

투자 비효율성과 주가급락위험*

이세용**

<요 약>

본 연구는 주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들이 그 원인으로 회계적 불투명성을 제시하고 있는 것에 대하여 투자 비효율성이 주가급락위험을 설명하는 또 다른 원인이 되는지를 분석하였다.

기업의 투자는 기업가치 극대화를 위하여 이루어지므로 투자가 비효율적으로 수행될 경우, 기업 성과의 저하에 따라 주가는 하락하고 이로부터 주가급락위험이 나타날 가능성은 증가한다. 더욱이 Fairfield et al.(2003), McNichols and Stubben(2008), Kedia and Philippon(2009), 그리고 Zhu (2016) 등에 따르면 기업의 투자는 회계적 발생액과 동시적 상관관계가 높으므로 회계적 불투명성으로 주가급락위험을 설명하는 선행연구의 결과는 사실은 투자 비효율성의 영향이 회계적 불투명성에 반영되어 나타난 결과일 가능성이 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 투자 비효율성에 따라 주가급락위험이 증가하는지를 분석하였다.

1994년부터 2016년까지 12월 결산 제조업을 대상으로 총 11,898개 기업-년의 표본을 추출하여 분석을 수행한 결과, 투자가 비효율적일수록 주가급락위험은 증가하고 있으며, 이러한 결과는 첫째, 주가급락위험을 여러 가지 다른 방법으로 측정하는 경우에도, 둘째, 주가급락위험에 대한 회계적 불투명성의 영향을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났다. 그리고 과소투자자와 과잉투자자에 따라 주가급락위험이 차별적으로 나타나는지를 추가적으로 분석한 결과, 주가급락위험은 과소투자보다는 주로 과잉투자 때문에 나타나는 것으로 나타났다.

본 연구는 선행연구들이 경영자와 외부 정보이용자 사이의 정보비대칭이라는 추상적인 개념에 따라 주가급락위험을 논의함에 비하여 기업의 투자라는 실질적인 기업의 활동을 이용하여 주가급락위험을 설명하고 있다는 측면에서 선행연구와 차별성을 갖는다.

<주제어> 투자 비효율성, 주가급락위험, 발생액, 회계적 불투명성

* 본 연구는 2017년 가톨릭대학교 교비연구비 지원에 의하여 수행되었습니다(M-2017-B0002-00067).

** 가톨릭대학교 경영학부 교수, yoseli@catholic.ac.kr

I. 서 론

주가급락위험(*Stock price crash risk*)이란 기업에 대한 나쁜 정보가 기업 외부에 공시되지 않고 일정 기간 기업 내부에 축적되다가 어느 순간 시장에 일시에 공시되면서 주가가 급격하게 하락하는 현상을 말한다(Hutton et al., 2009). 이러한 주가급락위험과 관련하여 본 연구에서는 기업의 투자 비효율성(*Investment inefficiency*)때문에 주가급락위험이 나타나는지를 분석하고자 하였다.

주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들은 기업이 자신들에 대한 나쁜 정보를 내부적으로 감출 수 있는 회계정보의 불투명성(*Opacity*)때문에 주가급락위험이 나타나고 있음을 보이고 있다. 이러한 선행연구의 결과에 더하여 본 연구에서 주가급락위험의 원인으로 회계정보의 불투명성이 아니라 투자의 비효율성을 고려하는 것은 다음과 같은 두 가지 이유 때문이다.

첫째, 불투명성의 원인이 되는 회계 발생액(*Accruals*)과 기업의 투자 사이에는 밀접한 관련성이 존재한다. 기업들이 이익조정을 하는 경우, 그 이익조정과 동시에 투자를 과도하게(과잉투자) 하는 경향이 있으며(McNichols and Stubben, 2008 ; Kedia and Philippon, 2009), 주가급락위험의 원인이 되는 나쁜 정보의 축적은 발생액을 통해서 뿐만 아니라 과잉투자를 통해서도 가능하다(Zhu, 2016). 또한, 투자의 증가에 따른 한계수익률 체감 때문에 발생액 이상현상(*Accruals anomaly*)¹⁾이 나타난다는 Fairfield et al.(2003)의 연구 역시 기업의 투자를 발생액과 연결하고 있다. 특히, Fairfield et al.(2003)과 Zhu(2016)에서 발생액은 순영업자산의 증가(*Growth in net operating assets ; Δ NOA*)로 측정되는데²⁾ 기업의 투자 증가는 회계적으로 순영업자산의 증가로 나타나므로 결국 발생액은 투자의 증가와 밀접한 관련성을 갖게 된다.

이상에서 보듯이 회계적 발생액이 기업의 투자와 밀접한 관련성을 갖는다면 주가급락위험이 나타나는 원인이 발생액 때문인지 아니면 그 발생액을 초래한 기업의 투자 때문인지에 대한 의문이 제기된다. 주가급락위험에 대한 선행연구들을 살펴보면 거의 대부분의 연구들이 주가급락위험의 원인으로 회계정보의 불투명성을 강조하고 있을 뿐, 투자와 관련하여 주가급락위험이 나타났을 가능성에 대한 연구는 거의 존재하지 않는다. McNichols and Stubben(2008)과 Kedia and Philippon(2009) 역시 이익조정과 과잉투자 사이의 관계만을 말하고 있을 뿐, 그 과잉투자에 대하여 시장이 어떻게 반응하는지에 대해서는 아무런 언급이 없다.

따라서 회계정보의 불투명성 때문에 주가급락위험이 나타난다는 선행연구의 결과가 사실은 기업의 비효율적인 투자의 영향이 발생액에 반영되었기 때문에 나타났을 가능성이 존재한다. 이러한 가능성에 따라 본 연구는 기업 투자의 비효율성에 따라 실제로 주가급락위험이 나타나는

1) 발생액 이상현상이란 현재의 발생액이 클 경우 미래의 주식수익률이 저하되는 현상을 말한다.

2) 정확하게 말하면 Fairfield et al.(2003)은 Δ NOA를 영업순운전자본의 증가 부분과 장기순영업자산의 증가 부분으로 구분하고, 전자로부터 감가상각비와 감모상각비를 차감하여 발생액을 측정하였다.

지를 직접적으로 살펴보고자 하였다. 이러한 본 연구의 분석은 아마도 투자 비효율성을 주가급락위험의 원인으로 분석하는 최초의 연구가 될 것으로 판단된다.

둘째, 발생액과의 관련성을 고려하지 않더라도 투자가 비효율적으로 이루어진다면 그 자체로 미래의 주가는 급락할 가능성이 있다. 기업의 투자에 대한 선행연구들에 의하면 경영자의 투자는 기본적으로 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다(Fama and Jensen, 1985 ; Kerstein and Kim, 1995 ; McConnell and Muscarella, 1985 ; Woolridge and Snow, 1990 ; 최정호와 김지수, 1996). 그러나 이러한 선행연구들의 결과는 기업의 투자가 효율적으로 이루어졌다는 것을 암묵적으로 가정하고 있다. 따라서 기업의 투자가 비효율적으로 이루어지는 경우에는 반대로 주가가 하락하여 기업의 가치가 감소할 수 있다. 이에 따라 다른 선행연구들은 경영자가 기업가치의 증가보다는 자신의 사적 유인(Private incentives)에 따라 단순히 기업 규모를 증가시키는 투자를 우선적으로 수행할 가능성도 있다는 것을 실증하고 있다(Mueller, 1969 ; Jensen, 1986 ; Blanchard et al., 1994).

따라서 이상의 선행연구들에 따르면 기업의 투자와 기업가치 사이의 관련성은 그 투자가 얼마나 효율적으로 이루어졌는지에 달려 있다고 볼 수 있다. 즉, 경영자의 투자의사결정에 따라 그 기업의 장기적 성장과 재무상태가 결정되므로 투자의 효율성은 미시적 및 거시적 관점에서 기업가치와 관련하여 궁극적으로 기업의 장기적인 존속과 직결되게 된다(Choi, et al., 2018 ; McConnell and Muscarrealla, 1985 ; 문두철 등, 2017 ; 최승욱과 배길수, 2014). 따라서 투자의 효율성이 낮을 경우, 기업의 성장과 생산성이 저하되고 결과적으로 이러한 투자의 비효율성을 시장이 인지하는 순간 주가가 급락할 가능성은 증가하게 된다.

이렇게 투자의 비효율성에 따라 주가급락위험이 실제로 증가하는지를 분석하기 위하여 본 연구는 1994년부터 2016년까지의 기간에 대해 12월 결산 제조업을 대상으로 총 11,898개 기업 - 년의 표본을 추출하여 분석을 수행하였다. 분석 결과, 투자 비효율성이 증가할수록 주가급락위험 역시 증가하였으며, 이러한 결과는 첫째, 여러 가지 다른 방법으로 주가급락위험을 측정하는 경우에도, 둘째, 주가급락위험에 대한 회계적 불투명성의 영향을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났다. 그리고 과소투자과 과잉투자의 효과를 구분하여 분석한 결과, 주가급락위험은 과소투자보다는 주로 과잉투자 때문에 나타나는 것으로 확인되었다.

본 연구는 주가급락위험에 대한 선행연구와 비교하여 다음과 같은 차별성이 있다고 판단된다. 지금까지의 선행연구들은 회계정보의 불투명성과 관련하여 주가급락위험과 투자 비효율성을 개별적으로 분석하고 있을 뿐 주가급락위험과 투자 비효율성을 직접적으로 연결시키고 있지는 않다. 그러나 본 연구는 기업의 투자 비효율성에 따라 주가급락위험이 증가한다는 것을 실증함으로써 주가급락위험의 원인으로 투자라고 하는 실물 차원의 요인을 고려하였다는 측면에서 차별성을 갖는다. 특히, 주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들은 회계적 불투명성이나 기업이 처한 정보환경의 불확실성 때문에 경영자와 외부 이해관계자 사이에 정보비대칭이 나타나고 이

로부터 주가급락위험이 나타난다는 입장인 반면, 본 연구는 정보비대칭과는 관계없이 기업의 투자자가 효율적이지 않은 경우에도 주가급락위험이 나타날 수 있다는 것을 밝혔다는 측면에서 의미를 갖는다. 또한, 본 연구는 적어도 본 저자가 알기로 주가급락위험의 원인으로 투자라고 하는 실물 차원의 요인을 도입한 최초의 연구로서 이 부분에 대한 연구의 방향을 제시하고 있다는 측면에서 중요한 시도라고 판단된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 설명하고 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 변수의 측정방법과 연구모형을 제시하고 연구에 사용될 표본을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 연구의 결과를 제시하고 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 차별성과 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 주가급락위험에 대한 선행연구

주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들은 경영자와 외부 정보이용자 사이에 정보비대칭이 존재할 경우, 경영자들이 자기 자신의 사적 유인 때문에 기업에 대한 나쁜 정보의 공시를 지연시킬 것이라고 전제한다. 그런데 회계정보의 투명성이 높으면 경영자와 외부 정보이용자 사이의 정보비대칭이 감소됨에 따라 경영자의 기회주의적인 행동이 제약되고 결과적으로 주가급락위험이 감소하게 된다. 이러한 맥락에서 선행연구들은 회계정보의 질적 특성에 따라 주가급락위험이 달라지는지를 분석하고 있다.

Hutton et al.(2009)과 임현일과 김민수(2014)는 과거 3년 동안의 재량적발생액의 절대값으로 회계정보의 불투명성을 측정한 후, 그 불투명성이 증가함에 따라 주가급락위험 역시 증가한다는 것을 실증하였다. 많은 연구들이 재량적발생액으로 회계정보의 불투명성을 측정함에 비해 Zhu(2016)는 발생액 자체를 회계정보의 불투명성에 대한 측정치로 하여 발생액과 주가급락위험 사이의 관계를 분석하였으며, 이상호 등(2017)은 재량적발생액 대신 실물이익조정에 주목하여 실물이익조정액이 증가할수록 주가급락위험이 증가한다는 것을 실증하였다.

재량적발생액과 실물이익조정 이외에도 Lee et al.(2014)과 이진환과 윤성용(2015) 등은 발생액의 질(Accruals quality)이 낮을수록 주가급락위험이 증가함을 보이고 있으며, Kim and Zhang(2016)과 이상호와 최승욱(2017)은 조건부 보수주의(Conditional conservatism) 수준이 낮을수록 주가급락위험이 증가함을 보이고 있다. 또한, 조은혜 등(2015)에 따르면 재무제표의 비교가능성이 작을수록 주가급락위험은 증가하고 있으며, 이보미와 박보영(2016)에 따르면 이익유연화 수준이 증가할수록 주가급락위험 역시 증가하는 것으로 나타났다.

이상의 선행연구들은 회계정보의 불투명성에 따라 주가급락위험이 증가한다는 것을 보이고 있지만 회계정보의 불투명성 이외의 다른 요인에 의하여 주가급락위험을 설명하는 선행연구들도 존재한다.

기관투자자 및 전문투자자(Callen and Fang, 2013 ; 강나라와 최관, 2016), 그리고 산업전문 감사인(Robin and Zhang, 2015)은 기업에 대한 전문지식으로 경영자를 모니터링함으로써 관련 기업의 주가급락위험을 낮추는 것으로 나타났으며, 재무분석가의 존재 역시 기업의 정보 환경을 변화시켜서 주가급락위험에 영향을 미치는 것으로 나타났다(강상구와 임현일, 2015 ; 배진철 등, 2016). 또한 조세회피는 기업의 정보환경이 불투명한 경우에 가능할 것이므로 기업의 조세회피가 클수록 주가급락위험은 증가하는 것으로 나타났다(Kim et al., 2011 ; 김민수와 임현일, 2015).

2. 투자 비효율성에 대한 연구

기업의 성장은 기본적으로 기업의 투자에서 시작된다. 경영자는 여러 투자안 중에서 양(+)의 순현재가치 (Net present value ; NPV)를 갖는 투자안을 선택함으로써 기업의 가치를 높이기 위하여 노력할 것으로 기대되며(Fama and Jensen, 1985 ; Woolridge and Snow, 1990), 이러한 관점에서 기업의 자본적 지출 공시에 대해 시장은 긍정적으로 반응하는 것으로 나타났다(McConnell and Muscarella, 1985 ; Kerstein and Kim, 1995 ; 최정호와 김지수, 1996). 특히, Imhof et al. (2016)은 당기의 투자기회와 미래의 성과 사이에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보이고 있다.

그러나 경영자의 투자의사결정이 항상 기업가치의 증가로 나타나지는 않는다. 경영자는 자신의 명성, 승진, 그리고 보상 등과 같은 사적 유인에 따라 기업가치를 증가시키기보다는 단순히 기업규모를 증가시키는 투자를 선택할 수 있으며(Mueller, 1969), 기업 내에 잉여현금흐름(Free cash flow)이 존재하는 경우에도 배당보다는 기업규모를 증가시키는 투자안을 선택하는 경향이 있다(Jensen, 1986). 특히, Blanchard et al.(1994)는 투자기회가 없는 기업이 법정에서의 승소를 통하여 대규모 자금을 수령하는 경우, 해당 기업의 경영자는 NPV가 음(-)으로 예상되는 투자안에 투자를 하거나 자신에게 추가적인 보상을 지급하는 등 기업가치에 반하는 의사결정을 수행하고 있음을 실증하였다.

이상의 선행연구들의 결과는 기업의 투자의사결정이 제대로 이루어지느냐에 따라 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 것을 보이고 있다. 이 때, 대부분의 선행연구에서 기업가치와 관련하여 기업의 투자의사결정이 제대로 이루어졌는지는 투자의 비효율성으로 측정된다. 기업이 정상적으로 투자한다면 기대되는 투자수준만큼 실제의 투자가 이루어진다면 그 기업의 투자는 효율적인 것으로 판단된다. 그러나 그 기대되는 투자수준에 비하여 실제로 수행된 투자수준이 더 크거나(과잉투자) 아니면 작음(과소투자) 경우 기업의 투자는 비효율적이라고 판단된다.

이러한 투자 비효율성과 관련된 많은 선행연구들은 기업 투자의 비효율성이 나타나는 원인을 회계정보의 불투명성에서 찾고 있다. 즉, 회계정보의 불투명성이 높을 경우, 경영자와 외부 정보 이용자 사이에 정보비대칭이 증가하므로 투자의 비효율성이 증가하게 된다는 것이다.

이러한 입장에서 Biddle and Hilary(2006)는 회계정보의 질(Accounting quality)에 따라 기업 투자의 효율성이 달라지는 것을 실증하였고, McNichols and Stubben(2008) 역시 외부보고를 위한 목적으로 이익조정을 하는 기업들에서 과잉투자가 나타나고 있음을 보이고 있다. 이와 유사하게 Biddle et al.(2009)과 Chen et al. (2011)은 재무보고의 질이 낮은 경우, 정보비대칭의 확대에 따라 과잉투자와 과소투자의 정도가 증가함을 보여 주고 있다.

Cheng et al.(2013)은 내부통제제도를 재무보고의 질에 대한 측정치로 하여 내부통제제도가 취약한 기간에는 과잉투자나 과소투자와 같은 투자의 비효율성이 나타남을 보이고 있으며, 회계정보의 질을 조건부 보수주의(Conditional conservatism)로 측정한 Lara et al.(2016)은 재무적 제약에 따라 과소투자의 가능성이 있는 기업의 경우, 보수주의 수준의 감소에 따라 투자의 비효율성이 증가한다는 것을 실증하였다.

우리나라의 경우에도 재무보고의 질과 투자 비효율성 사이의 관계를 분석하는 연구가 이루어지고 있는데 김경혜와 최경수(2014)는 보수주의의 수준에 따라, 박선영과 최한수(2011)는 재무보고의 질과 기업지배구조에 따라, 최승욱(2016)은 재무제표의 비교가능성에 따라 투자 비효율성이 달라진다는 것을 실증하고 있다.

이상의 선행연구들이 투자 비효율성을 직접적으로 회계정보의 불투명성에서 찾고 있음에 비해 다른 선행연구들은 경영자와 외부 정보이용자 사이의 정보비대칭을 초래하게 하는 기업의 정보환경(Information environment)에서 투자 비효율성의 원인을 찾고 있다.

Goodman et al.(2014)은 경영자의 이익 예측치의 질이 낮을수록, Imhof et al.(2016)은 경영자의 자발적 공시 수준이 낮을수록, Bae et al.(2017)은 외부감사인의 산업 전문성이 낮을수록, Chen et al.(2017)은 재무분석가 이익예측치의 질이 낮을수록, 그리고 Brogaard et al.(2018)은 재무분석가 수(Analysts coverage)가 적을수록 투자의 비효율성이 낮아진다는 실증결과를 제시하고 있다. 또한, Choi et, al.(2018)은 재무분석가가 자본적 지출(Capital expenditures)에 대한 예측치를 제공하는 경우에는 그 예측치가 해당 기업의 투자기회에 대한 정보를 제공함으로써 과잉투자 및 과소투자와 관련된 투자 비효율성을 감소시킨다는 것을 실증하였다.

이 외에도 대리인비용과 관련된 경영자의 사적 유인 측면에서 잉여현금흐름(Free cash flow)이 기업 내부에 축적될수록 경영자의 과잉투자는 증가하지만(Richardson, 2006), 주주에 대한 현금배당이 증가하면 투자의 비효율성은 감소하며 이는 과소투자보다는 과잉투자의 경우에 더 큰 것으로 나타났다(Chan et al., 2016).

우리나라의 경우, 회계정보의 질이 아닌 다른 요인으로 투자 비효율성을 설명하는 연구는 재무보고의 질을 다루는 연구보다 그 연구내용이 상당히 두텁게 축적되어 있다. 즉, 우리나라 선행

연구들은 공정공시 수준(김도연 등, 2017), 이사회 독립성과 전문성(김현아 등, 2014), 내부회계관리제도(김현진, 2015), 외국인주주의 지분율과 최대주주의 지분율(박진하와 권대현, 2012) ; 이세용, 2018), 기업지배구조(배한수 등, 2013), 대규모기업집단 소속 여부(임상균 등, 2014), 외국인 임원의 존재 여부(전경민 등, 2018), 경영자 능력(정주렴 등, 2017), 산업내 기업간 경쟁(조정은 등, 2016), 감사인 규모(최승욱과 배길수, 2014), 이사회 특성(최정호 등, 2013) 등 여러 가지 요인을 이용하여 투자 비효율성과의 관계를 설명하고 있다.

3. 연구가설

주가급락위험에 대한 많은 선행연구들은 기업의 정보환경을 비롯한 회계정보의 불투명성을 주가급락위험이 증가하는 주요한 원인으로 파악하고 있다. 즉, 회계정보의 불투명성이 큰 경우, 경영자와 외부 정보이용자 사이에 정보비대칭이 증가하게 되고, 이로부터 기업에 대한 나쁜 정보를 기업 내부에 축적할 수 있는 경영자의 재량이 가능하게 된다. 이렇게 기업 내부에 장기간 축적된 나쁜 정보가 임계점을 넘어 시장에 일시에 공시 되는 순간, 주가가 급락할 가능성이 증가하게 된다.

또한, 투자 비효율성에 대한 회계학의 선행연구들 역시 주로 기업의 정보환경, 특히 회계정보의 불투명성에 따라 투자 효율성이 영향을 받는다는 입장을 견지하고 있다. 특정 기업의 정보환경이나 회계정보의 질이 좋다는 것은 해당 기업이 어떠한 투자기회를 갖고 있는가에 대해 경영자와 기업의 외부 정보이용자 사이에 정보비대칭이 낮다는 것을 의미하므로 경영자가 자신의 사적 유인에 따라 과잉투자 혹은 과소투자를 할 가능성이 낮아지게 된다. 이에 따라 많은 선행 연구에서는 회계정보의 불투명성이 기업의 정보환경을 결정하는 중요한 요인이라고 보고 이 회계정보의 불투명성에 따라 투자 비효율성이 달라지는지를 분석하여 왔다(Biddle and Hilary, 2006 ; Biddle et al., 2009 ; Brogaard et al., 2018 ; Chen et al., 2011 ; Choi et al., 2018).

이상의 선행연구에 따르면 회계정보의 불투명성은 주가급락위험의 원인인면서 동시에 투자 비효율성에 대한 원인이 되기도 한다. 이 때, 회계정보의 불투명성과 주가급락위험 사이에서 나타나는 인과관계(Causality)는 그 방향성이 명확하다고 판단된다. 그러나 회계정보의 불투명성과 투자 비효율성 사이에는 명백한 인과관계보다는 단순히 동시적 상관관계(Contemporary correlation)가 존재할 가능성이 높다.

McNichols and Stubben(2008)은 외부보고를 위한 이익조정이 투자의사결정과 같은 내부 의사결정에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위하여 회계적 일탈에 대해 SEC의 검사를 받은 기업, 부적절한 회계처리로 소송을 당한 기업, 그리고 재무제표 수정 기업들을 이익조정 의심기업으로 분류하고 이들 기업의 투자 행태를 분석하였다. 분석 결과, 이들 이익조정 의심기업들이 이익조정을 하는 경우, 그 이익조정 기간에 동시적으로 투자가 과도하게(과잉투자) 이루어지고 있음을

실증하였다.³⁾ 이와 유사하게 Kedia and Philippon(2009)은 어느 기업이 훌륭한 성과를 기록한 다른 기업을 모방하기 위하여 과잉투자를 하는 경우, 그 과잉투자를 숨기기 위하여 재무적 성과를 과대 보고한다는 것을 보이고 있다. 이상에서 살펴본 McNichols and Stubben(2008)과 Kedia and Philippon(2009)의 연구결과는 발생액과 과잉투자가 동시에 나타날 수 있다는 것을 보여주고 있다.

이에 더하여 Zhu(2016)는 주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들이 회계적 불투명성을 재무적 발생액으로 측정한 것과는 달리 발생액 자체를 이용하여 주가급락위험과의 관계를 분석하였다. Zhu(2016)에 의하면 발생액의 과대 추정을 통하여 기업에 대한 나쁜 정보가 축적될 뿐만 아니라 투자를 과도하게(과잉투자) 하는 경우에도 나쁜 정보의 축적은 가능하다. 이로부터 Zhu(2016)는 발생액 과대 추정이나 과잉투자의 어느 경우에도 미래의 주가급락위험은 증가하게 된다고 강조하고 있다.⁴⁾ 이러한 Zhu(2016)의 결과는 주가급락위험과 관련하여 발생액과 투자의 비효율성이 동시에 나타날 수 있다는 것을 시사한다.

특히, 순영업자산의 증가(ΔNOA)에 따른 한계수익률 체감 때문에 발생액 이상현상이 나타난다는 Fairfield et al.(2003)의 연구결과는 발생액과 투자 비효율성이 동시에 나타날 수 있다는 또 다른 증거가 된다. Fairfield et al.(2003)에 따르면 기업의 투자는 회계적으로 순영업자산의 증가(ΔNOA)에 반영되는데 이 순영업자산의 증가(ΔNOA)에는 발생액이 중요한 구성요소로 포함된다. 따라서 기업 투자의 증가는 양(+)의 순영업자산의 증가(ΔNOA)로 나타나게 되고 이는 결과적으로 그 구성요소인 발생액의 증가로 나타나게 된다. 따라서 투자가 비효율적으로 이루어지는 만큼 발생액에 반영되므로 투자 비효율성과 발생액은 동시적 상관관계를 갖게 된다고 볼 수 있다.⁵⁾

앞부분에서 보았듯이 투자의 비효율성에 대한 선행연구는 발생액으로 대표되는 회계정보의

3) 회계정보의 불투명성과 투자 비효율성 사이의 관계에 대한 대부분의 선행연구들은 두 변수 사이의 시차를 반영한다. 즉, 당기에 나타난 회계정보의 불투명성에 의하여 차기에 투자의 비효율성이 나타난다고 가정한다. 그러나 McNichols and Stubben(2008)은 이익조정이 발생하는 회계기간에 과잉투자가 동시에 나타남을 보이고 있다. 따라서 회계정보의 불투명성과 투자 비효율성 사이의 인과관계를 분석하는 선행연구와는 달리 McNichols and Stubben(2008)의 연구는 회계정보의 불투명성(이익조정)과 투자의 비효율성이 동시에 나타난다는 것을 실증한다는 측면에서 선행연구와 차이를 갖는다.

4) 그러나 Zhu(2016)는 발생액의 과대 추정과 과잉투자에서 나타나는 주가급락위험을 구분하지는 않고 있다. 발생액의 과대 추정이나 과잉투자는 모두 발생액에 반영될 것이므로 Zhu(2016)의 주장이 맞다면 어느 경우이든 발생액에 따라 주가급락위험이 나타날 것이다. 따라서 Zhu(2016)는 자신의 연구목표가 단순히 발생액에 따라 주가급락위험이 나타나는지를 분석하는 것이므로 발생액 과대 추정과 과잉투자를 구분할 이유는 없다고 강조하고 있다(Zhu(2016)의 주석 14 참조).

5) McNichols and Stubben(2008), Kedia and Philippon(2009), 그리고 Zhu(2016)는 투자 비효율성과 발생액의 개별성을 인정한다. 그러나 Fairfield et al.(2003)은 발생액을 순영업자산의 증가(ΔNOA)의 구성요소로 보고 있으므로 발생액의 개별성을 인정하지는 않는다는 차이가 있다.

불투명성으로부터 투자 비효율성이 나타난다는 실증결과를 제시하고 있다. 그러나 McNichols and Stubben(2008), Kedia and Philippon(2009), Zhu(2016), 그리고 Fairfield et al.(2003)에 따르면 투자 비효율성은 발생액의 결과라기보다는 기업 투자의 속성을 동시에 공유하는 또 다른 회계적 측정치라는 것을 알 수 있다. 이렇게 발생액과 투자 비효율성의 동시성을 인정한다면 회계정보의 불투명성(발생액)에 따라 주가급락위험이 나타난다는 선행연구의 결과가 사실은 투자 비효율성의 영향이 발생액에 반영되어 나타난 결과일 가능성이 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 실제로 기업의 비효율적인 투자에 따라 주가급락위험이 나타나는지를 분석하고자 하였다.

특히, Zhu(2016)는 발생액 과대 추정이나 과잉투자의 어느 경우에도 미래의 주가급락위험이 증가하고 있음을 강조하고 있다.⁶⁾ 이는 발생액을 고려하지 않더라도 현재의 비효율적인 투자 그 자체의 결과로서 미래에 주가급락위험이 증가할 수 있다는 것을 시사한다. 또한, 순영업자산의 증가(ΔNOA)에 따른 한계수익률 체감 때문에 발생액 이상현상이 나타난다는 Fairfield et al.(2003)의 논리에 따르면 발생액이 기업의 투자가 비효율적으로 증가하는 경우에는 한계수익률 체감이 더 크게 나타나서 미래의 주가가 대폭 하락할 가능성이 존재한다. 따라서 Zhu(2016)와 Fairfield et al.(2003)에 따르면 투자 비효율성은 발생액과의 관련성과 상관없이 그 자체로 미래의 주가급락위험과 유의한 관계를 가질 가능성이 높다.

이상의 논의에 따라 본 연구는 투자 비효율성이 실제로 주가급락위험에 영향을 미치는지를 분석하기 위하여 다음과 같은 가설을 수립하였다.

가설 : 기업의 투자 비효율성이 클수록 주가급락위험이 증가한다.

III. 연구설계

1. 투자 비효율성의 측정

Biddle et al.(2009)은 기존 선행연구들의 결과를 바탕으로 기업이 순현재가치(Net present value ; NPV)가 양(+)의 값을 갖는 투자를 수행한다면 그 기업의 투자는 효율적이라고 정의한다. 따라서 Biddle et al.(2009)에 따르면 양(+)의 NPV를 갖는 투자안에 투자를 하지 않거나(과소투자), 음(-)의 NPV를 갖는 투자안에 투자하는 것은(과잉투자) 비효율적인 투자가 된다. 다시 말하면

6) 그러나 Zhu(2016)는 발생액의 과대 추정과 과잉투자에서 나타나는 주가급락위험을 구분하지는 않고 있다. 발생액의 과대 추정이나 과잉투자는 모두 발생액에 반영될 것이므로 Zhu(2016)의 주장이 맞다면 어느 경우이든 발생액에 따라 주가급락위험이 나타날 것이다. 따라서 Zhu(2016)의 연구목표가 단순히 발생액에 따라 주가급락위험이 나타나는지를 분석하는 것이라면 발생액 과대 추정과 과잉투자를 구분할 이유는 없다(Zhu(2016)의 주석 14 참조).

기업에게 주어진 투자기회(Investment opportunities)에 대해 기업가치를 극대화할 것으로 기대되는 수준의 투자를 하는 경우, 기업의 투자는 효율적이라고 할 수 있으며 그 기대수준에서 벗어나 더 낮거나 아니면 더 높은 투자를 하는 경우에는 기업의 투자는 비효율적이라고 할 수 있다.

본 연구에서는 다음에 제시하는 두 가지 방법에 따라 투자 비효율성을 측정한다. 첫째, Biddle et al.(2009)과 Cho et al.(2017)에 따라 다음의 모형 (1)을 이용하여 투자 비효율성을 측정한다.

$$Inv_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 SG_{it} + \varepsilon_{it+1}^1 \quad (1)$$

모형 (1)에서 Inv_{it+1} 는 i 기업의 $t+1$ 년도 투자 수준으로 자본적 지출, 연구개발비 지출, 그리고 유형자산 취득액의 합에서 유형자산 처분액을 차감하여 구한다. SG_{it} 는 i 기업이 t 년도에 갖는 투자기회에 대한 측정치로서 t 년도 매출액증가율을 그 대용치로 사용한다.⁷⁾

위 모형 (1)을 연도별-산업별로 회귀분석하여 구한 잔차(ε_{it+1}^1)의 절대값을 투자 비효율성에 대한 첫 번째 측정치로 한다($InEff_{it+1}^{BH\vee}$). 모형 (1)에서의 잔차(ε_{it+1}^1)는 기업가치 극대화를 위해 기대되는 투자수준과 차이나는 정도를 나타낸다. 이 때, 기대 투자수준보다 과소투자가 나타나면 그 값은 음(-)으로 나타나고, 기대수준보다 과대투자가 나타나면 그 값은 양(+)으로 나타나게 된다. 어느 경우이든 기대 투자수준에서 벗어난 비효율적인 투자를 의미하므로 모형 (1)에서의 잔차의 절대값을 투자 비효율성에 대한 측정치로 한다.

둘째, Cho et al.(2017)에 따라 다음의 모형 (2)를 이용하여 투자 비효율성을 측정한다.

$$Inv_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 SG_{it} + \varepsilon_{it+1}^2 \quad (2)$$

Cho et al.(2017)은 모형 (1)에 생략된 변수(Omitted variables)의 문제가 있을 가능성을 고려하여 모형 (2)를 추가적으로 고려하고 있다. 모형 (2)에서 Q_{it} 는 Tobin's Q로서 주주지분의 시장가치와 부채의 장부금액을 더한 값을 자산의 장부금액으로 나누어 구하고 CFO_{it} 는 영업활동현금흐름을 평균총자산으로 나누어 구한다. 모형 (1)에서와 마찬가지로 모형 (2)를 연도별-산업별로 회귀분석할 때 나타나는 잔차(ε_{it+1}^2)의 절대값을 투자 비효율성에 대한 두 번째 측정치로 사용한다($InEff_{it+1}^{CLLS}$).⁸⁾

7) 기업재무와 관련된 대부분의 선행연구들은 투자기회에 대한 측정치로 Tobin's Q를 사용한다. 그러나 Biddle et al.(2009)은 Tobin's Q가 재무보고의 질, 즉 회계적 요인에 의하여 영향을 받을 수 있고, 실제로 모형에 적용할 marginal Q의 측정이 어렵다는 이유에서 매출액증가율을 대신 사용하고 있다. 다만, 모형 (1)에서 SG_{it} 대신 Tobin's Q를 사용하여도 본문의 결과는 달라지지 않았다.

8) 모형 (1)과 모형 (2)에 대한 회귀분석은 연도별-산업별 관찰치가 최소 26개를 갖는 표본에 대해 수행한다.

2. 추가급락위험의 측정

본 연구에서 추가급락위험(SPC_{it+1})은 기업고유주간수익률(Firm-specific weekly return, 이하 $FWRet_{iw}$)을 이용하여 측정한다. 기업고유주간수익률($FWRet_{iw}$)은 개별 기업의 w 주 수익률을 주간 시장수익률과 주간 산업수익률에 대해 회귀하는 아래의 모형 (3)을 이용하여 구한다.⁹⁾

$$R_{iw} = \lambda_{i0} + \lambda_{i1}MR_{w-1} + \lambda_{i2}MR_w + \lambda_{i3}MR_{w+1} + \lambda_{i4}IR_{iw-1} + \lambda_{i5}IR_{iw} + \lambda_{i6}IR_{w+1} + \varepsilon_{iw} \quad (3)$$

모형 (3)에서 R_{iw} 는 i 기업에 대한 w 주의 주간수익률이고, MR_w 는 w 주의 주간 가중평균시장수익률, IR_w 는 i 기업이 속한 산업에 대한 w 주의 주간 가중평균산업수익률이다. 기업고유주간수익률($FWRet_{iw}$)은 $t+1$ 년도 5월 초부터 $t+2$ 년도 4월 말까지의 기간에 대해¹⁰⁾ 위의 모형 (3)을 회귀분석하고, 그 때 나타나는 잔차(ε_{iw})를 다음과 같이 로그변환하여 원래의 잔차(ε_{iw})가 갖는 비정규성을 정규분포화한다(Hutton et al., 2009).¹¹⁾

$$FWRet_{iw} = \log(1 + \varepsilon_{iw})$$

이렇게 측정된 $FWRet_{iw}$ 는 i 기업의 w 주에 대한 기업고유주간수익률로서 이를 이용하여 선행연구에서처럼 다음의 네 가지 방법으로 $t+1$ 기의 추가급락위험(SPC_{it+1})을 측정한다.

첫째, $CRASH_{it+1}$ 를 SPC_{it+1} 에 대한 첫 번째 측정치로 사용한다. $CRASH_{it+1}$ 는 $t+1$ 년도 $FWRet_{iw}$ 의 평균값에서 그 표준편차의 3.09배를 차감한 값보다 $FWRet_{iw}$ 가 더 작은 경우가 적어도 한 번 이상이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 이는 $FWRet_{iw}$ 가 정규분포하는 경우, 특정 주에 추가급락 현상을 관찰할 가능성이 약 0.1%라는 것을 의미한다(Hutton et al., 2009).

둘째, $VRASH_{it+1}$ 를 SPC_{it+1} 에 대한 두 번째 측정치로 사용한다. $VRASH_{it+1}$ 는 다음과 같이 $t+1$ 년도 $FWRet_{iw}$ 의 최소값과 평균값 차이의 절대값을 $FWRet_{iw}$ 의 표준편차로 나눈

9) 본 연구에서는 Zhu(2016)에 따라 각 연도별로 최소한 26주 이상의 자료가 있는 기업을 대상으로 분석을 수행하였다.

10) 본 연구는 Zhu(2016)에 따라 t 년도에 대한 회계정보의 내용이 시장에 충분히 반영되기까지 4개월이 소요된다고 가정하였다. 이 기간을 3개월로 보는 다른 선행연구들을 고려하여 $t+1$ 년도 4월 초부터 $t+2$ 년도 3월 말까지의 기간에 대해서도 추가분석을 수행해 보았는데 그 결과는 본문의 내용과 달라지지 않았다.

11) 따라서 본 연구에서 $t+1$ 년도라 함은 $t+1$ 년 5월 초부터 $t+2$ 년 4월 말까지의 기간을 의미한다.

값으로 측정된다.

$$VRASH_{it} = \frac{|(Min(FWRet_{it}) - Mean(FWRet_{it}))|}{s.d.(FWRet_{it})}$$

$CRASH_{it+1}$ 에 비하여 $VRASH_{it+1}$ 는 극단적인 음(-)의 주식수익률의 존재뿐만 아니라 그 빈도와 크기까지 포착하고, $FWRet_{it}$ 의 표준편차의 3.09배와 같은 임의적인 기준점을 자의적으로 선택할 필요가 없다는 장점이 있다(Kim et al., 2011a ; Kim et al., 2011b ; Zhu, 2016).

셋째, $NSkew_{it+1}$ 를 SPC_{it+1} 에 대한 세 번째 측정치로 사용한다. $NSkew_{it+1}$ 는 $t+1$ 년도에 나타나는 $FWRet_{it}$ 의 여러 가지 분포 속성 중에서 $FWRet_{it}$ 의 왜도(Skewness)로 측정한다. $FWRet_{it}$ 의 분포상 왜도값이 음으로 클수록 왼쪽꼬리가 길어지는데 이는 추가급락위험이 증가한다는 것을 의미한다. 다만, $NSkew_{it+1}$ 는 다른 SPC_{it+1} 측정치와 같이 그 값이 증가함에 따라 추가급락위험이 증가한다는 것을 표시하기 위하여 $FWRet_{it}$ 의 왜도에 (-1)을 곱하여 계산한다(Chen et al., 2001).

넷째, $DUVOL_{it+1}$ 를 SPC_{it+1} 에 대한 네 번째 측정치로 사용한다, $DUVOL_{it+1}$ 은 $t+1$ 년도에 나타나는 $FWRet_{it}$ 를 부호별로 구분할 경우, 양(+)의 $FWRet_{it}$ 의 변동성과 음(-)의 $FWRet_{it}$ 의 변동성 비율로 측정한다. 즉, $t+1$ 년도에 나타나는 $FWRet_{it}$ 를 그 부호에 따라 구분한 후 $FWRet_{it}$ 이 음(-)인 표본의 표준편차를 $FWRet_{it}$ 이 양(+)인 표본의 표준편차로 나누고 그 값에 로그를 취하여 $DUVOL_{it+1}$ 을 계산한다. $DUVOL_{it+1}$ 은 다른 SPC_{it+1} 측정치들과는 달리 단지 몇 개의 극단적인 $FWRet_{it}$ 값에 영향을 받지 않는다는 장점을 갖는다(Chen et al., 2001 ; Kim et al., 2016).

3. 연구모형

투자 비효율성에 따라 추가급락위험이 증가하는지를 분석하기 위하여 다음의 모형 (4)를 사용한다.

$$\begin{aligned} SPC_{it+1} = & \gamma_0 + \gamma_1 InEff_{it} + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 Lev_{it} + \gamma_4 MB_{it} + \gamma_5 ROE_{it} + \gamma_6 Turn_{it} \\ & + \gamma_7 BHAR_{it} + \gamma_8 SDFWRet_{it} + \gamma_9 NSkew_{it} + \nu_{it+1} \end{aligned} \quad (4)$$

위 모형 (4)에서 SPC_{it+1} 는 i 기업의 $t+1$ 년도 추가급락위험으로서 앞부분에서 설명한대로 $CRASH_{it+1}$, $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it+1}$ 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 로 측정된다. $InEff_{it}$ 는 본 연구의 관심 변수인 투자 비효율성에 대한 측정치로서 $InEff_{it}^{BHV}$ 와 $InEff_{it}^{CLLS}$ 로 측정된다. 투

자 비효율성에 따라 추가급락위험이 증가할 것이라는 가설이 타당하다면 $InEff_{it}$ 의 계수 γ_1 은 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다.

$SIZE_{it}$ 은 t 년도 4월말 자기자본의 시장가치에 자연로그를 취하여 계산한 기업규모 측정치이며, MB_{it} 은 기업위험에 대한 측정치로서 t 년도 4월말 자기자본의 시장가치를 그 장부금액으로 나누어 측정한다. 다음으로 LEV_{it} 은 t 년도 말의 총부채를 총자산으로 나누어 계산한 부채비율 측정치이며 ROE_{it+1} 은 $t+1$ 년도 수익성(Profitability)으로서 당기순이익을 평균자기자본으로 나누어 측정한다.¹²⁾

이상의 $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} 그리고 ROE_{it+1} 은 Hutton et al.(2009)에서 사용된 통제변수들로서 그 이후의 연구들에서는 추가급락위험에 영향을 미칠 것으로 기대되는 통제변수들이 추가되고 있다. 이에 따라 본 연구에서도 $Turn$, $BHAR$, $SDFWRet$, 그리고 $NSkew$ 를 추가한다. 첫째, 정보이용자들 사이에 의견 차이가 있을 경우 추가급락위험은 증가할 것으로 기대된다. $Turn_{it}$ 은 이러한 정보이용자들 사이의 의견차이에 대한 측정치로서 t 년도 월평균 주식회전률에서 $t-1$ 년도 월평균 주식회전률을 차감하여 측정한다. 이 때, 월평균 주식회전율을 구하기 위한 월별 주식회전률은 월별 주식거래량을 발행주식수로 나누어 구한다. 둘째, 기업에 대한 정보의 적체(Information blockage)가 존재할 경우, 추가급락위험은 역시 증가할 것으로 기대된다. $BHAR_{it}$ 은 시장조정수익률로서 이러한 정보 적체에 대한 측정치이다. 이 때, 시장조정수익률은 개별 주식의 보유수익률에서 시장포트폴리오의 수익률을 차감하여 측정한다. 셋째, 개별 기업의 기업고유주잔수익률($FWRet_{it}$)의 변동성과 비대칭성이 클수록 추가급락위험은 증가할 것으로 기대된다. 이에 따라 기업고유주잔수익률($FWRet_{it}$)의 변동성과 비대칭성을 각각 그 기업고유주잔수익률의 표준편차($SDFWRet_{it}$)와 왜도($NSkew_{it}$)로 측정한다.¹³⁾

4. 표본

투자 비효율성과 추가급락위험 사이의 관계를 분석하기 위하여 본 연구에서는 1993년부터 2017년까지 매년 말 기준으로 Kis-Value에 기록된 28,225개 기업-년의 표본을 추출하고 다음의 과정을 거쳐 분석에 사용할 최종 표본을 확보하였다.

- 12) 대부분의 선행연구들은 추가급락위험에 대한 통제변수들의 영향이 시차가 있음을 고려하여 추가급락위험에 대해 전년도에 통제변수들을 사용한다. 그러나 Hutton et al.(2009)은 ROE 에 대해서는 추가급락위험과 동일 시기의 ROE 를 사용하고 있다. 본 연구는 Hutton et al.(2009)에 따라 ROE_{it} 대신 ROE_{it+1} 을 사용한다. 다만, 다른 선행연구들처럼 ROE_{it} 를 사용하여도 본 연구의 결과는 달라지지 않았다.
- 13) $Turn_{it}$, $BHAR_{it}$, $SDFWRet_{it}$, 그리고 $NSkew_{it}$ 은 t 년도 5월 초부터 $t+1$ 년도 4월 말까지의 기간에 대해 측정한다. t 년도 4월 초부터 $t+1$ 년도 3월 말까지, 그리고 t 년도 초부터 $t+1$ 년도 말까지 기간을 달리 하는 경우에도 본문의 결과는 달라지지 않았다.

첫째, 주가급락위험(SPC_{it+1}) 측정에 필요한 주가 자료가 부족하거나 연도별-산업별 표본 수가 26개가 안 되는 경우를 제거하면 표본은 17,828개 기업-년으로 감소한다.

둘째, 이 중에서 결산월이 12월이 아닌 표본(976개 기업-년)과 자본잠식 기업 표본(635개 기업-년)을 제거하면 표본은 다시 16,217개 기업-년으로 감소한다.

셋째, 모형 (1)부터 모형 (4)까지의 분석에는 직전 년도 혹은 다음 연도의 자료가 필요하므로 이들 자료가 없는 표본을 제거하면 표본은 14,399개 기업-년으로 감소한다.

넷째, 마지막으로 표본의 동질성을 위하여 유가증권시장에 상장된 기업으로 금융기관이 아닌 기업으로 표본을 한정하면 최종표본은 11,898개 기업-년이 된다.

따라서 본 연구에 사용되는 최종 표본은 1994년부터 2016년까지의 기간에 대해 11,898개 기업-년이 된다. 이 11,898개 기업-년은 본 연구의 기본적인 분석에 사용되며 다른 분석의 경우, 그 분석의 내용에 따라 표본수는 조금씩 감소하게 된다. 또한, 본 연구에서는 극단치가 연구결과에 미치는 영향을 최소화하기 위하여 분석에 사용되는 모든 변수들에 대해 상하 1% 수준에서 winsorizing을 수행하였다.

IV. 연구결과

1. 기술통계량

다음의 <표 1>은 본 연구에 사용된 변수들에 대한 기술통계량이다. $CRASH_{it+1}$ 의 평균이 0.127이라는 것은 전체 표본 중 약 13% 정도의 표본에서 주가급락위험이 나타나고 있다는 것을 의미한다. $VRASH_{it+1}$ 의 평균은 2.418로 나타나고 있어 가장 작은 $FWRet_{it}$ 이 그 평균으로부터 떨어져 있는 정도가 평균적으로 $FWRet_{it}$ 표준편차의 2.4배 이상임을 알 수 있다. 다음으로 $NSkew_{it+1}$ 의 평균(중위수)은 $-0.291(-0.251)$ 로 나타나 $FWRet_{it}$ 의 분포는 일반적으로 양(+)의 왜도를 갖는 것으로 보인다.¹⁴⁾ 그러나 그 최댓값은 6.647로서 일부 표본에서는 음(-)의 왜도값이 상당히 크게 나타나 주가급락위험의 가능성이 있음을 알 수 있다. 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 의 평균(중위수)는 $-0.139(-0.138)$ 로서 일반적으로 음(-)의 값을 갖는 $FWRet_{it}$ 의 표준편차가 양(+)의 값을 갖는 $FWRet_{it}$ 의 표준편차보다 작다는 것을 알 수 있다. 그러나 최댓값은 4.072로서 음(-)의 $FWRet_{it}$ 표준편차가 양(+)의 $FWRet_{it}$ 표준편차 보다 더 크게 나타나고 있어 $NSkew_{it+1}$ 와 마찬가지로 일부의 표본에서 주가급락위험의 가능성이 있음을 알 수 있다.

14) $NSkew_{it+1}$ 는 원래의 왜도값에 (-)1을 곱하여 구하므로 원래의 분포 모습을 보려면 부호를 반대로 해석해야 한다.

〈표 1〉 기술통계량

(N=11,913)	평균	표준편차	최솟값	1Q	중위수	3Q	최댓값
$CRASH_{it+1}$	0.127	0.333	0	0	0	0	1
$VRASH_{it+1}$	2.418	0.613	0.941	1.992	2.307	2.715	6.794
$NSkew_{it+1}$	-0.291	0.753	-5.657	-0.677	-0.251	0.125	6.647
$DUVOL_{it+1}$	-0.139	0.348	-1.897	-0.365	-0.138	0.081	4.072
$InEff_{it+1}^{BHV}$	0.040	0.044	0.000	0.012	0.027	0.051	0.384
$InEff_{it+1}^{CLLS}$	0.038	0.041	0.000	0.012	0.026	0.048	0.411
$Size_{it}$	26.628	1.620	23.194	25.468	26.374	27.540	31.802
Lev_{it}	0.530	0.207	0.072	0.377	0.542	0.684	0.991
MB_{it}	1.085	1.226	0.044	0.430	0.734	1.247	19.122
ROE_{it+1}	0.003	0.622	-12.833	0.001	0.054	0.113	11.068
$Turn_{it}$	-0.002	0.355	-2.720	-0.066	-0.004	0.052	3.797
$BHAR_{it}$	-0.144	0.624	-2.271	-0.443	-0.193	0.099	3.527
$SDFWRet_{it}$	0.056	0.029	0.000	0.036	0.049	0.069	0.177
$NSkew_{it}$	-0.300	0.696	-2.808	-0.672	-0.257	0.115	3.231

1) 변수의 정의는 모두 i 기업에 대한 것으로 다음과 같다. $CRASH_{it+1}$, $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it}$, 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 은 추가급락위험(SPC_{it+1})에 대한 측정치로서 아래의 모형 (3)을 연도별로 회귀분석하여 나타나는 잔차에 1을 더하고 거기에 자연로그를 취한 값($FWRet_{it}$)을 이용하여 각각 측정한다.

$$\text{모형 (3): } R_{it} = \lambda_{i0} + \lambda_{i1}MR_{w-1} + \lambda_{i2}MR_w + \lambda_{i3}MR_{w+1} + \lambda_{i4}IR_{w-1} + \lambda_{i5}IR_w + \lambda_{i6}IR_{w+1} + \varepsilon_{it}.$$

여기에서 R_{it} 는 w 주에 대한 주간수익률이고 MR_w 는 w 주의 가중평균시장수익률, IR_w 는 i 기업이 속한 산업의 w 주 가중평균산업수익률이다. $CRASH_{it+1}$ 는 $t+1$ 년도 $FWRet_{it}$ 의 평균값에서 그 표준편차의 3.09배를 차감한 값보다 $FWRet_{it}$ 가 더 작은 경우가 적어도 한 번 이상이면 1, 아니면 0의 값을 가지며, $VRASH_{it+1}$ 는 $t+1$ 년에 나타나는 $FWRet_{it}$ 의 최소값과 그 평균값의 차이에 대한 절대값을 그 표준편차로 나누어 구한다. $NSkew_{it+1}$ 는 $t+1$ 년도에 나타나는 $FWRet_{it}$ 의 왜도에 (-1)을 곱하여 구하고, $DUVOL_{it+1}$ 은 $t+1$ 년도에 나타나는 음(-)의 $FWRet_{it}$ 의 표준편차를 양(+)의 $FWRet_{it}$ 의 표준편차로 나눈 값에 로그를 취하여 구한다. $InEff_{it+1}^{BHV}$ 와 $InEff_{it+1}^{CLLS}$ 는 투자 비효율성에 대한 측정치로서 각각 아래의 모형 (1)과 모형 (2)를 연도별-산업별로 회귀분석할 때 나타나는 잔차의 절대값으로 측정한다.

$$\text{모형 (1): } Inv_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 SG_{it} + \varepsilon_{it+1}^1, \text{ 모형 (2): } Inv_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 SG_{it} + \varepsilon_{it+1}^2.$$

여기에서 Inv_{it+1} 는 $t+1$ 년도 투자 수준으로 자본적 지출, 연구개발비 지출, 그리고 유형자산 취득액의 합에서 유형자산 처분액을 차감하여 구한다. SG_{it} 는 t 년도 매출액증가율이다. Q_{it} 는 주주지분의 시장가치와 부채의 장부금액을 더한 값을 자산의 장부금액으로 나누어 구하고 CFO_{it} 는 영업활동현금흐름을 평균 총자산으로 나누어 구한다. $SIZE_{it}$ 는 t 년도 4월말 기준 자기자본 시장가치의 로그값으로 구하며 MB_{it} 은

t 년도 4월말 기준으로 자기자본의 시장가치를 그 장부금액으로 나누어 구한다. LEV_{it} 는 t 년도 말 총부채를 총자산으로 나누어 구하고 ROE_{it+1} 는 $t+1$ 년도 당기순이익을 평균자기자본으로 나누어 구한다. $Turn_{it}$ 은 t 년도의 월평균 주식회전률에서 전년도의 평균 주식회전률을 차감하여 구하며 $BHAR_{it}$ 는 t 년도 주식 보유수익률에서 가중평균시장수익률을 차감하여 구한다. 마지막으로 $SDFWRet_{it}$ 는 $FWRet_{itw}$ 의 표준편차이다. 이상에서 t 년도는 t 년도 5월 초부터 $t+1$ 년도 4월 말까지의 기간을 말한다.

투자 비효율성과 관련하여 $InEff_{it+1}^{BHVS}$ 와 $InEff_{it+1}^{CLLS}$ 의 분포는 비교적 유사하게 나타나고 있다. $InEff_{it+1}^{BHVS}$ 와 $InEff_{it+1}^{CLLS}$ 의 평균(중위수)은 각각 0.040(0.027)과 0.038(0.026)이고 1분위수와 3분위수 역시 비슷한 값을 보이고 있다. 특히 $InEff_{it+1}^{BHVS}$ 와 $InEff_{it+1}^{CLLS}$ 모두 최솟값으로부터 3분위수까지는 그 값이 단조적으로(Monotonically) 증가하지만 최댓값은 급격하게 증가하는 모습을 보이고 있어 일부 표본에서 투자 비효율성이 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 다음의 <표 2>는 본 연구에 사용된 변수들 사이의 상관관계를 나타낸다. 주가급락위험에 대한 측정치인 $CRASH_{it+1}$, $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it+1}$, 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 최소 0.45(0.42)에서 최대 0.95(0.98) 사이에서 유의하게 높은 양(+)의 값을 보이고 있다. 따라서, 주가급락위험(SPC_{it+1})에 대한 이들 네 개의 측정치들은 주가급락위험에 대한 유사한 속성을 공통적으로 반영하고 있다고 판단된다.

또한, 투자 비효율성에 대한 측정치인 $InEFF_{it+1}^{BHVS}$ 와 $InEFF_{it+1}^{CLLS}$ 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.90(0.76)으로 유의하게 높은 양(+)의 값으로 나타나 $InEFF_{it+1}^{BHVS}$ 와 $InEFF_{it+1}^{CLLS}$ 역시 투자 비효율성이 갖는 속성을 유사하게 반영하고 있는 것으로 판단된다.

그리고 주가급락위험에 대한 네 개의 측정치($CRASH_{it+1}$, $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it+1}$, 그리고 $DUVOL_{it+1}$)와 투자 비효율성에 대한 두 개의 측정치($InEFF_{it+1}^{BHVS}$ 와 $InEFF_{it+1}^{CLLS}$) 사이의 피어슨 상관계수는 0.02에서 0.04 사이의 값으로 모두 5%와 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있으며 스피어만 상관계수 역시 0.02와 0.03 사이의 값으로 모두 10%와 1%의 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다.

〈표 2〉 상관관계 분석

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
① $CRASH_{it+1}$		0.74 [†]	0.49 [†]	0.45 [†]	0.04 [†]	0.03 [†]	-0.01	0.02 [#]	0.04 [†]	-0.05 [†]	0.03 [†]	0.01	0.02 [#]	0.03 [†]
② $VRASH_{it+1}$	0.58 [†]		0.71 [†]	0.70 [†]	0.04 [†]	0.03 [†]	0.01	0.03 [†]	0.05 [†]	-0.06 [†]	0.03 [†]	-0.01	0.01	0.05 [†]
③ $NSkew_{it+1}$	0.46 [†]	0.68 [†]		0.95 [†]	0.04 [†]	0.03 [†]	0.16 [†]	0.03 [†]	0.10 [†]	-0.03 [†]	0.03 [†]	0.05 [†]	-0.07 [†]	0.12 [†]
④ $DUVOL_{it+1}$	0.42 [†]	0.68 [†]	0.98 [†]		0.03 [†]	0.02 [#]	0.17 [†]	0.03 [†]	0.11 [†]	-0.03 [†]	0.04 [†]	0.05 [†]	-0.08 [†]	0.13 [†]
⑤ $InEFF_{it+1}^{BH}$	0.03 [†]	0.02 [†]	0.02 [#]	0.02 [*]		0.90 [†]	-0.11 [†]	0.01	0.10 [†]	-0.03 [†]	0.01	0.02 [*]	0.07 [†]	0.01
⑥ $InEFF_{it+1}^{CLS}$	0.02 [*]	0.02 [#]	0.02 [#]	0.02 [*]	0.76 [†]		-0.13 [†]	0.01	0.07 [†]	-0.03 [†]	0.01	0.01	0.08 [†]	-0.01
⑦ $Size_{it}$	-0.01	0.01	0.16 [†]	0.16 [†]	-0.12 [†]	-0.13 [†]		0.22 [†]	-0.07 [†]	0.06 [†]	-0.01	0.03 [†]	-0.40 [†]	0.17 [†]
⑧ Lev_{it}	0.02 [#]	0.02 [#]	0.02 [#]	0.02 [#]	-0.01	-0.01	0.21 [†]		0.11 [†]	-0.06 [†]	0.03 [†]	-0.07 [†]	0.24 [†]	0.04 [†]
⑨ MB_{it}	0.03 [†]	0.04 [†]	0.13 [†]	0.13 [†]	0.10 [†]	0.09 [†]	-0.08 [†]	0.23 [†]		-0.00	0.02 [#]	0.15 [†]	0.10 [†]	0.06 [†]
⑩ ROE_{it+1}	-0.08 [†]	-0.08 [†]	0.01	0.00	-0.00	0.02 [#]	0.10 [†]	-0.14 [†]	0.17 [†]		-0.01	0.05 [†]	-0.09 [†]	-0.01
⑪ $Turn_{it}$	0.03 [†]	0.04 [†]	0.04 [†]	0.04 [†]	0.01	0.02 [*]	0.00	0.04 [†]	0.02 [#]	-0.02 [*]		0.15 [†]	0.30 [†]	-0.04 [†]
⑫ $BHAR_{it}$	0.00	-0.00	0.05 [†]	0.04 [†]	0.01	0.01	0.06 [†]	-0.11 [†]	0.16 [†]	0.20 [†]	0.17 [†]		0.02 [*]	-0.16 [†]
⑬ $SDFWRet_{it}$	0.01	0.00	-0.09 [†]	-0.09 [†]	0.05 [†]	0.06 [†]	-0.40 [†]	0.25 [†]	0.01	-0.15 [†]	0.32 [†]	-0.03 [†]		-0.16 [†]
⑭ $NSkew_{it}$	0.03 [†]	0.05 [†]	0.13 [†]	0.13 [†]	-0.00	-0.00	0.16 [†]	0.03 [†]	0.05 [†]	0.01	-0.07 [†]	-0.16 [†]	-0.19 [†]	

1) 대각선 위쪽은 Pearson 상관계수, 아래쪽은 Spearman 상관계수

2) H0: $\rho = 0$ 이라는 가정하에서 †는 1% 이하 수준에서, #는 5% 이하 수준에서, *는 10% 이하 수준에서 상관계수가 유의함을 표시

3) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조

2. 실증분석 결과

다음의 <표 3>은 투자 비효율성이 추가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과로서 추가급락 위험 측정치로 $CRASH_{it+1}$ 을 사용한 로짓 분석(Logit analysis) 결과이다.

<표 3> 실증분석 결과

Dependent variable = $Crash_{it+1}$				
Intercept	-2.131 (14.66)***	-1.925 (8.91)***	-2.128 (14.52)***	-1.945 (9.06)***
$InEff_{it}^{BHV}$	1.841 (10.13)***	1.844 (9.59)***	—	—
$InEff_{it}^{CLLS}$	—	—	1.723 (7.35)***	1.764 (7.27)***
$Size_{it}$	-0.002 (0.01)	-0.018 (0.61)	-0.001 (0.01)	-0.017 (0.54)
Lev_{it}	0.208 (1.95)	0.337 (4.02)**	0.204 (1.86)	0.330 (3.85)**
MB_{it}	0.058 (7.98)***	0.059 (7.49)***	0.061 (8.79)***	0.062 (8.20)***
ROE_{it+1}	-0.186 (20.08)***	-0.169 (16.79)***	-0.188 (20.49)***	-0.171 (17.15)***
$Turn_{it}$	0.227 (7.78)***	0.189 (5.39)**	0.226 (7.74)***	0.189 (5.36)**
$BHAR_{it}$	0.051 (1.25)	0.088 (3.17)*	0.051 (1.26)	0.088 (3.20)*
$SDFWRet_{it}$	0.367 (0.10)	-1.250 (0.85)	0.392 (0.11)	-1.222 (0.81)
$NSkew_{it}$	0.119 (8.20)***	0.115 (7.23)***	0.120 (8.35)***	0.116 (7.32)***
Industry dummy	—	(Included)	—	(Included)
Year dummy	—	(Included)	—	(Included)
χ^2	72.44	239.93	69.81	237.74
표본 수	11,898	11,898	11,898	11,898

1) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조.

2) ()의 값은 추정계수에 대한 Chi-square 값

3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임

<표 3>의 결과 부분에서 첫 번째와 두 번째 열은 투자 비효율성으로 $InEff_{it}^{BHV}$ 을, 세 번째와 네 번째 열은 투자 비효율성으로 $InEff_{it}^{CLLS}$ 을 사용한 결과이다. 또한 두 번째와 네 번째 열은 연도 더미와 산업 더미를 추가하여 연도별 및 산업별 효과를 통제한 결과이다.

우선 통제변수와 관련하여 $Size_{it}$ 의 계수는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. $Size_{it}$ 는 기업의 복합적인 특성을 반영하는 측정치로서 기업규모가 증가함에 따라 점점 더 많은 이해관계자들의 관심을 받게 됨에 따라 경영자와 외부 정보이용자 사이의 정보비대칭이 감소할 수도 있고 반대로 기업규모의 증가에 따라 기업 영업활동의 복잡성이 증가하여 정보비대칭이 증가할 수도 있다. 이러한 $Size_{it}$ 변수의 특성 때문에 Hutton et al.(2009)에서 $Size_{it}$ 의 계수는 유의한 양(+)의 값이지만 조은혜 등(2015)의 연구에서는 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 또한, 강나라 등(2015)의 연구에서는 $Size_{it}$ 의 계수는 유의하지 않게 나타나고 있다. 이러한 선행연구들의 결과로 볼 때 본 연구에서 $Size_{it}$ 의 계수가 유의하지 않은 것은 충분히 나타날 수 있는 결과인 것으로 판단된다.¹⁵⁾

일반적으로 부채비율(Lev_{it})과 성장성(MB_{it})의 경우, 그 값이 클수록 추가급락위험 역시 증가할 것으로 예상된다(Kim et al., 2014). 이러한 예상과 같이 Lev_{it} 의 계수는 <표 3>에서 연도별 및 산업별 더미변수가 추가되는 경우 5% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있고, MB_{it} 의 계수는 <표 3>에서 모든 경우에 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 부채비율(Lev_{it})과 성장성(MB_{it})에 따라 추가급락위험은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 다음으로 ROE_{it+1} 의 경우, 기업의 수익성이 클수록 주가는 상승할 것이므로 ROE_{it+1} 의 계수는 유의한 음(-)의 값일 것으로 예상된다. 이러한 예상과 같이 <표 3>에서 ROE_{it+1} 의 계수는 모든 경우에 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다.

정보이용자 사이에 의견차이가 있거나 기업에 대한 정보에 적체가 발생한다면 정보비대칭이 증가하여 추가급락위험은 증가할 것으로 예상된다. 이러한 예상대로 정보이용자 사이의 의견차이에 대한 측정치인 $Turn_{it}$ 은 <표 3>의 모든 경우에 적어도 5% 이하 수준에서, 정보 적체에 대한 측정치인 $BHAR_{it}$ 의 계수는 연도별 및 산업별 더미변수가 포함된 경우에 10% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 다음으로 기업의 기업고유주간수익률($FWRet_{it}$)의 변동성($SDFWRet_{it}$)과 비대칭성($NSkew_{it}$)이 클수록 추가급락위험은 증가할 것으로 예상되는데 $SDFWRet_{it}$ 의 경우 예상과 달리 그 계수는 유의하지 않지만 $NSkew_{it}$ 의 계수는 <표 3>의 모든 경우에 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다.

이상에서 보듯이 본 연구에서 사용된 통제변수들은 추가급락위험과의 관계에서 거의 대부분

15) 그러나 다음의 <표 4>에서 추가급락위험에 대한 측정치로 $NSkew_{it+1}$ 과 $DUVOL_{it+1}$ 를 사용하는 경우에는 $Size_{it}$ 의 계수는 유의한 양(+)의 값으로 나타나고 있다.

이 선행연구에서의 예상 및 실제 결과와 유사한 모습을 보이고 있다.

마지막으로 본 연구의 주제와 관련하여 <표 3>의 관심변수는 투자 비효율성에 대한 측정치인 $InEff_{it}^{BHV}$ 과 $InEff_{it}^{CLLS}$ 이다. <표 3>에 제시된 결과 부분의 첫 번째 열을 보면 투자 비효율성 ($InEff_{it}^{BHV}$)의 계수는 1.841로서 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 결과는 투자 비효율성이 증가할수록 추가급락위험이 증가한다는 것을 보여준다. 그리고 연도별 및 산업별 더미를 추가한 두 번째 열에서도 투자 비효율성($InEff_{it}^{BHV}$)의 계수는 1.844로 첫 번째 열과 거의 유사한 결과를 보이고 있다. 또한, 투자 비효율성에 대한 측정치로 $InEff_{it}^{CLLS}$ 를 사용하는 경우에도 $InEff_{it}^{CLLS}$ 의 계수는 1.723으로서 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있으며 (세 번째 열), 연도별 및 산업별 더미변수를 추가한 네 번째 열에서도 $InEff_{it}^{CLLS}$ 의 계수는 1.764로서 역시 1% 이하 수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있다.

따라서 <표 3>의 결과는 어느 경우에도 투자 비효율성에 따라 추가급락위험이 증가한다는 결과를 일관되게 보이고 있으며 이는 투자 비효율성이 큰 기업의 경우 추가급락위험이 증가한다는 본 연구의 가설이 타당하다는 것을 의미한다고 판단된다.¹⁶⁾

다음의 <표 4>는 <표 3>의 결과가 추가급락위험을 다르게 측정하는 경우에도 타당한지를 보기 위하여 $CRASH_{it+1}$ 대신 $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it+1}$, 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 을 사용하여 분석한 결과이다.

<표 4>에서 추가급락위험(SPC_{it+1})에 대한 측정치로 $Vrash_{it+1}$ 를 사용할 경우, $InEff_{it}^{BHV}$ ($InEff_{it}^{CLLS}$)의 계수는 0.537(0.482)로 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 또한 추가급락위험(SPC_{it+1})에 대한 측정치로 $NSkew_{it+1}$ 와 $DUVOL_{it+1}$ 을 사용하는 경우에도 $InEff_{it}^{BHV}$ ($InEff_{it}^{CLLS}$)의 계수는 각각 0.716(0.714)와 0.295(0.288)로 모두 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 따라서 <표 4>의 결과는 추가급락위험(SPC_{it+1})에 대한 측정치를 $Crash_{it+1}$ 와 달리 하는 경우에도 투자 비효율성이 추가급락위험에 미치는 영향은 <표 3>과 다르지 않다는 것을 보여 준다.¹⁷⁾

16) <표 4>를 보면 연도별 및 산업별 더미변수의 존재 여부에 관계없이 그 결과는 유사하므로 이하에서는 편의상 연도별 및 산업별 더미변수가 없는 경우만을 제시한다. 이하의 분석에서 당연히 연도별 및 산업별 더미변수를 추가하는 경우에도 그 결과는 달라지지 않는다.

17) <표 4>에서 보듯이 추가급락위험(SPC_{it+1}) 측정치로 $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it+1}$, 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 을 사용하여도 그 결과는 $CRASH_{it+1}$ 를 사용하는 경우와 크게 다르지 않다. 따라서 이하에서는 편의상 추가급락위험(SPC_{it+1}) 측정치로 $CRASH_{it+1}$ 를 사용한 결과만을 제시하기로 한다. 이하의 결과는 $CRASH_{it+1}$ 대신 $VRASH_{it+1}$, $NSkew_{it+1}$, 그리고 $DUVOL_{it+1}$ 를 사용하여도 달라지지 않는다.

〈표 4〉 주가급락위험에 대한 다른 측정치 사용

SPC_{it+1}	$Vrash_{it+1}$		$NSkew_{it+1}$		$DUVOL_{it+1}$	
Intercept	2.229 (19.69)***	2.231 (19.65)***	-2.255 (-16.61)***	-2.261 (-16.60)***	-1.061 (-16.90)***	-1.062 (-16.88)***
$InEff_{it}^{BHV}$	0.537 (4.22)***	—	0.716 (4.69)***	—	0.295 (4.18)***	—
$InEff_{it}^{CLLS}$	—	0.482 (3.48)***	—	0.714 (4.31)***	—	0.288 (3.76)***
$Size_{it}$	0.005 (1.15)	0.005 (1.16)	0.074 (14.85)***	0.074 (14.87)***	0.035 (15.17)***	0.035 (15.18)***
Lev_{it}	0.050 (1.64)	0.049 (1.61)	-0.054 (-1.49)	-0.056 (-1.53)	-0.029 (-1.75)*	-0.030 (-1.78)*
MB_{it}	0.022 (4.64)***	0.023 (4.81)***	0.061 (10.74)***	0.062 (10.91)***	0.031 (11.82)***	0.031 (11.99)***
ROE_{it+1}	-0.054 (-6.01)***	-0.055 (-6.05)***	-0.054 (-4.94)***	-0.054 (-4.97)***	-0.025 (-5.04)***	-0.025 (-5.07)***
$Turn_{it}$	0.051 (3.01)***	0.051 (2.99)***	0.078 (3.84)***	0.077 (3.82)***	0.042 (4.46)***	0.042 (4.44)***
$BHAR_{it}$	-0.006 (-0.64)	-0.006 (-0.64)	0.045 (3.98)***	0.045 (3.97)***	0.019 (3.62)***	0.019 (3.61)***
$SDFWRet_{it}$	-0.015 (-0.06)	-0.007 (-0.03)	-0.423 (-1.47)	-0.413 (-1.43)	-0.299 (-2.25)**	-0.295 (-2.21)**
$NSkew_{it}$	0.036 (4.26)***	0.036 (4.29)***	0.105 (10.43)***	0.105 (10.45)***	0.048 (10.40)***	0.048 (10.42)***
Adj. R^2	0.97%	0.93%	5.42%	5.39%	5.81%	5.79%
표본 수	11,898	11,898	11,898	11,898	11,898	11,898

- 1) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조.
 2) ()의 값은 추정계수에 대한 p 값
 3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임

3. 추가분석

가. 투자 비효율성과 장기 성과

기업의 투자가 비효율적일수록 NPV가 양(+)인 투자가 감소하거나 NPV가 음(-)인 투자가 증가함에 따라 기업가치는 하락하고 이것이 주가하락으로 나타나게 된다. 따라서 투자 비효율성에 따른 주가하락이 평균적인 경우보다 더 크게 나타나게 되면 이로부터 주가급락위험이 포착될 가능성이 증가하게 된다. 즉, 투자 비효율성에 따라 주가급락위험이 증가하는 것은 기본적인

로 비효율적인 투자에 따라 부정적인 기업성과가 나타나기 때문인 것으로 예상된다. 이하에서는 이러한 예상이 타당한지를 아래의 모형 (5)를 통하여 분석하였다.

$$BHAR_{it+\tau} = \lambda_0 + \lambda_1 InEff_{it} + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 Lev_{it} + \lambda_4 MB_{it} + \lambda_5 ROE_{it} + \lambda_6 BHAR_{it} + \lambda_7 SDFWRet_{it} + \mu_{it+1}^1 \quad (5)$$

비효율적인 투자가 기업가치에 미치는 영향은 장기간에 걸쳐 나타날 가능성이 있으므로 $t+1$ 년도, $t+2$ 년도, 그리고 $t+3$ 년도까지에 대해 모형 (5)를 분석하였으며 예상대로 비효율적인 투자에 따라 부정적인 기업성과가 나타난다면 $InEff_{it}$ 의 계수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

<표 5>의 Panel A는 투자 비효율성을 $InEff_{it}^{BHV}$ 로 측정한 결과이다. 기업의 성과를 미래 1년 동안의 시장조정수익률($BHAR_{it+1}$)로 하는 경우, $InEff_{it}^{BHV}$ 의 계수는 유의하지 않은 값을 보이고 있다. 그러나, 기업의 성과를 미래 2년 및 3년 동안의 시장조정수익률($BHAR_{it+2}$ 과 $BHAR_{it+3}$)로 하는 경우에는 $InEff_{it}^{BHV}$ 의 계수는 각각 -0.672 와 -0.558 로 1% 이하 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타나고 있다. 이는 비효율적인 투자가 이루어질 경우, 예상대로 기업의 성과는 장기적으로 저하된다는 것을 보여 주며, 추가급락위험은 이러한 장기적인 기업 성과의 저하 과정에서 나타나는 것으로 판단된다.

다음으로 <표 5>의 Panel B는 $InEff_{it}^{CLLS}$ 로 투자 비효율성을 측정한 결과이다. Panel A에서와 마찬가지로 $InEff_{it}^{CLLS}$ 의 계수는 $BHAR_{it+1}$ 에 대해서는 유의하지 않으며 $BHAR_{it+2}$ 와 $BHAR_{it+3}$ 에 대해서는 1% 이하 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다.¹⁸⁾

18) $BHAR_{it+1}$ 에 대해 $InEff_{it}^{BHV}$ 와 $InEff_{it}^{CLLS}$ 의 계수가 유의하지 않는 것은 t 년도에 이루어진 투자의 성과가 나타날 때까지는 일정한 시간이 필요하기 때문인 것으로 보인다. 특히 t 년도의 투자가 t 년도 말기에 집중된다면 그 효과가 $t+1$ 에는 나타나지 않을 가능성이 크다. 그럼에도 불구하고 <표 3>과 <표 4>에서 $t+1$ 에 추가급락위험이 나타나고 있는데 이는 장기적인 기업 성과의 하락에 대한 사전적인 전조 현상인 것으로 이해된다.

〈표 5〉 투자 비효율성과 기업의 장기 성과

Panel A : 투자 비효율성 = $lnEff_{it}^{BHV}$			
Dep. Var.	$BHAR_{it+1}$	$BHAR_{it+2}$	$BHAR_{it+3}$
Intercept	0.889 (7.83)***	0.388 (3.21)***	-0.690 (-5.54)***
$lnEff_{it}^{BHV}$	-0.029 (-0.22)	-0.672 (-4.75)***	-0.558 (-3.81)***
$Size_{it}$	-0.027 (-6.53)***	-0.010 (-2.17)**	0.028 (6.07)***
Lev_{it}	0.012 (0.37)	-0.121 (-3.55)***	-0.289 (-8.17)***
MB_{it}	-0.029 (-5.63)***	-0.023 (-4.03)***	-0.035 (-5.74)***
ROE_{it}	-0.008 (-1.68)*	0.001 (0.24)	-0.012 (-1.84)*
$BHAR_{it}$	0.039 (4.13)***	0.022 (2.27)**	-0.036 (-3.56)***
$SDFWRet_{it}$	-4.859 (-20.81)***	-2.586 (-10.32)***	0.287 (1.11)
Adj. R^2	4.65%	2.12%	1.81%
표본 수	10,867	9,927	9,046
Panel B : 투자 비효율성 = $lnEff_{it}^{CLLS}$			
Dep. Var.	$BHAR_{it+1}$	$BHAR_{it+2}$	$BHAR_{it+3}$
Intercept	0.885 (7.78)***	0.398 (3.28)***	-0.675 (-5.41)***
$lnEff_{it}^{CLLS}$	0.008 (0.06)	-0.693 (-4.53)***	-0.642 (-4.06)***
$Size_{it}$	-0.027 (-6.50)***	-0.010 (-2.25)**	0.027 (5.96)***
Lev_{it}	0.012 (0.37)	-0.118 (-3.48)***	-0.287 (-8.11)***
MB_{it}	-0.029 (-5.66)***	-0.024 (-4.19)***	-0.035 (-5.84)***
ROE_{it}	-0.008 (-1.68)*	0.001 (0.23)	-0.012 (-1.85)*
$BHAR_{it}$	0.039 (4.13)***	0.022 (2.28)**	-0.036 (-3.55)***
$SDFWRet_{it}$	-4.859 (-20.81)***	-2.590 (-10.33)***	0.290 (1.13)
Adj. R^2	4.65%	2.10%	1.83%
표본 수	10,867	9,927	9,046

- 1) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조.
 2) ()의 값은 추정계수에 대한 p 값
 3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임

나. 회계적 불투명성의 통제

앞부분에서 설명한 선행연구에 의하면 회계적 불투명성은 주가급락위험에 영향을 미치고 (Hutton et al., 2009 ; Kim et al., 2016 ; Zhu, 2016 ; 임현일과 김민수, 2014 ; Lee et al., 2014 ; 이진환과 윤성용, 2015 ; 조은혜 등, 2015 ; 이상호와 최승욱, 2017) 또한 투자의 비효율성에도

영향을 미치는데(Biddle and Hilary, 2006 ; Biddle et al., 2009 ; Brogaard et al., 2018 ; Chen et al., 2011 ; Choi et al., 2018) 것으로 나타났다. 따라서 <표 3>과 <표 4>에서 투자 비효율성에 따라 추가급락위험이 증가하는 것은 회계적 불투명성이 투자 비효율성에 영향을 미치고 이렇게 투자 비효율성에 내포된 회계적 불투명성이 추가급락위험에 영향을 미쳤기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 이에 따라 다음의 모형 (6)을 이용하여 회계적 불투명성의 영향을 통제한 후에도 투자 비효율성에 따라 추가급락위험이 일관적으로 나타나는지를 분석하였다.

$$SPC_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 InEff_{it} + \gamma_{11} OPCT_{it} + \gamma_{12} OPCT_{it}^2 + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 Lev_{it} + \gamma_4 MB_{it} + \gamma_5 ROE_{it} + \gamma_6 Turn_{it} + \gamma_7 BHAR_{it} + \gamma_8 SDFWRet_{it} + \gamma_9 NSkew_{it} + \mu_{it+1}^2 \quad (6)$$

<표 6> 회계적 불투명성의 통제

Dependent Variable = $Crash_{it+1}$		
Intercept	-1.752 (7.80)***	-1.789 (8.08)***
$InEff_{it}^{BHV}$	2.011 (9.58)***	—
$InEff_{it}^{CLLS}$	—	2.126 (9.13)***
$OPCT_{it}$	0.859 (1.07)	0.870 (1.09)
$OPCT_{it}^2$	-1.730 (1.08)	-1.772 (1.14)
$Size_{it}$	-0.018 (0.60)	-0.016 (0.51)
Lev_{it}	0.392 (5.29)**	0.386 (5.12)**
MB_{it}	0.051 (4.07)**	0.054 (4.52)**
ROE_{it+1}	-0.244 (26.84)***	-0.245 (27.06)***
$Turn_{it}$	0.313 (11.33)***	0.311 (11.18)***
$BHAR_{it}$	0.026 (0.26)	0.026 (0.27)
$SDFWRet_{it}$	-1.530 (1.22)	-1.490 (1.16)
$NSkew_{it}$	0.120 (6.99)***	0.120 (7.06)***
Chi^2	79.42	79.00
표본 수	9,927	9,927

- 1) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조. 단, $OPCT_{it}$ 는 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 구한 발생액을 매출액 변화액과 유형자산, 그리고 ROE 에 대해 연도별-산업별로 회귀분석할 때에 나타나는 잔차의 과거 3년(당기 포함) 동안의 합으로 측정
- 2) ()의 값은 추정계수에 대한 Chi-square 값
- 3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임.

여기에서 $OPCT_{it}$ 는 회계적 불투명성에 대한 측정치로서 Kothari et al.(2005)에 따라 성과를 통제한 재량적발생액을 이용하여 측정한다. 발생액은 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 구하고 이 발생액을 매출액 변화액과 유형자산, 그리고 ROE에 대해 연도별-산업별로 회귀분석할 때에 나타나는 잔차로 재량적발생액(DA_{it})을 구한다. 그리고 당기를 포함하여 과거 3년 동안의 DA 의 합으로 $OPCT_{it}$ 를 측정한다. 또한, 회계적 불투명성은 추가급락위험에 비선형적인 영향을 미친다는 Hutton et al.(2009)의 연구를 반영하여 $OPCT_{it}^2$ 을 통제변수로 추가한다. 다음의 <표 6>은 그 결과이다.

<표 6>에서 투자 비효율성 $InEff_{it}^{BHV}$ ($InEff_{it}^{CLLS}$)의 계수는 2.011(2.126)로 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타나 회계적 불투명성을 $OPCT_{it}$ 와 $OPCT_{it}^2$ 로 통제하는 경우에도 투자 비효율성에 따라 추가급락위험이 증가한다는 <표 3>과 <표 4>의 결과가 일관되게 나타나고 있다. 이러한 결과는 <표 3> 및 <표 4>에서 나타난 투자 비효율성과 추가급락위험 사이의 관계가 단순히 회계적 불투명성이 투자 비효율성과 추가급락위험에 동시에 영향을 미치기 때문에 나타난 것이 아니라 기업 투자의 비효율성이 갖는 독립적인 효과 때문에 추가급락위험이 나타난다는 것을 의미한다.¹⁹⁾

다. 과소투자과 과잉투자의 구분

본 연구는 투자의 비효율성을 모형 (1)과 모형 (2)에서 나타나는 잔차의 절대값으로 측정한다. 이렇게 잔차의 절대값으로 투자 비효율성을 측정하는 이유는 기업가치 극대화를 위해 기대되는 투자수준에 미달하거나(과소투자) 초과하는 경우(과잉투자) 모두 기업가치에 미치는 부정적인 효과가 동일하다고 보기 때문이다. 그러나 과소투자가 NPV가 양(+)인 투자안에 투자를 하지 않는 것임에 비하여 과잉투자는 NPV가 음(-)인 투자안까지 투자를 하는 것이므로 과소투자과 과잉투자가 추가급락위험에 미치는 영향은 차이가 있을 수 있다. 즉, 투자에 따른 한계수익률 제감을 고려하면(Fairfield et al., 2003) 과소투자의 경우에는 투자의 수익률이 감소하지 않지만, 과

19) 그러나 여전히 추가급락위험의 주요 원인이 회계적 불투명성인지 아니면 투자 비효율성인지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다. 비록 <표 6>에서 $OPCT_{it}$ 와 $OPCT_{it}^2$ 의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타나기는 하지만 <표 3>과 <표 4>에서 나타나는 추가급락위험이 투자 비효율성만으로 완전하게 설명될 수 있느냐에 대해서는 아직은 속단하기 어렵다. 선행연구에 따르면 회계적 불투명성이 투자 비효율성에 영향을 미치고 있는 것이 확실한 만큼 현재 <표 3>과 <표 4>에서 추가급락위험이 나타난 결과의 일정 부분은 회계적 불투명성 때문일 가능성이 있다. 또한 선행연구에서 제시한 인과관계와는 반대로 추가급락위험에 영향을 미치는 투자 비효율성이 회계적 불투명성에도 동시에 영향을 미친다면 회계적 불투명성에 따라 추가급락위험이 나타난다는 선행연구의 결과는 사실 투자 비효율성의 영향을 반영하는 것일 수도 있다. 다만 본 연구는 기본적으로 투자 비효율성에 따라 추가급락위험이 나타나는지 여부를 분석하고자 하는 것이므로 투자 비효율성, 회계적 불투명성, 그리고 추가급락위험 사이의 관계에 대한 보다 더 깊은 분석은 차후의 연구과제로 남긴다.

잉투자의 경우에는 투자의 수익률이 체증적으로 감소하게 된다.

따라서 <표 3>과 <표 4>에서 나타난 투자 비효율성에 따른 주가급락위험의 증가는 과소투자보다는 과잉투자의 경우에 더 크게 나타날 가능성이 있다. 이의 분석을 위하여 다음의 모형 (7)을 이용한다.

$$\begin{aligned} SPC_{it+1} = & \gamma_0 + \gamma_1 UnderInv_{it} (or OverInv_{it}) + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 Lev_{it} + \gamma_4 MB_{it} \\ & + \gamma_5 ROE_{it} + \gamma_6 Turn_{it} + \gamma_7 BHAR_{it} + \gamma_8 SDFWRet_{it} \\ & + \gamma_9 NSkew_{it} + \mu_{it+1}^3 \end{aligned} \quad (7)$$

위 모형 (7)에서 $UnderInv_{it}$ 와 $OverInv_{it}$ 는 각각 과소투자와 과잉투자에 대한 측정치이다. 우선, 모형 (1)에서 나타나는 잔차를 그 부호가 음(-)에서 양(+)의 방향으로 크기대로 나열하고 이를 4등분한 후, 각각 1그룹, 2그룹, 3그룹, 그리고 4그룹으로 구분한다. 따라서 1그룹은 모형 (1)에서 나타나는 잔차가 큰 음(-)의 값이거나 작은 양(+)의 값을 갖는 과소투자 표본이 되며 4그룹은 반대로 그 잔차가 큰 양(+)의 값이거나 작은 음(-)의 값을 갖는 과잉투자 표본이 된다. $UnderInv_{it}^{BHV}$ 는 해당 표본이 1그룹에 속하면 1, 2그룹이나 3그룹에 속하면 0의 값을 갖는 더미변수이고, $OverInv_{it}^{BHV}$ 는 해당 표본이 4그룹에 속하면 1, 2그룹이나 3그룹에 속하면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 즉, $UnderInv_{it}^{BHV}$ 와 $OverInv_{it}^{BHV}$ 는 2그룹과 3그룹과 비교하여 과소투자인지 과잉투자인지를 구분하는 변수가 된다.

그리고 모형 (2)의 잔차를 이용하여 동일한 방법으로 $UnderInv_{it}^{CLLS}$ 와 $OverInv_{it}^{CLLS}$ 를 구한다. 따라서 $UnderInv_{it}^{CLLS}$ 와 $OverInv_{it}^{CLLS}$ 는 2그룹과 3그룹과 비교하여 과소투자인지 과잉투자인지를 구분하는 변수가 된다. 다음의 <표 7>은 과소투자와 과잉투자 여부와 주가급락위험 사이의 관계에 대한 결과이다.

<표 7>에서 과소투자의 경우, $UnderInv_{it}^{BHV}$ 와 $UnderInv_{it}^{CLLS}$ 의 계수는 모두 유의한 값을 보이지 않고 있다. 이에 비하여 과잉투자의 경우, $OverInv_{it}^{BHV}$ 와 $OverInv_{it}^{CLLS}$ 의 계수는 각각 0.179와 0.171로서 1%와 5% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 <표 3>과 <표 4>에서 나타나는 투자 비효율성에 따른 주가급락위험의 증가가 과소투자보다는 주로 과잉투자 때문이라는 것을 나타낸다.²⁰⁾

20) 이러한 결과는 과소투자와 과잉투자를 모두 동질적인 투자 비효율성으로 다루는 선행연구의 일반적인 관행이 과연 타당한 것인가에 대해 검토가 필요하다는 것을 시사한다. 투자 비효율성 측정과 관련하여 과소투자와 과잉투자가 실질적으로 동일한 경제적 의미를 갖는지에 대해 사전적인 검토가 필요하며 한계수익률 체감을 고려할 경우, 분명히 과소투자와 과잉투자는 미래의 기업 성과에 대해 차별적인 의미를 갖는 것은 분명하다. 이러한 차이로 인하여 주가급락위험은 주로 과잉투자와 관련되는 것으로 이해된다.

〈표 7〉 과소투자 vs. 과잉투자

Dependent Variable = $Crash_{it+1}$					
과소투자			과잉투자		
Intercept	-1.495 (4.99)**	-1.632 (6.06)**	Intercept	-1.942 (9.23)***	-1.980 (9.74)***
$UnderInv_{it}^{BHV}$	0.103 (2.25)	—	$OverInv_{it}^{BHV}$	0.179 (6.99)***	—
$UnderInv_{it}^{CLLS}$	—	0.031 (0.20)	$OverInv_{it}^{CLLS}$	—	0.171 (6.59)**
$Size_{it}$	-0.030 (1.43)	-0.023 (0.90)	$Size_{it}$	-0.005 (0.05)	-0.007 (0.080)
Lev_{it}	0.389 (4.97)**	0.320 (3.41)*	Lev_{it}	0.073 (0.17)	0.233 (1.72)
MB_{it}	0.042 (2.86)*	0.067 (8.35)***	MB_{it}	0.070 (8.44)***	0.071 (8.30)***
ROE_{it+1}	-0.180 (14.47)***	-0.183 (14.40)***	ROE_{it+1}	-0.210 (14.69)***	-0.239 (19.75)***
$Turn_{it}$	0.320 (12.77)***	0.338 (13.21)***	$Turn_{it}$	0.144 (1.92)	0.127 (1.65)
$BHAR_{it}$	0.041 (0.60)	0.025 (0.23)	$BHAR_{it}$	-0.002 (0.01)	0.003 (0.01)
$SDFWRet_{it}$	0.800 (0.36)	0.652 (0.23)	$SDFWRet_{it}$	-0.283 (0.04)	-0.157 (0.01)
$NSkew_{it}$	0.130 (7.48)***	0.104 (4.67)**	$NSkew_{it}$	0.135 (7.42)***	0.130 (7.10)***
Chi^2	65.03	59.80	Chi^2	43.83	53.75
표본 수	8,924	8,924	표본 수	8,929	8,927

- 1) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조. 단, $UnderInv_{it}^{BHV}$ 는 모형 (1)에서의 잔차를 그 크기가 증가하는 순서로 배열하고 이를 4등분할 때, 그 크기가 가장 낮은 그룹에 속하면 1, 두 번째 혹은 세 번째 그룹에 속하면 0의 값을 갖는 더미변수이고, $OverInv_{it}^{BHV}$ 는 그 잔차가 가장 높은 그룹에 속하면 1, 두 번째 혹은 세 번째 그룹에 속하면 0의 값을 갖는 더미변수이다. $UnderInv_{it}^{CLLS}$ 와 $OverInv_{it}^{CLLS}$ 는 모형 (2)를 이용하여 $UnderInv_{it}^{BHV}$ 및 $OverInv_{it}^{BHV}$ 와 동일한 방법으로 구한다.
- 2) ()의 값은 추정계수에 대한 Chi-square 값
- 3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임.

V. 결 론

본 연구는 회계적 불투명성에 따라 추가급락위험이 나타난다는 선행연구에 더하여 투자 비효

울성이 주가급락위험의 또 다른 원인이 되는지를 분석하였다. 이의 분석을 위해 1994년부터 2016년까지 12월 결산 제조업을 중심으로 총 11,898개 기업-년의 표본을 추출하여 분석을 수행하였다. 분석 결과, 투자 비효율성에 따라 주가급락위험은 증가하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 주가급락위험을 여러 가지 다른 방법으로 측정하는 경우에도, 주가급락위험에 대한 회계적 불투명성의 영향을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났다. 또한, 투자 비효율성에 의한 주가급락위험은 과소투자보다는 주로 과잉투자에 기인하는 것으로 나타났다.

주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들이 주가급락위험의 원인으로 회계적 불투명성이나 정보환경의 불완전성을 제시하고 있음에 비하여 본 연구는 투자의 비효율성이라는 실물 차원에서 요인을 고려하고 있다는 점에서 본 연구의 차별성이 있다고 판단된다. 즉, 선행연구들은 경영자와 외부 정보이용자 사이의 정보비대칭이라는 추상적인 개념에 따라 주가급락위험을 논의하지만 본 연구는 기업의 실질적인 투자활동에 따라 주가급락위험이 증가하는지를 분석한다는 측면에서 의미를 갖는다.

그러나 다음과 같은 측면에서 본 연구는 여전히 개선되어야 할 부분이 존재한다. 우선, Zhu(2016)에 의하면 발생액 과대 추정이나 과잉투자의 어느 경우에도 미래의 주가급락위험이 증가하므로 주가급락위험에 대하여 회계적 불투명성과 과잉투자의 효과는 개별적으로 존재하는 것으로 판단된다. 그러나 본 연구는 기본적으로 투자 비효율성에 따라 주가급락위험이 나타나는지 자체를 살펴보는 것이 목적이므로 주가급락위험 중에서 순수하게 투자 비효율성 때문에 나타나는 부분이 어느 정도인지에 대해서는 더 깊은 분석을 수행하지 못하였다. 이 부분은 차후의 연구에서 해결되어야 할 것으로 판단된다.

그리고 다르게 생각해 보면 Zhu(2016)와는 달리 회계적 불투명성과 투자 비효율성이 각각 독립적으로 주가급락위험에 영향을 미치는 것이 아니라 회계적 불투명성과 투자 비효율성 사이에는 상호종속성(Dependence)이 존재하고 이로부터 주가급락위험이 나타나고 있을 수 있다. 즉, 선행연구에 따르면 회계적 불투명성에 따라 주가급락위험이 나타나고 이 회계적 불투명성은 동시에 투자 비효율성에도 영향을 미치므로 투자 비효율성이 주가급락위험에 미치는 영향은 실제로는 회계적 불투명성 때문임에도 마치 투자 비효율성 때문에 주가급락위험이 나타나는 것처럼 보일 가능성이 존재한다. 반대로 Fairfield et al.(2003)에 따르면 투자의 증가는 발생액으로 측정이 되므로 오히려 투자 비효율성이 회계적 불투명성에 영향을 미치고 이로부터 주가급락위험이 나타날 가능성도 존재한다. 따라서 회계적 불투명성과 투자 비효율성 사이에는 분명히 상관관계가 존재하고 그 선후 관계에 대해 추가적인 분석이 필요함은 확실하다. 그러나 앞서도 언급하였듯이 본 연구는 단지 투자 비효율성과 주가급락위험 사이에 유의한 관계가 있는지를 1차적으로 살펴보는 것이 목적이므로 회계적 불투명성과 투자 비효율성 사이의 관계에 대해 더 깊은 분석까지 들어가지는 못하였다. 이 부분 역시 차후의 연구에서 해결되어야 할 것으로 보인다.

참고문헌

- 강나라 · 최 관. 2016. “누가 추가붕괴위험을 부담하는가? : 회계이익의 불투명성을 중심으로.” 회계학연구 41(2) : 87-129.
- 강나라 · 최권일 · 최 관. 2015. “이익공시의 적시성과 추가붕괴위험”. 회계학연구 40(6) : 1-40.
- 강상구 · 임현일. 2015. “애널리스트 낙관주의와 불투명성 및 추가급락에 관한 연구”. 금융연구 29(2) : 1-36.
- 김민수 · 임현일. 2015. “조세회피를 통한 정보의 불투명성과 추가급락에 관한 연구”. 재무관리연구 32(1) : 35-68.
- 김경혜 · 최경수. 2014. “보수주의가 기업의 투자의사결정에 미치는 영향”. 국제회계연구 55 : 20-41.
- 김도연 · 박서윤 · 신흥권. 2017. “공정공시 수준이 투자효율성에 미치는 영향”. 회계정보연구 35(1) : 311-335.
- 김현아 · 최우석 · 최승욱. 2014. “이사회 의 독립성 및 전문성과 투자효율성”. 경영학연구 43(4) : 1343-1378.
- 김현진. 2015. “내부회계관리제도와 투자효율성”. 국제회계연구 62 : 1-26.
- 박선영 · 배한수. 2011. “재무보고의 질과 기업지배구조가 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. 회계정보연구 29(4) : 363-391.
- 박진하 · 권대현. 2012. “외국인주주의 지분율이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. 회계학연구 37(3) : 277-307.
- 배진철 · 장 기 · 고재민. 2016. “재무분석가가 추가폭락 위험에 미치는 직접 및 매개효과”. 회계정보연구 34(3) : 215-248.
- 배한수 · 김경희 · 우미진. 2013. “기업지배구조가 과소투자에 미치는 영향”. 국제회계연구 49 : 339-362.
- 이보미 · 박보영. 2016. “이익유연화가 주식시장에서의 시장유동성 및 추가급락위험에 미치는 영향”. 대한경영학회지 29(10) : 1501-1525.
- 이상호 · 이창섭 · 추재연. 2017. “실물이익조정이 차기 추가폭락위험에 미치는 영향”. 경영학연구 46(1) : 287-313.
- 이상호 · 최승욱. 2017. “회계 보수성이 미래 추가폭락위험에 미치는 영향 - 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 중심으로”. 경영학연구 46(2) : 561-594.
- 이세용. 2018. “최대주주 지분율과 추가급락위험”. 세무와회계저널 19(1) : 115-141.
- 이진훤 · 윤성용. 2015. “회계이익의 질이 가치평가오류와 추가급락에 미치는 영향”. 회계연구 20(2) : 151-179.
- 임상균 · 이문영 · 황인이. 2014. “대규모기업집단 소속기업의 투자효율성”. 회계학연구 39(3) :

91-134.

- 임현일 · 김민수. 2014. “기업의 재무적 불투명성이 주가급락에 미치는 영향에 대한 연구”. 금융연구 28(3) : 89-121.
- 전경민 · 신영직 · 김현표. 2018. “외국인 임원과 기업의 투자효율성”. 회계학연구 43(1) : 119-165.
- 정주렴 · 김범준 · 권세원. 2017. “경영자 능력이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. 회계정보연구 35(1) : 359-382.
- 조은혜 · 문해원 · 최영수. 2015. “비교가능성이 기업단위의 주가폭락에 미치는 영향”. 회계학연구 40(4) : 179-211.
- 조정은 · 최아름. 2016. “산업내 기업간 경쟁이 투자효율성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 17(3) : 189-230.
- 최승욱. 2016. “재무제표 비교가능성이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. 회계저널 25(5) : 209-241.
- 최승욱 · 배길수. 2014. “감사인규모와 피감사기업의 투자효율성”. 회계저널 23(2) : 219-250.
- 최정호 · 김명서 · 홍수희. 2013. “이사회 특성과 투자효율성”. 국제회계연구 50 : 369-398.
- 최정호 · 김지수. 1996. “기업의 시설투자와 기업가치에 관한 실증적 연구”. 경영학연구 25(3) : 171-203.
- Bae, G. S., S. U. Choi, D. S. Dhaliwal, and P. T. Lamoreaux. 2017. Auditors and Client Investment Efficiency. *The Accounting Review* 92 (2) : 19-40.
- Biddle, G. C., and G. Hilary. 2006. Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment. *The Accounting Review* 81 (5) : 963-82.
- Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi, 2009. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48 (2) : 112-131.
- Blanchard, O. J., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 1994. What Do Firms Do with Cash Windfalls? *Journal of Financial Economics* 36 (3) : 337-360.
- Brogaard, J., W. Shi, K. C. J. Wei, and H. You. 2018. Do Analysts Improve Investment Efficiency? Working paper. U. of Washington, Norwegian School of Economics, Hong Kong Polytechnic U., HKUST.
- Callen, J. L., and X. Fang. 2013. Institutional Investor Stability and Crash Risk : Monitoring versus Short-Termism? *Journal of Banking & Finance* 37 : 3047-3063.
- Chan, R., B. Song, and L. Fan. 2016. Dividend Policy and Investment Efficiency—the Changes of the Mandatory Dividend Payments. Working paper. Hong Kong Baptist University.
- Chen, F., O. Hope, Q. Li, and X. Wang. 2011. Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets. *The Accounting Review* 86 (4) : 1255

— 1288.

- Chen, T., L. Xie, and Y. Zhang. 2017. How Does Analysts' Forecast Quality Relate to Corporate Investment Efficiency? *Journal of Corporate Finance* 43 : 217–240.
- Cheng, M, D. Dhaliwal, and Y. Zhang. 2013. Does Investment Efficiency Improve after the Disclosure of Material Weaknesses in Internal Control over Financial Reporting Reporting? *Journal of Accounting and Economics* 56(1) : 1–18.
- Choi, J. K, R. N. Hann, M. Subasi, and Y. Zheng. 2018. Do Analysts' Capital Expenditure Forecasts Affect Corporate Investment Efficiency? Working paper, U. of Maryland, HKUST.
- Fairfield, P. M., J. S. Whisenant, and T. L. Yohn. 2003. Accrued Earnings and Growth : Implications for Future Profitability and Market Mispricing, *The Accounting Review* 78 (1) : 353–371.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1985. Organizational Forms and Investment Decision. *Journal of Financial Economics* 14 (1) : 101–119.
- Goodman, T. H., M. Neamtiu, N. Schroff, and H. D. White. 2014. Management Forecast Quality and Capital Investment Decisions. *The Accounting Review* 89 (1) : 331–65.
- Hutton, A., A. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk. *Journal of Financial Economics* 94 (1) : 67–86.
- Imhof, M. J., T. C. Omer, and S. E. Seavey. 2016. Voluntary Disclosure Commitment and Firm Investment. 2016. Working paper. Wichita State University, U. of Nebraska.
- Jensen, M. C. 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover. *American Economic Review* 76 (2) : 323.
- Kedia, S., and T. Philippon. 2009. The Economics of Fraudulent Accounting. *The Review of Financial Studies* 22 (6) : 2169–2199.
- Kerstein, J., and S. Kim. 1995. The Incremental Information Content of Capital Expenditures. *The Accounting Review* 70 (3) : 513–526.
- Kim, J., and L. Zhang. 2016. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk : Firm—Level Evidence. *Contemporary Accounting Research* 33 (1) : 412–441.
- Kim, J., Y. Li, and L. Zhang. 2011b. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk : Firm—level Analysis. *Journal of Financial Economics* 100 (3) : 639–662.
- Lara, J. M. G., B. G. Osma, and F. Penalva. 2016. Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency. *Journal of Accounting and Economics* 61 : 221–238.
- Lee, J. H., J. Y. Cho, and C. C. Im. 2014. The Impact of Reporting Quality on Crash Risks in the Korean Stock Market. *Korean Accounting Review* 39 (2) : 361–394.

- McConnell, J. J., and C. J. Muscarella. 1985. Corporate Capital Expenditure Decisions and the Market Value of the Firm. *Journal of Financial Economics* 14 (3) : 399–422.
- McNichols, M. F., and S. R. Stubben. 2008. Does Earnings Management Affect Firms' Investment Decisions? *The Accounting Review* 83 (6) : 1571–1603.
- Mueller, D. C. 1969. A Theory of Conglomerate Mergers. *The Quarterly Journal of Economics* 83 (4) : 643–659.
- Richardson, S. 2006. Over-Investment of Free Cash Flow. *Review of Accounting Studies* 11 : 159–189.
- Robin, A. J., and H. Zhang. 2015. Do Industry-Specialist Auditors Influence Stock Price Crash Risk? *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 34 (3) : 47–79.
- Zhu, W. 2016. Accruals and Price Crashes. *Review of Accounting Studies* 21 (2) : 349–399.
- Woolridge, J. R., and C. C. Snow. 1990. Stock Market Reaction to Strategic Investment Decisions. *Strategic Management Journal* 11 (5) : 353–363.

Investment Inefficiency and Stock Price Crash Risk

Lee, Se Yong*

〈Abstract〉

This study analyzes whether a firm's investment inefficiency leads to stock price crash risk, compared with prior studies explaining the stock price crash risk as a result of the accounting opacity surrounding the firm's information environment.

The investment of a firm is likely to be executed to reach the maximization of the firm value. Therefore, if the investment is executed inefficiently, the probability of stock price crash is increased following the stock price decrease stemming from the reduction of the firm value. In addition, Fairfield et al.(2003), McNichols and Stubben(2008), Kedia and Philippon(2009), and Zhu(2016) argue that the firm's investment is simultaneously correlated with accruals with a high degree. Their argument implies that the causality shown in prior studies that accounting opacity leads to stock price crash risk is likely to be reversed. In other words, it is likely that the investment inefficiency affects accounting opacity, leading to the stock price crash risk.

To examine the possibility, this study selects 11,898 firm-years from the manufacturing firms with the fiscal year-end of December during the period from 1994 to 2016.

The results are follows. First, as expected, as the firm's investment inefficiency is worse, the stock price crash risk is increased. Second, the result is not changed when other measures of the stock price crash risk are used. Third, the result is not also changed when the accounting opacity is controlled for. Fourth, when the sample is separated into two groups, under-investment vs. over-investment, the stock price crash risk is observed in the over-investment sample, not on the under-investment sample.

Thus study contributes to the literature by showing that the stock price crash risk can be increased through the firm's real activity, investment, as well as the traditional concept, information asymmetry between managers and outside users of information, which has been using in popular in the prior studies.

〈Key words〉 Investment inefficiency, Stock price crash risk, Accruals, Opacity

* Professor, Department of Business Administration, The Catholic University of Korea, yoseli@catholic.ac.kr