

## 경영자과신성향이 주가지체에 미치는 영향\*

이명건

영남대학교 회계세무학과 교수

유영태

인천대학교 세무회계학과 부교수

## Managerial Overconfidence and Stock Price Delay

Myung-Gun Lee<sup>a</sup>, Young-Tae Yoo<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Department of Accounting & Taxation, Yeungnam University, South Korea

<sup>b</sup> Department of Tax & Accounting, Incheon National University, South Korea

*Received 31 August 2023, Revised 16 September 2023, Accepted 21 September 2023*

### Abstract

**Purpose** - This study deals with the manager's overconfidence and stock price delay, and verified whether the stock price delay phenomenon changes as the overconfidence increases.

**Design/methodology/approach** - Manager overconfidence means that managers have over confidence in their positions or abilities, and was measured according to Schrand and Zechman (2012). Stock price delay is a phenomenon in which information of company is not immediately reflected in the stock price, but is reflected over time, and was measured by the method suggested in a study by Hou and Moskowitz (2005). The analysis subjects used in this study are companies listed on the KOSPI market between 2011 and 2019, and the final sample is 5,509 company-years.

**Findings** - As a result of the verification, it was shown that the stock price delay decreased as the manager's overconfidence increased, and this effect was amplified as the foreign shareholder's share ratio increased and the number of follow-up financial analysts increased. This means that as the manager's overconfidence increases, he actively provides high-quality information to the capital market. In addition, as a result of subdividing the manager's overconfidence into the investment and capital raising aspects, the capital raising aspect has a significant effect on reducing stock delays. This can be interpreted as the fact that managers with overconfident tendencies have a greater incentive to satisfy investors' information needs.

**Research implications or Originality** - In previous studies, the characteristics of managers with strong overconfidence have both positive and negative aspects. The results of this study are significant in that they clearly demonstrated the positive aspect through the market variable of stock price delay, and it is expected to help capital market stakeholders understand the characteristics of managers with a strong propensity for overconfidence.

**Keywords:** Analyst, Foreign Shareholder, Managerial Overconfidence, Stock Price Delay

**JEL Classifications:** M10, M12, M41, N20

\* 이 연구는 2021년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것임.

<sup>a</sup> First Author, E-mail: heat23@ynu.ac.kr

<sup>b</sup> Corresponding Author, E-mail: ytae@inu.ac.kr

© 2023 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

## I. 서론

본 연구는 경영자 과신성향과 주가지체현상을 다룬 것으로 경영자 과신성향이 증가할수록 주가지체현상이 달라지는지를 살펴본다.

경영자 과신성향이란 경영자가 자신의 능력이나 지위에 대하여 과한 자신감을 나타내는 것을 뜻한다 (Hayward and Hambrick, 1997). 이러한 과신은 인지편향의 하나로 미래의 기대결과를 과대 추정하거나, 미래의 위험을 과소 추정하는 형태로 나타난다. Brown and Sarma (2007) 연구에 따르면 이러한 과신성향은 일반인에 비해 경영자들에게서 더 자주 나타난다. 경영자의 성향은 경영의사결정에 영향을 미치므로 이를 다룬 연구들은 증가추세에 있으며 경영자가 일반인보다 갖기 쉬운 과신성향에 대해서는 특히 연구가 집중되어 있다.

경영자 과신성향을 다룬 선행연구들은 그 결론이 일관되지 않고 긍정적인 측면과 부정적인 측면의 결과 모두를 보여준다. 긍정적인 측면을 보여주는 연구 중 Galusso and Simcoe (2011) 및 강선아와 유지연(2017)은 과신성향의 경영자가 혁신적인 경영을 수행하며 이는 성장산업과 경쟁이 치열한 산업에서 두드러졌다. Hirshlerfer et al.(2012)의 연구에서도 과신성향이 강한 경영자일수록 R&D 투자지출이 많으며 혁신적인 성과를 내 기업의 미래가치를 높이는 것으로 나타났다. 과신성향이 강한 경영자일수록 특히 자본시장에 정보를 제공하는데 있어서 적극적인 것으로 보고되고 있는데 Hribar and Yang (2016)에 따르면 경영자 과신성향이 높을수록 자발적으로 이익예측공시를 실시하며, 이익예측치를 보다 상세히 표명하였다. Kramr and Liao (2016)의 연구에서도 경영자 과신성향이 높을수록 재무분석가의 이익예측 낙관성, 정확도는 증가하며 재무분석가들의 예측 편차는 감소하였다.

경영자 과신성향에 관한 부정적인 의견도 다수의 선행연구에서 살펴볼 수 있는데 과신성향의 경영자는 미래 현금흐름에 대한 과대한 예측으로 인하여 음(-)의 NPV가 예상되는 사업에도 투자하며(Heaton, 2002), 가치 파괴적인 인수합병을 할 가능성이 높다(Malmendier and Tate, 2005/2008). 재무보고 측면에서도 경영자 과신성향이 높을수록 재무보고 오류가 많이 나타나고(Schrand and Zechman, 2012; Presley and Abbott, 2013), 이익조정을 많이 하거나(Hribar and Yang, 2016) 덜 보수적인 회계처리를 할(Ahmed and Duellman, 2003) 가능성이 높다고 보고되고 있다.

한편 주가지체현상이란 기업에 관한 정보가 주가에 즉시 반영되지 않고 시차를 두고 지연 반영되는 것을 말한다. 효율적 시장가설에 의하면 기업의 정보는 주가에 즉시, 완전하게 반영되어야하나 현실에서는 정보 비대칭과 불완전성 때문에 기업의 정보가 주가에 즉시 완전하게 반영되지 않는다(Verrecchia, 1980; Hong and Stein, 1999; Peng, 2005). Callen et al.(2013)의 연구에 의하면 기업의 정보 품질이 낮으면 이러한 주가지체 현상이 크게 나타난다.

위 사항들을 고려해 볼 때 경영자의 과신성향과 주가지체현상과는 양방향의 관계가 가능하다. 과신성향의 긍정적인 측면 즉, 양질의 정보를 적극적으로 시장에 제공하는 유인이 크게 작용한다면 주가지체현상을 감소시킬 것이고, 부정적인 측면 즉 회계정보의 질이 낮아질 가능성이 강조된다면 주가지체현상은 증가할 것이다.

본 연구의 목적은 이러한 관계를 실증을 통해 분석하는 것이며, 경영자의 과신성향과 주가지체현상과의 관계가 외국인주주지분율과 추종재무분석가 등 정보요구 환경에 따라서 달라지는지를 별도의 가설을 통해 살펴본다.

본 연구는 2011년~2019년 기간에 KOSPI에 상장된 기업을 대상으로 분석하였으며 과신성향은 Schrand and Zechman (2012)에서 제시된 측정방식을 활용하였고, 주가지체현상은 Hou and Moskowitz (2005)에서의 방식을 따랐다.

본 연구는 다음과 같이 구성하였다. II장에서는 선행연구를 정리하고 가설을 설정하였으며, III장에서는 실증분석 과정으로 변수측정, 검증모델설정, 표본선정에 대하여 설명하였다. IV장에서는 기초통계량 및 가설검증결과를 설명하고 있으며, 마지막 V장에서는 결론 및 시사점을 제시하였다.

## II. 선행연구 및 가설설정

### 1. 경영자 과신성향

경영자 과신은 경영자가 본인의 능력이나 지위에 지나친 자신감을 갖는 것을 말한다(Hayward and Hambrick, 1997). 이러한 과신은 인지편향의 하나로 두 가지 형태로 나타나는데 첫째는 미래의 기대결과를 과대 추정하는 것이고, 둘째는 미래의 위험을 과소 추정하는 것이다. 첫번째 형태인 기대결과 과대 추정성향은 좋은 일이 나쁜 일보다 발생할 가능성이 크다고 생각하는 낙관주의와 본인의 능력이 타인보다 우수하다고 믿는 평균이상효과, 미래의 결과를 통제가능하다고 믿는 본인의 영향력을 과대 추정에 기인하며, 두번째 형태인 위험 과소 추정성향은 본인이 가지고 있는 정보와 지식의 정확성을 과대 추정하기 때문에 발생한다(Baker and Wurgler, 2013). Brown and Sarma (2007)의 연구에 의하면 이러한 과신성향은 일반인보다 경영자들에게서 더 흔하게 나타난다고 한다.

경영자 성향은 기업의 의사결정과정에서 영향을 미치므로 이를 다룬 연구들이 증가하고 있는 추세에 있으며 그 중 경영자 과신에 관한 연구는 특히 집중된 주제이다.

경영자 과신성향을 다룬 회계 및 재무분야의 연구들은 상반된 결과를 보여주고 있다. 우선 부정적인 관점에서의 연구를 살펴보면 Heaton (2002)는 낙관적인 경영자들은 자본시장에서 기업의 위험자본을 과소평가하고 양(+의) NPV (net present value)인 투자안이라도 외부자본으로 조달된다면 이를 무산시키기도 한다. 그리고 그러한 경영자들은 미래 현금흐름을 과대 예측하는 경향이 있어 음(-)의 NPV를 가진 사업에 투자하기도 한다고 보고하였다. Malmendier and Tate (2005/2008)는 과신성향의 경영자일수록 투자수익률을 과대평가하여 기업가치를 증가시키지 않는 인수합병을 할 가능성이 높다고 주장하였으며 투자자들은 과신성향 기업에 의한 합병에 대해서 그렇지 않은 기업에 의한 합병보다 부정적으로 반응하고 있다고 보고했다.

배당측면에서 다수의 연구들(Ben-David et al., 2012; Deshmukh et al., 2013; 황규영과 김용길, 2018)은 자기과신이 높은 경영자는 배당을 줄이고 그 재원을 이용하여 공격적으로 투자금액을 증가시킨다고 하였다.

재무보고 측면에서 Schrand and Zechman (2012)은 경영자의 과신성향과 기업 재무보고 시 발생하는 오류 사이에 유의한 양(+의) 관계가 있음을 입증하였고, Presley and Abbott (2013)는 경영자 과신성향이 높을수록 재무보고 오류수정 빈도가 높다고 보고하였다. 또한 과신성향이 높은 경영자는 투자에 따른 성과가 기대치에 미치지 못할 경우, 이를 드러내지 않기 위해 덜 보수적인 회계처리(Ahmed and Duellman, 2013)를 하거나 이익조정을 할 가능성이 높다고 보고되었다(Hribar and Yang, 2016).

그 외 Chen et al.(2014)는 경영자의 과신이 커질수록 기업의 내부회계관리제도가 취약함을 보고하였으며, 김상미 외(2018)에서는 경영자 과신성향이 높은 경우 감사인은 이를 재무제표 품질 악화와 통제위험 증가요인으로 판단하여 감사보수가 증가한다고 분석하였다.

과신성향이 높은 경영자가 위와 같이 부정적인 영향만 있다면 경영자 시장에서 퇴출되었을 것이나 실제로는 혁신, 업무프로세스개선, 과감한 투자, 도전적인 목표설정 등 다양한 강점을 가지고 있다.

다수의 연구(Galasso and Simcoe, 2011; 강선아와 유지연, 2017)에서 과신성향의 경영자는 좀 더 혁신적인 경영을 수행하고 있음을 확인하였으며 이는 시장 경쟁이 심한 경우와 성장 산업에서 두드러졌다. 동 연구에서 과신성향이 높은 경영자는 실패에 대한 두려움을 억제하고 혁신을 촉진할 수 있으며, R&D 지출을 증대시키고 특허권을 획득을 위한 활동이 많은 것으로 나타났다. Hirshleifer et al.(2012)연구에서도 경영자 과신성향이 강할수록 R&D 투자 지출이 증가하여 혁신적인 성과를 내고 기업의 미래가치를 향상시키는 것으로 보고되었다.

Russo and Schoemaker (1992)는 경영자의 과신성향이 기업의 의사결정과정을 개선시킬 수 있으며, 실험정신과 기업가정신을 자극할 수 있다고 보고하였다(Bernardo and Welch, 2001).

한편 Hribar and Yang (2016)에 따르면 경영자 과신성향이 높을수록 미래성과를 낙관할 뿐만 아니라

자신의 미래예측 능력을 높게 평가하기 때문에 이익예측을 자발적으로 공시하려는 성향이 강하며, 이익예측치를 보다 구체적으로 표명하는 것으로 나타났다.

재무분석가 이익예측을 연구한 Kramer and Liao (2016)도 경영자 과신성향이 증가할수록 재무분석가의 이익예측의 낙관성은 증가하였으나, 이익예측의 정확도는 증가하였으며, 재무분석가들의 예측치의 편차(분산)은 감소하는 것을 보고하였다. Wei and Zhang (2018)도 경영자의 과신성향과 해당 주식을 보유한 뮤추얼 펀드의 수, 재무분석가 이익예측치의 분산, 공모도의 미래주가수익률 등을 분석하였는데 그 결과 경영자 과신성향이 높을수록 투자자들 간의 정보비대칭이 감소하는 것으로 나타났다. Malmendier and Tate (2005)는 과신성향의 경영자들은 자신의 기업에 대한 내재가치를 시장이 제대로 인식하지 못하여 주가가 저평가되어 있다고 여기고 있음을 보고하였으며, 이는 경영자가 저평가를 해소하기 위해 시장에 정보를 적극적으로 제공할 유인으로 작용한다고 설명하고 있다.

Dow et al.(2006)은 기업에 과신성향의 경영자가 존재한다는 자체가 다른 기업들에 비해 상대적으로 많은 투자를 한다는 신호 역할을 하며, 이는 추가정보성을 높일 수 있는 연결고리가 된다고 설명하고 있다. 국내 연구인 이혜미와 홍창목(2018)도 과신성향의 경영자일수록 미래 전망을 쉽게 평가할 수 있도록 하기 때문에 추가정보성이 높아지는 것으로 보고하였다.

## 2. 주가지체현상

주가지체현상이란 기업의 정보가 주가에 즉각적으로 반영되지 않고 시간 차이를 두고 천천히 반영되는 현상을 의미한다. 효율적 자본시장 가설에 의하면 주가지체현상은 발생되지 않으나 정보의 불완전성, 거래비용, 제한된 시장참여자 등 다양한 이유로 주가지체현상이 나타나는 것이 현실이며 선행 연구들도 이러한 현실을 뒷받침한다.

초기의 연구들은 주가지체현상이 존재함을 확인하는데 그 초점이 있다. Verrecchia (1980)는 정보분석 노력 정도에 따라 투자자들이 분석한 정보가 가격에 반영되는데 지체가 발생함을 보여주었고, 이러한 주가지체현상은 정보 정확도가 높을수록 감소함을 실증하였다. Hong and Stein (1999)은 투자자의 제한된 합리성과 정보의 불완전성으로 인하여 투자자들 사이에서 정보가 점진적으로 전파되고, 이는 주가가 단기적으로 특정 정보에 과소하게 반응한다는 이유라고 주장하였다. Callen et al.(2000)은 시장은 불확실하며, 주가는 투자자들의 상호학습과 이질적 의견습득 과정을 거쳐 수렴하는데 이러한 과정은 시간이 소요되기 때문에 주가지체현상이 발생한다고 설명하고 있다. Peng (2005)연구도 유사한 결과를 보여주었는데 투자자들이 정보 분석 시 관심과 시간 제약이 있다는 가정 하에 기업에 관한 특정 정보가 주가에 반영되는 속도가 기업별로 상이함을 보여주었다.

기업의 특성에 따라 주가지체현상이 다르게 나타남을 보여준 다양한 연구들도 수행되어 왔다. 이러한 연구들은 주가의 선후행(lead-lag)효과를 이용하여 실증되었는데 동 효과는 특정 그룹군의 주가가 비교 그룹군의 주가보다 빠르게 반응함을 의미한다. Lo and Mackinlay (1990)의 연구는 기업 규모에 따라 선후행 효과가 나타남을 보여주었는데 분석결과 대규모 기업들이 소규모 기업들에 비해 주가가 빠르게 반응함을 확인하였다. Brennan et al.(1993)에서는 해당 기업의 추종재무분석가 수에 따라 주가의 선후행 효과가 어떻게 달라지는 지 살펴보았으며, 분석결과 추종재무분석가 수가 많은 경우 기업의 주가가 선행하는 것으로 나타났다. Chordia and Swaminathan (2000)은 주가지체현상과 주식거래량을 다루었는데, 분석결과 거래량이 많은 경우 주가가 선행하는 것으로 나타났다. Hou and Moskowitz (2005)의 연구에서는 새로운 주가지체현상 측정치가 개발되었다. 이는 시장수익률을 독립변수로, 기업의 수익률을 종속변수로 설정한 회귀식의 설명력을 통해 주가반응속도를 산출하는 방식이며, 동 측정치로 인하여 기업들의 포트폴리오를 구성한 후 주가의 선후행효과를 분석하던 기존 방법의 한계점이 극복되었다. 국내의 연구 중 김민수와 최희정(2020)은 Hou and Moskowitz (2005)에서 개발된 측정치를 사용하여 재무분석가와 주가지체현상의 관계를 살펴보았다. 동 연구의 실증결과 추종재무분석가 수가 많을수록, 재무분석가의 예측오차가 작을수록, 낙관적 편의가 작을수록 주가지체현상이 감소하는 것으로 나타났다.

한편 주가지체현상을 회계정보 품질측면에서 다룬 연구들도 다수 이루어졌다. Callen et al.(2013)의 연구에서는 주가지체 현상을 발생액의 질과 연관지어 살펴보았는데 발생액의 질이 우수할 경우 주가지체현상은 감소하는 것을 보여주었다. Bail et al.(2013)에서는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 주가지체현상은 감소함을 보여 주었으며, 이러한 결과는 비교가능성이 높다는 것은 그만큼 해당 기업 정보의 확인 및 해석이 쉽기 때문에 주가지체현상이 줄어드는 것으로 설명하고 있다. 김민수와 이명건(2019)연구에서는 주가지체현상을 회계정보의 보수주의와 관련하여 분석하였다. 분석결과 회계정보의 보수성이 증가할수록 주가지체현상은 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 기업들이 자신들의 부정적 정보를 신속히 회계정보에 반영하여 회계투명성이 증가한 결과로 설명하고 있다.

### 3. 가설설정

경영자 과신성향이란 경영자가 본인의 능력이나 지위에 대한 과도한 자신감을 가지는 것을 의미한다. 이러한 과신성향은 두 가지 형태로 나타나는데 하나는 미래 기대결과를 과대추정하는 것이고 나머지 하나는 미래 위험을 과소추정하는 것이다. 경영자 과신성향에 관한 회계 및 재무 분야의 연구들은 두가지 상반되는 방향의 결과를 보여주고 있다.

우선 경영자 과신성향의 부정적인 측면을 보여주는 연구는 경영자 과신성향이 높을수록 비효율적인 투자를 하거나(Heaton, 2002) 파괴적인 인수합병을 시도하며(Malmendier and Tate, 2005/2008) 재무 보고 측면에서 오류수정의 빈도가 많고(Schrand and Zechman, 2012; Presley and Abbott, 2013), 덜 보수적인 회계처리를 하며(Ahmed and Duellman, 2013), 이익조정가능성이 높은 것(Hribar and Yang, 2016)으로 나타났다.

반면 긍정적인 측면의 연구들은 과신성향이 경영자들은 혁신적인 경영을 수행하며(Galasso and Simcoe, 2011; 강선아와 유지연 2017) R&D에 대한 지출을 늘리고(Hirshleifer et al., 2012) 의사결정 이행과정을 개선시키는 것(Russo and Schoemaker, 1992)을 나타냈다. 특히 자본시장에 정보를 제공하는데 있어서는 매우 적극적인 것으로 보고 되고 있는데 Hribar and Yang (2016)에 따르면 과신성향이 높을수록 자발적 이익예측 과잉성향이 강하며 이익예측치를 구체적으로 표명하는 것으로 나타났다. 재무 분석가 예측에서도 긍정적인 영향을 미쳤는데 경영자의 과신성향이 높은 기업에 대하여 재무분석가의 이익예측치의 분산이 감소하고 정확도는 증가하였으며(Kramer and Liao, 2016) 해당 주식을 보유한 펀드의 수가 증가하고 투자자들간의 정보비대칭이 감소하였다(Wei and Zhang, 2018). Dow et al.(2006)의 연구에 따르면 과신성향이 높은 경영자가 추가정보성을 높이는 역할을 수행할수 있음을 주장하였고, 이혜미와 홍창목(2018)에서도 과신성향이 높은 기업이 추가동조성이 감소함을 보여주어 동 기업들이 추가정보성이 높음을 실증하였다.

한편 주가지체현상이란 특정 정보가 주가에 시차를 두어 지연 반영되는 현상을 의미하며 불완전한 정보와 거래비용, 시장참여자 제한 등 다양한 사유로 주가지체 현상들이 발생하는 것으로 보고되었다. 이러한 주가지체현상은 기업과 관련된 정보의 품질에 따라 달라지는데 추정하는 재무분석가 수가 많거나 예측정확도가 우수하면 주가지체현상이 감소한다(Brennan et al., 1993; 김민수와 최희정, 2020). 또한 회계정보의 품질과도 연관이 있는데 발생액의 질이 우수하거나 회계정보의 비교가능성 증가하면 주가지체현상이 감소하는 것으로 보고되었다(Callen et al., 2013; Bail et al., 2013).

이러한 사항들을 살펴볼 때 경영자 과신성향과 주가지체현상은 정(+)의 관계를 갖거나 반대로 음(-)의 관계를 가질 가능성이 모두 존재한다. 경영자 과신성향의 부정적인 특성이 더 크게 나타난다면 회계정보의 품질이 낮아지는 현상이 주가지체현상을 증가시키는 유인으로 작용할 것이며, 반대로 과신성향의 긍정적인 측면이 강하게 작용한다면 경영자 예측정보의 양과 질이 우수하여 재무분석가 예측정확도가 향상되어 주가지체 현상이 감소될 것으로 예상된다.

경영자 과신성향의 특성을 감안하여 위의 양 방향을 모두 열어두고 가설을 설정하는 것도 가능하나

가설 전개의 명료화를 위해 더 가능성이 높은 방향으로 가설을 설정하고자 한다. 선행연구를 좀 더 면밀히 살펴보면 경영자 과신성향이 높을수록 재무보고 측면(오류수정, 보수주의, 이익조정 등)에서는 부정적이나 자본시장의 주가정보성 측면(경영자예측 공시, 재무분석가 예측정확도, 주가동조성 등)에서는 긍정적인 결과가 더 많은 것을 관찰할 수 있으며, 주가지체 현상 또한 주가정보성 측면에서의 현상을 다룬 변수이므로 주가지체현상을 감소시킬 가능성 더 클 것으로 예상된다. 즉, 과신성향이 높을수록 회계정보의 품질이 낮아져 주가지체현상이 증가하는 영향은 다소 간접적인 것에 비해, 자본시장에 직접 양질의 기업 정보를 제공하여 주가정보성이 향상되어 주가지체현상을 감소시키는 영향이 더 더 직접적으로 예상된다. 특히 과신성향의 경영자는 주가가 과소평가되었다고 여기며(Malmendier and Tate, 2005) 자신의 능력에 대한 과신을 가지고 있으므로 적시에 주가에 관한 양질의 정보를 제공할 유인이 강할 것이며 이러한 사항은 주가지체현상을 감소시킬 것이다.

**H1** 경영자 과신성향이 증가할수록 주가지체현상은 감소할 것이다.

[가설2]와 [가설3]에서는 [가설1]에서 살펴본 경영자 과신성향과 주가지체현상이 외국인주주지분율과 재무분석가 수에 따라 어떻게 달라지는지 검증하고자 한다. 외국인투자자는 독립적인 지위를 가지며 경영자의 압력에서 상대적으로 자유롭다. 이에 경영자의 의사결정에 적극적으로 참여하고, 기회주의적인 경영자의 행동으로 인하여 발생하는 다양한 전횡을 감시하는 능력을 가지고 있다. 또한 기업들에게 공시 압력을 가하여 양질의 정보를 획득하는 활동을 수행한다(전영순, 2003; 안윤영 등, 2005). 이러한 사항들을 고려할 때, 외국인주주지분율이 높은 경우 과신성향이 높은 경영자가 외국인주주들의 요구를 충족시키기위해 양질의 정보를 제공할 유인이 더욱 증가한다. 따라서 경영자 과신성향과 주가지체현상의 음(-)의 관계는 외국인주주지분율이 높은 환경에서 더욱 크게 나타날 것이다.

한편 일반투자자들은 정보에 대한 접근 권한, 분석능력, 정보획득비용 등의 제약으로 인하여 기업의 정보를 분석하고 이해하는 것이 한계가 있다. 반면 애널리스트들은 이러한 제약이 상대적으로 덜하여 기업과 시장에 양질의 정보를 제공한다는 증거가 여러 선행연구에서 제시되었다. 애널리스트는 공적 정보를 해석하는 역할(Barry and Jennings, 1992; Bradley et al., 2014)과 사적 정보를 제공하는 역할(Asquith et al., 2005; Altinkilic and Hansen, 2009) 모두에서 그 중요성과 가치가 인식될 수 있다. 또한 추종 재무분석가가 많다는 것은 그 만큼 해당기업에 대한 투자자들의 관심과 이해관계자가 많다는 것을 의미한다.

이러한 재무분석가의 역할을 고려할 때, 해당기업을 추종하는 재무분석가의 수가 많을수록 과신성향이 높은 경영자는 자본시장의 투자자들에게 더 많은 양질의 정보를 제공할 유인이 커진다. 왜냐하면 그만큼 정보의 중요성과 과급효과가 크기 때문이다. 따라서 재무분석가의 수가 많을수록 경영자 과신성향과 주가지체현상의 음(-)의 관계는 더욱 크게 나타날 것이다. 이상의 사항들을 검증하기 위해 아래와 같이 [가설2]와 [가설3]을 설정한다.

**H2** 외국인투자자 지분율이 증가할수록 경영자과신성향이 주가지체현상을 감소시키는 효과는 증가할 것이다.

**H3** 추종 재무분석가 수가 증가할수록 경영자과신성향이 주가지체현상을 감소시키는 효과는 증가할 것이다.

### III. 연구방법론

#### 1. 과신성향의 측정

본 논문에서 사용될 관심변수는 경영자 과신성향이다. 과신성향에 관한 측정치는 다양하나 Schrand and Zechman (2012)에서 몇가지 변수들의 점수를 이용하여 경영자의 과신성향을 관측하였으며 본 연구도 이를 활용한다. 첫 번째 요소(C1)는 산업별 과잉투자금액의 크기이다. 과신성향이 큰 경영자는 미래 현금흐름에 대한 과대한 기대를 가지기 때문에 과잉투자를 하기 쉽다. 이를 측정하기 위해 총자산성장률을 종속변수로 매출액성장률을 설명변수로 설정하여 연도별 산업별로 도출한 잔차가 상위 25%보다 크면 1, 그 외는 0의 값을 가진다. 두 번째 요소(C2)는 기업의 부채비율이다. 패킹오더이론(Pecking Order Theory)에 따르면 과신성향이 높은 경영자는 시장가치 대비 부채비율이 높을 가능성이 크며(Heaton, 2002) 비유동부채를 시장가치로 나눈 비율이 연도별 산업별 중위수보다 큰 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가지도록 설정한다. 세 번째 요소(C3)는 전환사채나 우선주와 같은 위험성 부채를 의미하며 동부채가 있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 설정한다. Ben-David et al.(2012)에 따르면 과신성향의 경영자는 위험성 부채를 선호한다. 네 번째 요소(C4)는 배당과 관련된 것으로 현금배당을 실시하지 않으면 1, 실시하면 0으로 설정한다. Ben-David et al.(2012)에 따르면 과신성향을 가진 경영자는 미래 투자 현금흐름에 대해 과대평가하기 때문에 배당을 하지 않고 현금을 보유하는 것으로 나타났다. 이상의 4개 변수의 합을 과신성향으로 정의하고 이를 간략히 정리하면 아래와 같다.

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

변수정의

- OC<sub>it</sub> = i기업의 t기 경영자 과신성향
- C1<sub>it</sub> = 자산증가율을 종속변수로 매출액증가율을 독립변수로 한 회귀분석의 잔차가 상위 25%이상이면 1, 그렇지 않으면 0
- C2<sub>it</sub> = 비유동성부채/시가총액이 중위수 이상이면 1, 그렇지 않으면 0
- C3<sub>it</sub> = 전환사채나 우선주가 있으면 1, 그렇지 않으면 0
- C4<sub>it</sub> = 현금배당을 실시하지 않으면 1, 그렇지 않으면 0

#### 2. 주가지체현상의 측정

주가지체현상은 본 논문의 종속변수로 Hou and Moskowitz (2005)에 따라 식(2),(3)을 이용하여 측정하였다.

$$r_{i,w} = \alpha_i + \beta_i R_{m,w} + \sum_{n=1}^4 \delta_{i,n} R_{m,w-n} + \varepsilon_{i,w} \tag{2}$$

$$DELAY_{i,t} = 1 - (R_{restricted}^2 / R_{unrestricted}^2)_{i,t} \tag{3}$$

Note: 변수정의

- r<sub>i,w</sub> = i기업의 w주 주식수익률(주별 측정)
- R<sub>m,w</sub> = 시장 또는 산업의 w주 주식수익률(주별 측정)

식(2)에서 개별기업 주식수익률을 종속변수로 시장(또는 산업)의 수익률을 설명변수로 설정한 후 회귀분석을 실시하였으며, 동일 시점의 시장(또는 산업) 수익률만을 사용한 경우의 설명력을 R<sup>2</sup><sub>restricted</sub>라 하고, 과거 4개 시점(주)의 시장(또는 산업) 수익률을 사용한 경우의 설명력을 R<sup>2</sup><sub>unrestricted</sub>라 한다<sup>1)</sup>. R<sup>2</sup><sub>restricted</sub>는

현재의 개별주식 주가에 현재의 시장(또는 산업) 수익률 정보가 미치는 영향을 나타낸 것이고,  $R^2_{unrestricted}$ 는 현재의 개별주식 주가에 과거 4개 시점의 시장(또는 산업) 수익률 정보가 미치는 영향을 나타낸 것이다.  $R^2_{unrestricted}$ 가  $R^2_{restricted}$ 보다 큰 값을 가진다는 것은 시장(또는 산업)의 과거정보가 현재의 개별주가에 미치는 영향이 크다는 것을 의미하며 이는 정보가 지연되서 반영됨을 의미한다. 이를 실증모형에 사용하기 쉽게 변형한 것이 식(3)이며, Delay값이 크다는 것은 주가지체현상이 심하다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 DELAY 변수 측정시 설명변수로 전체 시장수익률(DELAY1) 또는 산업별 시장수익률(DELAY2)을 각각 사용하였으며, 시장수익률은 시장 전체의 정보를 포함한다는 장점이 있고 산업별 시장수익률은 해당 기업 소속 산업의 특성이 반영된다는 장점이 있다.

### 3. 가설 검증 모형

본 논문의 [가설1]~[가설3]을 검증하기 위하여 아래의 식(4)~식(6)을 설정하였다.

$$DELAY_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 RET_t + \beta_6 RISK_t + \beta_7 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (4)$$

$$DELAY_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 OC_t \times FOR_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 RET_t + \beta_8 RISK_t + \beta_9 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (5)$$

$$DELAY_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 ANN_t + \beta_3 OC_t \times ANN_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 RET_t + \beta_8 RISK_t + \beta_9 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (6)$$

Note : 변수정의

- $DELAY1_t$  = 시장 수익률을 이용한 주가지체 현상 측정치
- $DELAY2_t$  = 산업 수익률을 이용한 주가지체 현상 측정치
- $OC_t$  = 경영자 과신성향 측정치
- $SIZE_t$  = 시가총액의 자연로그값
- $LEV_t$  = 총부채 / 총자본
- $ROA_t$  = 당기순이익 / 기초자산
- $RET_t$  = 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 자연로그값
- $YEAR_t$  = 연도더미
- $IND_t$  = 산업더미

우선 식(4)은 [가설 1]을 검증하기 위한 모델로 경영자 과신성향에 따라 주가지체현상 달라지는지 살펴본다. 관심변수는 과신성향을 나타내는 OC 변수이며, 본 연구의 예상과 같다면 경영자 과신성향을 클수록 주가지체현상은 감소할 것이다. 따라서 [가설1]의 검증모델인 식(4)에서  $\beta_1$ 이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가져야 한다.

그 외 통제변수들은 Hou and Moskowitz (2005) 및 Callen et al.(2013)의 연구를 바탕으로 모델에 포함시켰다. SIZE는 기업규모를 나타내며 해당 기업의 기말 시가총액에 자연로그 값을 취하여 산출된다. Hong et al. (2000)에 따르면 기업규모가 클수록 정보 전파속도가 빨라 주가지체현상이 작게 나타날

1) 식(1)에서 추출된  $R^2$ 는 주간수익률을 연도별로 회귀분석한 결과물이다. 따라서 최종 산출된 DELAY는 기업별, 연도별 값을 가진다.

것으로 예상된다. LEV은 총부채를 총자산으로 나눈 것으로 부채비율을 의미한다. Black (1976)과 Christie (1982)에 따르면 기업들은 부채비율이 높아 재무위험이 높아지게 되면 이 위험을 은폐하거나 축소할 가능성이 커져 주가지체현상이 증가할 것으로 보인다. ROA는 당기순이익을 총자산으로 나눈 것으로 기업의 수익성을 나타낸다. 수익성이 높을 경우 기업은 이익조정을 할 유인이 적어서 양질의 회계정보를 제공하므로 수익성은 주가지체현상과 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다.

RET은 기업의 주간수익률이며 t기 평균에 100을 곱하여 계산한다. Hou and Moskowitz (2005)에서는 주식수익률이 높을수록 주가지체현상은 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 주식 수익수익률이 높은 기업들이 양질의 정보를 시장에 제공하여 주가지체 현상이 감소하는 것으로 설명하고 있어, 본 연구에서도 RET가 음(-)의 계수값을 가질 것으로 예상된다. RISK주식 주간수익률의 1년간 표준편차로 주식수익률의 변동성을 의미한다. Hou and Moskowitz (2005)에서는 주식수익률의 변동성이 증가하면 주가지체현상이 증가하는 것으로 나타났으며, 기업의 불확실성과 정보비대칭이 클수록 주식수익률의 변동성 크고 이는 주가지체현상을 크게 만드는 것으로 해석할 수 있다.

TURN는 주식회전율을 의미하며 한달간의 주식거래량을 시장에 상장된 주식수로 나누어 산출한다. 추세의 영향을 줄이기 위해 당기(t기) 평균 월간 주식회전율에서 전기(t-1기) 평균 월간 주식회전율을 차감하여 계산한다. Chen et al.(2001)연구에 의하면 주식회전율은 투자자간 의견불일치를 의미하며 이 의견불일치가 클수록 주가지체 현상이 증가하는 것으로 보고하고 있다. 이에 TURN 변수는 양(+)의 계수값을 가질 것으로 예상된다.

식(5)은 [가설2]를 검증하기 위한 모델이다. [가설1]의 관심변수에 상호작용변수로 외국인주주지분율을 추가하였으며 OC×FOR가 유의한 음(-)의 계수값을 가지게 될 것으로 예상된다. 식(6)은 [가설3]을 검증하기 위한 모델로 [가설1]의 관심변수에 상호작용변수로 추종재무분석가(ANN)를 추가하였다. 가설이 예상과 검증된다면 OC×ANN가 유의한 음(-)의 계수값을 가지게 될 것이다.

#### 4. 표본 선정

본 논문은 2011년부터 2019년까지의 9년간 KOSPI시장에 상장된 기업을 대상으로 분석한다. 본 연구에서 사용된 주가지체자료와 재무제표자료는 FnGuide의 Data Guide Pro에서 제공받았다. 금융업의 자료는 비금융업과 재무제표와 회계처리가 다소 상이하어 분석에서 제외하였으며 분석의 시점을 통일하고자 12월 결산법인만 포함하였다. 그 외 자본잠식이나 관리종목 기업은 연구결과에 편의를 줄 가능성이 있으므로 표본에서 제외하였고, 연구 모형에서 요구되는 주가 자료와 재무제표 자료가 불충분한 기업들도 제외하였다. 동 과정을 거쳐 최종 선정된 표본은 5,509 기업-연도이며, 표본선택과정은 <Table 1>에 단계별로 제시하였다. 그리고 극단치가 주는 영향을 줄이기위해 분석에 사용된 변수들의 상·하위 1%를 winsorization 방식으로 처리하였다.

**Table 1.** 표본선택

구분	표본수
전체 2011 ~ 2019	6,393
금융업 기업	391
12월 외 결산법인	109
관리종목 및 자본잠식	23
주가 및 재무제표 자료 불충분기업	361
소계	5,509

## IV. 분석 결과

### 1. 기초통계

〈Table 2〉는 본 논문에 사용된 총 표본에 대한 변수들의 기술통계량을 보여준다. 본 연구의 관심변수인 OC는 평균 1.239, 중위수 1,000를 나타내고 있으며 왜도(skewness)가 양(+)인 분포를 보이고 있다. 종속변수인 DELAY1은 평균 0.492 중위수 0.443으로 나타났으며 DELAY2도 유사한 분포를 보이고 있다. [가설2]의 상호작용 변수로 사용된 외국인주주지분율은 평균 9.880 중위수 4.560으로 나타나 강한 양(+)의 왜도를 보여주고 있으며, 이는 소수 기업들의 외국인 주주지분율이 매우 높다는 것을 의미한다. [가설3]의 상호작용 변수인 재무분석가 수의 자연로그 값도 평균값 0.816, 중위수 0.693으로 나타나 양(+)의 왜도를 보이고 있다.

SIZE, LEV, ROA, RET, RISK, TURN의 평균은 각각 26.252, 1.083, 0.02, 0.183, 5.541, 0.010으로 나타나 종속변수로 주가지체현상을 사용한 기존 연구들의 결과와 질적으로 유사한 분포를 나타내고 있다.

**Table 2.** 기술통계량(N=5,509)

변수	평균값	중위수	표준편차	최소값	최대값
DELAY1 <sub>t</sub>	0.492	0.443	0.300	0.021	0.999
DELAY2 <sub>t</sub>	0.393	0.315	0.306	0.003	0.998
OC <sub>t</sub>	1.239	1.000	0.940	0.000	4.000
SIZE <sub>t</sub>	26.252	25.924	1.600	22.719	30.684
LEV <sub>t</sub>	1.083	0.700	1.402	0.033	10.223
ROA <sub>t</sub>	0.020	0.024	0.076	-0.309	0.253
RET <sub>t</sub>	0.183	0.076	0.795	-4.918	7.169
RISK <sub>t</sub>	5.541	4.886	2.749	1.875	17.497
TURN <sub>t</sub>	0.010	0.004	0.016	0.000	0.107
FOR <sub>t</sub>	9.880	4.560	12.515	0.000	60.740
ANN <sub>t</sub>	0.816	0.693	1.045	0.000	3.219

Note: 변수정의

- DELAY1<sub>t</sub> = 시장 수익률을 이용한 주가지체 현상 측정치
- DELAY2<sub>t</sub> = 산업 수익률을 이용한 주가지체 현상 측정치
- OC<sub>t</sub> = 경영자 과신성향 측정치
- SIZE<sub>t</sub> = 시가총액의 자연로그값
- LEV<sub>t</sub> = 총부채 / 총자산
- ROA<sub>t</sub> = 당기순이익 / 기초자산
- RET<sub>t</sub> = 주간수익률의 1년 평균
- RISK<sub>t</sub> = 주간수익률의 1년 표준편차
- TURN<sub>t</sub> = 월간주식회전율의 1년 평균(주식회전율=주식거래량/상장주식수)
- FOR<sub>t</sub> = 외국인주주 지분율
- ANN<sub>t</sub> = (추종 재무분석가 수 + 1)의 자연로그값

〈Table 3〉은 본 연구에 사용된 주요 변수 간 상관관계를 나타낸다. 우선 본 연구의 주요 관심변수인 OC와 종속변수 DELAY1, DELAY2는 가설의 예상과는 같이 음(-)의 상관관계를 보여주고 있으나 DELAY2에서만 유의한 값을 나타낸다. 그러나 동 결과는 통제변수의 효과가 고려되지 않은 두 변수

간 단변량 분석으로, 가설을 강건하게 합리적으로 실증하기 위해서는 통제변수를 포함한 다변량 회귀분석을 실시해야한다.

그 외 통제변수들과 종속변수의 관계를 살펴보면 SIZE와 ROA는 DELAY와 유의한 음(-)의 상관관계를, RET, RISK, TURN은 유의한 양(+)의 상관관계를 보여주고 있다. 이는 RET를 제외하고는 모두 예상과 일치한 결과이다.

독립변수들 간의 상관관계를 살펴보면 OC와 LEV, SIZE와 FOR, SIZE와 ANN, LEV와 ROA, RET / RISK / TURN 간 상관계수가 절대값 기준 0.3이상으로 높게 나타났다. 다변량 분석에 있어서 독립변수들 간의 상관관계가 높으면 다중공선성의 문제가 발생할 수 있어 이를 확인하고자 연구결과와 VIF값을 추가로 살펴보았다. 그 결과 VIF 최대값이 [가설1]에서는 2.471, 상호작용변수가 포함된 [가설2],[3]에서는 5.530으로 나타나 본 연구에서 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 확인하였다.

**Table 3.** 변수 간 상관관계 (N=5,509)

	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) DELAY1 $t$	0.479 (0.000)	-0.015 (0.270)	-0.408 (0.000)	0.016 (0.240)	-0.111 (0.000)	0.102 (0.000)	0.076 (0.000)	0.121 (0.000)	-0.208 (0.000)	-0.370 (0.000)
(2) DELAY2 $t$	1.000	-0.032 (0.018)	-0.179 (0.000)	0.020 (0.148)	-0.031 (0.020)	0.176 (0.000)	0.084 (0.000)	0.096 (0.000)	-0.114 (0.000)	-0.162 (0.000)
(3) OC $t$		1.000	-0.042 (0.002)	0.348 (0.000)	-0.209 (0.000)	-0.015 (0.258)	0.188 (0.000)	0.112 (0.000)	-0.132 (0.000)	0.020 (0.140)
(4) SIZE $t$			1.000	-0.106 (0.000)	0.290 (0.000)	0.020 (0.140)	-0.202 (0.000)	-0.197 (0.000)	0.587 (0.000)	0.825 (0.000)
(5) LEV $t$				1.000	-0.336 (0.000)	-0.094 (0.000)	0.223 (0.000)	0.066 (0.000)	-0.124 (0.000)	-0.006 (0.667)
(6) ROA $t$					1.000	0.145 (0.000)	-0.256 (0.000)	-0.193 (0.000)	0.252 (0.000)	0.210 (0.000)
(7) RET $t$						1.000	0.446 (0.000)	0.323 (0.000)	-0.035 (0.009)	-0.058 (0.000)
(8) RISK $t$							1.000	0.642 (0.000)	-0.229 (0.000)	-0.189 (0.000)
(9) TURN $t$								1.000	-0.179 (0.000)	-0.174 (0.000)
(10) FOR $t$									1.000	0.541 (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 다중회귀분석으로 [가설1]을 검증한 결과이다. 분석의 관심변수는OC로 이 값이 클수록 경영자 과신성향이 높은 것을 의미한다. [가설1]에서는 경영자 과신성향이 클수록 주가지체현상은 감소하는 것으로 예상하였으며, 이 가설이 지지된다면 OC가 유의한 음(-)의 계수값을 가질 것이다. 분석의 강건성

을 높이고자 주가지체현상을 나타내는 DELAY는 두가지로 측정하였으며 (1)은 전체시장 주가를, (2)는 해당 산업별 주가를 사용한 것이다.

분석결과 (1),(2) 모두에서 관심변수인 OC가 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값(-0.019, t-value = -4.56; -0.010, t-value = -2.40)을 보여주고 있어 [가설1]은 예상과 같이 지지되었다. 이는 과신성향의 경영자는 주가가 과소평가되었다고 여기며(Malmendier and Tate 2005) 이를 해소하고자 적시에 주가에 관한 양질의 정보를 제공할 유인이 강할 것이며 이러한 사항은 주가지체현상을 감소시킬 것으로 해석할 수 있다.

통제변수 중 SIZE는 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있어 Hou and Moskowitz(2005) 연구와 동일한 방향임을 확인하였다. LEV는 양(+)의 계수값을, ROA는 혼재된 계수값을 나타냈고 두 변수 모두 일관되게 유의한 값을 제시하고 있지는 않다. 그 외 RET는 예상과 다르게 양(+)의 유의한 계수값을 보이고, RISK는 양(+)과 음(-)이 혼재된 값을 보이고 있다. DTURN 변수는 예상과 같이 양(+)의 계수 값을 보여주고 있으나 일관되게 유의하지는 않았다.

**Table 4.** 가설1에 대한 다변량 분석결과

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

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		DELAY=DELAY1		DELAY=DELAY2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
intercept	+/-	1.288	18.85 ***	2.632	38.93 ***
OC	-	-0.019	-4.56 ***	-0.010	-2.40 **
SIZE	-	-0.033	-13.46 ***	-0.085	-34.97 ***
LEV	+	0.007	2.24 **	0.002	0.70
ROA	-	0.054	0.99	-0.041	-0.76
RET	-	0.055	9.86 ***	0.041	7.55 ***
RISK	+	0.006	2.84 ***	-0.004	-2.18 **
TURN	+	0.258	0.87	0.733	2.51 **
Year Dummy			포함		포함
Industry Dummy			포함		포함
F value			57.29***		73.49***
Adj R <sup>2</sup>			0.2163		0.2622
Sample			5509		5509

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

<Table 5>는 본 연구의 [가설2]를 검증한 결과로 [가설1]에 상호작용변수로 외국인주주 지분율을 추가한 것이다. 분석의 관심변수는 OC\*FOR으로 [가설2]가 예상대로 지지되기 위해서는 두 변수가 음(-)의 유의한 계수 값을 가져야 한다. 분석결과를 살펴보면 (1)(2) 모두에서 관심변수인 OC\*FOR가 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값(-0.001 t-value = -3.44; -0.001, t-value = -2.39)을 가지는 것으로 나타났다. 외국인주주지분율이 높을 경우 과신성향이 높은 경영자가 외국인주주들의 요구를 충족시키기 위해 양질의 정보를 제공할 유인이 더욱 증가한다. 따라서 경영자 과신성향과 주가지체현상의 음(-)의 관계는 외국인주주지분율이 높은 환경에서 더욱 크게 나타날 것으로 해석할 수 있다. 그 밖의 통제변수들의 결과를 살펴보면 <Table 4>와 질적으로 유사하였다.

**Table 5.** 가설2에 대한 다변량 분석결과

$$DELAY_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 OC_t \times FOR_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 RET_t + \beta_8 RISK_t + \beta_9 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		DELAY=DELAY1		DELAY=DELAY2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	1.267	15.97***	2.687	34.24***
<i>OC</i>	-	-0.008	-1.67*	-0.002	-0.37
<i>FOR</i>	-	0.002	3.06***	0.002	3.54***
<i>OC*FOR</i>	-	-0.001	-3.44***	-0.001	-2.39**
<i>SIZE</i>	-	-0.033	-11.10***	-0.088	-29.97***
<i>LEV</i>	+	0.006	2.12**	0.002	0.61
<i>ROA</i>	-	0.041	0.75	-0.056	-1.03
<i>RET</i>	-	0.055	9.92***	0.042	7.62***
<i>RISK</i>	+	0.006	2.76***	-0.004	-2.06**
<i>TURN</i>	+	0.279	0.95	0.743	2.55**
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>Industry Dummy</i>			포함		포함
F value		53.89***		68.98***	
Adj R <sup>2</sup>			0.2178		0.2636
Sample			5509		5509

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

<Table 6>는 본 연구의 [가설3]을 검증한 결과로 [가설1]에 상호작용변수로 재무분석가 수를 추가한 것이다. 분석의 관심변수는 OC\*ANN으로 [가설3]이 예상과 같이 지지되기 위해서는 동 변수가 유의한

**Table 6.** 가설3에 대한 다변량 분석결과

$$DELAY_t = \beta_0 + \beta_1 OC_t + \beta_2 ANN_t + \beta_3 OC_t \times ANN_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 ROA_t + \beta_7 RET_t + \beta_8 RISK_t + \beta_9 TURN_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)	
		DELAY=DELAY1		DELAY=DELAY2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	1.111	10.21***	2.151	20.03***
<i>OC</i>	-	-0.010	-1.96*	-0.002	-0.34
<i>ANN</i>	-	0.003	0.35	-0.022	-2.82***
<i>OC*ANN</i>	-	-0.011	-2.84***	-0.009	-2.38**
<i>SIZE</i>	-	-0.026	-6.30***	-0.066	-16.00***
<i>LEV</i>	+	0.007	2.46**	0.004	1.33
<i>ROA</i>	-	0.052	0.96	-0.039	-0.72
<i>RET</i>	-	0.054	9.70***	0.038	6.99***
<i>RISK</i>	+	0.005	2.50**	-0.005	-2.54**
<i>TURN</i>	+	0.300	1.02	0.798	2.74***
<i>Year Dummy</i>			포함		포함
<i>Industry Dummy</i>			포함		포함
F value		53.82***		70.11***	
Adj R <sup>2</sup>			0.2176		0.2668
Sample			5509		5509

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

음(-)의 계수 값을 가져야 한다. 분석결과 (1)(2) 모두에서 관심변수인 OC\*ANN가 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값(-0.011 t-value = -2.84; -0.009, t-value = -2.38)을 보여주고 있다. 애널리스트는 투자자들에게 사적 정보는 제공하는 역할과 공정 정보의 해석을 제공하는 역할을 수행한다(Barry and Jennings, 1992; Bradley et al., 2014; Asquith et al., 2005; Altinkilic and Hansen, 2009) 또한 추종 재무분석가가 많다는 것은 그 만큼 해당기업에 대한 투자자들의 관심과 이해관계자가 많다는 것을 의미한다. 이러한 재무분석가의 역할과 중요성을 고려할 때 추종재무분석가가 많을수록 과잉투자 성향이 높은 경영자는 시장에 적극적으로 양질의 정보를 제공할 유인이 크며 이는 주가지체 현상을 더욱 효율적으로 감소시키는 것으로 설명할 수 있다. 그 외 통제변수들의 결과는 <Table 4>와 유사하게 나타났다.

### 3. 추가분석

본 연구의 과신성향을 측정하는 변수는 4가지 요소의 합으로 구성하였다. 그 중 C1은 투자측면(OCa)이고 C2~C4는 자금조달측면(OCb)이다. 이에 OC를 투자측면과 자금조달측면으로 세분하여 [가설1]을 재검증하고자 한다. 이를 통해 주가지체를 감소시키는 과신성향이 어느 분야에서 더 잘 나타나는가를 확인할 수 있다. <Table 6>은 추가분석 결과이며 패널A는 DELAY1변수를 패널B는 DELAY2변수를 각각 종속변수로 사용하였다. 패널A, B 모두에서 OCb의 계수값이 통계적으로 유의하게 음(-)으로 나타났으며(-0.028 t-value = -5.9; -0.010 t-value = -2.12), OCa는 유의한 계수값을 보이고 있지 않다. 이는 경영자 과신성향이 높을수록 양질의 정보를 시장에 적시에 제공하는 경영자의 노력은 자금조달측면에서 더 강하게 나타남을 의미한다. 즉, 과신성향이 큰 경영자가 자신의 투자를 적극적으로 알리려는 취지보다 자금조달을 용이하게 하기 위해 양질의 정보를 시장에 제공한다고 해석할 수 있다.

**Table 7.** 추가분석에 대한 다변량 분석결과

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

Panel A

Independent Variable	Pred. Sign	(1)		(2)		(3)	
		DELAY=DELAY1		DELAY=DELAY1		DELAY=DELAY1	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	1.284	18.77***	1.288	18.88***	1.288	18.87***
<i>OCa</i>	-	0.010	1.18			0.011	1.27
<i>OCb</i>	-			-0.028	-5.92***	-0.028	-5.94***
<i>SIZE</i>	-	-0.034	-13.65***	-0.033	-13.44***	-0.033	-13.46***
<i>LEV</i>	+	0.003	0.98	0.008	2.73***	0.008	2.68***
<i>ROA</i>	-	0.064	1.15	0.015	0.27	0.003	0.06
<i>RET</i>	-	0.055	9.96***	0.054	9.73***	0.054	9.70***
<i>RISK</i>	+	0.005	2.43**	0.006	2.88***	0.006	2.83***
<i>TURN</i>	+	0.230	0.78	0.255	0.86	0.249	0.85
<i>Year Dummy</i>		포함		포함		포함	
<i>Industry Dummy</i>		포함		포함		포함	
F value		56.37***		57.96***		55.96***	
Adj R <sup>2</sup>		0.2135		0.2183		0.2184	
Sample		5509		5509		5509	

Panel B							
Independent Variable	Pred. Sign	(4)		(5)		(6)	
		DELAY=DELAY1		DELAY=DELAY2		DELAY=DELAY2	
		Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
<i>intercept</i>	+/-	2.631	38.90***	2.631	38.92***	2.632	38.93***
<i>OCa</i>	-	-0.010	-1.16			-0.010	-1.13
<i>OCb</i>	-			-0.010	-2.12**	-0.010	-2.10**
<i>SIZE</i>	-	-0.085	-35.05***	-0.085	-34.98***	-0.085	-34.96***
<i>LEV</i>	+	0.000	0.09	0.002	0.66	0.002	0.70
<i>ROA</i>	-	-0.021	-0.37	-0.052	-0.95	-0.042	-0.75
<i>RET</i>	-	0.042	7.65***	0.041	7.52***	0.041	7.54***
<i>RISK</i>	+	-0.005	-2.32**	-0.005	-2.23**	-0.004	-2.18**
<i>TURN</i>	+	0.726	2.49**	0.728	2.50**	0.733	2.51**
<i>Year Dummy</i>			포함		포함		포함
<i>Industry Dummy</i>			포함		포함		포함
F value		73.26***		73.42***		70.85***	
Adj R <sup>2</sup>		0.2616		0.262		0.262	
Sample		5509		5509		5509	

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

2. 변수정의 : OCa = 식(1)의 C1을 의미, OCb = 식(2)의 C2+C3+C4. 그 외 변수 <Table 2> 참조.

## V. 결 론

경영자 과신성향이란 경영자가 본인의 능력이나 지위에 대한 과도한 자신감을 가지는 것을 의미한다 (Hayward and Hambrick, 1997). 회계분야에서 경영자 과신성향은 두가지 상반된 방향을 연구결과를 보여주고 있다. 긍정적인 결과를 보여주는 연구에서는 경영자 과신성향이 높을수록 혁신적인 경영을 실시하며(Galasso and Simcoe, 2011) 연구개발에 대한 지출을 늘리고(Hirshleifer et al., 2012) 의사결정 이행과정을 개선하며(Russo and Schoemaker, 1992), 자본시장에 적극적으로 정보를 제공한다(Hribar and Yang, 2016). 반면 부정적인 측면을 보여주는 연구에서는 경영자 과신성향이 높은 기업은 비효율적인 투자를 하고(Heaton 2002), 파과적인 인수합병을 시도하며(Halnendier and Tate, 2005/2008), 재무보고 측면에서 오류수정의 빈도가 많고(Schrand and Zechman, 2012; Presley and Abbott, 2013), 이익조정가능성이 높은 것으로 보고하고(Hribar and Yang, 2016) 있다.

이러한 과신성향에 따른 기업들의 특성을 주가지체 현상을 통해 살펴본 것이 본 연구의 목적이며 구체적으로 과신성향이 높을수록 주가지체현상이 달라지는지를 실증하였다.

검증결과 [가설1]에서는 과신성향이 높을수록 주가지체 현상은 감소하는 것으로 나타났으며 이는 과신성향을 경영자들이 자본시장에 기업들의 정보를 적극적으로 적시에 제공하는 것을 의미한다. [가설2]에서는 [가설1]의 현상 즉, 과신성향과 주가지체의 음(-)의 관계가 외국인주주지분율이 증가할수록 더 증폭되는지를 살펴보았는데, 실증결과 외국인주주지분율이 높을수록 과신성향이 주가지체를 감소시키는 영향이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 양질의 정보에 대한 요구가 강한 외국인주주가 많을수록 과신성향의 경영자가 자본시장에 적시에 정보를 제공할 유인이 크게 작용하는 것으로 해석할 수 있다. [가설3]은 [가설1]의 현상이 재무분석가 수에 따라 달라지는지를 살펴본 것으로 추종 재무분석가 수가 많을수록 과신성향과 주가지체현상의 음(-)의 관계는 증폭하는 것을 확인하였다. 이는 자본시장에 양질을 사적정보와 공적정보

를 제공하는 재무분석가가 많을수록 해당기업에 대한 투자자들의 관심이 높으므로 이들의 기대 부응하기 위해 과신성향의 경영자가 적시에 양질의 정보를 제공할 유인이 증가하여 주가지체현상이 감소하는 것으로 설명된다. 끝으로 추가분석에서는 경영자 과신성향 측정치를 투자측면과 자금조달측면으로 세분하여 [가설1]을 재분석하였으며, 분석결과 투자측면보다는 자금조달측면이 주가지체를 낮추는데 유의적으로 기여하는 것으로 나타났다. 이는 과신성향의 경영자들이 자본시장에 적시에 양질의 정보를 제공하는 유인은 자신의 투자를 알리는 것보다 자금조달을 위해 투자자들의 정보욕구를 충족시켜 주는 데에 더 비중이 있다는 것을 의미한다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 점에서 차별점 및 의미를 갖는다. 첫째, 경영자 과신성향의 특성을 주가지체현상이라는 시장변수를 통해 명료화하였다. 자본시장에서 기업 정보가 주가에 반영되는 질과 양뿐만 아니라 그 속도도 중요한 요소이며, 이를 나타내는 주가지체현상이 경영자 과신성향의 높은 기업에서 적게 나타남을 실증함으로써 과신성향이 높은 경영자들의 특성을 이해하는 데 도움을 주었다. 둘째, 과신성향과 주가지체현상의 음(-)의 관계가 강화되는 상황을 외국인주주지분율과 재무분석가 수를 통하여 검증하였다. 즉 기업에 대한 양질의 정보요구가 많은 상황에서 과신성향의 경영자가 양질의 정보를 제공하여 더 크게 주가지체 현상을 낮추는 것을 보여주었다. 셋째로 과신성향을 투자측면과 자본조달측면으로 세분하여 자본조달 측면이 더 주가지체현상을 낮추는데에 더 기여하는지 보여주었다. 이는 과신성향의 경영자들이 기업의 정보를 제공함에 있어서 자본조달측면에서의 유인이 더 크다는 것을 시사한다.

## References

- 강선아, 유지연 (2017), “산업특성이 경영자의 낙관적 성향과 경영성과의 관계에 미치는 영향”, *관리회계연구*, 17(2) : 85-109.
- 김민수, 이명건 (2019), “회계정보의 보수주의와 주가지체현상에 관한 연구”, *경영연구*, 34(4), 29-50.
- 김민수, 최희정 (2020), “애널리스트 예측이 주가지체에 미치는 영향에 관한 연구”, *재무관리연구*, 37(4), 83-111.
- 김상미, 신희정, 김수인 (2018), “경영자 과신성향이 감사보수에 미치는 영향”, *회계세무와감사연구*, 60(1), 67-95.
- 안윤영, 신현한, 장진호 (2005), “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”, *회계학연구*, 30(4), 109-131.
- 이혜미, 홍창목 (2018), “경영자의 과신성향과 주가지체현상”, *경영학연구*, 47(5), 1201-1230.
- 전영순 (2003), “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자 의사결정과 회계이익의 질”, *경영학연구*, 32(4), 1001-1032.
- 황규영, 김용길 (2018), “경영자의 자기과신 성향과 배당성향의 관계: 재벌기업을 중심으로”, *금융정보연구*, 7(1), 61-90.
- Ahmed, A. S., and S. Duellman (2013), “Managerial overconfidence and accounting conservatism”, *Journal of Accounting Research*, 51(1), 1-30
- Altinkilic, O. and R. Hansen (2009), “On the Information Role of Stock Recommendation Revisions”, *Journal of Accounting and Economics*, 48, 17-36.
- Asquith, P., M. B. Mikhail, and A. S. Au (2005), “Information Content of Equity Analyst Report”, *Journal of Financial Economics*, 75, 245-282.
- Baik, B., B. Billings, R. Morton, and D. Park (2013, December, 21), “Does Financial Statement Comparability reduce Stock Price Delay?” The Korean Accounting Association Korean Accounting Association 2013 Winter Symposium, Seoul, South Korea
- Baker, M., and J. Wurgler (2013), “Behavioral Corporate Finance: An Updated Survey”, *Handbook of the Economics of Finance*, 2, 357-424, Elsevier.
- Barry, C., and R. 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 (2012), "Managerial miscalibration", *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1547-1584
- Bernardo, A. E., and I. Welch (2001), "On the evolution of overconfidence and entrepreneurs", *Journal of Economics and Management Strategy*, 10(3), 301-330
- Black, F. (1976), "Studies of stock price volatility changes", Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, Washington DC, 177-181.
- Bradley, D., J. Clarke, S. Lee, and C. Ornathanalai (2014), "Are Analysts' Recommendations Informative? Intraday Evidence on the Impact of Time Stamp Delays", *Journal of Finance*, 69, 645-673.
- Brennan, M. J., N. Jegadeesh, N., and B. Swaminathan (1993), "Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information", *Review of Financial Studies*, 6, 799-824.
- Brown, R., and N. Sarma (2007), "CEO Overconfidence, CEO Dominance and Corporate Acquisitions", *Journal of Economics and Business*, 59(5), 358-379.
- Callen, J. L., M. Khan, and H. Lu (2013), "Accounting quality, stock price delay, and future stock returns", *Contemporary Accounting Research*, 30, 269-295.
- Chen, S. S., S. M. Lai, C. L. Liu, and S. E. McVay (2021), *Exploring Differential Net Benefits to Internal Control: An Examination of Firms with Overconfident Managers* (Working Paper). Available from SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2510137>
- Chordia, T., and B. Swaminathan (2000), "Trading Volume and Cross-Autocorrelation in Stock Returns", *Journal of Finance*, 55, 913-935
- Christie, A. A. (1982), "A Stochastic Behavior of Common Stock Variances-Value, Leverage and Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Deshmukh, S., A. M. Goel, A. M., 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>
- Galasso, A., and T. S. Simcoe (2011), "CEO overconfidence and innovation", *Management Science*, 57(8), 1469-1484.
- Hayward, M. L. A., V. P. Rindova, and T. G. Pollock (2004), "Believing one's own press : The causes and consequences of CEO celebrity", *Strategic Management Journal*, 25(7), 637-653.
- Heaton, J. (2002), "Managerial optimism and corporate finance", *Financial Management*, 31, 33-45.
- Hirshleifer, D., A. Low, and S. H. Teoh (2012), "Are overconfident CEOs better innovators?", *The Journal of Finance*, 67(4), 1457-1498.
- Hong, H., and J. C. Stein (1999), "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets", *Journal of Finance*, 54, 2143-2184.
- 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, 265-295.
- Hou, K., and T. J. Moskowitz (2005), "Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns", *The Review of Financial Studies*, 18(3), 981-1020.
- Hribar, P., and H. Yang (2016), "CEO overconfidence and Management Forecasting", *Contemporary Accounting Research*, 33(1), 204-227.
- Kramer, L. A., and C. M. Liao (2016), "The Spillover Effects of Management Overconfidence on Analyst Forecasts", *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 12, 79-92
- Lo, A. W., and A. C. Mackinlay (1990), "When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?", *Review of Financial Studies*, 3, 175-205.
- 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.
- Peng, L. (2005), "Learning with Information Capacity Constraints", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, 307-329
- Presley, T. J., and L. J. Abbott (2013), "CEO overconfidence and the incidence of financial restatement", *Advances in Accounting*, 29(1), 74-84.
- Russo, J. E., and P. J. H. Schoemaker (1992), "Managing overconfidence", *Sloan Management Review*, 33(2), 7-17.
- Schrand, C., and S. Zechman (2012), "Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting", *Journal of Accounting and Economics*, 53(1-2), 311-329.
- Verrecchia, R. (1980), "The Rapidity of Price Adjustments to Information", *Journal of Accounting and Economics*, 2, 63-92.
- Wei, Chishen and L. Zhang (2018), *The Informational Role of Overconfident CEOs* (Working Paper). Available from <https://ssrn.com/abstract=2823716>