

경영자의 과신성향과 추가정보성: 미래이익반응계수와 추가동조성을 중심으로*

이혜미(주저자)
국민대학교 회계학과 박사과정
(84ham@kookmin.ac.kr)
홍창목(교신저자)
국민대학교 회계학과
(cmhong@kookmin.ac.kr)

본 논문은 경영자의 과신성향이 추가정보성에 차별적인 영향력을 미치는지를 미래이익반응계수와 추가동조성을 통하여 실증 분석하였다. 만약 과신 경영자가 이끄는 기업이 재무보고를 왜곡하는 등 정보 공시를 악화시킨다면 상대적으로 추가동조성 수준은 높고, 미래이익반응계수는 낮을 것이다. 반면, 과신 경영자 기업일수록 투자자들이 미래 전망을 용이하게 평가할 수 있도록 공시수준이 높아지고, 장기투자프로젝트를 확고히 수행한다는 신호를 시장에 보낸다면 추가정보성은 향상될 것이다.

실증분석은 2003년부터 2015년까지 유가증권시장 및 코스닥시장의 12월 결산 비금융 상장법인들을 대상으로 수행되었다. 결과를 살펴보면 첫째, 경영자가 과신성향을 보이는 기업들은 그렇지 않은 기업들에 비하여 미래이익반응계수가 유의적으로 더 높았다. 둘째, 경영자의 과신성향은 추가동조성과 유의적인 음(-)의 연관성을 보였다. 즉, 과신 경영자가 있는 기업일수록 추가정보성이 향상된다는 일관된 연구결과를 미래이익반응계수와 추가동조성모형을 통하여 얻었다.

본 논문은 경영자의 과신성향이 추가정보성을 향상시킬 수 있다는 가능성을 시사하는 증거를 제시함으로써 경영자 과신의 정보적 역할에 대한 연구 분야에 기여할 것으로 생각된다. 또한 선행연구들은 대부분 미래이익반응계수의 횡단면 결정요인으로 기업의 경제적 특성에 관심을 두었다면, 본 연구는 경영자의 특성인 과신성향이 미래이익반응계수의 결정요인이 될 수 있다는 추가적인 증거를 제시하였다는 공헌점을 갖는다.

주제어: 경영자 과신, 추가정보성, 미래이익반응계수(FERC), 추가동조성

1. 서론

최근 들어 재무 및 회계분야에서 경영자의 제반 특성이 기업의사결정에 미치는 영향을 실증적으로 고찰하는 연구들이 점점 늘어나고 있다. 특히, 경영자의 과신 성향에 연구가 집중되고 있다. 재무 및 회계분야에서 주목하는 경영자 과신의 핵심은 과신 성향의 경영자들은 (i)투자프로젝트로부터 발생될 미

래수익의 기대치를 과대 추정하고, (ii)자신이 갖고 있는 지식이나 정보의 정확성을 과대 확신하며, (iii)위험을 과소 추정하는 성향을 보인다는 점이다 (Baker and Wurgler, 2013).¹⁾ 선행연구는 이러한 과신성향이 주로 기업의 투자결정, 재무결정, 배당결정, 재무보고결정, 경영자의 승진이나 해고에 미치는 영향을 분석하고 있다. 대부분의 연구는 과신 성향의 경영자들이 지나친 인수합병, 과다투자, 추가 부양을 위한 자기주식 과다매입, 재무보고왜곡 등

최초투고일: 2018. 2. 13 수정일: (1차: 2018. 7. 7) 게재확정일: 2018. 9. 7

* 본 연구는 국민대학교 교내학술연구비의 지원을 받아 수행되었습니다.

1) 본 논문은 개별 경영자의 과신성향이 아닌 경영진의 과신성향을 연구대상으로 하지만 선행연구와 일관성을 유지하기 위하여 경영자의 과신, 과신 경영자 혹은 과신 경영자 기업이라는 표현을 동일한 의미로 사용하고자 한다.

부정적인 영향을 미친다고 보고하고 있다. 그러나 과신 경영자일수록 보다 과감하게 혁신투자를 하고, 또한 성공적인 혁신성과도 많이 거두는 등 기업가치를 훼손시킨다는 증거는 없다고 주장하는 연구도 있다 (Hirshleifer et al., 2012). 과신 경영자들이 기업에 부정적인 영향만을 미친다면 경영자 노동시장에서 경쟁력을 잃고 도태될 것이나 현실적으로 그렇지 않은 것은 그들이 기업에 무언가 경제적 효익을 제공하고 있음을 시사한다. 본 논문은 과신 경영자가 추가정보성(stock price informativeness)에 미치는 영향을 실증적으로 고찰함으로써 경영자 과신의 효익 측면을 파악하는데 도움이 되고자 한다. 구체적으로는 경영자가 과신성향을 보일수록 기업의 미래전망을 예측하는데 유용한 정보들이 시장에서 상대적으로 더 많이 이용 가능한지를 미래이익반응계수(FERC: future earnings response coefficient) 모형과 추가동조성(stock price synchronicity) 모형을 통하여 조사하고자 한다.

자본시장의 주된 기능은 정보효율성이 높은 주가가 형성되도록 하는 것으로서 높은 추가정보성은 자원배분의 효율성을 촉진하는 것으로 알려져 있다. 추가정보성이 높을수록 경영자를 포함한 시장참여자들이 갖고 있는 가치관련성있는 정보가 주가에 충분히 반영되는 정도가 높기 때문이다. 즉, 주가가 기업 펀더멘탈에 가깝도록 형성될 수 있음을 의미한다. 따라서 개별 기업의 추가정보성은 해당 기업의 고유 정보가 시장에서 신뢰할 수 있는 수준으로 충분히 이용 가능한 지를 측정하는 수단으로 흔히 사용된다. 한편 기업정보환경이라는 개념도 개별 기업에 관한 정보가 시장에서 얼마나 이용 가능한지를 나타내는데 해당 기업에 관한 정보의 불확실성과 정보비대칭 정도로 측정되며 추가정보성과도 밀접한 관련을 갖는다. 그러나 추가정보성은 이용 가능한 정보가 투

자자들의 판단과 매매거래에 미치는 영향을 전제로 하는 반면, 정보환경은 반드시 그러하지는 않다. 예를 들어, 재무분석가 수는 정보환경의 주요 요소이나 재무분석가 수가 반드시 추가정보성을 향상시키지는 않는다(Piotroski and Roulstone, 2004; Chan and Hameed, 2006; Marhfor et al., 2013). 본 논문은 기업가치평가에 유용한 개별 기업정보들이 시장에서 이용 가능한 정도에 경영자의 과신성향이 미치는 영향에 관심이 있으므로 추가정보성에 초점을 맞추고자 한다.

추가정보성은 회계정보나 회계방법의 특성, 공시 수준, 정보중개기관들의 활동, 기관투자자 및 주주의 수, 기업지배구조 등 기업요인뿐만 아니라 투자자보호제도, 내부자거래제도, 언론 등 제도적 요인에 의하여도 영향을 받는다. 본 논문은 지금까지는 잘 다루어지지 않은 경영자의 특성, 특히 경영자의 과신성향이 추가정보성에 미치는 영향을 조사하고자 한다. 과신 경영자가 추가정보성에 미치는 영향을 본격적으로 다룬 연구는 없지만 관련 선행연구들은 과신 경영자와 정보환경의 다양한 구성요소들 간의 관계에 대하여 두 가지의 상반된 추측을 하고 있어 경영자의 과신성향이 추가정보성에도 상반된 영향을 미칠 수 있는 가능성을 시사한다. 과신 경영자 기업일수록 정보환경이 보다 불투명할 것을 시사하는 연구들은 과신성향의 경영자일수록 낙관적으로 미래이익을 예측하고(Hribar and Yang, 2016), 과대투자 경향을 보인다는 점에서 출발한다. 낙관적으로 예측한 이익의 달성이 어려워지거나 과대 추정된 투자수익이 기대에 미치지 못하게 될 때 재무보고를 왜곡할 가능성이 있고(Schrand and Zechman, 2012), 회계처리를 덜 보수적으로 하는 경향을 보인다는 것이다(Ahmed and Duellman, 2013). 또한 과신 경영자 기업들은 좋지 않은 뉴스를 감추

거나 공시를 지연하려는 경향을 보여 추가급락위험이 상대적으로 크다는 주장도 제시되고 있다(Kim et al., 2016).

이와는 반대로 과신 경영자 기업일수록 정보환경이 투명해질 수 있다고 시사하는 선행연구들은 과신 경영자일수록 자발적 공시 경향이 강하고, 구체적인 이익예측치를 제시한다고 한다(Hribar and Yang., 2016). 또한 과신 경영자 기업일수록 회계보수주의가 약화된다고 하지만 최근 연구에서는 회계보수주의가 강할수록 오히려 정보환경이 불투명해질 수 있다는 연구결과도 나타나고 있다(Kim et al., 2015; Barth et al., 2014). Baik et al.(2017)은 경영자 능력이 정보환경을 향상시킨다는 연구결과를 보고하고 있다.²⁾ 미래예측 및 성과창출능력이 뛰어난 경영자일수록 이를 시장에 알리려는 강한 유인을 갖고 있어 정보환경이 개선된다는 것이다. 과신 경영자도 스스로 능력을 높게 평가한다는 점에서 시장으로의 정보흐름이 보다 활발해질 가능성이 있다. Kramer and Liao(2016)는 과신 경영자 기업일수록 재무분석가의 이익예측정확성은 높고, 이익예측분산은 작다는 결과를 보고하고 있다. Wei and Zhang (2017)도 과신 경영자 기업일수록 재무분석가 이익예측분산이 작고, 보다 넓은 투자자 기반이 형성되며, 투자자들 간 정보비대칭이 완화된다고 하였다. 이상의 연구들은 과신 경영자가 추가정보성에 상반된 영향을 미칠 수 있는 가능성을 시사하지만 직접적으로 추가정보성과의 관계를 검증하지는 않았다.

본 논문은 과신성향 경영자의 정보적 역할을 추가정보성의 관점에서 실증적으로 검토하고자 한다. 추가정보성은 개별 기업고유의 가치관련성 있는 정보가 추가에 얼마나 충분히 반영되는지를 의미하는 것

으로서 종종 미래이익반응계수나 추가동조성으로 측정되고 있다. 만약 과신 경영자 기업일수록 투자자들이 미래전망을 예측하는데 사용할 수 있는 정보가 시장에 부족하다면, 미래이익기대치를 형성할 때 투자자들은 기업정보에 큰 가치를 두지 않을 수 있다. 이런 경우라면 과신 경영자 기업일수록 추가동조성 수준이 높고, 미래이익반응계수는 낮을 것으로 추측된다. 반면 과신 경영자 기업일수록 자발적 공시 의지가 강하고, 투자자들이 미래전망을 용이하게 평가할 수 있는 회계처리를 하며, 장기투자프로젝트를 확고히 수행한다는 신호를 시장에 보냄으로써 투자자들이 기업에 관한 보다 많은 정보를 수집하도록 촉진한다면 추가정보성이 향상될 가능성이 존재한다.

본 논문은 2003년부터 2015년까지 유가증권시장 및 코스닥시장의 12월 결산 비금융 상장법인들을 대상으로 실증 분석하였다. 대량 자료를 이용한 연구 수행을 위하여 Schrand and Zechman (2012)의 경영자 과신 측정치를 사용하였다. 미래이익반응계수는 회계연구에서 표준적으로 사용되는 모형(Collins et al., 1994; Lundholm and Myers, 2002; Tucker and Zarowin, 2006)을 사용하여 추정하였으며, 추가동조성은 Piotroski and Roulstone (2004) 등에 의존하여 측정하였다. 연구결과의 강건성을 확인하기 위하여 다양한 모형추정방법의 사용, 표본선택편의의 통제, 호재와 악재의 통제 등을 실시하였다. 분석결과, 과신 성향의 경영자가 있는 기업일수록 미래이익반응계수는 상대적으로 높고, 추가동조성은 낮다는 결과를 얻었다. 이는 과신 경영자 기업일수록 시장에서 해당 기업에 관한 가치관련성 있는 정보가 보다 많이 이용 가능하다는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

2) 기업정보환경은 재무분석가 수, 재무분석가 이익예측정확성, 주식거래량 및 매수-매도호가차이로 구성된 종합지표로 측정하였다(Baik et al., 2017)

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 갖는다. 첫째, 경영자의 과신성향은 추가정보성을 향상시키는 정보적 효익이 될 수 있음을 보임으로써 경영자 과신의 정보적 역할에 대한 연구분야에 기여할 것으로 생각된다. 둘째, 회계분야에서는 오래 전부터 주가-이익 관계(return-earnings relation)를 설명하려는 노력이 있었고, 미래이익반응계수는 이 관계의 설명력을 향상시키는 하나의 요소로 제시되고 있다. 지금까지 미래이익반응계수의 횡단면 결정요인들을 규명하는 연구들은 주로 기업의 경제적 특성에 초점을 맞추어 왔다. 그러나 본 연구는 경영자의 특성인 과신 성향도 미래이익반응계수의 결정요인이 될 수 있다는 증거를 제시함으로써 미래이익반응계수 연구분야는 물론이고, 경영자의 특성과 기업정보환경 간의 연구분야(예: Baik et al., 2017)에도 공헌할 것으로 생각된다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행된다. II장에서는 선행연구를 검토하며 가설을 설정하고, III장에서는 표본선정 및 연구방법을 제시하며 IV장에서는 실증분석 결과들을 보고하였다. V장에서는 본 논문의 내용을 요약하고 한계점을 기술한다.

II. 선행연구 검토 및 가설 설정

Malmendier and Tate(2005)가 경영자 과신 측정치를 개발하면서 재무 및 회계분야에서는 경영자의 과신성향이 기업의사결정에 미치는 영향에 대한 실증연구가 대규모 표본을 이용하여 왕성하게 이루어져 오고 있다. 이들 연구는 기업의 투자결정(Malmendier and Tate, 2005), 재무결정(Hackbarth, 2008), 배당결정(Deshmukh et al., 2013), 이노베이션

(Hirshleifer et al., 2012), 재무보고결정(Ahmed and Duellman, 2013; Schrand and Zechman, 2012) 등에 집중되어 왔다. 과신 경영자일수록 혁신적인 프로젝트에 많은 투자를 하고, 성공도 거둘 뿐만 아니라 기업의 미래성과를 향상시킨다는 주장도 있지만(Hirshleifer et al., 2012), 경영자 과신에 관한 상당수의 연구들은 경영자 과신이 투자의 비효율성, 재무보고왜곡 등 기업에 부정적인 영향을 미친다고 보고하고 있다. 본 논문은 경영자 과신이 추가정보성에 미치는 영향을 실증적으로 검토함으로써 경영자 과신과 관련된 효익의 고찰에 기여하고자 한다.

과신 경영자로 인하여 정보환경의 다양한 요소들이 차별적 영향을 받을 수 있다는 시사점을 주는 선행연구는 다수 있지만 추가정보성과의 관계를 본격적으로 검토한 연구는 없다. Wei and Zhang(2017)은 과신 경영자가 재무분석가 이익예측치의 분산, 해당 주식을 보유 중인 뮤추얼 펀드의 수, 공모도의 미래주가수익률 예측 등 투자자들 간의 정보비대칭에 미치는 영향을 분석하고, 경영자 과신이 투자자들 간 정보비대칭을 완화시킨다고 주장하였다. Kramer and Liao(2016)는 과신 경영자 기업일수록 재무분석가 이익예측의 낙관적 편향은 증가하나, 재무분석가 이익예측의 정확성은 증가하고, 이익예측치의 분산은 감소한다고 보고하고 있다. 본 논문은 이들과 달리 경영자 과신이 추가정보성에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 추가정보성은 가치관련성을 갖는 정보가 주가에 반영되는 정도를 의미하는데, 본 논문에서는 이를 주가동조성과 미래이익반응계수를 이용하여 측정할 것이다.

과신 경영자는 회계정보생산, 자발적 공시, 자기주식 매입, 재무분석가들과의 소통 혹은 과신경영자 자체가 갖는 신호효과 등을 통하여 추가정보성에 영향을 미칠 수 있다. 본 논문의 초점은 과신 경영자가 주

가정보성에 영향을 미치는 구체적인 경로들을 식별하고 이들의 상대적 중요성을 파악하는데 있지 않고, 과신 경영자와 주가정보성 간의 연관성(association)을 조사하는데 있다. 우선 과신 경영자는 투자프로젝트로부터의 투자수익을 과대추정하며, 갖고 있는 사적정보나 지식의 정확성을 과대평가하는 경향으로 인하여 주가정보성에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 과신 경영자일수록 낙관적으로 미래이익을 예측하는 경향이 있고(Hribar and Yang, 2016), 이를 달성하려는 유인 때문에 재무보고를 왜곡할 가능성이 있다(Schrand and Zechman, 2012). 또한 과신 경영자는 과대투자 경향에 따른 투자성평가 기대치에 미치지 못할 경우, 이를 감추고자 덜 보수적인 방법으로 회계처리(Ahmed and Duellman, 2013)하거나 이익조정을 할 수 있다. 회계보수주의가 약할수록 경영자의 이익조정 능력과 유인이 억제되지 못하여 기업과 외부투자자들 간의 정보비대칭이 증가할 수 있다. 이렇게 감추어진 나쁜 뉴스가 누적되다가 일시에 공개될 가능성이 있으므로 주가급락위험도 크다(Kim et al., 2016). 또한 과신 경영자 기업일수록 내부회계관리제도가 취약하고 (Chen et al., 2014), 내부정보품질 향상에 과소투자하는 경향이 있다는 연구도 존재한다(Goel and Thakor, 2008). 이상의 선행연구는 과신 경영자가 있는 기업일수록 시장으로 흘러가는 기업 고유의 정보가 상대적으로 적을 수 있고, 제공되는 정보의 신뢰성도 높지 않을 수 있음을 시사한다. 이처럼 투자자들이 기업의 미래전망이나 위험을 예측하는데 사용할 정보수준이 낮아진다면 주가정보성이 낮아질 것이다.

한편 과신 경영자 기업일수록 주가정보성이 상대적으로 높아질 가능성도 있다. 경영자 이익예측은 핵심적인 자발적 공시로서 시장의 이익기대치 형성에 영향을 미치고, 기업이 투명하고 정확한 공시를

한다는 평판을 형성하는데 기여한다. 과신 경영자는 미래성과를 낙관할 뿐만 아니라 스스로의 미래예측 능력을 높이 평가하기 때문에 자발적으로 이익예측을 공시하려는 성향이 강하다(Hribar and Yang, 2016). 과신 경영자는 갖고 있는 정보의 정확성을 과대평가하는 경향이 있는데, 이러한 경영자일수록 더 많은 정보를 자발적으로 공시하려는 경향이 있고 (Verrecchia, 1990), 이익예측치를 보다 구체적으로 표명한다(Hribar and Yang, 2016). 또한 과신 경영자는 기업의 내재가치를 시장이 인식하지 못하여 주가가 저평가되어 있다고 생각한다(Malmendier and Tate, 2005). 이러한 인식은 과신 경영자가 미래성과를 과대 추정하기 때문일 수 있지만 결과적으로는 기업편더멘탈에 관한 정보를 보다 많이 시장에 전달하려는 동기가 될 수 있다. 이처럼 과신 경영자일수록 보다 자발적으로 기업고유의 정보를 시장에 제공하려는 강한 의지를 가질 수 있다. 또한 과신 경영자 기업일수록 회계보수주의가 약화된다고 하지만, 최근 연구에 따르면 회계보수주의가 강할수록 재무분석가 이익예측의 정확성은 감소하고, 이익예측치의 분산은 커지며(Mensah et al., 2004), 기업가치 평가에 어려움이 커져 가치평가를 올바르게 하지 못한다고 한다(Kim et al., 2015). 또한 회계보수주의가 강할수록 호재(good news)와 악재(bad news)의 이익으로의 인식 적시성에서 비대칭성이 커지는데, 그럴수록 미래이익에 대한 투자자들 간의 의견불일치 및 불확실성이 쉽게 해소되지 못한다(Barth et al., 2014). 따라서 Barth et al.(2014)은 회계보수주의가 강할수록 이익불투명성이 증가할 수 있다고 주장하고 있다. 만약 과신 경영자 기업일수록 회계보수주의가 약화된다면 오히려 기업 편더멘탈이 주가에 반영되는 것이 훨씬 용이해지고, 투자자들 간의 의견불일치도 상대적으로 빠르게 해소

될 수 있음을 시사하는 것이다. 마지막으로 과신 경영자의 존재 자체가 동일 업종 내 다른 기업들에 비하여 많은 투자를 한다는 하나의 확약된 신호로서의 역할도 할 수 있는데 이는 추가정보성을 향상시킬 수 있는 메커니즘이 된다는 주장이 있다(Dow et al., 2006). 투자자들이 기업의 투자프로젝트를 비롯한 펀더멘탈에 관한 정보를 수집·생산함으로써 추가정보성은 향상된다. 만약 경영자가 투자프로젝트를 손쉽게 포기할 수 있다고 투자자들이 인식한다면 투자자들은 정보수집에 대한 보상을 받지 못할 것이고, 처음부터 정보를 수집하지 않을 것이므로 주가에 펀더멘탈 정보가 반영되지 못할 것이다. 따라서 투자프로젝트를 수행한다는 과신 경영자의 확고한 태도는 시장에서 기업에 관한 보다 많은 정보가 생산될 수 있게 하고, 결과적으로 추가정보성이 향상된다는 것이다. 이상의 주장을 종합하면 과신 경영자 기업일수록 추가정보성이 향상된다는 예측이 가능하다. 결국 경영자의 과신성향과 추가정보성 간의 연관성에 대한 상반된 예측이 모두 가능하므로 어느 가설이 지지되는지는 실증적으로 확인해야 할 문제로 보인다. 본 논문은 경영자의 과신성향이 미래이익반응계수, 주가동조성과 각각 어떤 연관성을 갖는지를 검토함으로써 경영자 과신이 추가정보성 즉, 주가에 기업고유의 정보가 반영되는 정도에 미치는 영향을 실증적으로 파악하고자 한다.

본 논문에서 경영자의 과신과 추가정보성 간의 관계를 살피는 첫 번째 방법은 미래이익반응계수(FERC) 모형(Collins et al., 1994)을 사용하는 것이다. FERC가 높다는 것은 미래이익예측과 관련성을 갖는 정보가 투자자들에게 많이 이용 가능할 뿐만 아니라 투자자들의 미래이익기대치 형성에 사용되어 당기주식수익률에도 반영되는 정도가 높음을 의미한다(Lundholm and Myers, 2002). 과신 경영자

기업일수록 미래이익 기대치를 형성하는데 유용한 정보가 시장에 많다면 미래이익반응계수는 크게 나타날 것이다. 그러나 오히려 미래이익의 기대치를 형성하는데 저해가 된다면 미래이익반응계수는 작게 나타날 것이다.

두 번째 방법인 주가동조성은 개별 기업의 주식수익률의 변동을 시장수익률의 변동과 산업수익률의 변동이 설명하는 정도를 의미한다(Roll, 1988). 기업 고유정보가 주가에 반영되는 수준이 높을수록 개별 기업 주가는 독자적으로 움직일 것이므로 주가동조성이 낮을 것이고, 이는 추가정보성이 높음을 의미한다(Durnev et al., 2003; Piotroski and Roulstone, 2004). 개별 기업에 관한 정보가 부족하면 투자자들은 개별 기업에 관한 정보보다는 시장이나 산업수준의 정보에 의존한 투자결정을 하므로 주가동조성이 높을 것이다. 주가동조성과 미래이익반응계수 간에는 연관성이 존재한다. 주가동조성이 낮다는 것은 개별 기업정보가 주가에 많이 반영되고 있다는 것이므로 미래이익반응계수도 높을 것이다(Durnev et al., 2003). 그렇다고 주가동조성과 FERC가 동일한 것은 아니고, 상호보완적 관계에 있다(Choi et al., 2017). 주가동조성은 주가에 시장 및 산업수준의 정보와 개별 기업 고유정보가 반영되는 상대적인 정도를 측정하는 것이지 주가에 반영되는 개별 기업정보의 내용을 측정하는 것은 아니다. 미래이익반응계수는 주식수익률에 기업의 미래이익 기대치에 관한 정보가 반영되는 정도를 측정하지만, 주가동조성은 미래이익의 기대치에 관한 정보에 국한되지 않고 모든 가치관련성있는 정보가 주가에 반영되는 것을 다룬다.

과신 경영자 기업일수록 시장에서 이용할 수 있는 개별 기업에 관한 정보가 부족하고, 정보의 신뢰성도 낮다면 추가정보성은 상대적으로 낮을 것이다.

그렇지만 과신 경영자 기업일수록 시장에서 이용 가능한 해당 기업 정보가 많고 투자자들이 이들 정보를 투자의사결정에 활용한다면 주가정보성은 높을 것이다. 따라서 다음과 같은 귀무가설의 형태로 [가설]을 설정한다.

가설: 경영자의 과신성향은 주가정보성과 연관성을 보이지 않을 것이다.

가설 1-1: 경영자의 과신성향은 미래이익반응계수와 연관성을 보이지 않을 것이다.

가설 1-2: 경영자의 과신성향은 주가동조성과 연관성을 보이지 않을 것이다.

III. 연구방법론

3.1 표본선정 및 자료수집

본 연구는 2003년부터 2015년까지 유가증권시장 및 코스닥시장의 비금융업종, 12월 결산법인을 대상으로 분석을 수행한다. 다만 미래이익반응계수 모형은 (t-1)년, (t+3)년까지의 자료가 추가로 사용되어야 하므로 2004년부터 2012년까지를 분석 대상으로 한다.³⁾ 결산기에 따른 차이를 통제하기 위하여 12월 결산법인만 표본에 포함하였고, 재무보고에 영향을 미칠 수 있는 회계절차와 규제가 독특한 금융업종을 표본에서 제외하였다. 분석에 필요한 주가 및 회계자료는 kisvalue 및 Fn 데이터가이드에서 수집하였고, 연구에 필요한 재무자료가 없는 관측치들은 분석 표본에서 제거하였다. 회귀분석에 사

용된 변수들은 극단치의 영향을 제거하기 위하여 연속변수들을 상·하 1%에서 보정(winsorization)하였다. 이러한 표본선정과정을 거쳐서 선정된 최종 표본의 크기는 주가동조성 모형에서는 12,274개 기업-연도 관측치, 미래이익반응계수 모형에서는 7,844개 기업-연도 관측치이다.

3.2 주요 연구변수들의 측정

3.2.1 경영자 과신성향 측정

과신(overconfidence)은 인지편향의 하나로서 두 가지 형식으로 나타난다고 한다. 첫째는 어떤 사건으로부터 발생될 미래의 기대결과(평균)를 과대 추정하는 경향이다(Baker and Wurgler, 2013). 이는 나쁜 일보다 좋은 일이 발생될 가능성이 크다고 믿는 낙관주의, 본인의 능력이나 기량이 타인보다 월등하다고 믿는 평균이상효과, 미래에 발생될 결과를 통제할 수 있는 본인의 영향력을 과대 추정하는 경향 등에 기인하는 것이다. 과신이 나타나는 두 번째 양식은 미래결과의 발생확률에 대한 보정오류(miscalibration)로 인하여 생기는 것이다. 이는 본인이 갖고 있는 지식이나 정보의 정확성을 과대 추정하기 때문인데, 위험(분산)을 과소 추정하는 경향으로 나타난다(Baker and Wurgler, 2013). 이와 같은 과신성향은 일반 대중보다 경영자들에게서 더 많이 나타난다고 한다(Brown and Sarma, 2007). 경영자가 되려는 사람들은 애초에 경영자로서의 능력에 대한 과신을 갖고 있는 사람들이 많고, 과신 성향의 경영자들이 선택하는 투자안에서 평균적으로 더 큰 투자수익이 발생하기 때문에 상급 경

3) 분석을 위한 변수가공 때문에 자료는 2003년부터 2015년까지 사용된다.

영자로 승진할 가능성도 크기 때문이라고 한다.

경영자의 과신은 직접적으로 측정되기 어렵기 때문에 국내외 선행연구들은 과신성향을 가진 경영자가 내린 의사결정의 결과물을 이용하여 측정하고 있다. 외국문헌에서 가장 많이 사용되는 방법은 행사 가능한 내가격 주식매입선택권(in-the-money stock options)을 행사하지 않고 계속 보유하는 경영자를 과신 경영자로 분류하는 것이다(Malmendier and Tate, 2005; Ahmed and Duellman, 2013; Hirshleifer et al., 2012; Hribar and Yang, 2016; 장승주 외, 2017). 합리적 경영자라면 기업 고유의 위험에 자신의 부가 지나치게 노출되는 것을 피하려 하므로 옵션 행사를 지연시키지 않겠지만 기업의 미래전망을 과대 추정하는 과신 경영자라면 옵션 행사를 지연시킬 것이라는 가정에 근거한 방법이다. 이 방법은 과신 경영자는 어떤 기업에서 일하든 상관없이 항상 과신 성향을 갖는다고 가정한다. 그러나 국내에서는 주식매입선택권의 공개자료가 불충분하여 대규모 표본을 대상으로 하는 연구에 사용하기 어려운 점이 있다. 또 다른 경영자 과신 측정 방법으로는 특정 언론 매체들에서 경영자를 기술한 기사에 근거하는 것이다(Malmendier and Tate, 2008; Hirshleifer et al., 2012; Hribar and Yang, 2016). 이 방법은 홍보효과를 노린 기업의 의도적인 기사제공 가능성도 있고, 일부 경영자만 언론에 노출되며, 경영자가 취한 행동의 결과가 아닌 외부의 평가라는 문제점들 이외에도 자료수집의 한계로 대규모 표본 연구에 적합하지 않은 것으로 보인다.

세 번째 방법은 경영자가 내린 투자결정과 재무결정의 성격을 기준으로 과신을 측정하는 것이다(Schrand and Zechman, 2012; Ahmed and Duellman, 2013). 고위 경영자들의 과신성향이 기업의사결정

에 영향을 미친다면 전략적 성격의 자본투자결정과 재무결정에서 두드러지게 나타날 것이라는 가정에 따른 것이다. 과신 경영자는 투자프로젝트의 투자수익을 과대추정하며, 위험을 과소추정하기 때문에 과대투자 경향을 보인다는 증거(Malmendier and Tate, 2005)에 따라 동종 기업들에 비하여 과대투자를 보일 때 과신 경영자 기업으로 분류한다(Ahmed and Duellman, 2013; 김새로나·유혜영, 2014; 유혜영·김새로나, 2015; 라기레·박상봉, 2016). 또한 과신 경영자는 미래전망에 대한 과대추정으로 인하여 자기 기업이 저평가되어 있다고 인식하므로 주식보다는 부채를 통한 자금조달을 선호하고, 외부자금조달비용이 지나치게 비싸다고 인식하므로 미래에 있을 투자에 대비하여 현금배당을 적게 하는 등의 특성을 보인다는 증거에 따라 재무결정을 투자결정에 추가하여 과신 경영자를 분류하기도 한다(Schrand and Zechman, 2012). 기업의 투자결정과 재무결정은 상당히 복잡한 과정으로서 최고경영자만이 아닌 고위 경영자 및 이사회가 관여하여 진행된다. 기업투자결정과 재무결정에는 경영진 전체의 특성이 반영되었다고 보는 것이 타당할 것이다. 따라서 기업투자결정과 재무결정에 기초를 두고 파악한 과신 성향은 경영진 전체의 과신(team overconfidence)을 측정한다고 볼 수 있다(Glaser et al., 2008).

본 논문에서는 기업투자결정과 재무결정을 포괄적으로 파악하여 경영자의 과신을 측정할 Schrand and Zechman(2012)의 방법을 사용한다. 이 방법은 공개재무자료를 이용한 대규모 표본 연구에 적합하다는 이점도 갖고 있다. Schrand and Zechman(2012)은 다섯 개의 변수를 측정하고 이들을 합산하여 연도-기업별로 경영자의 과신성향을 측정하고 있다. 첫째는 과신투자 변수이다. 과신 경영자일수록

자본적 지출에서 과대투자를 한다는 증거(Malmendier and Tate, 2005; Ben-David et al., 2013)에 따라 연도-산업별로 과대투자를 하면 1, 아니면 0으로 측정한다. 총자산 성장률을 종속변수로, 매출액 성장률을 독립변수로 사용하여, 연도별 회귀분석을 하여 얻은 잔차가 산업 중위수보다 크면 과대투자라고 정의한다. 두 번째 변수는 과신 경영자일수록 인수합병지출결정 및 금액이 크다는 증거(Malmendier and Tate, 2008)에 따라 연도별 인수합병 순지출액이 산업중위수보다 크면 1, 아니면 0으로 측정한다. 세 번째 변수는 과신 경영자일수록 부채를 통한 자금조달을 선호한다는 증거(Malmendier and Tate, 2005; Hackbarth, 2008; Ben-David et al., 2013)에 따라 자기자본으로 나눈 총부채 비율이 산업중위수보다 크면 1, 아니면 0으로 측정한다. 네 번째 변수는 과신 경영자일수록 장기적으로 이자를 지급할 수 있다는 확약을 하는 경향 때문에 전환사채나 우선주의 사용이 많다는 증거(Ben-David et al., 2013)에 따라 전환사채나 우선주를 보유하고 있으면 1, 아니면 0으로 측정한다. 다섯 번째 변수는 과신 경영자일수록 현금배당을 축소한다는 증거(Ben-David et al., 2013)에 따라 현금배당이 없으면 1, 있으면 0으로 측정한다. 경영자의 연도별 과신 변수 $OC_{i,t}$ 는 Schrand and Zechman(2012)을 따라 위에서 기술한 다섯 개의 변수를 합한 총점이 3 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정된다.

3.2.2 주가정보성의 측정

본 논문에서는 주가정보성을 미래이익반응계수와 주

가동조성을 이용하여 측정한다. 미래이익반응계수는 연구모형과 함께 살펴야 하므로 여기에서는 주가동조성의 측정 방법만 기술하도록 한다. 선행연구들(예: Piotroski and Roulstone 2004)을 따라 각 기업-연도마다 확장된 시장모형(식 (1))을 추정하고 얻은 결정계수 (R^2)을 이용하여 주가동조성을 측정한다.

$$RET_{i,w} = \alpha + \beta_1 MKRET_{w-1} + \beta_2 MKRET_w + \beta_3 INDRET_{i,w-1} + \beta_4 INDRET_{i,w} + \epsilon_{i,w} \quad (1)$$

$RET_{i,w}$ 는 기업 i 의 주 w 에서의 주식수익률, $MKRET_w$ 는 주 w 에서의 가치가중평균시장수익률, $INDRET_{i,w}$ 는 기업 i 가 속하는 산업의 주 w 에서의 가치가중평균산업수익률이다. 산업은 한국표준산업 중분류를 따른다.⁴⁾ 식 (1)의 회귀식을 추정하여 얻은 기업 i , 연도 t 의 결정계수 $R_{i,t}^2$ 는 0과 1 사이의 값을 가지므로 로그 변환을 통하여 $(-\infty, +\infty)$ 의 연속 값을 갖는 주가동조성 변수 $SYNC_{i,t}$ 를 구한다.

$$SYNC_{i,t} = \text{Log}\left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2}\right) \quad (2)$$

$SYNC_{i,t}$ 의 값이 클수록 개별 기업의 주식수익률은 시장수익률, 산업수익률과 함께 움직이는 정도가 큰 것을 의미한다. 이는 개별 기업의 고유정보가 시장 및 산업수준의 정보에 비하여 상대적으로 주식수익률에 덜 반영되고 있음을 시사한다(Piotroski and Roulstone, 2004).

4) 정보를 알고 있는 시장참여자들은 시장 및 산업수준정보가 주식수익률에 반영되는 적시성에 영향을 미칠 수 있으므로 지난 주 ($w-1$)의 시장수익률과 산업수익률을 식(1)에 포함시킨다(Piotroski and Roulstone, 2004). 또한 식 (1)을 추정하는데 각 기업-연도마다 최소한 26주 이상의 관찰치를 사용하였다(Jin and Myers, 2006).

3.3 연구 모형

3.3.1 경영자의 과신성향과 미래이익반응계수

미래이익에 관한 추가정보성을 측정하기 위하여 당기주식수익률과 미래이익 간의 연관성을 나타내는 미래이익반응계수가 종종 사용된다(Collins et al., 1994; Lundholm and Myers, 2002; Tucker and Zarowin, 2006). 미래이익반응계수는 회계정보, 공시, 기업특성 등이 투자자들로 하여금 미래이익을 얼마나 잘 예측할 수 있도록 해주는지를 측정해준다. 즉, 당기주식수익률에 기업의 미래성과전망에 관한 정보가 얼마나 반영되어 있는지를 나타낸다. [가설]을 검증하기 위한 실증모형은 Lundholm and Myers(2002)와 Tucker and Zarowin(2006)을 따라 식 (3)과 같이 설정하고, 패널분석 고정효과모형으로 추정한다.⁵⁾

$$\begin{aligned}
 R_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 X_{i,t3} + \beta_4 R_{i,t3} \\
 & + \beta_5 OC_{i,t} + \beta_6 OC_{i,t} * X_{i,t-1} + \beta_7 OC_{i,t} * X_{i,t} \\
 & + \beta_8 OC_{i,t} * X_{i,t3} + \beta_9 OC_{i,t} * R_{i,t3} \\
 & + \sum_{k=10}^{14} \beta_k (\text{통제변수})_{i,k,t} \\
 & + \sum_{k=15}^{19} (\text{통제변수}) * X_{i,t3} + \epsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

$OC_{i,t}$ = Schrand & Zechman (2012)의 방법으로 측정된 경영자의 과신성향

$R_{i,t}$ = t기 4월 1일부터 (t+1)기 3월 31일까지의 연간 주식수익률(Lundholm and Myers, 2002; 권수영 외, 2012)

$X_{i,t-1}$ = (t-1)기 주당 순이익 ÷ t기초 주가

$X_{i,t}$ = t기 주당 순이익 ÷ t기초 주가

$X_{i,t3}$ = (t+1)기부터 (t+3)기까지의 주당 순이익의 합계 ÷ t기초 주가

$R_{i,t3}$ = 복리로 계산한 3년 간((t+1)기부터 (t+3)기까지) 미래주식수익률

β_3 은 미래이익반응계수로서 당기주식수익률에 미래이익대치가 반영되어 있는 정도를 나타낸다. 가치관련성을 갖는 사건들 중에는 주가에는 반영되지만 발생주의회계의 특성상 당기회계이익으로는 인식되지 않고 미래기간에 인식되는 것들이 존재한다. 이러한 적시성 문제로 인하여 β_3 은 (+)의 부호를 갖는다(Collins et al., 1994). 미래이익반응계수 β_3 의 크기는 보고이익 자체가 미래이익을 보다 잘 예측할 수 있는 우수한 능력을 갖고 있거나 미래이익성과를 예측하는데 유용한 정보가 시장에서 많이 이용 가능할수록 더욱 큰 양(+의 값)을 가질 것이다(Tucker and Zarowin, 2006). β_1 은 (-), β_2 는 (+), 그리고 β_4 는 (-)의 값이 예상된다(Collins et al., 1994; Lundholm and Myers, 2002; Tucker and Zarowin, 2006).⁶⁾ [가설]의 초점은 경영자의 과신이 주가의 미래이익에 관한 정보성에 미치는 영향을 살피는데 있다. 이를 살피는 첫 번째 방법으로서 경영자의 과신성향이 미래이익반응계수에 미치는 영향을 측정한다. 이를 위하여 경영자 과신

5) 패널분석 고정효과모형이 OLS보다 적합하였고(F-검증), 확률효과모형보다 더 적합하였다(Hausman 검증). 본 논문에서 과신성향은 매년 변화 가능한 변수이므로 고정효과모형을 사용하는데 있어 문제는 없다.

6) Lundholm and Myers(2002)는 회계계수들의 부호예측에 대한 상세한 설명을 하고 있다. Tucker and Zarowin(2006)은 β_2 를 당기이익반응계수라고 부르고 있다. 그러나 식(4)에서 과거 이익 X_{t-1} 과 당기이익 X_t 는 미래이익에 대한 시장의 기대치를 일부 대응 측정하는 역할도 하므로 β_2 를 전통적 의미의 이익반응계수(earnings response coefficient)라고 해석하기는 어렵다(Lundholm and Myers, 2002; Choi et al., 2017).

변수($OC_{i,t}$)는 물론이고, $OC_{i,t}$ 와 $X_{i,t-1}$, $X_{i,t}$, $X_{i,t3}$, $R_{i,t3}$ 각각의 교차항도 식 (3)에 추가한다. 분석의 관심은 $OC_{i,t} \times X_{i,t3}$ 의 회귀계수 β_8 에 있다. 만약 경영자의 과신성향이 높은 기업일수록 주가정보성이 낮다면 β_8 은 유의적인 음(-)의 값을 보일 것이다. 이는 당기주가수익률에 미래이익에 관한 정보가 반영되는 것을 경영자의 과신성향이 억제하는 것을 시사한다. 반대로 경영자의 과신성향이 높은 기업일수록 미래전망 예측에 유용한 정보가 시장에서 더 많이 이용 가능하다면 β_8 은 유의적인 양의 (+)의 값을 가질 것이다.

식(3)에 포함된 통제변수들은 선행연구에서 미래이익반응계수에 영향을 미친다고 알려진 것들이다 (Lundholm and Myers, 2002; Tucker and Zarowin, 2006; Choi et al., 2011). 선행연구들을 따라 통제변수, 통제변수와 $X_{i,t3}$ 간의 교차항만을 식(3)에 추가하였다.⁷⁾ $X_{i,t3}$ 과의 교차항을 추가함으로써 통제변수가 미래이익반응계수에 미치는 영향이 통제되기 때문이다(Tucker and Zarowin, 2006). 통제변수들은 모두 연도별·산업별 상대순위(fractional ranking)로 변환하여 사용한다(Lundholm and Myers, 2002; Tucker and Zarowin, 2006).⁸⁾ 상대순위로의 변환은 극단치와 다중공선성 문제를 완화시키는 것은 물론 연도·산업에 대한 통제효과도 일부 갖는다(Francis et al., 2004). 기업규모($SIZE_{i,t}$)는 기초 시가총액에 로그를 취한 값이며 기업규모가 클수록 기업정보가 시장에 보다 많을 것이므로 $SIZE_{i,t} * X_{i,t3}$ 은 (+)의 회귀계수를 가질 것으로

예상된다. 성장성($GRTH_{i,t}$)은 t기초의 시가총액을 t기초의 자기자본의 장부가액으로 나눈 것으로 측정하였다(Tucker and Zarowin, 2006). 성장성이 높은 기업일수록 시장에 미래전망 정보가 많을 것이므로, $GRTH_{i,t} * X_{i,t3}$ 의 회귀계수도 (+)의 부호를 보일 것이다. 미래이익의 변동성($EVOL_{i,t}$)은 (t+1)기부터 (t+3)기까지 주당순이익의 표준편차를 t기초 주가로 나눈 것이다. 미래이익의 변동성이 클수록 미래이익을 예측하기 어려우므로 당기주식수익률에도 미래이익 기대치에 관한 정보가 반영되기 어려울 것이다. 따라서 $EVOL_{i,t} * X_{i,t3}$ 는 (-)의 회귀계수를 가질 것으로 기대된다. 손실은 이익에 비하여 일시적 성격을 갖고 있어 미래이익을 예측하는데 어려움이 따른다(Hayn, 1995). 미래손실($LOSS_{i,t}$)은 $X_{i,t3}$ 이 적자이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. $LOSS_{i,t} * X_{i,t3}$ 의 회귀계수도 (-)의 값을 가질 것으로 기대된다. 재무분석가수($ANAL_{i,t}$)는 t기 4월 1일 현재 t년도 재무분석가 이익예측 합의치 산정에 포함된 재무분석가수에 1을 더하고 로그를 취한 값이다. 재무분석가수가 결측인 경우에는 0을 부여하였다. $ANAL_{i,t} * X_{i,t3}$ 의 회귀계수도 (+)의 값을 가질 것으로 예측된다.⁹⁾

3.3.2 경영자의 과신성향과 주가동조성의 관계

기업의 고유정보가 주가에 반영되는 정도에 경영자의 과신성향이 어떤 영향을 미치는지를 검증하기 위하여 식(4)의 회귀모형을 패널분석 고정효과모형으로 추정한다.¹⁰⁾

7) 통제변수들을 $X_{i,t-1}$, $X_{i,t}$, $X_{i,t3}$, $R_{i,t3}$ 모두와 교차항으로 식(3)에 추가하여도 분석 결과에 질적인 변화는 없었다.

8) 산업은 한국표준산업중분류를 사용한다. 예를 들어, 어떤 기업의 연도별·산업별 변수의 상대순위는 (해당 기업의 연도별·산업별 순위 - 1) ÷ (해당 기업의 연도별·산업별 기업 수 - 1)로 측정된다.

9) Tucker and Zarowin(2006)에서는 예상과는 달리 $ANAL_{i,t} * X_{i,t3}$ 의 회귀계수가 음(-)으로 나타난 바 있다.

10) 패널분석 고정효과모형이 OLS보다 적합하였고(F-검증), 확률효과모형보다 더 적합하였다(Hausman 검증). 본 논문에서 과신성향은 매년 변화 가능한 변수이므로 고정효과모형을 사용하는데 있어 문제는 없다.

$$\begin{aligned}
SYNC_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 OC_{i,t} + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 ANAL_{i,t} \\
& + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 HHI_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} \\
& + \beta_6 VOL_{i,t} + \beta_7 TRDE_{i,t} + \beta_8 OWN_{i,t} \\
& + \epsilon_{i,t} \quad (4)
\end{aligned}$$

$SYNC_{i,t}$ = 식(2)에 따라 측정된 주가동조성
 $OC_{i,t}$ = Schrand & Zechman (2012)의 방법으로 측정된 경영자의 과신성향
 $SIZE_{i,t}$ = LN(자기자본의 시가총액)
 $ANAL_{i,t}$ = LN(1+재무분석가수)
 $LEV_{i,t}$ = 총부채 ÷ 자기자본의 시가총액
 $HHI_{i,t}$ = LN(매출액으로 측정된 Herfindahl-Hirschman Index)
 $MTB_{i,t}$ = LN(자기자본의 시장가액 ÷ 자기자본의 장부가액)
 $VOL_{i,t}$ = 과거 5년간 ROA(당기순이익/총자산)의 표준편차
 $TRDE_{i,t}$ = LN(연간 평균 거래량)
 $OWN_{i,t}$ = 최대주주 지분율

경영자가 과신성향을 보이는 기업일수록 개별 기업에 관한 고유정보가 시장에서 보다 많이 이용 가능해진다면 주가동조성은 작아질 것이다($\beta_1 < 0$). 반대로 경영자가 과신성향을 보일수록 기업고유정보가 시장으로 흘러가는 것이 억제된다면 주가동조성은 커질 것이다($\beta_1 > 0$). 식(4)에 사용된 통제변수들은 선행연구들에서 주가동조성에 영향을 미친다고 알려진 것들이다(Piotroski and Roulstone, 2004; Jin and Myers, 2006; Byun and Hwang, 2007; Gul et al., 2010). 규모($SIZE_{i,t}$)가 큰 기업일수록 개별 기업에 관한 정보가 시장에서 풍부하게 유통될 가능성이 크므로 주가동조성과 (-)의 관계를 보일 수 있지만, 큰 규모의 기업은 시장지수에

서 차지하는 비중이 커서 보다 많은 시장수준의 정보를 반영하는 위치에 있으므로 주가동조성과 (+)의 관계도 보일 수도 있다(Roll, 1988; Piotroski and Roulstone, 2004). 재무분석가수($ANAL_{i,t}$)가 주가동조성에 미치는 영향은 재무분석가가 어떤 종류의 정보를 보다 많이 생산하는지에 달려 있다. 선행연구들에 따르면 재무분석가들은 산업 내의 모든 기업들에 공통되는 정보를 보다 많이 생산한다고 한다(Piotroski and Roulstone, 2004). 따라서 주가동조성과 (+)의 연관성을 보일 것으로 기대된다. 부채비율($LEV_{i,t}$)이 높을수록 재무적 곤경에 놓일 위험 때문에 주식수익률의 변동성이 커지게 되면 주가동조성은 낮아질 것이다(Rajgopal and Venkatachalam, 2011). 반면 부채비율이 높을수록 기업고유위험을 채권자들이 상대적으로 많이 부담하므로 시장모형으로 추정하여 얻은 잔차의 표준편차는 작아질 것이고 주가동조성은 크게 나타날 수 있다(Hutton et al., 2009). 산업집중도($HHI_{i,t}$)는 한국표준산업중분류를 기준으로 Herfindahl-Hirschman Index를 계산하고 로그를 취한 값이다(Piotroski and Roulstone, 2004; Choi et al., 2017).¹¹⁾ 산업집중도가 높을수록 주가동조성과 (+)의 관계가 예상된다. 성장성이 높은 기업($MTB_{i,t}$)일수록 개별 기업의 고유정보가 보다 많이 주가에 반영될 것이다(Gul et al., 2010). 기업성과의 변동성($VOL_{i,t}$)이 큰 기업일수록 보다 많은 개별 기업고유정보가 생산된다는 주장에 따라 주가동조성과는 (-)의 연관성을 보일 것으로 예상된다(Chan and Hameed, 2006). 거래량($TRDE_{i,t}$)이 많을수록 개별 기업의 고유정보가 주가에 많이 반영되어 주가동조성은 낮아질 것으로 기대된다(Gul et al., 2010). 반면 거래량이 많을수록 정보에 보

11) Herfindahl-Hirschman Index는 상장기업과 비상장기업을 모두 포함하여 계산하였다.

다 신속하게, 시장전체와 동조적인 모습으로 반응하므로 (+)의 관계를 기대하기도 한다(Chan and Hameed, 2006). 소유집중도($OWN_{i,t}$)가 높을수록 경영자 참호현상과 이해일치유인 중 어느 것이 우세한지에 따라 주가동조성과 (+) 혹은 (-)의 연관성을 보일 것이다(Gul et al., 2010).

경영자의 과신을 나타내는 OC 가 11.11%의 평균값을 보이고 있다. [Panel A]에서의 10.57%를 0.54% 상회하는 수치이지만 이는 표본크기의 차이로 인한 것이다. 주가동조성 변수 $SYNC$ 의 평균은 -1.2797로서 선행연구들과 유사한 수치를 보이고 있다(예: Morck et al., 2000; Byun and Hwang, 2007).

IV. 실증분석 결과

4.1 기술통계량

〈표 1〉은 실증분석에 사용된 표본의 기술통계량을 나타낸다. [Panel A]는 경영자의 과신성향과 미래이익반응계수 간의 관계를 분석하는데 사용된 표본의 기술통계량이고, [Panel B]는 경영자의 과신성향과 주가동조성 간의 관계 분석에 사용된 기술통계량이다. [Panel A]에서 관심변수인 OC 는 평균적으로 표본의 10.57%가 과신성향의 경영자로 구성되었음을 나타낸다. 미래이익반응계수모형의 기본변수들인 R_t , X_{t-1} , X_t , X_{t3} , R_{t3} 는 기존의 국내연구들과 유사한 분포를 보이고 있다.¹²⁾ 표본기업들의 미래성과인 X_{t3} 와 R_{t3} 는 모두 평균적으로 양(+)의 성과를 나타내고 있다. 또한 R_t , R_{t3} 의 표준편차는 모두 X_t , X_{t3} 보다 큰 값을 보여 주식수익률이 이익보다 변동성이 크다는 선행연구와 일관된 결과를 보인다. 주가동조성 분석표본인 [Panel B]에서는 경

4.2 상관관계분석

〈표 2〉는 실증분석에 사용된 변수들의 피어슨 상관계수를 분석표본별로 나타낸 것이다. [Panel A]에서 R_t 와 X_{t-1} , X_t , X_{t3} , R_{t3} 간의 상관관계는 선행연구들과 유사한 방향성을 보이고 있다. X_t 와 X_{t3} 는 상호간에 유의적인 (+)의 상관관계를 보여주는 데, 이익의 지속성이 있음을 시사한다. 관심변수 OC 는 종속변수 R_t 와 유의적인 상관성을 보이지 않고 있다. 이는 당기주식수익률에 따라 경영자의 과신성향이 달라질 가능성은 없을 것으로 추측하게 한다. 또한 경영자의 과신성향은 과거 및 현재이익과는 음(-)의 상관성을 보여 성과가 좋아서 과신성향을 강하게 갖는다는 우려는 크지 않다.¹³⁾ [Panel A]와 [Panel B]에서 경영자의 과신성향은 재무분석가 수, 기업규모와는 음(-)의 상관성을 보인다. 경영자 과신과 기업규모 간의 음(-)의 상관성은 선행연구들(예: Ahmed and Duellman, 2013)에서도 종종 나타나는 현상이다. 재무분석가 수와 기업규모 간에는 강한 양(+)의 상관성이 있으므로 경영자와 재무분석가 수 간의 음(-)의 상관성은 기업규모 효과일

12) 코스닥 시장을 포함한 연구는 권수영 외(2012) 연구뿐만 아니라 분석대상 기간이 1997년부터 2007년으로 큰 차이가 있어 직접적인 비교는 어렵지만 대체적으로 유사한 분포를 갖는다.

13) 그렇지만 기업에 호재(good news)가 있을 때(당기주식수익률 ≥ 0 을 측정) 미래이익반응계수가 상대적으로 더욱 커지고, 경영자도 더욱 과신 성향을 가질 수 있어, 미래이익반응계수와 경영자 과신과는 아무런 상관성이 없음에도 불구하고 상관성이 있는 듯이 보일 수 있다. 따라서 추가분석에서 호재와 악재 표본으로 나누어 분석하였다.

〈표 1〉 기술통계량

[Panel A] 미래이익반응계수 표본

변수	표본 수	평균	표준편차	Q1	중위수	Q3
<i>OC</i>	7,844	0.1057	0.3075	0	0	0
R_t	7,844	0.2234	0.6529	-0.1965	0.0642	0.4516
X_{t-1}	7,844	0.0743	0.3635	0.0047	0.0713	0.1588
X_t	7,844	0.1061	0.3507	0.0021	0.0700	0.1743
X_{t3}	7,844	0.3518	1.0546	-0.0456	0.1889	0.5185
R_{t3}	7,844	0.5070	1.1668	-0.2201	0.1863	0.8535
<i>SIZE</i>	7,844	24.9523	1.5489	23.9123	24.6596	25.6247
<i>LOSS</i>	7,844	0.2988	0.4578	0	0	1
<i>GRTH</i>	7,844	0.9697	1.0606	0.2391	0.6153	1.2977
<i>EVOL</i>	7,844	0.1374	0.2003	0.0313	0.0708	0.1555
<i>ANAL</i>	7,844	0.4498	0.8492	0	0	0.6931

[Panel B] 주가동조성 표본

변수	표본 수	평균	표준편차	Q1	중위수	Q3
<i>SYNC</i>	12,274	-1.2797	1.0991	-1.9495	-1.2564	-0.6280
<i>OC</i>	12,274	0.1111	0.3143	0	0	0
<i>SIZE</i>	12,274	25.1514	1.5220	24.1308	24.8872	25.8642
<i>ANAL</i>	12,274	0.4319	0.8247	0	0	0.6931
<i>LEV</i>	12,274	1.0176	5.2664	0.0641	0.3329	0.9524
<i>HHI</i>	12,274	-2.2512	0.5781	-2.6346	-2.3332	-1.8711
<i>MTB</i>	12,274	6.9891	25.2109	0.2826	0.9377	2.9048
<i>VOL</i>	12,274	0.0786	0.2307	0.0224	0.0429	0.0842
<i>TRDE</i>	12,274	11.7003	1.8013	10.6104	11.8190	12.9028
<i>OWN</i>	12,274	0.4035	0.1650	0.2836	0.3983	0.5123

1) 변수설명 : *SYNC* = 주가동조성, *OC* = 경영자의 과신성향, R_t = t 기 4월 1일부터 ($t+1$)기 3월 31일까지의 연간 주식수익률, X_{t-1} = ($t-1$)기 주당 순이익÷ t 기초 주가, X_t = t 기 주당 순이익÷ t 기초 주가, X_{t3} = ($t+1$)기부터 ($t+3$)기까지의 주당 순이익의 합계÷ t 기초 주가, R_{t3} = 복리로 계산한 3년 간(($t+1$)기부터 ($t+3$)기까지) 미래주식수익률, *SIZE* = LN(자기자본의 시장가액), *LOSS* = X_{t3} 이 적자이면 1, 그렇지 않으면 0, *GRTH* = t 기초 자기자본 시장가액/ t 기초 자기자본 장부가액, *EVOL* = ($t+1$)기부터 ($t+3$)기까지 주당순이익의 표준편차를 t 기초 주가로 나눈 것, *ANAL* = LN(1+재무분석가 수), *LEV* = 총부채÷자기자본의 시장가액, *HHI* = LN(매출액으로 측정된 Herfindahl-Hirschman Index), *MTB* = LN(자기자본의 장부가액÷자기자본의 시장가액), *VOL* = 과거 5년간 ROA(당기순이익/총자산)의 표준편차, *TRDE* = LN(연간 평균 거래량), *OWN* = 최대주주 지분율.

〈표 2〉 피어슨 상관관계 표

[Panel A] 미래이익반응계수 표본 (N = 7,844)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. R_t	1.000									
2. X_{t-1}	-0.003	1.000								
3. X_t	0.234	0.444	1.000							
4. X_{t3}	0.160	0.340	0.511	1.000						
5. R_{t3}	-0.071	0.038	0.038	0.261	1.000					
6. OC	-0.014	-0.169	-0.103	<i>-0.080</i>	-0.036	1.000				
7. $SIZE$	-0.177	0.045	-0.034	-0.064	-0.089	-0.120	1.000			
8. $LOSS$	-0.098	-0.202	-0.261	-0.473	-0.261	0.166	-0.123	1.000		
9. $ANAL$	0.037	0.047	0.047	0.021	-0.055	-0.112	0.699	-0.157	1.000	
10. $GRTH$	-0.007	0.002	-0.001	-0.002	-0.011	0.203	-0.023	<i>0.154</i>	-0.005	1.000
11. $EVOL$	0.047	-0.011	<i>0.027</i>	0.113	<i>0.028</i>	0.009	-0.057	<i>0.028</i>	-0.033	-0.053

[Panel B] 주가동조성 표본 (N = 12,274)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. $SYNC$	1.000								
2. OC	-0.082	1.000							
3. $SIZE$	0.385	-0.120	1.000						
4. LEV	-0.031	0.020	-0.077	1.000					
5. $ANAL$	0.380	-0.109	0.713	-0.049	1.000				
6. HHI	0.038	0.006	-0.049	-0.013	0.069	1.000			
7. MTB	-0.011	-0.069	0.146	-0.008	0.159	0.017	1.000		
8. VOL	-0.060	0.098	-0.127	0.009	-0.041	0.057	-0.020	1.000	
9. $TRDE$	0.108	0.140	0.139	-0.012	0.122	0.012	0.118	0.107	1.000
10. OWN	-0.088	-0.109	0.065	-0.005	-0.128	-0.015	0.084	-0.103	-0.423

고딕체는 1% 수준, 이탤릭체는 5% 수준에서 유의함을 나타낸다.

가능성도 있다.¹⁴⁾ 다중공선성을 의심할만큼 큰 상관계수는 없으며, 모든 회귀분석에서 분산팽창계수는 10 미만이었다. [Panel B]의 주가동조성 표본에서의 OC 와 $SYNC$ 는 유의적인 (-)의 상관성을 보이고 있다. 이는 경영자의 과신성향이 있을수록 개별기업

의 고유정보가 주가에 보다 많이 반영됨을 지지하지만 주가동조성에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 추가하여 분석해 보아야 할 것이다. 통제변수들과 주가동조성은 선행연구들에서 보고한 방향과 전반적으로 유사한 모습을 보이고 있다.

14) 그러나 재무분석가수는 정보환경의 구성요소로 종종 사용되므로 추가분석에서 재무분석가수를 포함한 정보환경 대응치와 경영자 과신 성향 간의 관계를 분석하였다.

4.3 실증분석결과

4.3.1 경영자의 과신성향과 미래이익반응계수

〈표 3〉은 당기주식수익률에 미래이익정보가 반영되는 정도를 나타내는 미래이익반응계수(FERC)에 경영자의 과신성향이 미치는 영향을 살펴본 결과이다. 패널분석 고정효과모형을 따라 회귀분석을 하였으며, 회귀계수들의 표준오차는 이분산성을 교정하고, 동일 기업이 반복 관찰됨으로 나타날 수 있는 상관성을 교정하기 위하여 기업 수준에서의 클러스터링을 사용하여 추정한다(Petersen, 2009). 〈표 3〉의 모형(1)은 기본적인 미래이익반응계수모형(Collins et al., 1994; Lundholm and Myers, 2002; Tucker and Zarowin, 2006)을 추정한 결과이다. 모형(1)에서 수정결정계수와 적합성 수준은 선행연구들과 유사하며, X_{t-1} , X_t , X_{t3} , R_{t3} 은 모두 이론적으로 예측한 방향대로 유의적으로 나타나 본 연구의 분석 표본에서도 당기주식수익률에 미래이익정보가 반영되고 있음을 시사한다.

모형(2)는 기본모형에 경영자의 과신성향 OC , OC 와 FERC 기본변수들(X_{t-1} , X_t , X_{t3} , R_{t3})과의 교차항들을 추가하여 추정한 결과를 나타내고 있다. 모형(2)에서도 X_{t-1} , X_t , X_{t3} , R_{t3} 의 부호와 유의성은 여전히 유지되고 있다. $OC \times X_{t-1}$, $OC \times X_t$ 는 모두 비유의적이어서 경영자의 과신성향은 과거 이익과 당기 이익의 가치관련성에는 영향을 미치지 않음을 시사한다. 즉, 전통적인 이익반응계수(ERC)만으로는 경영자 과신성향이 갖는 정보성을 충분히 포착하기 어려움을 시사한다. 본 논문 분석의 초점인

$OC \times X_{t3}$ 은 모형(2)에서 양(+)의 유의성(p-value = 0.054)을 보이고 있다. 보다 더 강력한 검증 방법은 $OC \times X_{t3} + OC \times R_{t3}$ 가 유의적인지를 보는 것인데 이는 $OC \times X_{t3} + OC \times R_{t3}$ 가 당기주식수익률에 반영되는 미래이익정보를 나타내기 때문이다. 모형(2)에서 $OC \times X_{t3} + OC \times R_{t3}$ 는 양(+)의 유의성(p-value = 0.056)을 보이고 있다. 즉, 경영자가 과신성향을 보이는 기업들은 그렇지 않은 기업들에 비하여 미래이익반응계수가 유의적으로 더 높음을 보여주고 있다. 경영자가 과신성향을 보이는 기업들은 당기주식수익률에 미래이익에 관한 정보가 상대적으로 많이 반영되고 있음을 시사한다. 이는 과신성향의 경영자가 있는 기업일수록 추가정보성이 향상된다는 가설을 지지하는 모습이다.

과신 경영자 기업의 미래이익반응계수가 상대적으로 높게 나타났지만 이는 누락상관변수들 때문일 가능성도 배제할 수 없다. 누락상관변수들이 미치는 영향을 통제하기 위하여 선행연구에서 보편적으로 사용하는 변수들을 모형에 추가하였다. 〈표 3〉의 모형(3)은 선행연구에서 미래이익반응계수의 횡단면 결정요인들로 일반적으로 사용되고 있는 기업규모(SIZE), 미래손실(LOSS), 성장성(GRTH), 이익변동성(EVOL) 및 재무분석가 수(ANAL)을 통제변수로 추가하여 추정한 결과를 나타내고 있다. 미래이익반응계수에 이들 변수가 미치는 영향을 통제하기 위함이므로 Tucker and Zarowin(2006)을 따라 통제변수 및 통제변수와 X_{t3} 의 교차항만을 모형에 추가하였다.¹⁵⁾ 모형은 적합하게 추정되었으며, 분산팽창계수도 모두 10 미만이었다. 통제변수들을 추가한 후에도 경영자의 과신성향과 X_{t3} 의 교차항이

15) 본문에 표로 제시하지는 않았지만 통제변수와 FERC모형의 기본변수들(X_{t-1} , X_t , X_{t3} , R_{t3})과의 교차항들을 모두 모형에 추가하여도 결과에는 큰 변화가 없었다($OC \times X_{t3}$ 는 여전히 유의적(p-value=0.004)이다).

〈표 3〉 경영자의 과신성향과 미래이익반응계수

(N=7,844)

종속변수 (R_t)	예상 부호	모형(1)	모형(2)	모형(3)
X_{t-1}	-	-0.1293*** (-3.16)	-0.1128** (-2.56)	-0.0528*** (-1.43)
X_t	+	0.5432*** (12.44)	0.5496*** (11.61)	0.4080*** (9.78)
X_{t3}	+	0.1622*** (8.89)	0.1520*** (8.36)	0.6312*** (10.67)
R_{t3}	-	-0.1302** (-15.14)	-0.1291*** (-14.67)	-0.1858*** (-19.91)
OC			0.0106 (0.27)	-0.0212 (-0.61)
$OC \times X_{t-1}$			-0.0531 (-0.50)	-0.0507 (-0.57)
$OC \times X_t$			-0.0565 (-0.54)	-0.0498 (-0.51)
$OC \times X_{t3}$?		0.0748* (1.93)	0.1032*** (3.00)
$OC \times R_{t3}$			-0.0050 (-0.20)	-0.0056 (-0.26)
$SIZE$				-0.9348*** (-11.59)
$SIZE \times X_{t3}$	+			0.0815* (1.79)
$LOSS$				-0.1383*** (-4.95)
$LOSS \times X_{t3}$	-			-0.4151*** (-8.49)
$GRTH$				-0.3476*** (-4.57)
$GRTH \times X_{t3}$	+			-0.0314 (-0.69)
$EVOL$				0.3670*** (9.15)
$EVOL \times X_{t3}$	-			-0.5357*** (-9.46)
$ANAL$				0.0942*** (3.00)
$ANAL \times X_{t3}$	+			0.1638*** (4.46)
상수		0.1843*** (19.52)	0.1831*** (17.39)	0.5691*** (10.49)
$OC \times X_{t3} + OC \times R_{t3}$			0.0756* (1.92)	0.0976** (2.54)
수정결정계수(%)		8.86	8.92	25.39
F 값		101.57	46.56	78.34

- 1) 괄호 안에 표시된 t-통계량은 White(1980)의 방법과 기업 수준에서의 클러스터링을 이용하여 이분산성과 자기상관을 교정한 값이다(Petersen, 2009).
- 2) 변수의 정의는 〈표 1〉 참조
- 3) 양측 검정이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

강한 양(+)의 유의성(p-value=0.003)을 나타내고 있다. 또한 $OC \times X_{t3} + OC \times R_{t3}$ 도 양(+)의 유의성(p-value=0.011)을 보였다. 〈표 3〉은 경영자의 과신성향이 미래이익반응계수를 상향시키는 효과를

갖고 있음을 나타내고 있다. 미래이익반응계수가 주가에 미래이익정보가 반영되는 정도를 나타내는 주가정보성의 측정치로 사용되고 있다는 점에서 경영자의 과신성향은 주가에 미래이익정보가 더 많이 반

영되도록 촉진하는 역할을 해주고 있음을 시사한다. 선행연구는 경영자의 과신성향이 추가정보성에 긍정적 혹은 부정적 영향을 미칠 수 있는 가능성을 부분적으로 시사하고 있지만, 본 연구의 분석처럼 경영자의 과신성향이 미래이익에 관한 가치관련성 있는 정보가 시장에서 더 많이 이용 가능하도록 촉진하는 역할을 한다는 것을 직접적으로 보여주지는 않았다.

4.3.2 경영자의 과신성향과 주가동조성

〈표 4〉는 경영자의 과신성향이 추가정보성에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하고 있다. 패널분석 고정효과모형을 따라 회귀분석을 하였으며, 회귀계수들의 표준오차는 이분산성을 교정하고, 동일 기업이 반복 관찰됨으로 인하여 나타날 수 있는 상관성

을 교정하기 위하여 기업 수준에서의 클러스터링을 사용하여 추정하였다(Petersen, 2009).

〈표 4〉는 경영자의 과신성향(*OC*)이 유의수준 1% 수준에서 주가동조성과 음(-)의 연관성이 있음을 보고하고 있다. 즉, 과신 경영자 기업일수록 해당 기업에 관한 가치관련성 있는 고유정보가 주가에 상대적으로 많이 반영됨을 시사한다. 이는 〈표 3〉에서 과신 경영자 기업일수록 미래이익반응계수가 증분적으로 크다는 결과와 일치하는 것이다. 미래이익반응계수는 회계이익으로 장차 인식될 정보가 당기주식수익률에 미리 반영되는 것을 측정한다면 주가동조성은 회계이익을 포함하여 보다 포괄적으로 가치관련성을 갖는 개별 기업고유정보가 당기 주가에 반영되는 정도를 나타낸다. 전반적으로 볼 때 〈표 3〉과 〈표 4〉는 과신 경영자 기업일수록 해당 기업의 미래 전망 등 가치관련성 있는 정보가 시장에서 상대적으

〈표 4〉 경영자의 과신성향과 주가동조성

(N=12,274)

종속변수 <i>SYNC</i>	예상부호	모형	
<i>OC</i>	?	-0.0880***	(-2.70)
<i>SIZE</i>	?	-0.0455**	(-2.38)
<i>LEV</i>	?	-0.0113***	(-4.73)
<i>ANAL</i>	+	0.1109***	(5.61)
<i>HHI</i>	+	0.2495***	(6.04)
<i>MTB</i>	-	0.0031***	(3.95)
<i>VOL</i>	-	-0.0926*	(-1.85)
<i>TRDE</i>	?	0.0217*	(1.88)
<i>OWN</i>	?	-0.2067	(-1.47)
상수		-0.2151	(-0.49)
수정결정계수(%)		34.79	
F 값		16.58	

1) 괄호 안에 표시된 t 통계량은 White(1980)의 방법과 기업 수준의 클러스터링을 이용하여 이분산성과 자기 상관을 교정한 것이다(Petersen, 2009).

2) 변수의 정의는 〈표 1〉 참조

3) 양측 검정이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

로 더 많이 이용 가능하고 당기 주가에 보다 더 충분히 반영됨을 시사하고 있다. 물론 이는 기업에 유리한 정보만이 시장으로 흘러나온다는 것이 아니라 해당 기업에 관한 정보가 상대적으로 많이 시장에 유통되고 있음을 의미하는 것이다.

4.3.3 추가분석

추가분석에서는 모형의 다양한 추정 방법에 따른 분석결과의 민감성을 먼저 검토하였다.¹⁶⁾ 미래이익 반응계수모형의 경우, 통제변수들을 상대순위변수 대신 변환되지 않은 변수들을 사용해도 결과에는 변함이 없었다. 또한 통제변수와 X_{i3} 와의 교차항만이 아니라 FERC 모형의 모든 기본변수들과의 교차항들을 모형에 포함하여 분석하여도 동일한 결과를 얻었다. 연도고정효과를 추가로 통제하여도 동일한 결과를 얻었다.

(1) 성향점수대응을 이용한 표본선택편의의 통제 고정효과모형을 사용하였으므로 관찰되지 않은 누락변수들로 인한 내생성 문제는 완화되지만 경영자 과신 성향의 기업들과 그렇지 않은 기업들 간의 특성 차이로 인한 표본선택편의(sample selection bias)의 가능성은 존재한다. Prabhala and Li (2007)의 성향점수대응(propensity score matching) 방법을 이용하여 기업특성들은 유사하지만 경영자 과신 성향만 다른 통제표본을 추출하고, 이렇게 얻은 대응표본(matched sample)을 대상으로 본 분석을 재수행하였다. 경영자 과신 변수를 종속변수로 하고,

〈표 3〉의 설명변수들, 〈표 4〉의 설명변수들을 독립 변수들로 사용한 성향점수모형을 각각 추정하여 통제 표본을 선정하였다. 성향점수차이(caliper)가 $|0.03|$ 이내의 관찰치들 중에서 성향점수가 가장 가까운 것을 반복 추출없이 선정하였다.¹⁷⁾ 대응표본(matched sample)을 이용하여 재수행한 분석결과는 〈표 5〉에 나타나 있다. 미래이익반응계수의 경우, $OC \times X_{i3}$ 는 양(+)의 유의성(p-value=0.059), 추가동조성의 경우 OC 는 음(-)의 유의성((p-value= 0.029)을 나타내고 있다. 따라서 표본선택편의를 통제한 이후에도 경영자 과신 성향의 기업들은 그렇지 않은 기업들에 비하여 상대적으로 높은 추가정보성을 보여주고 있다.

(2) 호재(good news)와 악재(bad news)의 영향 경영자는 호재가 있을 때 더욱 과신성향을 보일 수 있고, 호재는 FERC를 상대적으로 크게 할 수 있으므로 경영자 과신과 FERC 간에는 아무런 상관성이 없음에도 불구하고, 상관성이 있는 것처럼 보이는 허위상관성(spurious correlation)을 보일 수도 있다. 따라서 호재와 악재를 통제한 이후에도 경영자의 과신성향이 FERC에 증분적인 양(+)의 유의성을 유지하는지를 살펴기 위하여 호재(good news) 표본은 $R_i \geq 0$ 인 관찰치들로, 악재표본은 $R_i < 0$ 인 관찰치들로 구성된 후 본 분석을 각 표본별로 기업 고정효과모형으로 추정하고 〈표 6〉에 결과를 보고하였다.

〈표 6〉의 [Panel A]는 호재와 악재를 통제한 이후에도 경영자의 과신성향이 여전히 FERC와 유의

16) 경영자 과신에 관한 연구는 과신을 측정하는 대응변수의 타당성 크게 의존한다. 그렇지만 외국문헌과는 달리 국내에 서는 스톡옵션 행사나 언론매체보도와 같은 대응측정변수들을 대량으로 수집하기가 쉽지 않은 현실이다. 따라서 경영자 과신의 다른 대응측정치를 사용한 강건성 분석을 수행하지는 못하였다.

17) 통제표본의 크기는 미래이익반응계수 모형의 경우에는 828개, 추가동조성 모형의 경우에는 1,371개이었다.

〈표 5〉 성향점수대응을 이용한 분석

미래이익반응계수(N=1,656)		주가동조성(N=2,742)	
종속변수(R_t)		종속변수($SYNC$)	
X_{t-1}	-0.3831*** (-3.66)	<i>OC</i>	-0.1031** (-1.97)
X_t	0.4484*** (3.04)	<i>SIZE</i>	0.0028 (0.06)
X_{t3}	0.6745*** (2.98)	<i>LEV</i>	-0.0100*** (-3.30)
R_{t3}	-0.2526*** (-5.95)	<i>ANAL</i>	0.2749*** (4.03)
<i>OC</i>	0.0038 (0.07)	<i>HHI</i>	0.2250** (2.30)
$OC \times X_{t-1}$	0.2989** (2.32)	<i>MTB</i>	0.0041 (0.50)
$OC \times X_t$	-0.1243 (-0.68)	<i>VOL</i>	-0.0915** (-2.00)
$OC \times X_{t3}$	0.1539* (1.89)	<i>TRDE</i>	-0.0455* (-1.85)
$OC \times R_{t3}$	0.0029 (0.06)	<i>OWN</i>	0.1275 (0.46)
통제변수들	포함	상수	-0.5148 (-0.54)
상수	0.9321*** (7.71)		
수정결정계수	32.03	수정결정계수	22.36
F-값	18.10	F-값	8.70

- 1) 괄호 안에 표시된 t 통계량은 White(1980)의 방법과 기업 수준의 클러스터링을 이용하여 이분산성과 자기 상관을 교정한 것이다(Petersen, 2009).
- 2) 변수의 정의는 〈표 1〉 참조
- 3) 양측 검정이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

적인 양(+)의 상관성을 보임을 보여주고 있다. 〈표 6〉의 약재표본에서 경영자과신 성향이 없는 기업은 $FERC(X_{t3}$ 의 회귀계수)가 비유의적이다. 일반적으로 회계가 갖는 보수주의성격 때문에 약재는 호재에 비하여 당기이익으로 적시에 인식될 것이고, 또한 경영자가 약재 정보를 감추거나 공시를 지연시킬 수 있으므로 $FERC$ 는 낮게 나타날 수 있다. 그러나 약재상황에서도 경영자 과신 기업은 $FERC$ 가 유의적으로 증가하여 $FERC(X_{t3} + OC \times X_{t3})$ 는 5% 수준에서 양(+)의 유의성을 보였다. 호재표본에서 경영자 과신 기업은 $FERC$ 가 유의적으로 더욱 증가하여 $FERC(X_{t3} + OC \times X_{t3})$ 는 1% 수준에서 양(+)의 유의성을 보인다. 주가동조성 모형에 대하여도 동일

한 방법으로 호재표본과 약재표본을 구성한 후 본 분석을 각 표본에 대하여 수행한 결과는 〈표 6〉의 [Panel B]에 나타나 있다. 두 표본에서 여전히 경영자 과신은 주가동조성과 음(-)의 유의적 관계를 보여, 호재 혹은 약재 여부에 관계없이 경영자 과신 성향은 주가정보성을 증가시킴을 알 수 있다.

(3) 정보환경

본 논문의 목적은 경영자 과신이 주가정보성에 미치는 영향을 확인하는데 있다. 정보환경과 주가정보성은 모두 시장에서 개별 기업에 관한 정보의 이용 가능성을 나타내는 개념으로 사용되고 있지만 주가정보성은 기업에 관한 정보가 투자자들의 가치평가

〈표 6〉 호재와 악재표본 분석

Panel A: 미래이익반응계수

종속변수(R_t)	Good News($R_t \geq 0$)		Bad News($R_t < 0$)	
X_{t-1}	-0.0090	(-0.22)	-0.0098	(-0.71)
X_t	0.2607***	(5.41)	0.1015***	(6.16)
X_{t3}	0.5563***	(8.26)	0.0389	(1.11)
R_{t3}	-0.1800***	(-13.68)	-0.0219***	(-5.23)
OC	0.0556	(1.06)	-0.0218	(-1.62)
$OC \times X_{t-1}$	-0.1575	(-1.49)	-0.0409**	(-1.04)
$OC \times X_t$	-0.1331	(-1.24)	-0.0449	(-1.01)
$OC \times X_{t3}$	0.1249***	(3.55)	0.0427***	(3.10)
$OC \times R_{t3}$	-0.0507	(-1.22)	-0.0040	(-0.42)
통제변수들	포함		포함	
상수	0.7872	(10.00)	-0.1802	(-7.95)
$X_{t3} + OC \times X_{t3}$	0.6812***	(8.83)	0.0817**	(2.33)
수정결정계수	27.07		16.45	
F-값	36.20		9.13	
N	4,464		3,380	

Panel B: 주가동조성

종속변수($SYNC$)	Good News($R_t \geq 0$)		Bad News($R_t < 0$)	
OC	-0.0844*	(-1.76)	-0.0942*	(-1.68)
$SIZE$	0.0459*	(1.79)	-0.0835**	(-2.35)
LEV	-0.0202**	(-2.22)	-0.0121***	(-3.31)
$ANAL$	0.0532*	(1.91)	0.1987***	(5.28)
HHI	0.3566***	(6.18)	0.3130***	(4.10)
MTB	-0.0001	(-1.20)	0.0001	(0.53)
VOL	-0.1173***	(-2.89)	-0.1624*	(-1.72)
$TRDE$	0.0591***	(3.77)	-0.0357*	(-1.65)
OWN	-0.0703	(-0.37)	-0.0279	(-0.11)
상수	-2.4103***	(-4.02)	2.0776**	(2.56)
수정결정계수	37.80		32.47	
F-값	10.27		9.88	
N	7,032		5,242	

- 1) 괄호 안에 표시된 t 통계량은 White(1980)의 방법과 기업 수준의 클러스터링을 이용하여 이분산성과 자기 상관을 교정한 것이다(Petersen, 2009).
- 2) 변수의 정의는 〈표 1〉 참조
- 3) 양측 검정이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

에 얼마나 활용될 수 있는지에 초점을 맞춘다.¹⁸⁾ 정보환경은 추가정보성보다는 넓은 개념으로서 개별 기업에 관한 정보의 불확실성과 정보비대칭으로 측정된다. 정보환경의 개선은 추가정보성의 향상을 가져올 수 있는 가능성이 있지만 반드시 그렇지 않을

수도 있다. 예를 들어, 재무분석가 수는 정보환경의 중요한 구성요소이지만 재무분석가 수가 많다고 해서 개별 기업의 고유정보가 추가에 보다 많이 반영된다는 확실한 증거는 존재하지 않는다(Piotroski and Roulstone, 2004; Chan and Hameed,

〈표 7〉 경영자 과신과 정보환경

Panel A: 기술통계량						
변수	표본 수	평균	표준편차	Q1	중위수	Q3
<i>OPAQ</i>	1,464	0.5873	0.1311	0.5000	0.5750	0.6750
<i>OC</i>	1,464	0.0341	0.1816	0.0000	0.0000	0.0000
<i>ACCY</i>	1,464	0.1546	0.2490	0.0520	0.0927	0.1579
<i>DISP</i>	1,464	0.0152	0.0350	0.0038	0.0076	0.0149
<i>TRADE</i>	1,464	12.1946	1.3789	11.3880	12.2974	13.0718
<i>ANAL</i>	1,464	2.2419	0.6104	1.6094	2.1972	2.7725
<i>SIZE</i>	1,464	27.8071	1.6503	26.4219	27.7203	29.2644
<i>ROA_VOL</i>	1,464	0.0577	0.1385	0.0157	0.0315	0.0657
<i>RET</i>	1,464	0.3175	0.7133	-0.1347	0.1350	0.5687
$\leq V$	1,464	0.5214	1.1000	0.0302	0.1916	0.5832
<i>RND</i>	1,464	0.0133	0.0300	0.0000	0.0034	0.0154

Panel B: 경영자 과신과 정보환경 (분석결과)			(N=1,464)
종속변수 <i>OPAQ</i>	모형		
<i>OC</i>	-0.0396**	(-2.23)	
<i>SIZE</i>	-0.0216**	(-2.40)	
<i>ROA_VOL</i>	-0.0075	(-0.25)	
<i>RET</i>	-0.0097***	(2.87)	
<i>LEV</i>	0.0068*	(1.79)	
<i>RND</i>	-0.3219	(-1.37)	
상수	1.1919**	(4.79)	
수정결정계수(%)	52.67		
F 값	3.20		

- 1) 괄호 안에 표시된 t 통계량은 White(1980)의 방법과 기업 수준의 클러스터링을 이용하여 이분산성과 자기 상관을 교정한 것이다(Petersen, 2009).
- 2) 변수의 정의는 〈표 1〉 참조
- 3) 양측 검정이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

18) 투자자가 기업가치를 평가하는데 사용하는 정보에는 경영자의 배당, 자사주 매입과 같은 행동은 물론 경영자 자신의 능력과 같은 경영자 특성이 보내는 신호도 포함된다.

2006; Marhfor et al., 2013). 그러나 주가정보성의 향상은 정보환경의 향상을 통하여 이루어질 수 있으므로 경영자 과신 성향과 정보환경 간의 연관성을 살펴보았다.

정보환경을 측정하는데 사용될 수 있는 대용측정 변수들은 다양하지만 어느 한 변수만으로는 전반적인 정보환경을 측정하는데 한계가 있다(Anderson et al., 2009). 선행연구(Anderson et al., 2009; Baik et al., 2017)를 따라 재무분석가 수, 재무분석가의 이익예측 정확성, 재무분석가의 이익예측분산 및 거래량 각각을 연도별로 10분위수로 변환시키고, 4개의 10분위수를 합산한 후 40으로 나누어 0과 1사이의 값을 갖는 정보환경 변수(OPAQ)를 생성한다. OPAQ 값이 클수록 정보환경의 불투명성이 높은 것을 나타내도록 측정하였다.¹⁹⁾ OPAQ를 구성하는 변수들의 자료이용 가능성으로 인하여 표본 수는 1,464 기업-연도로 축소되었다. 경영자 과신이 정보환경의 대용치인 OPAQ에 미치는 영향은 선행연구(Anderson et al., 2009; Baik et al., 2017)가 사용한 통제변수들을 의존하여 다음의 패널분석 고정효과모형으로 추정하여 분석하였다. 회귀계수의 표본오차는 모두 기업수준에서의 클러스터링으로 조정하였다.

$$\begin{aligned}
 OPAQ_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 OC_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} \\
 & + \beta_3 ROA_VOL_{i,t} + \beta_4 RET_{i,t} \\
 & + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_7 RND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)
 \end{aligned}$$

OPAQ = 정보환경의 불투명성
 OC = Schrand and Zekman(2012)에 따라 측정한 경영자 과신

SIZE = t년도 기초 총자산
 ROA_VOL = 과거 5년간 ROA의 표준편차
 RET = (t-1)년도 증가수익률
 LEV = 총부채/자기자본의 시가총액
 RND = 연구개발지출/총자산

축소된 표본이지만 <표 7>에서 경영자과신과 OPAQ 간에는 5% 수준에서 음(-)의 유의성이 존재함을 보였다. 즉, 경영자과신 기업일수록 정보환경이 향상됨을 시사한다.

V. 결론

본 논문은 경영자의 과신성향이 주가정보성에 차별적인 영향력을 미치는지를 미래이익반응계수와 주가동조성을 통하여 실증 분석하였다. 만약 과신경영자 기업이 재무보고를 왜곡하는 등 투자자들이 미래 전망을 예측하는데 사용할 수 있는 정보수준이 낮아지고, 정보의 신뢰성에도 의문이 제기된다면 과신경영자 기업일수록 주가동조성 수준이 높고, 미래이익반응계수는 낮을 수 있다. 반면, 과신경영자 기업일수록 투자자들이 미래 전망을 용이하게 할 수 있도록 시장으로의 정보흐름이 양호해지고, 장기투자프로젝트를 확고히 수행한다는 신호를 시장에 보낸다면 주가정보성은 향상될 수 있다. 실증분석은 2003년부터 2015년까지 유가증권시장 및 코스닥시장의 12월 결산 비금융 상장법인들을 대상으로 수행되었다. 실증분석 결과를 살펴보면 첫째, 경영자가 과신성향을 보이는 기업들은 그렇지 않은 기업들에 비해

19) 재무분석가 이익예측정확성은 실제 EPS와 재무분석가 EPS 합의예측치 간의 차이의 절대값을 기초주가로 나눈 것이고, 재무분석가 이익예측치분산은 재무분석가 이익예측치들의 표준편차를 기초주가로 나눈 것이다. 단, 재무분석가 이익예측치분산은 재무분석가 수가 3명 이상인 경우로 한정한다.

여 미래이익반응계수가 유의적으로 더 높다는 결과를 보였다. 이는 과신경영자 기업들은 당기주식수익률에 미래이익에 관한 정보가 상대적으로 보다 많이 반영되고 있음을 의미한다. 둘째, 경영자의 과신성향은 주가동조성과 유의적인 음(-)의 연관성이 있음을 발견하였다. 즉, 과신경영자 기업일수록 개별 기업의 고유정보가 주가에 더욱 많이 반영됨을 시사한다. 본 연구는 미래이익반응계수와 주가동조성모형을 통하여 과신경영자 기업일수록 주가정보성이 향상된다는 일관된 연구결과를 얻었다. 이러한 결과는 다양한 통계적 추정방법의 사용, 성향점수대응을 통한 표본선택편의의 통제, 호재와 악재의 통제에도 강건하게 유지되었다. 또한 주가정보성보다 넓은 개념인 정보환경을 이용한 분석에서도 일관된 결과를 보였다.

본 논문은 다음과 같은 공헌점 및 시사점을 지닌다. 첫째, 본 연구는 경영자의 과신성향이 주가정보성을 향상시킬 수 있다는 가능성을 시사하는 증거를 제시함으로써 경영자의 과신성향의 정보적 역할에 대한 연구 분야에 기여할 것으로 생각된다. 둘째, 회계분야에서는 주가-이익 관계를 설명하려는 노력이 오래 전부터 있어 왔고 미래이익반응계수도 이 노력의 일환으로 등장한 개념이다. 미래이익반응계수의 횡단면 결정요인에 관한 선행연구들은 대부분 기업의 경제적 특성에 관심을 두었다면, 본 연구는 경영자의 특성인 과신성향이 미래이익반응계수의 결정요인이 될 수 있다는 증거를 제시하였다는 공헌점이 있다.

본 논문은 Schrand and Zechman(2012)의 경영자 과신 측정치를 사용하여 분석하였다. 첫 번째 한계점으로는 경영자 과신성향에 대한 다른 대용 측정치들을 사용하여 강건성을 검증하지 못한 점이다. 외국문헌에서 종종 사용하는 내가격 주식매입선택권의 행사 및 경영자를 기술한 언론기사내용에 근거한

지표들이 대용측정치가 될 수 있지만 국내에서는 아직 충분한 양으로 수집하기 어려워 이들 대용치를 통한 추가적 분석을 수행하지 못하였다는 아쉬움이 존재한다. 둘째, 본 연구에서는 경영자의 과신성향과 주가정보성의 관계를 분석하였지만 이 둘 사이에 존재하는 구체적인 메커니즘에 대한 상세한 규명을 하지 못하였다는 한계점을 갖는다. 셋째, Baik et al.(2017)의 연구결과에 따르면 경영자의 능력도 정보환경을 향상시키는 요인이라고 한다. 경영자의 과신성향과 경영자의 능력 간에 상관성이 존재할 것이라 추측되지만, 이 두 변수 간의 상호관계를 고려하지 못하였다는 한계점이 존재한다.

참고문헌

- 권수영 · 기은선 · 서호준(2012), “발생액의 질이 미래이익에 대한 주가 정보성에 미치는 영향,” **경영학연구**, 41(1), 139-169
- 김새로나 · 유혜영(2014), “경영자과신에 따른 원가 비대칭성,” **회계저널**, 23(6), 309-345
- 라기레 · 박상봉(2016), “경영자 과신성향과 수익비용대응 정도 및 비용인식 패턴,” **대한경영학회지**, 29(10), 1527-1547.
- 유혜영 · 김새로나(2015), “경영자의 과신성향이 채무보고 방식에 미치는 영향: 보수주의를 중심으로,” **회계학연구**, 40(6), 41-80.
- 장승주 · 김응길 · 이용규 · 노희천(2017), “경영자 과신성향이 조세회피에 미치는 영향,” **세무학연구**, 34(2), 41-76
- Byun, H and Hwang, L.(2007), “Stock Price Synchronicity and Corporate Governance Practices,” **경영학연구**, 36(4), 939-979
- Ahmed, A. S., and Duellman, S.(2013), “Managerial

- Overconfidence and Accounting Conservatism," *Journal of Accounting Research*, 51(1), 1-30.
- Anderson, R. C., Duru, A., and Reeb, D. M. (2009), "Founders, Heirs, and Corporate Opacity in the United States," *Journal of Financial Economics*, 92(2), 205-222.
- Baik, B., Brockman, P. A., Farber, D. B., and Lee, S. (2017), "Managerial Ability and the Quality of Firms' Information Environment," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Online 1-22
- Baker, M., and Wurgler, J. (2013), Behavioral Corporate Finance: An Updated Survey. In *Handbook of the Economics of Finance*, 2, 357-424, Elsevier.
- Barth, M. E., Landsman, W. R., Raval, V., and Wang, S. (2014), "Conservatism and the Information Content of Earnings," *Rock Center for Corporate Governance at Stanford University Working Paper*, 162
- Ben-David, I., Graham, J. R., and Harvey, C. R. (2013), "Managerial Miscalibration", *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1547-1584.
- Brown, R., and Sarma, N. (2007). "CEO Overconfidence, CEO Dominance and Corporate Acquisitions," *Journal of Economics and Business*, 59(5), 358-379.
- Chan, K., Hameed, A., and Kang, W. (2006), "Stock Price Synchronicity and Liquidity," *Journal of Financial Markets*, 16(3), 414-438.
- Chen, S., Lai, S., Liu, C., and McVay, S. E., "Overconfident Managers and Internal Controls," (October 14, 2014). Available at <https://ssrn.com/abstract=2510137>
- Choi, J. H., Myers, L. A., Zang, Y., and Ziebart, D. A. (2011), "Do Management EPS Forecasts Allow Returns to Reflect Future Earnings? Implications for the Continuation of Management's Quarterly Earnings Guidance," *Review of Accounting Studies*, 16(1), 143-182.
- Choi, J., Choi, S., Myers, L. A., and Ziebart, D. A. (2017), "Financial Statement Comparability and the Informativeness of Stock Prices About Future Earnings," Available at <https://ssrn.com/abstract=2337571>
- Collins, D. W., Kothari, S. P., Shanken, J., and Sloan, R. G. (1994), "Lack of Timeliness and Noise as Explanations for the Low Contemporaneous Return-earnings Association," *Journal of Accounting and Economics*, 18(3), 289-324.
- Deshmukh, S., Goel, A. M., and Howe, K. M. (2013), "CEO Overconfidence and Dividend Policy," *Journal of Financial Intermediation*, 22(3), 440-463.
- Dow, James and Goldstein, Itay and Guembel, Alexander (2006), "Commitment to Overinvest and Price Informativeness," Available at <https://ssrn.com/abstract=846245>
- Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., and Zarowin, P. (2003), "Does Greater Firm specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?," *Journal of Accounting Research*, 41(5), 797-836.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. M., and Schipper, K. (2004), "Costs of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, 79(4), 967-1010.
- Glaser, M., Schäfers, P., and Weber, M. (2008), "Managerial Optimism and Corporate Investment: Is the CEO Alone Responsible for the Relation?," Available at <https://ssrn.com/abstract=2825027>
- Goel, A. M., and Thakor, A. V. (2008), "Overconfidence,

- CEO Selection, and Corporate Governance," *The Journal of Finance*, 63(6), 2737-2784.
- Gul, F. A., Kim, J. B., and Qiu, A. A.(2010), "Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China," *Journal of Financial Economics*, 95(3), 425-442.
- Hackbarth, D.(2008), "Managerial Traits and Capital Structure Decisions," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(4), 843-881.
- Hayn, C.(1995), "The Information Content of Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 20(2), 125-153.
- Hirshleifer, D., Low, A., and Teoh, S. H.(2012), "Are Overconfident CEOs Better Innovators?," *The Journal of Finance*, 67(4), 1457-1498.
- Hribar, P., and Yang, H.(2016), "CEO Overconfidence and Management Forecasting". *Contemporary Accounting Research*, 33(1), 204-227.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., and Tehranian, H. (2009), "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk," *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86.
- Jin, L., and Myers, S. C.(2006), "R2 around the World: New Theory and New Tests," *Journal of Financial Economics*, 79(2), 257-292.
- Kim, J. B., Wang, Z., and Zhang, L.(2016), "CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk," *Contemporary Accounting Research*, 33(4), 1720-1749.
- Kim, Jae B., Nekrasov, A., Shroff, P. K., and Simon, A.(2015), "Valuation Implications of Accounting Conservatism," Available at : <https://ssrn.com/abstract=2259282>
- Kramer, L. A., and Liao, C. M.(2016), "The Spillover Effects of Management Overconfidence on Analyst Forecasts," *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 12, 79-92.
- Lundholm, R., and Myers, L. A.(2002), "Bringing the Future Forward: The Effect of Disclosure on the Returns earnings Relation," *Journal of Accounting Research*, 40(3), 809-839.
- Malmendier, U., and Tate, G.(2005), "CEO Overconfidence and Corporate Investment," *The Journal of Finance*, 60(6), 2661-2700.
- Marhfor, A., M'Zali, B., Cosset, J. C., and Charest, G.(2013), "Stock Price Informativeness and Analyst Coverage," *Canadian Journal of Administrative Sciences/Revue Canadienne Des Sciences de l'Administration*, 30(3), 173-188.
- Mensah, Y. M., Song, X., and S. S.(2004), "The Effect of Conservatism on analysts' Annual Earnings Forecast Accuracy and Dispersion," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 19(2), 159-183.
- Morck, R., Yeung, B., and Yu, W.(2000), "The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets have Synchronous Stock Price Movements?," *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 215-260.
- Petersen, M. A.(2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
- Piotroski, J. D., and Roulstone, D. T.(2004), "The Influence of analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-specific Information into Stock Prices," *The Accounting Review*, 79(4), 1119-1151.
- Prabhala, N., and Li, K. (2007). "Self-selection Models in Corporate Finance," *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, 1, 37.

- Rajgopal, S., and Venkatachalam, M. (2011), "Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility," *Journal of Accounting and Economics*, 51(1-2), 1-20.
- Roll, R. (1988), "R2," *Journal of Finance*, 43(July): 541-566.
- Schrand, C. M., and Zechman, S. L. (2012), "Executive Overconfidence and the Slippery Slope to Financial Misreporting," *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 311-329.
- Tucker, J. W., and Zarowin, P. A. (2006), "Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness?," *The Accounting Review*, 81(1), 251-270.
- Verrecchia, R. E. (1990), "Information Quality and Discretionary Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 12(4), 365-380.
- Wei, Chishen and Zhang, L. (2017), "The Informational Role of Overconfident CEOs," Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2823716>
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 817-838.

Management Overconfidence and Stock Price Informativeness

HyeMi Lee* · ChangMok Hong**

Abstract

Most of prior studies on management overconfidence have reported that overconfident managers have negative impacts on the firm. However, there are some studies claiming that there is no evidence that overconfident managers undermine corporate value, instead, they achieve innovative success by boldly investing in innovation. This paper plans to examine the effect of overconfident management on the firm information environment and try to find out the benefits of overconfident management. Prior studies have reported two opposite directions on the effect of overconfident management on the corporate information environment. Overconfident managers may distort financial reporting and/or conservative accounting tends to weaken if earnings forecast becomes difficult to achieve or investment returns fall short of expectations. But there are studies which claimed that overconfident management can improve the information environment; these managers are more inclined to voluntarily disclose and provide specific earnings forecast. Kramer and Liao (2016), who carried out direct studies on the association between overconfident management and financial analysts' forecast properties, reported that financial analysts' earnings forecast accuracy is higher and forecast dispersion is smaller in overconfident management companies. Wei and Zhang (2016) analyzed the information role of overconfident managers in terms of mitigating information asymmetry among investors and found that financial analysts' earnings forecast dispersion is small, broader investor base is formed and information asymmetry between investors is mitigated.

This paper plans to empirically examine the informational role of overconfident managers in terms of stock price informativeness. Stock price informativeness is often measured as a future earnings response coefficient(FERC) or stock price synchronicity. If overconfident management

* Kookmin University, First Author

** Kookmin University, Corresponding Author

weakens information disclosure, for example, distorting or obscuring the financial information too much, then investors may not have enough information to predict the firm's future prospects and place a little weight on the corporate information in forming a future profit expectation. In this case, it is expected that overconfident management have relatively high stock price synchronicity level and low FERC. On the other hand, overconfident management have strong willingness to disclose voluntarily, conduct the accounting with which the investors are able to easily evaluate future prospects and send a signal to the market that they are firmly carrying out long-term investment projects to make the investors collect more firm-specific information. In this case, there exists a possibility that stock price informativeness will be improved.

This paper empirically analyzed the effect of management's overconfidence on FERC and stock price synchronicity of the non-financial companies listed on KOSPI and KOSDAQ market between 2004 and 2015. This paper used the measurement of overconfident management of Schrand and Zechman (2012). FERC was estimated using a standard model used in the field of accounting, and the stock price synchronicity was measured relying on Piotroski and Roulstone (2004). For the robustness of the results, double clustering at the company and year level and control of the company fixing effect were conducted to estimate the standard error of the regression coefficient. As a result of the analysis, it was found that the companies with overconfident management have an incremental increase in FERC and a lower stock price synchronicity. This implies that the more overconfident management is, the more likely to use value-relevant firm-specific information in the market.

This study contributes in the following aspects. First, it shows that the effect of overconfident management in the information environment could be a benefit to the company. Second, they have tried to explain the relationship between the stock price and earnings in the accounting field and FERC is suggested as a factor to improve the explanatory power of this relationship. Studies that identified cross-sectional determinants of FERC have focused mainly on the economic characteristics of companies, such as size and growth. However, this study is considered to contribute to the research field of FERC as well as the research field that claims that the characteristics of manager give effects on the corporate information environment by presenting an evidence that the overconfident management also can be an important determinant of the firm information environment.

Key words: management overconfidence, stock price, informativeness, synchronicity, ferc

- 저자 이혜미는 현재 국민대학교 회계학과 박사과정에 재학 중이다. 명지대학교 인문대학에서 학사를 취득하였으며, 이후 국민대학교에서 회계학석사를 취득하였다. 현재에는 국민대학교 회계학과 박사과정에 재학 중이다. 주요관심분야는 회계정보투명성 및 자본비용 등이다.
- 저자 홍창목은 현재 국민대학교 경영대학 회계학 교수로 재직 중이다. 서울대학교 경영대학에서 학사 및 KAIST에서 산업공학 석사를 취득하였다. 미국 University of Texas at Austin에서 회계학 박사를 취득하였다. 박사학위 취득 이후 현재까지 국민대학교 경영대학 회계학 교수로 재직 중이다. 주요 연구분야는 재무회계 및 회계감사 등이다.