Bad news travels slowly: Size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies", *Journal of Finance*, 55(1), 265-295.
- Hribar, P. and H. Yang (2016), "CEO overconfidence and Management Forecasting", *Contemporary Accounting Research*, 33(1), 204-227.
- Hsu, C., K. E. Novoselov and R. Wang (2017), "Does accounting conservatism mitigate the shortcomings of CEO overconfidence?", *The Accounting Review*, 92(6), 77-101.
- Klein, A. (2002), "Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management", *Journal of Accounting and Economics*, 33(3), 375-400.
- Koo, J. H. and D. Yang (2018), "Managerial overconfidence, self-attribution bias, and downwardly sticky investment: evidence from Korea", *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(1), 144-161.
- Langer, E. J. (1975), "The illusion of control", *Journal of Personality and Social Psychology*, 32(2), 311.
- Lee, C. M. (2001), "Market Efficiency and Accounting Research : A Discussion of 'Capital Market Research in Accounting' by S. P. Kothari", *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 233 - 253.
- Malmendier, U. and G. Tate (2005), "CEO overconfidence and corporate investment", *Journal of Finance*, 60(2), 661-700.
- Malmendier, U. and G. Tate (2008), "Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction", *Journal of Financial Economics*, 89, 20-43.

- Malmendier, U., G. Tate and J. Yan (2011), "Overconfidence and early-life experiences: the effect of managerial traits on corporate financial policies", *Journal of Finance*, 66(5), 1687-1733.
- March, J. G. and H. A. Simon (1958), "Organizations. John Wiley & Sons", New York, 1958.
- Penman, S. H. (1996), "The Articulation of Price-Earnings Ratios and Market to Book Ratios and the Evaluation of Growth", *Journal of Accounting Research*, 34(2), 235-259.
- Presley, T. J. and L. J. Abbott (2013), "CEO overconfidence and the incidence of financial restatement", *Advances in Accounting*, 29(1), 74-84.
- Rhodes-Kropf, M., D. T. Robinson and S. Viswanathan (2005), "Valuation waves and merger activity: The empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, 77(3), 561-603.
- Russo, J. E. and P. J. Schoemaker (1992), "Managing overconfidence", *Sloan Management Review*, 33(2), 7-17.
- Schrand, C. M. and S. L. Zechman (2012), "Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting", *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 311-329.
- Sloan, R. G. (1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?", *The Accounting Review*, 71, 289 - 316.
- Warfield, T. D., J. J. Wild and K. L. Wild (1995), "Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings", *Journal of Accounting and Economics* 20(1), 61 - 91.
- Wei, C. and L. Zhang (2018), *The Informational Role of Overconfident CEOs* (Working Paper), Available From <https://ssrn.com/abstract=2823716>.
- Weinstein, N. D. (1980), "Unrealistic optimism about future life events", *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(5), 806-820.
- Yang, D. (2015), "Mergers, CEO hubris, and cost stickiness", *Emerging Markets Finance and Trade*, 51, 46-63.
- Yang, D. and Z. N. Zhang (2017), "Impact of managerial optimism on cost stickiness: Evidence from China", *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 15(21), 373-383.