

경영자의 과신성향이 발생액의 지속성과 시장반응에 미치는 영향*

김성환**

<요 약>

본 연구는 경영자의 과신성향이 발생액의 지속성과 시장반응에 미치는 영향을 살펴보았다. 과신성향이 높은 경영자는 자신의 의사결정에 정당성을 부여하기 위해 이익보고에 재량적으로 개입할 수 있다(Ahmed and Duellman 2013 ; Hribar and Yang 2016 ; Hwang et al. 2015 ; 유혜영 · 김새로나 2015 ; 황국재 · 차명기 2015). 그리고 이를 통해 보고이익의 예측 편이가 생기게 되면 발생액의 지속성이 저하될 수 있다. 또한 이러한 이익지속성 감소를 자본시장의 투자자가 충분히 인식하지 못한다면 발생액의 지속성을 과대평가하는 발생액 이상현상이 나타날 가능성이 있다.

2012년부터 2017년까지의 유가증권 시장에 상장된 3,561 기업-연도 표본을 대상으로 실증 분석하였다. 실증결과 과신성향이 높은 경영자가 보고하는 발생액의 지속성이 낮은 것으로 나타났다. 과신성향의 경영자가 보고이익을 왜곡하여 이익에 편이가 개입되면서 발생액의 지속성이 저하되고 있는 것이다. 그리고 자본시장에서는 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액의 지속성을 실제로보다 과대평가하고 있는 것으로 실증되었다. 과신성향이 높은 경영자가 보고하는 발생액은 실제로 지속성이 낮지만, 자본시장의 투자자는 이를 충분히 인지하지 못하고 있음을 의미한다.

본 연구는 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보의 품질을 이익지속성 측면에서 확인하였다는 측면에서 선행연구와는 차별된다. 그리고 자본시장에서 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액의 지속성이 어떻게 평가되지를 확인하여 발생액 이상현상에 대해 추가적인 영향 요소를 제시한 차원에서 기여점이 있다. 또한 투자자의 의사결정에서 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보에 대해 낮은 이익지속성이 충분히 고려되어야 한다는 시사점을 제공한다.

<주제어> 경영자 과신성향, 이익지속성, 발생액 이상현상

* 이 논문은 2019년도 광운대학교 교내학술연구비 지원에 의해 연구되었음.

** 광운대학교 경영대학 경영학부 부교수, sunh@kw.ac.kr, 주저자

I. 서 론

경영환경이 빠르게 변화하고 불확실성도 높아지고 있어 경영자의 빠르고 정확한 의사결정은 그 중요성이 더욱 커지고 있다. 그리고 경영자 의사결정에 영향을 미치는 경영자의 특성에 많은 관심이 집중되고 있으며, 최근 경영자의 과신성향과 관련된 많은 연구가 진행되고 있다. 과신성향이 높은 경영자는 자신의 의사결정으로부터 발생하는 미래 성과를 과대 추정하고, 자신의 지식이나 정보에 대해 과대 확신하며, 위험을 과소평가하는 경향을 보인다(Baker and Wurgler 2013). 이러한 경영자의 과신성향은 본인의 의사결정 전 과정에 걸쳐 영향을 미치게 되며 재무보고의 측면에서도 역시 경영자의 과신성향이 반영되게 된다.

경영자의 과신성향이 재무보고에 미치는 영향에 대해서는 대체적으로 부정적 연구 결과들이 많이 보고되었다. 과신성향이 높은 경영자는 본인의 의사결정에 대해서 정당성을 확보하기 위해 낙관적 재무정보를 공시하려는 경향이 있으며(Ahmed and Duellman 2013 ; Hwang et al. 2015 ; 황국제 · 차명기 2015 ; 유혜영 · 김새로나 2015 ; Hribar and Yang 2016), 이에 따라 보고되는 재무제표의 품질이 저하되는 문제가 제시되고 있는 것이다. 이러한 재무제표 왜곡의 문제는 투자자들에게 의사결정에 유용한 정보를 제공해야 하는 재무보고 목적에 비추보면 심각성이 클 수 있다. 자본시장에서 투자자들은 투자의사결정을 위해서 재무제표를 충실히 분석하여 미래 수익성을 예측하며, 이를 통해 초과수익을 얻고자 한다(Ou and Penman 1989 ; 권수영 외 2010 등). 이러한 수익 예측에 있어서 당기 이익이 미래에 지속적으로 유지되는 정도를 의미하는 이익지속성은 중요한 역할을 한다. 투자자는 과거 혹은 당기 이익을 이용해 미래에 반복될 것으로 예상되는 이익을 찾아내면서 미래 이익을 예측하게 되고 이에 근거해 투자 의사결정을 하게 된다. 선행연구(Chan et al. 2006 ; 김지홍 외 2008)에서는 경영자의 주관이 개입되는 이익 혹은 발생액의 경우 이익지속성이 낮음이 제시되었다. 만일 과신성향의 경영자가 재량적으로 이익을 조정한다면 과신성향의 경영자가 보고하는 이익은 지속성이 낮을 것이며, 결과적으로 투자의사결정을 위한 회계정보의 품질이 저하될 수 있다. 그리고 이익지속성의 저하는 경영자의 재량이 개입될 수 있는 발생액에서 더 크게 나타날 가능성이 있다.

회계정보 차원에서 품질이 저하되는 문제가 존재할 수 있지만 이러한 문제가 자본시장에서 정확히 평가되고 있는지도 별도로 고려해보아야 한다. 즉 자본시장의 투자자들이 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보의 품질에 대해 충분히 인식하여 투자를 하고 있는지에 대한 의문이 생길 수 있다. 선행연구에 따르면 감사인, 신용평가사, 재무분석가 등 자본시장의 참여자들은 회계정보의 낮은 품질을 충분히 인지하고, 이를 자신들의 회계감사, 신용평가, 기업가치평가 등에 반영하고 있다(정현욱 · 변선영 2016 ; 김상미 외 2018 ; 김성환 2018). 그러나 이들의 분석이 투자자들에게 충분히 전달되어 실제 투자활동에 고려되고 있는지는 실증의 문제이다. 만일 과신성향의 경영자가 보고하는 이익에 대한 실제 지속성을 충분히 인지하지 못하고 있다면 투자자들

은 이익지속성을 과대평가하게 될 것이다. 그리고 이러한 과대평가는 경영자의 재량이 개입되는 발생액에서 더 크게 나타날 수 있다. 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액에 대한 투자자의 인식은 발생액의 시장이상현상을 검증하는 Mishikin 검증을 통해 분석한다. 투자자들은 차기 이익에 대해 이익이 지속되는 정도를 합리적으로 기대하여 주가에 반영하는데(Sloan 1996 ; Xie 2001), 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액의 낮은 지속성을 정확히 파악하지 못한다면 이익 지속성의 기대치는 실제보다 높게 나타날 것이다.

본 연구에서는 경영자의 과신성향이 발생액의 지속성에 미치는 영향을 살펴보고, 자본시장에서 이러한 발생액의 지속성이 어떻게 평가되고 있는지를 알아보고자 한다. 즉 과신성향의 경영자가 보고이익에 재량적으로 개입하면서 발생액의 이익지속성이 저하되는지를 확인하며, 이러한 낮은 발생액의 지속성이 자본시장에서 정확히 반영되고 있는지를 파악하는 것이다. 본 연구는 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보의 품질을 이익지속성 측면에서 파악하였다는 측면에서 선행연구와는 차별된다. 그리고 자본시장에서 과신성향의 경영자가 보고하는 이익의 지속성이 어떻게 평가되고 있는지를 확인하여 발생액 이상현상에 대해 추가적인 영향 요소를 제시한 차원에서도 선행연구에 추가되는 누적적 연구로서 기여점이 있다. 또한 투자자의 의사결정에서 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보에 대해 낮은 이익지속성이 충분히 고려되어야 한다는 시사점을 제공한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 경영자 과신성향과 발생액 이상현상에 대한 선행 연구를 검토하고 연구 가설을 도출한다. 제Ⅲ장에서는 연구 방법, 변수 정의, 표본 수집을 기술하고, 제Ⅳ장에서는 실증 결과를 제시한다. 마지막 제Ⅴ장에서는 결론과 시사점을 기술하는 것으로 끝을 맺는다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 연구가설 도출

1. 경영자의 과신성향

경영자가 본인의 지위 혹은 능력에 대해 과도한 자신감을 갖는 것을 경영자 과신이라고 한다(Hayward and Hambrick 1997). 높은 과신 성향을 보이는 경영자는 본인이 모든 상황을 통제한다고 확신하며, 부정적 상황에 대해 발생가능성이 낮으면 의사결정 과정에 배제하는 성향이 있다(Plous 1993). 불확실한 상황에서 경영자가 주관적으로 의사결정을 하게 되므로(March and Simon 1958 ; Cyert and March 1963) 경영자는 기업의 투자, 재무, 인사, 회계 등과 관련된 주요 의사결정권을 보유하게 된다(Mintzberg 1973 ; Hambrick and Mason 1984). 따라서 회계 분야에서는 경영자의 과신성향이 기업의 재무보고와 자본시장에 미치는 영향에 대한 연구가 다수 진

행되어 왔다.

먼저 경영자의 과신성향이 기업의 회계정책에 미치는 영향을 살펴본 선행연구들이 존재한다. Ahmed and Duellman(2013)은 과신성향이 높은 경영자는 미래 경영성과를 과대평가하고 손실을 지연 인식하는 방식으로, 즉 공격적으로 이익을 보고한다는 실증결과를 제시하였다. 이러한 공격적 재무보고 행태는 이익 예측에서도 동일하게 나타난다. 과신성향이 높은 경영자는 이익을 자주 예측하여 공시하고, 낙관적 이익을 예측하는 경향이 나타난다(Hribar and Yang 2016). 또한 과신성향이 높은 경영자는 회계 오류를 빈번하게 보고하며(Schrand and Zechman 2012), 재무제표를 자주 수정하는 것으로 실증되었다(Presley and Abbott 2013). 국내 기업을 대상으로 실증한 결과에도 과신성향이 높은 경영자가 공격적인 회계이익을 보고하며(Hwang et al. 2015 ; 유혜영 · 김새로나 2015), 과잉 투자에 따른 책임을 회피하기 위해 이익을 증가시키는 것으로 나타났다(황국재 · 차명기 2015).

경영자의 과신성향이 회계감사, 신용평가, 자본시장 등 회계환경 요소에 미치는 영향을 살펴보는 연구도 다수 이루어졌다. 외부감사인인 높은 과신성향을 지닌 경영자에 대해 감사위험을 낮추기 위해 감사범위를 확대하며 높은 감사보수를 청구한다는 연구 결과가 제시되었다(김상미 외 2018). 또한 경영자의 과신성향이 높을 경우 회계부정이 발생할 가능성이 커지며(나영 · 김정우 2016), 회사채 신용등급도 낮게 산정되는 것으로 나타났다(정현욱 · 변선영 2016). 자본시장에서 정보중개인 역할을 하는 재무분석가의 경우 과신성향의 경영자가 이익을 왜곡할 가능성이 높음을 파악하고 신중하게 이익을 예측하면서 예측의 정확성이 오히려 높아짐이 보고되었다(김성환 2018).

선행연구 결과를 보면 과신 성향이 높은 경영자는 자신의 투자를 정당화하기 위해 재무보고를 왜곡하고 있으며, 이러한 과정을 통해 산출된 낮은 품질의 회계 정보에 대한 대응으로 감사인은 감사투입을 늘리고 신용평가사는 낮은 평가등급을 부여하는 등의 행태가 나타나고 있다. 본 연구에서는 선행연구를 확장하여 과신 성향이 높은 경영자가 생산하는 회계품질을 이익지속성 측면에서 살펴보고 이익지속성에 대한 자본시장(투자자)의 평가를 분석하고자 한다.

2. 이익지속성과 발생액 이상현상

이익지속성은 당기 이익이 미래 기간에도 계속 유지되는 정도를 의미하며(권수영 외 2010), 이익지속성을 이익의 특성 및 구성요소별로 파악한다면 투자의사결정에 도움이 될 수 있다. 따라서 이익지속성과 관련되어 이익의 특성에 따라 이익지속성이 달라지는 정도를 분석하는 연구가 주로 이루어졌다. 그중에서도 당기 이익에 경영자가 재량적으로 개입하는 행태와 관련된 이익지속성 연구는 이익조정과 연계되어 다수 진행되었다. 구체적으로 선행연구(Sloan 1996 ; Xie 2001 ; 오현택 2004 등)에서는 현금흐름에 비해 발생액의 이익지속성이 낮음을 실증하였

고, 측정의 신뢰성 수준이 낮을수록 발생액의 이익지속성이 낮아짐이 검증되었다(오현택 2004 ; Richardson et al. 2005). 이러한 결과는 경영자의 재량이 개입되는 발생액의 경우 지속성이 낮음을 보여주는 것이며, 이러한 해석을 지지하는 실증결과(Chan et al. 2006 ; 김지홍 외 2008)도 보고되었다.

회계이익은 발생액과 현금흐름으로 구성되어 있다. 시장이 효율적이라면 발생액과 현금흐름의 특성이 주가에 실제와 동일하게 반영되어야 하지만, 발생액과 현금흐름의 지속성을 투자자들이 평가할 때 과대 혹은 과소평가하는 이상현상이 발견되었다(권수영 외 2010). Sloan(1996)의 경우 발생액이 현금흐름에 비해 낮은 지속성을 나타내며 미래주가에 발생액과 현금흐름의 이러한 특성이 충분히 반영되지 못하고 있음을 발견하였다. 그리고 투자자들이 보고이익에 대해 기능적 고착화 현상을 보이고 있음을 원인으로 제시하였다. 이와 같이 발생액 이상현상은 발생액의 이익지속성에 대해 자본시장에서 과대평가하는 현상을 말한다. 즉 발생액이 현금흐름에 비해 이익 지속성이 떨어지지만 자본시장의 투자자는 이러한 차이를 구분하지 못하고 과대평가하고 있는 것이다.

발생액 이상현상에 대해서는 발생액 이상현상의 원인 파악, 여타 자본시장 이상현상과의 구분, 정보중개인의 반응 등과 관련되어 후속 연구가 진행되어왔다. 우선 발생액 이상현상의 원인에 대해서는 경영자의 의도적 조정으로 인한 발생액의 추정오류로 인한 것이라는 주장(Bradshaw et al. 2001 ; Thomas and Zhang 2002 ; Beneish and Vargus 2002)과, 기업 성장과 같은 경제적 특징과 관련되어 있다는 주장(Titman et al. 2004 ; Cooper et al. 2005) 등이 존재한다. 또한 자본시장 이상현상과 관련되어서는 발생액 이상현상이 이익발표 후 표류현상과는 다른 자본시장 이상현상이라는 실증결과(Collins and Hribar 2000)와, 기존 재무관리 분야의 가치-성장 이상현상의 일종이라는 연구결과(Desai et al. 2004) 등이 있다. 그리고 정보중개인의 반응과 관련되어서는 재무분석가 등 정보중개인이 발생액에 대해 합리적 평가를 하지 못한다는 실증결과(Bradshaw et al. 2001 ; Ali et al. 2001 ; Barth and Hutton 2004)와 발생액 이상현상을 충분히 이해하고 이를 이용해 초과수익을 얻는다는 분석결과(Beneish and Vargus 2002 ; Collins et al. 2003)가 모두 존재하고 있다.

국내의 경우 발생액 이상현상의 존재를 확인한 연구(나종길 1995)와 발생액 이상현상의 원인을 재무이익과 세무이익 간의 차이(고종권 · 윤성수 2006), 경영자의 이익조정(김지홍 외 2008), 이익기업과 손실기업 여부(이화득 외 2008), 발생액의 질(최관 · 백원선 2007), 이익유연화(이세철 2011) 등에서 확인한 연구가 존재한다.

선행연구에서는 이익지속성을 투자자의 의사결정에 주요 영향을 미치는 이익의 속성으로 간주하고 이러한 이익지속성에 영향을 미치는 다양한 요소들을 살펴보았다. 그 중에서 경영자의 보고이익에 대한 재량적 조정이 이익지속성을 저해한다는 주장이 다수 제시되었다. 본 연구에서는 경영자의 과신성향이 이익지속성에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 또한 과신성향의 경영자

가 보고하는 이익이 자본시장에서 발생액 이상현상을 초래하는 요인으로 작용하고 있는지도 살펴봄으로써 발생액 이상현상에 대한 이해를 제고하고자 한다.

3. 가설 도출

과신성향이 높은 경영자는 자신의 의사결정에 대한 정당성을 부여하기 위하여 낙관적인 이익을 공시할 유인이 있다(Chatterjee and Hambrick 2007). 다수의 선행연구(Presley and Abbott 2013 ; Ahmed and Duellman 2013 ; 유혜영 · 김새로나 2015)에서는 이러한 경영자의 유인이 이익의 상향 조정이나 보수성이 떨어지는 회계처리로 나타나고 있음을 실증하였다. 선행연구에서는 편의가 포함된 이익은 이익의 질 및 이익지속성을 저하시킴을 보고하였다(김문철 · 최관 1999 ; Xie et al. 2003 ; 이춘의 외 2008). 동일한 맥락에서 과신성향을 가진 경영자의 이익보고 행태는 이익지속성을 낮출 수 있다. 과신성향을 가진 경영자가 낙관적으로 미래이익을 예상(Hribar and Yang 2016)하고 이에 따라 재무보고를 왜곡(Schrand and Zechman 2012)하게 된다면 이익에 편의가 개입되면서 이익지속성이 떨어질 수 있다. 그리고 과신성향의 경영자가 보고하는 이익의 경우 지속성이 저하되는 현상은 발생액에서 주로 나타날 가능성이 크다. 이익지속성의 저하는 발생액의 추정오류로 인해 나타나는 일시적인 회계상의 왜곡(accounting distortion)이며 경영자들이 의도적으로 발생액을 조정하는 과정에서 나타날 수 있기 때문이다(Bradshaw et al. 2001 ; Thomas and Zhang 2002 ; Beneish and Vargus 2002). 즉, 과신성향의 경영자가 재량적으로 조정할 가능성이 있는 발생액에서의 이익지속성이 더욱 저하될 가능성이 큰 것이다. 따라서 과신성향이 높은 경영자가 보고하는 발생액의 경우 지속성이 저하되는지를 확인하기 위해 다음과 같은 가설1을 설정한다.

가설1 : 과신성향이 높은 경영자의 보고 이익은 과신성향이 낮은 경영자의 보고 이익에 비해 발생액의 지속성이 낮다.

기업에 대한 투자의사결정을 위해서는 기업의 미래 성과를 필수적으로 예측해야한다. 그리고 미래 성과의 예측에는 현재의 이익이 미래에 어느 정도 지속되는지에 대한 평가가 이루어져야 한다(Xie 2001 ; Beneish and Vargus 2002). 선행연구(Sloan 1996 ; 나종길 1995 등)에서는 발생액에 대한 이익지속성이 실제보다 자본시장에서 과대평가되고 있음을 지적하였고, 이는 투자자들이 현금흐름과 발생액의 특성을 충분히 파악하지 못하기 때문으로 해석하였다. 또한 경영자의 이익에 대한 의도적 조정으로 나타나는 발생액의 추정오류로 인해 발생액의 이익지속성이 과대평가된다는 주장(Bradshaw et al. 2001 ; Thomas and Zhang 2002 ; Beneish and Vargus 2002)도 있다.

과신성향을 가진 경영자의 이익에 대해서도 자본시장의 투자자가 발생액의 이익지속성을 정

확히 간과하지 못한다면 발생액의 실제 이익지속성에 비해 높게 평가할 수 있다. 투자자가 과신성향이 높은 경영자가 보고이익을 발생액을 통해 왜곡시킬 가능성(Schrand and Zechman 2012 ; Ahmed and Duellman 2013 ; Hwang et al. 2015 ; 유혜영 · 김새로나 2015 ; Hribar and Yang 2016 등)을 충분히 고려하지 않고, 경영자의 회계 정보에만 의존해 단순(naive)하게 투자의사결정을 한다면 발생액에 대한 과대평가가 나타날 가능성이 있는 것이다. 이는 과신성향의 경영자가 보고하는 이익의 발생액이 낮은 지속성을 나타낸다는 것을 충분히 인식하지 못하고 기업의 가치가 과대평가되고 있음을 의미하는 것이다. 따라서 과신성향이 높은 경영자가 보고하는 발생액의 경우 자본시장의 투자자가 실제 지속성을 정확히 파악하지 못하고 과대평가하고 있는지를 확인하기 위해 다음과 같은 가설2를 설정한다.

가설2 : 과신성향을 높은 경영자가 보고하는 발생액의 이익지속성 기대치는 실제 관찰된 발생액의 이익지속성 보다 크다.

III. 연구방법 및 데이터

1. 표본 설정

본 연구는 2012년부터 2017년까지 유가증권 시장에 상장되어 있는 12월 결산법인들 중에서 다음의 요건을 만족하는 기업들을 표본으로 선정하였다.¹⁾

- (1) 비금융업
- (2) KisValue III 데이터베이스로부터 분석에 필요한 재무정보를 입수가 가능한 기업
- (3) KisValue III 데이터베이스로부터 분석에 필요한 추가정보를 입수가 가능한 기업

금융산업에 포함된 기업들의 경우 일반 기업들과 재무제표 항목과 의미가 상이하여 표본에서 제외하였다. 분석에서 필요한 재무자료와 추가자료는 KisValue III에서 추출하였다. 극단치가 연구 결과에 미치는 영향을 줄이기 위해 분석에 사용된 연속형 변수들의 경우 상·하위 1%에서 조정(Winsorize)하였다. 위의 조건에 따라 선정된 최종 표본은 총 3,561 기업-연도이다.

1) 분석에서 차기의 재무자료를 사용하므로 2018년 재무정보까지 포함하여야 2017년 표본을 활용한 분석이 가능하다. 아직 2019년 재무제표가 공시되지 않아 사용가능한 최대 회계정보를 모두 사용하여도 2017년까지로 연구표본 기간이 한정된다.

2. 경영자 과신성향 측정

경영자의 내적인 특성인 과신성향은 직접적으로 측정하기 어렵다. 따라서 다수의 선행연구에서는 경영자가 내린 의사결정의 결과물을 이용해 간접적으로 과신성향을 측정하였다. 구체적으로 언론의 경영자에 대한 기술(Hayward and Hambrick 1997 ; 박종훈 외 2013), 내가격 스톡옵션의 미행사(Malmendier and Tate 2005), 경영자 투자 및 재무결정(Schrand and Zechman 2012 ; Ahmed and Duellman 2013) 등이 측정 방안으로 시도되었다. 국내의 경우 경영자의 스톡옵션 행사 여부에 대해 일부에 국한되어 공시되며, 경영자에 대한 언론의 기술이 특정 경영자만을 대상으로 이루어지므로 모든 경영자를 대상으로 하는 측정에 어려움이 있다. 따라서 본 연구에서는 공개되는 재무자료를 이용하여 다수 경영자의 과신성향을 객관적으로 측정할 수 있는 Schrand and Zechman(2012)의 방식에 따라 경영자 과신성향을 측정한다(유혜영 · 김새로나 2015 ; 신보선 · 우용상 2018 등).

Schrand and Zechman(2012)의 방식에 따라 수익에 비해 자산에 대한 과대 투자가 이루어진 경우 과신성향이 높은 것으로 측정한다. 과신성향 측정을 위한 모형은 다음 식(1)과 같다.

$$\Delta \text{ASSET}_t = b_0 + b_1 * \Delta \text{GRW}_t + u \quad \text{식(1)}$$

ΔASSET_t : 자산증가율((당기 자산-전기 자산)/전기 자산)

ΔGRW_t : 매출액증가율((당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액)

u : 잔차

과신성향 측정 모형은 자산증가율을 종속변수로, 매출액증가율을 독립변수로 설정하였다. 그리고 연도 및 산업별로 회귀하여 잔차를 추출하며, 잔차가 양의 값을 갖는 경우 경영자의 과신성향이 높은 경우로(OC=1), 잔차가 음의 값을 갖는 경우 과신성향이 낮은 경우로(OC=0) 설정하는 더미변수(OC)를 생성한다.

3. 분석 모형

본 연구는 경영자의 과신성향이 발생액의 지속성에 미치는 영향을 살펴본다. 이를 위해 다음과 같은 연구모형을 설정한다.

$$\text{EARN}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * \text{EARN}_t + \gamma_2 * \text{OC}_t + \gamma_3 * \text{EARN}_t * \text{OC}_t + u \quad \text{식(2)}$$

$$\text{EARN}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * \text{CF}_t + \gamma_2 * \text{ACC}_t + \gamma_3 * \text{OC}_t + \gamma_4 * \text{CF}_t * \text{OC}_t + \gamma_5 * \text{ACC}_t * \text{OC}_t + u \quad \text{식(3)}$$

EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산

CF_t : 영업활동현금흐름/기초자산

ACC_t : 총발생액, (당기순이익-영업활동현금흐름)/기초자산

OC_t : Schrand and Zechman(2012)에 의한 경영자 과신성향 측정치
 u : 잔차

여기서 EARN은 당기순이익/기초자산을 의미하며, CF는 영업활동현금흐름/기초자산을, ACC는 발생액/기초자산을 나타낸다. 그리고 OC는 Schrand and Zechman(2012)의 측정 방식을 통해 산출된 경영자 과신성향을 나타내는 더미변수이다. 가설1을 검증하기 위한 관심변수는 식(3)에서 ACC와 OC의 상호작용변수($ACC*OC$)이다. 가설1의 예측과 같이 과신성향이 높은 경영자가 이익을 왜곡하여 발생액의 추정오류를 증대시킬 경우 발생액의 이익지속성이 낮아지며 상호작용변수인 $ACC*OC$ 는 음의 회귀계수를 가진다.

가설2에서는 과신성향이 실제 관찰된 발생액의 이익지속성과 주가에 반영된 이익지속성 간의 차이를 발생시키는지 확인하며, 이를 위해 Mishkin(1983) 검증을 이용한다. Mishkin 검증은 합리적 기대가설을 검증하기 위해 사용되며, 투자자가 공시된 재무정보를 정확히 평가하여 해당 정보가 정확히 주가에 반영되는지를 검증한다. 본 연구에서는 Mishkin 검증을 활용해 과신성향이 높은 경영자의 발생액이 차기 이익을 예측하는 측정치(이익예측등식의 회귀계수)와 자본시장의 반응계수(가치평가등식의 회귀계수)를 통계적으로 비교한다. 가설2의 검증을 위한 모형은 다음 식(4~5)와 같다.

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * OC_t + \gamma_4 * CF_t * OC_t + \gamma_5 * ACC_t * OC_t + u \quad \text{식(4)}$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + b_1(EARN_{t+1} - \gamma_0^* - \gamma_1^* * CF_t - \gamma_2^* * ACC_t - \gamma_3^* * OC_t - \gamma_4^* * CF_t * OC_t - \gamma_5^* * ACC_t * OC_t) + u \quad \text{식(5)}$$

SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모조정 초과수익률
 나머지 변수에 대한 정의는 식(2~3)과 동일함.

식(4)는 이익예측등식이며 당기와 차기 이익 구성요소 간의 실제 시계열 관계를 나타낸다. 식(5)는 가치평가등식이며 비기대이익과 그에 대한 비정상적인 수익률 간의 관계를 추정하는 수익률 등식이다. 식(5)의 SAR_{t+1} 은 재무정보가 공시되는 시점인 t기말 이후 4월부터 시작하여 다음해 3월까지 1년간의 규모조정수익률로 개별주식의 수익률에서 동일 규모군 포트폴리오의 수익률을 차감한 값이다. 이익예측등식의 예측계수(γ)와 가치평가등식의 가치평가계수(γ^*)가 동일하다면 자본시장에서 이익지속성을 합리적으로 예측하고 있음을 나타낸다. 만일 가설2의 예측과 같이 과신성향이 높은 경영자의 발생액에 대해 이익지속성을 실제보다 과대평가하고 있다면 이익예측등식의 회귀계수보다 가치평가식의 회귀계수가 크게 된다($\gamma_5 < \gamma_5^*$). 그러나 자본시장에서 경영자의 과신성향이 발생액의 이익지속성에 미치는 영향을 정확하게 파악하고 있다면 이익예측등식과 가치평가식의 회귀계수는 일치하게 된다($\gamma_5 = \gamma_5^*$)²⁾.

2) 시장 합리성을 검증하기 위해 비선형회귀분석으로 동시에 추정하며 다음과 같은 우도비 통계량을 사용

IV. 실증 분석 결과

1. 기술통계량

<표 1>은 실증에서 사용된 주요 변수들의 기술통계량이다. 기초자산에 대한 당기순이익(EARN)의 평균(중위수)은 0.0296(0.0285)이며, 차기 이익의 평균(중위수)과 유사한 값을 보이고 있다. 기초자산에 대한 현금흐름(CF)의 평균(중위수)은 0.0513(0.0470)이며, 기초자산에 대한 발생액(ACC)의 평균(중위수)는 -0.0215(-0.0211)이다. 발생액의 경우 감가상각비 등 비유동발생액의 영향으로 음의 값을 가지는 것으로 추측된다. 규모조정초과수익률(SAR)의 평균(중위수)은 0.0168(-0.0623)이며, 경영자 과신성향 측정치(OC)의 평균(중위수)는 0.3064(0.000)이다. 표본 기간 내에 경영자의 과신성향이 낮은 관찰치가 더 많이 포함되어 있음을 알 수 있다.

〈표 1〉 기술통계량(N=3,561)

변수	평균	표준편차	최솟값	중위수	최댓값
EARN _t	0.0296	0.0685	-0.2532	0.0285	0.2701
EARN _{t+1}	0.0251	0.0721	-0.2970	0.0260	0.2602
ACC _t	-0.0215	0.0706	-0.2436	-0.0211	0.2764
CF _t	0.0513	0.0683	-0.1347	0.0470	0.2599
SAR _{t+1}	0.0168	0.4324	-0.6691	-0.0623	2.2396
OC _t	0.3064	0.4611	0.0000	0.0000	1.0000

주1) EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산, CF_t : 영업활동현금흐름/기초자산, ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동현금흐름)/기초자산, OC_t : Schrand and Zechman(2012)에 의한 경영자 과신성향 측정치, SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모조정 초과수익률

주2) 분석에 사용된 메트릭 척도 변수들은 극단치 영향을 줄이기 위해 상위, 하위 1% 값을 극단치로 간주하고 조정(Winsorize)함.

<표 2>는 분석에서 사용된 주요 변수간 피어슨 상관관계를 요약하였다. 당기순이익과 현금흐름 및 발생액 간에는 양의 상관관계를 보이고 있다. 당기순이익이 현금흐름과 발생액의 합으로 이루어지므로 양의 관계를 보이는 것으로 이해될 수 있다. 그리고 다수의 선행연구(Dechow

한다. 이 통계량은 개략적인 카이스퀘어 분포를 따르며, 카이스퀘어 통계량이 유의하다면 등식 간에 회귀계수가 동일하지 않음을 의미한다.

$$\chi^2(q) \sim 2n \log(SSR^c / SSR^u)$$

q : 시장효율성에 의해 제약된 제한식 수, n : 관측치 수, SSR^c : 제약이 있는 경우 잔차제곱합, SSR^u : 제약이 없는 경우 잔차제곱합

1994 ; Hanlon 2005 등)에서와 동일하게 현금흐름과 발생액 간에는 음의 상관관계가 나타나고 있다. 전기 당기순이익과 차기 당기순이익은 양의 상관관계를 나타내고 있으며, 이는 당기순이익의 양의 지속성을 의미한다. 또한 발생액 및 현금흐름과 차기 당기순이익 간에는 모두 양의 상관관계를 보이고 있어, 이익의 구성 요소별로 보아도 이익의 양의 지속성이 나타남을 알 수 있다. 경영자 과신성향과 발생액 및 현금흐름은 양의 상관관계를 나타낸다. 과신성향의 경영자가 발생액을 이용해 이익을 상향 조정하고 있다는 선행연구(황국재 · 차명기 2015)를 일부 반영하는 결과이다.

<표 2> 주요 변수간 상관관계(N=3,561)

	SAR_{t+1}	$EARN_{t+1}$	$EARN_t$	ACC_t	CF_t	OC_t
SAR_{t+1}	1.0000	0.1463*** (<0.0001)	0.0003 (0.9873)	-0.0180 (0.2829)	0.0272 (0.1042)	-0.0209 (0.2117)
$EARN_{t+1}$		1.0000	0.5277*** (<0.0001)	0.0800*** (<0.0001)	0.4518*** (<0.0001)	0.0677*** (<0.0001)
$EARN_t$			1.0000	0.4782*** (<0.0001)	0.5056*** (<0.0001)	0.2009*** (<0.0001)
ACC_t				1.0000	-0.4972*** (<0.0001)	0.1350*** (<0.0001)
CF_t					1.000	0.0619*** (0.0002)
OC_t						1.000

주1) 변수 정의는 <표 1> 참조

주2) 표시된 통계량은 피어슨 상관계수

주3) 괄호 안의 값은 p-value

주4) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

<표 3>은 경영자의 과신성향이 높은 경우와 낮은 경우를 나누어 상관분석을 실시한 결과이다. 대각선을 기준으로 위는 과신성향이 높은 경우($OC=1$)이며, 아래는 과신성향이 낮은 경우($OC=0$)이다. 이를 통해 경영자의 과신성향에 따라 이익지속성이 어떻게 달라지는가를 확인할 수 있다. 경영자의 과신성향이 높은 경우 발생액과 차기 당기순이익 간에는 유의한 상관관계가 나타나지 않고 있다. 반면 경영자의 과신성향이 낮은 경우에는 발생액은 차기 당기순이익과 양의 상관관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 본 연구의 예측과 동일하게 과신성향이 높은 경우 발생액의 이익지속성이 더 저하되고 있음을 의미한다.

〈표 3〉 경영자 과신성향에 따라 집단을 구분한 상관분석(N=3,561)

	SAR_{t+1}	$EARN_{t+1}$	$EARN_t$	ACC_t	CF_t
SAR_{t+1}	1.0000	0.1878*** (<0.0001)	-0.0300 (0.3227)	-0.0623** (0.0397)	0.0441 (0.1456)
$EARN_{t+1}$	0.1290*** (<0.0001)	1.0000	0.5542*** (<0.0001)	-0.0492 (<0.1044)	0.5186*** (<0.0001)
$EARN_t$	0.0222 (0.2694)	0.5110*** (<0.0001)	1.0000	0.3505*** (<0.0001)	0.5268*** (<0.0001)
ACC_t	0.0104 (0.6060)	0.1424*** (<0.0001)	0.5354*** (<0.0001)	1.0000	-0.5910*** (<0.0001)
CF_t	0.0197 (0.3279)	0.4093*** (<0.0001)	0.4920*** (<0.0001)	-0.4546*** (<0.0001)	1.000

주1) 변수 정의는 <표 1> 참조

주2) 표시된 통계량은 피어슨 상관계수

주3) 괄호 안의 값은 p-value

주4) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

주5) 대각선 위쪽의 통계치는 과신성향이 높은 경영자의 경우(OC=1) 상관분석 결과이며, 대각선 아래쪽은 과신성향이 낮은 경영자의 경우(OC=0) 상관분석 결과임.

2. 경영자 과신성향과 이익지속성 – 가설1 검증

<표 4>는 경영자의 과신성향이 발생액의 이익지속성에 미치는 영향을 살펴보는 다변량분석 결과이다. 모형(1)에서는 예비적으로 경영자 과신성향과 당기순이익의 이익지속성 간의 관계를 살펴보았다. 선행연구(Sloan 1996 ; Xie 2001 ; Hanlon 2005)와 동일하게 회계이익이 평균에 회귀하는 경향을 나타내고 있으나, 경영자 과신성향과 당기순이익의 상호작용변수(EARN*OC)는 유의한 회귀계수값을 가지지 않았다. 모형(2)는 가설1을 검증하기 위한 모형으로 경영자의 과신성향이 발생액의 이익지속성에 미치는 영향을 살펴보았다. 발생액(ACC)과 현금흐름(CFO)의 지속성이 각각 0.6837, 0.4455로 유의적인 양의 값을 가지지만, 선행연구(Hanlon 2005 ; 고종권 · 윤성수 2006 등)와 동일하게 발생액의 지속성이 더 낮은 것으로 나타났다.³⁾ 그리고 관심변수인 경영자의 과신성향과 발생액의 상호작용변수(ACC*OC)의 회귀계수는 유의한 음의 값을 나타내었다(p-value=0.0451). 따라서 과신성향이 높은 경영자의 보고 이익은 과신성향이 낮은 경영자의 보고 이익에 비해 발생액의 지속성이 낮다는 가설1은 채택되었다. 이러한 결과는 과신성향이 높은 경영자의 경우 자신의 과거 의사결정에 정당성을 부여하기 위해 의도적으로 발생액을 재

3) 발생액과 현금흐름의 계수가 동일하다는 F검증의 p-value는 0.0001 이하이다.

량적으로 조정하면서 발생액의 이익지속성이 낮아짐을 의미한다. 반면 경영자의 과신성향과 현금흐름의 상호작용변수(CF*OC)는 유의한 회귀계수값을 가지지 않았다.⁴⁾

〈표 4〉 이익지속성 분석(n=3,561)

모형(1) : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + \gamma_2 * OC_t + \gamma_3 * EARN_t * OC_t + u$

모형(2) : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * OC_t + \gamma_4 * CF_t * OC_t + \gamma_5 * ACC_t * OC_t + u$

Variable	모형 (1)			모형 (2)		
	계수값	t값	p-value	계수값	t값	p-value
Intercept	0.0104	8.04***	<0.0001	0.0011	0.69	0.4905
EARN _t	0.5572	29.10***	<0.0001			
CF _t				0.6837	31.39***	<0.0001
ACC _t				0.4455	21.76***	<0.0001
OC _t	-0.0069	-2.67***	0.0077	-0.0062	-2.24	0.0248
EARN _t *OC _t	0.0171	0.54	0.5892			
CF _t *OC _t				0.0139	0.40	0.6889
ACC _t *OC _t				-0.0693	-2.00**	0.0451
수정 R ²	0.2795			0.3285		
F-값	461.28(<0.0001)			349.34(<0.0001)		

주1) 변수 정의는 <표 1> 참조

주2) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

3. 경영자 과신성향과 발생액 이상현상 – 가설2

<표 5>는 가설2에 대한 Mishkin 검증 결과이다. 먼저 이익예측등식(식(4))의 결과를 보면 ACC*OC의 회귀계수(γ_5)는 유의한 음의 값을 가지며, 이는 과신성향이 높은 경영자의 경우 발생액의 이익지속성이 낮음을 의미한다. 이러한 결과는 <표 4>와 동일하다. 반면 가치평가등식(식(5))에서는 경영자의 과신성향이 높거나 낮은 경우에 대한 발생액의 지속성 차이는 없는 것으로 나타났다. 시장합리성의 검증결과를 보면 과신성향이 높은 경영자가 보고하는 발생액의 경우 이익예측등식의 회귀계수와 가치평가등식의 회귀계수가 동일하다($\gamma_5 = \gamma_5^*$)는 귀무가설이 기

4) CF*OC와 ACC*OC의 계수값이 동일하다는 F검증에서 p-value는 0.0124이다. 이는 과신성향의 경영자가 보고하는 현금흐름과 발생액의 지속성이 서로 다르고, 발생액의 경우 이익지속성이 저하되지만 현금흐름은 이익지속성에 추가적 영향을 미치지 않음을 의미한다.

각되었다($p\text{-value}=0.0651$). 그리고 이익예측등식에서의 회귀계수는 음의 유의한 값을 가지지만 가치평가등식에서의 회귀계수는 유의한 값을 가지지 못하였다. 이러한 결과는 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액은 실제 이익지속성이 떨어지지만 자본시장에서는 이러한 낮은 이익지속성에 대해서 충분히 인식하지 못하여 결과적으로는 과대평가되고 있음을 의미한다. 따라서 과신성향을 높은 경영자가 보고하는 발생액의 이익지속성 기대치는 실제 관찰된 발생액의 이익지속성 보다 크다는 가설2는 채택되었다.

〈표 5〉 경영자 과신성향에 따른 발생액 이상현상 검증($n=3,561$)

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * OC_t + \gamma_4 * CF_t * OC_t + \gamma_5 * ACC_t * OC_t + u$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + b_1(EARN_{t+1} - \gamma_0^* - \gamma_1^* * CF_t - \gamma_2^* * ACC_t - \gamma_3^* * OC_t - \gamma_4^* * CF_t * OC_t - \gamma_5^* * ACC_t * OC_t) + u$$

이익예측식의 추정결과			가치평가식의 추정결과		
회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차	회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차
γ_1	0.6837***	0.0218	γ_1^*	0.5038***	0.1322
γ_2	0.4455***	0.0205	γ_2^*	0.3115**	0.1239
γ_3	-0.0062**	0.0028	γ_3^*	0.0098	0.0167
γ_4	0.0139	0.0348	γ_4^*	0.1440	0.2096
γ_5	-0.0692**	0.0345	γ_5^*	0.3192	0.2114

시장합리성의 검증

귀무가설	우도비 통계량	유의수준
$\gamma_1 = \gamma_1^*$	1.84	0.1754
$\gamma_2 = \gamma_2^*$	1.15	0.2825
$\gamma_3 = \gamma_3^*$	0.91	0.3399
$\gamma_4 = \gamma_4^*$	0.38	0.5394
$\gamma_5 = \gamma_5^*$	3.40*	0.0651

주1) 변수 정의는 <표 1> 참조

주2) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

V. 결론 및 시사점

자본시장의 투자자는 투자 의사결정 과정에서 재무정보를 활용하게 되는데, 이때 재무정보를 생산하는 경영자의 특성을 충분히 고려할 필요가 있다. 경영자는 기업의 다양한 의사결정에 크

게 영향을 미치며 재무정보의 생산에도 역시 상당한 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 본 연구는 경영자의 특성 중에서 과신성향에 집중하여 과신성향이 높은 경영자가 보고하는 이익, 그중에서도 경영자의 영향을 크게 받는 발생액의 지속성에 대해 살펴보았다. 과신성향의 경영자가 회계정보에 대한 의도적인 개입을 하는 경우 이익지속성이 저하될 수 있다. 그리고 이러한 낮은 이익지속성에 대해 자본시장의 투자자들이 충분히 인지하지 못할 가능성도 있다. 본 연구는 경영자의 과신성향이 발생액의 지속성에 미치는 영향을 살펴보고, 이에 대한 자본시장의 평가를 분석하였다.

2012년부터 2017년까지의 유가증권 시장에 상장된 3,561 기업-연도 표본을 대상으로 실증 분석하였다. 실증결과 경영자의 과신성향이 높은 경우 발생액의 지속성은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 과신성향의 경영자가 자신의 과거 의사결정에 대한 낙관적인 예측을 반영하고 정당성을 부여하기 위해 보고이익에 의도적으로 개입한 결과라고 해석할 수 있다. 이와 같은 발생액의 이익지속성 저하는 투자의사결정 과정에 예측 오차를 확대시킬 가능성이 있어 투자자의 충분한 고려가 필요하다. 또한 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액에 대해 자본시장의 투자자는 실제 지속성에 비해 과대평가하는 것으로 실증되었다. 이러한 결과는 투자자들이 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액에 대해 실제 지속성이 떨어지는 것을 충분히 인지하지 못하고 보고이익에 대한 기능적 고착화 현상을 보이고 있음을 의미한다. 선행연구에서 자본시장의 정보 중개자 역할을 하는 재무분석가, 신용평가사 등이 과신성향의 경영자가 보고하는 이익에 대해 낮은 회계품질을 인지하고 평가과정에 이를 반영하고 있음을 보고하였다. 그러나 투자자의 경우 재무분석가, 신용평가사 등에 비해 과신성향의 경영자가 제공하는 재무정보의 특성에 대한 충분한 이해가 부족한 것으로 추측할 수 있다.

본 연구는 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보의 품질을 이익조정, 회계보수성 등의 측면에서 살펴본 선행연구와는 달리 이익지속성 측면에서 분석하였다는 측면에서 차별된다. 그리고 과신성향의 경영자가 보고하는 발생액의 지속성이 자본시장의 투자자에게 어떻게 평가되는지를 확인하여 발생액 이상현상의 원인에 대한 추가적인 발견을 했다는 차원에서도 기여점이 있다. 또한 투자 의사결정 과정에서 과신성향의 경영자가 제공하는 회계정보에 대해 낮은 이익지속성이 충분히 고려되어야 한다는 시사점을 제공한다.

참고문헌

- 고종권 · 윤성수. 2006. “채무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장반응”. 회계학연구 제31권 제1호 : 127-162.
- 권수영 · 김문철 · 손성규 · 최 관 · 한봉희. 2010. 『자본시장에서의 회계정보 유용성』. 신영사.
- 김문철 · 최 관. 1999. “이익의 질의 개념에 관한 연구”. 회계저널 제8권 제1호 : 221-249.
- 김지홍 · 고재민 · 김상일. 2008. “이익 조정 여부에 따른 발생액 이상 현상의 차이”. 회계학연구 제33권 제3호 : 103-139.
- 김상미 · 신희정 · 김수인. 2018. “경영자 과신성향이 감사보수에 미치는 영향”. 회계세무와감사연구 제60권 제1호 : 67-95.
- 김성환. 2018. “경영자의 과신성향이 재무분석가의 이익 예측에 미치는 영향”. 관리회계연구 제18권 제3호 : 27-50.
- 나 영 · 김정우. 2016. “경영자의 재무의사결정과 비대칭적 원가행태 : 보유현금과 자본적 지출 및 과잉투자를 중심으로”. 회계저널 제25권 제3호 : 99-130.
- 나종길. 1995. “적자보고와 자본시장의 반응에 관한 연구”. 회계학연구 제20권 제3호 : 1-22.
- 박종훈 · 성연달 · 김창수. 2013. “최고경영자 자기과신과 기업성과-이사회와 재벌의 조절효과”. 경영학연구 제42권 제3호 : 673-697.
- 신보선 · 우용상. 2018. “최고경영자의 과신성향이 경영자감사인간 의견불일치에 미치는 영향”. 회계와정책연구 제23권 제3호 : 39-64.
- 오현택. 2004. “발생액 구성항목의 이익지속성 및 주가관련성”. 회계연구 제9권 제2호 : 65-86.
- 유혜영 · 김새로나. 2015. “경영자 과신성향이 채무보고 방식에 미치는 영향 : 보수주의를 중심으로”. 회계학연구 제40권 제6호 : 41-80.
- 이세철. 2011. “이익유연화를 위한 발생액 조정과 발생액에 대한 자본시장 이상현상”. 회계정보연구 제29권 제4호 : 81-109.
- 이춘의 · 김문태 · 마승수. 2008. “이익구성요소가 이익지속성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제26권 제4호 : 1-18.
- 이화득 · 고종권 · 김종현. 2008. “이익기업과 손실기업의 이익지속성과 자본시장의 반응”. 세무와회계저널 제9권 제4호 : 85-119.
- 정현욱 · 변선영. 2016. “경영자의 과대확신이 회사채 신용등급에 미치는 영향”. 한국전산회계학회 2016년 추계학술발표대회 논문집 : 85-103.
- 최 관 · 백원선. 2007. “현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장 이상현상”. 회계학연구 제32권 제3호 : 1-26.
- 황국재 · 차명기. 2015. “최고경영자의 자기과신 성향이 이익조정에 미치는 영향”. 한국경영학회 2015년 통합학술발표논문집 : 2868-2906.
- Ahmed, A., and S. Duellman. 1998. Managerial overconfidence and accounting conservatism.

- Journal of Accounting Research* 51(1) : 1–20.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2012.00467.x>
- Ali, A., L. Hwang, and M. Trombley. 2001. Accruals and Future Stock Returns : Tests of the Naive Investor Hypothesis. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 15 : 161–182. <https://doi.org/10.1177/0148558X0001500204>
- Baker, M., and J. Wurgler. 2013. Behavioral Corporate Finance : An Updated Survey. *In Handbook of the Economics of Finance* 2 : 357–424.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-44-453594-8.00005-7>
- Barth, M. E., and A. P. Hutton. 2004. Analyst Earnings Forecast Revisions and the Pricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 9 : 59–96.
<https://doi.org/10.1023/B:RAST.0000013629.59222.df>
- Beneish, M. D., and M. E. Vargus. 2002. Insider Trading, Earnings Quality, and Accrual Mispricing. *The Accounting Review* 77 : 755–791.
<https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.4.755>
- Bradshaw, M., S. Richardson, and R. Sloan. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? *Journal of Accounting Research* 39(1) : 45–74.
<https://doi.org/10.1111/1475-679X.00003>
- Chan, K., L. K. C. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok. 2006. Earnings quality and stock returns. *Journal of Business* 79 : 1041–1082. 10.3386/w8308
- Chatterjee, A., and D. Hambrick. 2007. It's all about me : Narcissistic chief executive officers and their effects on company strategy and performance. *Administrative Science Quarterly* 52(3) : 351–386. <https://doi.org/10.2189/asqu.52.3.351>
- Collins, D. W., G. Gong, and P. Hribar. 2003. Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 8 : 251–276.
<https://doi.org/10.1023/A:1024417513085>
- Cooper, M., H. Gulen, and M. Schill. 2005. What Best Explains the Cross–section of Stock Returns? Exploring the Asset Growth Effect. *Working paper*, Purdue University.
- Cyert, R. M., and J. G. March. 1963. *A behavioral theory of the firm*. Englewood Cliffs, NJ. Prentice Hall Pearson Education.
- Dechow, P. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance : The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18(1) : 3–42.
[https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7)
- Desai, H., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. 2004. Value–glamour and Accruals Mispricing : One Anomaly or Two? *The Accounting Review* 79 : 355–385.

- <https://doi.org/10.2308/accr.2004.79.2.355>
- Hambrick, D., and P. Mason. 1984. Upper echelons : the organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review* 9(2) : 193 – 206.
<https://doi.org/10.5465/amr.1984.4277628>
- Hanlon, M. 2005. The persistence and pricing of earnings, accruals and cash flows when firms have large book – tax differences. *The Accounting Review* 80(1) : 137 – 166.
<https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.1.137>
- Hayward, M., and D. Hambrick. 1997. Explaining the premiums paid for large acquisitions : Evidence of CEO hubris. *Administrative Science Quarterly* 42(1) : 103 – 127.
10.2307/2393810
- Hribar, P., and H. Yang. 2016. CEO overconfidence and Management Forecasting. *Contemporary Accounting Research* 33(1) : 204 – 227. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12144>
- Hwang, K., M. Cha, and Y. Yeo. 2015. Does Managerial Overconfidence Influence on Financial Reporting? : The Relationship between Overinvestment and Conditional Conservatism. *Review of Integrative Business and Economics Research* 4(1) : 273 – 298.
- Malmendier, U., and G. Tate. 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *Journal of Finance* 60(2) : 661 – 700. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00813.x>
- March, J. G., and H. A. Simon. 1958. *Organizations*. Oxford, England Wiley.
- Mintzberg, H. 1973. *The nature of managerial work*. New York : Harper & Row.
- Mishkin, F. 1983. *A rational expectations approach to macroeconometrics : Testing policy effectiveness and efficient – market models*. Chicago. IL. University of Chicago Press.
- Ou, J., and S. Penman. 1989. Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns. *Journal of Accounting and Economics* 11(November) : 295 – 329.
[https://doi.org/10.1016/0165-4101\(89\)90017-7](https://doi.org/10.1016/0165-4101(89)90017-7)
- Plous, S. 1993. *The psychology of judgment and decision making*. McGraw – Hill Book Company.
- Presley, T., and L. Abbott. 2013. AIA submission : CEO overconfidence and the incidence of financial restatement. *Advances in Accounting* 29(1) : 74 – 84.
<https://doi.org/10.1016/j.adiac.2013.03.007>
- Richardson, S. A., R. G. Sloan, M. T. Soliman, and A. I. Tuna. 2005. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 437 – 485. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.04.005>
- Sloan, R. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 : 289 – 316.

- Schrand, C., and S. Zechman. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics* 53 : 311–329.
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2011.09.001>
- Thomas, J. K., and P. H. Zhang. 2002. Inventory Changes and Future Returns. *Review of Accounting Studies* 7 : 163–187. <https://doi.org/10.1023/A:1020221918065>
- Titman, S., K. C. Wei, and F. Xie. 2004. Capital Investments and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39 : 677–700.
<https://doi.org/10.1017/S0022109000003173>
- Xie, H. 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76 : 357–373.
<https://doi.org/10.2308/accr.2001.76.3.357>
- Xie, B., W. N. Davidson III, and P. J. Dadalt. 2003. Earnings Management and Corporate Governance : The Roles of the Board and the Audit Committee. *Journal of Corporate Finance* 9 : 295–316. [https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(02\)00006-8](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(02)00006-8)

The Effect of Managerial Overconfidence on the Accrual Persistence and Market Responses*

Kim, Sung-Hwan**

— <Abstract> —

This study investigates the effect of managerial overconfidence on the accrual persistence and market responses. The overconfident managers tend to use less conservative accounting, and engage greater earnings management in order to justify their previous investment decisions(Ahmed and Duellman 2013 ; Hribar and Yang 2016 ; Hwang et al. 2015). And the earnings forecast bias from the overconfident manager's earnings distortions can lead to lower accrual persistence. If the investors do not properly reflect the persistence of accrual, the investors will overestimate the persistence of overconfident manager's accrual.

The sample of this study covers firms from year 2012 to 2017 listed in the KOSPI markets. The final sample includes 3,561 firm-years. The empirical result shows that the managerial overconfidence has a significant and negative relationship with accrual persistence. The results of examining the response of capital market indicate that accrual anomaly exists for overconfident management. That is, investors overestimate the persistence of accrual for overconfident management.

The results of the study provide evidence that managerial overconfidence decreases the quality of accounting information in the perspective of earnings persistence. And this study found new factor, managerial overconfidence, influencing accrual anomaly. Also, the results of this study supply the useful information to the investors and financial authorities who use accounting information with enhancing the understanding of managerial overconfidence, earnings persistence, and accrual anomaly.

<Key words> managerial overconfidence, accrual persistence, accrual anomaly

* The present Research has been conducted by the Research Grant of Kwangwoon University in 2019.

** Associate Professor, Division of Business Administration, Kwangwoon University