

최대주주 지분율과 주가급락위험*

이세용**

〈요 약〉

Hutton et al.(2009) 이후 주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들은 주주와 경영자 사이의 대리인 문제에 입각하여 기업 정보환경의 불투명성과 주가급락위험 사이의 관계를 분석해 왔다. 그러나 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제는 주주와 경영자 사이의 대리인 문제 못지않게 기업 정보환경의 불투명성을 야기하는 원인이 된다.

최대주주는 기업에 대한 자신의 지배력을 바탕으로 사적인 편취를 하고자 하는 유인을 갖지만 (이익추구가설) 반대로 소액주주의 주가할인을 방지하기 위하여 소액주주와 이해관계를 일치시키려는 유인도 가질 수 있다(이익일치가설). 본 연구는 이러한 상반된 가설에 대한 실증적 증거를 제시하기 위하여 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제에서 야기되는 불투명성 때문에 주가급락위험이 나타나는지를 분석하였다.

이를 위하여 2000년부터 2015년까지 우리나라 유가증권시장에 12월 말 기준으로 상장되어 있는 7,138개 기업-년에 대해 분석한 결과, 최대주주 지분율에 따라 주가급락위험은 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 비선형성을 통제한 경우에도, Hutton et al.(2009)이 제시한 재무제표의 불투명성을 통제하는 경우에도, 주가급락위험을 다른 방법으로 측정하는 경우에도 달라지지 않았다. 따라서, 우리나라 기업의 경우, 최대주주는 기업에 대한 부정적인 뉴스를 기업 내부에 축적하지 않고 적시에 공시하고 있는 것으로 판단된다.

〈주제어〉 최대주주 지분율, 주가급락위험, 대리인 문제

* 본 연구는 2016년 가톨릭대학교 교비연구비 지원에 의하여 수행되었습니다(M-2016-B0002-00108).

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

I. 서 론

주가급락(*Stock price crash*)이란 기업에 대한 부정적인 정보(*Bad news*)가 시장에 적시에 공시되지 않고 지속적으로 기업 내부에 축적되다가 정보들이 더 이상 축적될 수 없는 한계점에 다다르면, 그 동안 축적된 정보들이 일시에 시장에 공시됨으로써 주가가 급격하게 하락하는 현상을 말한다. 이렇게 경영자들이 기업에 대한 부정적인 뉴스를 외부에 공시하지 않는 이유는 보상계약이나 자신들의 경력 관리 등을 위해 주가를 되도록이면 높게 유지하려는 유인이 있기 때문이다(Kothari et al., 2009).

Hutton et al.(2009)은 주가의 움직임이 상향보다는 하향의 가능성이 더 크다는 선행연구¹⁾의 결과를 제시하면서, 이러한 비대칭성이 나타나는 중요한 이유는 경영자가 부정적인 정보를 시장 참가자들에게 공시하지 않고 기업 내부에 지속적으로 축적하기 때문이라고 설명하고 있다. 즉, 대리인 관점에서 볼 때, 경영자들은 보상계약, 경력관리 등과 같은 자기 자신의 이해관계에 따라 기업의 부정적인 정보를 시장에 노출시키지 않으려는 유인을 갖는다(Kothari et al., 2009). 이에 따라 Hutton et al.(2009)은 기업에 대한 부정적인 정보가 기업 내부에 계속 축적됨에 따라 결과적으로 주가급락위험이 증가한다는 것을 실증하였다.²⁾

이와 같은 Hutton et al.(2009)의 연구결과는 경영자의 사적 유인(*Private incentives*)에 의한 정보 불투명성(*Information opacity*) 때문에 주주와 경영자 사이에 정보비대칭이 나타나고, 이로부터 주가급락위험이 증가한다는 것을 의미한다. 즉, 대리인 문제는 주가급락위험의 주요한 원인이 된다.

이러한 Hutton et al.(2009)의 관점에 따라 외국의 선행연구들은 대부분 경영자와 투자자(즉, 주주) 사이의 정보비대칭에서 나타나는 대리인 문제의 관점에서 주가급락위험 현상을 분석하고 있다(Kim et al., 2011 ; Callen and Fang, 2013 ; Kim et al., 2014 ; Robin and Zhang, 2015 ; Kim and Zhang, 2016 ; Zhu, 2016 ; Bhargava et al., 2017 ; Zhang et al., 2017). 또한, 우리나라 대부분의 선행연구들 역시 경영자와 주주 사이에서 나타나는 대리인 문제의 관점에서 주가급락위험을 분석하고 있다(임현일과 김민수, 2014 ; Lee et al., 2014 ; 조은혜 등, 2015 ; 김민수와 임현일, 2015 ; 이진환과 윤성용, 2015 ; 배진철 등, 2016 ; 이보미와 박보영, 2016 ; 이상호 등, 2017).

그런데 기업을 둘러싼 이해관계자 사이에서 나타나는 정보비대칭 문제는 주주와 경영자 사이에 국한되지 않는다. 특히 대주주와 소액주주 사이에 나타나는 정보비대칭은 기업의 소유구조에 의하여 나타나는 또 다른 대리인 문제로서 기업지배구조의 중요한 구성요소가 된다(Ang et al., 2000 ; Armstrong et al., 2010 ; Boubaker et al., 2014 ; Barroso et al., 2016 ; Khlif et al.,

1) French et al.(1987), Campbell과 Hentschel(1992), 그리고 Bekaert와 Wu(2000).

2) 그러나 Hutton et al.(2009)의 연구에 의하면 긍정적인 정보가 기업 내부에 축적되고 그에 따라 주가가 급등하는 반대의 경우는 나타나지 않았다.

2016). 이와 관련하여 많은 선행연구들이 주주와 경영자 사이의 대리인 문제 보다는 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제가 정보비대칭과 더 큰 관련성이 있다는 것을 보여 주고 있다 (Shleifer and Vishny, 1997 ; La Porta et al., 1999 ; Claessens et al., 2000 ; Faccio and Lang, 2002 ; Boubaker et al., 2014).

이러한 맥락에서 최대주주 지분율이 이익의 정보효과(Fan과 Wong, 2002), 감사보수(박범진, 2012 ; Barroso et al., 2016), 자발적 공시(Khlif et al., 2017), 배당정책(남혜정, 2017), 이익조정(박종일 등, 2009 ; 박범진, 2014 ; 김영숙과 최만식, 2016), 유상증자(오현민과 전홍주, 2016), 정보비대칭(임승연 등, 2014), 주가동조성(Boubaker et al., 2014) 등에 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대하여 다양한 연구가 진행되었다. 이들 선행연구들의 결과는 주주와 경영자 사이의 대리인 문제뿐만 아니라 최대주주 지분율이 대리인 문제와 관련하여 중요한 고려 사항이 될 수 있다는 것을 의미한다.

이에 따라 본 연구에서는 경영자와 주주 사이의 정보비대칭에 따라 대리인 문제가 나타나고, 그로부터 주가급락위험이 발생한다는 선행연구에 더하여 최대주주와 소액주주 사이의 정보비대칭에 의해서도 주가급락위험이 나타나는지를 분석하였다. 이 때, 최대주주와 소액주주 사이의 정보비대칭으로 인한 대리인 문제는 최대주주 지분율로 측정하였다.

최대주주와 소액주주 사이의 이해관계는 최대주주의 유인에 따라 최대주주의 이익추구가설(Entrenchment hypothesis)과 최대주주의 이익일치가설(Alignment hypothesis)로 구분할 수 있다 (Fan and Wong, 2002). 최대주주의 이익추구가설은 최대주주가 기업에 대한 자신의 지배력을 기회주의적으로 사용하여 자신들의 사적 이익을 추구함으로써 결과적으로 소액주주의 부를 편취한다고 보는 입장이다(박종일 등, 2009 ; 박범진, 2012 ; 박범진, 2014 ; 임승연 등, 2014 ; Barroso et al., 2016). 따라서 이익추구가설을 따를 경우, 최대주주가 사적이익 추구를 위해 나쁜 뉴스의 공시를 지연시킬 가능성이 증가하므로 결과적으로 주가급락위험 역시 증가할 것으로 기대된다. 이와는 달리 이익일치가설은 최대주주가 사적인 이익을 추구할 경우, 이를 인지한 소액주주들이 그에 대한 보상으로 주가를 할인할 것이므로 최대주주는 자신의 부를 유지하기 위하여 사적인 이익추구를 감소시키고 결과적으로 소액주주들과 이해관계가 일치하게 된다는 입장이다(남혜정, 2017 ; 김영숙과 최만식, 2016 ; 오현민과 전홍주, 2016). 따라서 이익일치가설을 따를 경우, 최대주주가 나쁜 뉴스를 적시에 공시할 가능성이 증가하므로 주가급락위험은 감소할 것으로 기대된다.³⁾

3) 공시패턴을 결정하는 주체가 경영자라는 점을 고려하면 선행연구들이 주가급락위험과 관련하여 경영자와 주주 사이의 대리인 문제에 초점을 맞추고 있는 것은 당연하다고 볼 수 있다. 이 때, 최대주주 지분율이 높다는 것은 경영자와 주주 사이에서 주주의 협상력이 높다는 것으로서 경영자의 공시패턴에 영향력을 행사할 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 최대주주가 경영자의 공시패턴에 어떠한 영향을 미치는가에 따라 주가급락위험의 양상은 다르게 나타날 것이다. 최대주주가 이익추구가설을 따른다면 최대주주는 나쁜 뉴스의 공시에 대한 경영자의 공시패턴을 강화할 것이므로 주가급락위험은 증가할 것이다. 반대로

이러한 상반된 가설에 따라 본 연구는 2000년부터 2015년까지 기간에 대해 12월말 기준으로 유가증권시장에 상장되어 있는 7,138개 기업-년을 대상으로 최대주주 지분율이 주가급락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 최대주주 지분율에 따라 주가급락위험은 낮아지는 것으로 나타나 우리나라의 경우, 최대주주는 소액주주 사이에 존재하는 정보비대칭을 사적이익 추구에 사용하기보다는 오히려 정보비대칭을 완화하기 위한 노력을 기울이고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 비선형성을 통제하는 경우에도, Hutton et al.(2009)이 제시한 재무제표의 불투명성을 통제하는 경우에도, 그리고 주가급락위험을 다른 방법으로 측정하는 경우와 같이 추가분석을 수행하는 경우에도 달라지지 않았다.

본 연구는 주가급락위험에 대한 선행연구에 대하여 다음과 같은 공헌이 있다고 판단된다.

첫째, 지금까지의 주가급락위험에 대한 많은 선행연구들은 주주와 경영자 사이에서 나타나는 대리인 문제의 입장에서 주가급락위험을 분석하였다. 그러나 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제는 주주와 경영자 사이의 대리인 문제 못지않게 기업의 지배구조와 중요한 관련성을 갖는다(Ang et al., 2000 ; Armstrong et al., 2010 ; Boubaker et al., 2014 ; Barroso et al., 2016 ; Khelif et al., 2016). 그럼에도 불구하고 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제의 입장에서 주가급락위험을 분석한 연구는 우리나라에 거의 존재하지 않는다. 따라서 본 연구는 우리나라에서 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 관계를 분석하는 선도적인 연구일 것으로 판단된다.

둘째, 주주와 경영자 사이의 대리인 문제는 전문경영자의 기업지배가 정착된 구미 선진국의 상황에서 대부분 나타난다. 이에 비하여 우리나라의 경우, 재벌에 의한 경제성장 과정에서 일부 대주주가 기업 경영에 대해 막대한 영향력을 행사하는 소유구조가 형성되었다. 따라서 주주와 경영자 사이의 관점보다는 대주주와 소액주주 사이의 관점에서 주가급락위험을 분석하는 것이 우리나라 상황에서는 보다 의미있는 작업이라고 판단된다. 따라서 본 연구는 직접적으로 우리나라의 자료를 이용하여 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제가 주가급락위험에 미치는 영향을 분석하고 있다는 점에서 그 의미를 갖는다.

셋째, 위에서 설명하였듯이 최대주주와 소액주주 사이의 이해관계에 대한 선행연구의 결과는 혼재된 결과를 보이고 있다. 따라서 본 연구는 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 관계를 이용하여 우리나라 상황에서 이익추구가설이 타당한지, 아니면 이익일치가설이 타당한지에 대

최대주주가 이익일치가설을 따른다면 최대주주는 나쁜 뉴스에 대한 경영자의 공시패턴을 제한할 것이므로 주가급락위험은 감소할 것이다. 따라서 최대주주와 소액주주 사이의 이해관계는 직접적으로 주가급락위험에 영향을 미칠 뿐만 아니라 경영자와 주주 사이의 대리인 문제에도 관여함으로써 간접적으로 주가급락위험에 영향을 미치게 된다. 또한, 최대주주 지분율이 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제를 적절하게 반영하는가에 대해서는 논란이 있을 수 있다. 이러한 가능성을 통제하기 위하여 본 연구에 사용된 기본모형 (1)에 소액주주 지분율을 포함하여 분석을 다시 수행해 보아도 최대주주 지분율이 주가급락위험에 대해 갖는 의미는 달라지지 않았다(위부분의 해석과 소액주주 지분율 통제에 대해 의견을 주신 익명의 심사자 분께 감사의 말씀을 드린다). 이에 따라 본 연구에서는 분석의 편의상 최대주주와 소액주주 사이의 정보비대칭이 주가급락위험에 미치는 직접적인 영향에 초점을 맞추고자 한다.

한 실증적인 증거를 제시하였다는 측면에서 추가적인 의미를 갖는다고 판단된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구와 연구의 가설을 제시하고 제Ⅲ장에서는 실증분석을 위한 연구의 설계에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증결과를 제시하고 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 한계를 제시한다.

Ⅱ. 선행연구와 가설의 설정

1. 주가급락위험에 대한 연구

주가급락위험에 대한 선행연구들은 공통적으로 기업의 정보환경에서 나타나는 불투명성과 관련하여 주가급락위험을 분석하고 있다. 이 때, 선행연구에서 제시된 불투명성은 크게 두 가지 분야로 나눌 수 있다. 첫째는 직접적인 회계정보의 불투명성 측정치를 이용하여 주가급락위험과의 관계를 분석하는 연구이고 둘째는 회계정보 이외에 기업의 정보환경 요인에서 나타나는 불투명성과 주가급락위험 사이의 관계를 분석하는 연구이다.

선행연구에서 사용된 회계정보의 불투명성에 대한 가장 대표적인 측정치는 재량적발생액(혹은 그 절대값)이다. Hutton et al.(2009)이 과거 3년 동안의 재량적발생액의 절대값을 불투명성에 대한 측정치로 하여 분석한 결과, 불투명성에 따라 기업고유 정보(Firm-specific information)가 감소하고 주가급락위험이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 Hutton et al.(2009)의 연구는 주가급락위험과 관련된 주요한 연구로서 Hutton et al.(2009) 이후 수많은 연구들이 회계정보의 불투명성과 관련하여 주가급락위험을 연구하였다.

임현일과 김민수(2014)는 Hutton et al.(2009)의 연구를 우리나라 기업들에 적용하였는데 분석 결과, Hutton et al.(2009)의 결과와 마찬가지로 기업의 재무적 불투명성이 클수록 주가급락위험은 증가하는 것으로 나타났다. 주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들이 회계적 불투명성을 재량적발생액으로 측정하였음에 비해 Zhu(2016)는 발생액 자체를 이용하여 발생액과 주가급락위험 사이에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 발견하였다. 이러한 결과에 대해 Zhu(2016)는 경영자들이 부정적인 뉴스를 축적하는 수단으로 발생액을 이용하고 있다고 해석하였다. 또한, 이상호 등(2017)은 재량적발생액 대신 경영자의 실물이익조정을 이용하여 실물이익조정 수준이 높아질수록 주가급락위험은 증가한다는 것을 실증하였다.

또한, 재량적발생액 이외에 회계정보의 다른 질적 특성들이 주가급락위험에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 많은 연구들이 분석을 수행하고 있다. 이들 연구에 의하면 발생액의 질(Accruals quality)이 낮을수록(Lee et al., 2014 ; 이진훤과 윤성용, 2015), 조건부 보수주의(Conditional conservatism) 수준이 낮을수록(Kim et al., 2016 ; 이상호와 최승욱, 2017)⁴⁾, 재무제

4) 이상호와 최승욱(2017)의 경우, 일반적으로 보수적 회계처리와 주가급락위험 사이에는 유의한 관계가

표의 비교가능성이 작을수록(조은혜 등, 2015), 이익유연화 수준이 증가할수록(이보미와 박보영, 2016) 주가급락위험은 증가하는 것으로 나타났다.

이상의 연구들은 경영자의 부정적인 정보 축적과 주가급락위험 사이의 관계를 회계정보의 불투명성으로 설명하고 있다. 그러나 회계정보 이외에 보다 거시적인 기업 정보환경이 주가급락위험에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 연구들 또한 상당 부분 나타나고 있다.

우선 기관투자자 및 전문투자자는 기업에 대한 전문지식을 갖추고 경영자의 기업 운영을 모니터링한다고 이해된다. 이와 관련하여 Callen and Fang(2013)에 의하면 기관투자자들은 경영자들이 기업가치를 제고하는 장기투자를 하도록 모니터링하므로 기관투자자들의 투자지속성(Stability)이 높을수록 주가급락위험이 낮아지는 것으로 나타났다. 이와 유사한 맥락에서 강나라와 최관(2016)은 전문투자자는 기업에 대한 전문지식을 가지고 있으므로 일반투자자에 비해 회계이익의 불투명성이 높은 주식을 일반적으로 순매도(매수)하고 있음을 실증하였다.

재무분석가의 역할과 관련하여 강상구와 임현일(2015)은 재무분석가의 낙관적 편의에 따라 기업의 불투명성이 커지고 이에 따라 기업의 주가급락위험 역시 증가한다는 것을 실증하였고, 배진철 등(2016)은 재무분석가의 수가 증가할수록 기업의 불투명성은 낮아지고 이에 따라 주가급락위험이 낮아진다는 것을 실증하였다.

또한, Kim et al.(2011)은 조세회피가 가능한 상황에서는 오랜 기간 경영자의 부정적인 정보의 축적이 가능하다는 관점에서 기업의 조세회피 정도에 따라 주가급락위험이 증가하는 것을 실증하였으며, 김민수와 임현일(2015)은 우리나라의 경우에도 조세회피 정도에 따라 기업의 불투명성이 증가하고 이에 따라 주가급락위험이 커지는 것을 보여 주었다.

그 외에도 투자자 보호수준이 높을수록(Zhang et al., 2017), 반인수합병법이 존재하는 경우(Bhargava et al., 2017) 주가폭락위험은 감소하였으며, 그 외에도 기업의 사회적 책임(Kim et al., 2014), 회계공시정책(Song, 2015), 기업의 사업전략(Habib and Hasan, 2017), 감사인의 산업전문성(Robin and Zhang, 2015), 기업의 레버리지(최영목, 2017)등이 기업의 주가급락위험에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. 최대주주 지분율과 관련된 연구

앞부분에 제시한 선행연구들은 명시적이든 암묵적이든 주주와 경영자 사이의 정보비대칭에 의한 대리인 문제가 회계정보나 기업 정보환경의 불투명성을 초래하고, 이로부터 주가급락위험이 나타난다는 것을 보이고 있다. 그러나 기업에 대한 정보비대칭으로 인하여 주주와 경영자 사이에 나타나는 대리인 문제 이외에도 대주주⁵⁾와 소액주주 사이에 또 다른 대리인 문제가 나타

나타나지 않았다. 그러나 재무제표의 비교가능성을 통제할 경우, 회계 보수성에 따라 주가급락위험이 감소하는 것으로 나타났다.

5) 본 연구에서 대주주, 최대주주, 그리고 지배주주는 서로 같은 의미를 갖는 용어로 사용한다.

난다(Ang et al., 2000 ; Armstrong et al., 2010 ; Barroso et al., 2016 ; Khlif et al., 2016).

이와 관련하여 Barroso et al.(2016)은 대리인 문제가 클 경우, 이의 완화를 위하여 감사인의 노력이 더 필요해지고, 이에 따라 감사보수가 증가할 것이라는 전제하에 지배주주 지분율과 감사보수 사이의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 지배주주 지분율과 감사보수 사이에는 투자자 보호 수준이 높고 낮음에 따라 유의한(그러나 상반된) 결과가 나타났다. 이러한 결과는 대리인 문제와 관련하여 지배주주 지분율이 중요한 고려 사항이 된다는 것을 의미한다.

그런데 Fan and Wong(2002)에 의하면 소유집중도에 따른 지배주주의 유인은 상반된 방향으로 나타날 수 있다. 첫째, 최대주주는 소액주주에 비하여 소유기업에 대해 정보우위에 있으므로 이를 기회주의적으로 이용하여 사적 이익을 추구함으로써 결과적으로 소액주주의 부를 편취할 가능성이 존재한다(이익추구가설). 이익추구가설을 지지하는 선행연구에 의하면 대주주지분율이 높을수록 이익을 증가시키는 방향으로 이익조정이 이루어지고(박종일 등, 2009 ; 박범진, 2014)⁶⁾, 감사보수가 낮아지며(박범진, 2012), 정보비대칭 위험이 증가(임승연 등, 2014)하는 것으로 나타났다.

둘째, 이익추구가설과는 반대로 최대주주가 소액주주와 이해관계가 일치하는 방향으로 행동하는 상황이 나타날 수도 있다. 최대주주가 자신의 정보우위를 이용하여 사적인 이익을 추구하는 경우, 이를 인지한 소액주주들은 관련 기업의 주가를 할인하게 된다. 이 때, 최대주주는 주가 하락으로부터 자신의 부를 유지하기 위하여 사적인 이익추구를 감소시키고 결과적으로 소액주주들과 이해관계가 일치하게 된다(이익일치가설). 이익일치가설을 지지하는 선행연구에 의하면 최대주주 지분율이 높을수록 이익투명성 저하 현상이 완화 되고(오현민과 전홍주, 2016), 경영자 책임 초기에 나타나는 이익하향 조정 행위가 제한되며(김영숙과 최만식, 2016), 배당 증가를 통한 외부주주와의 대리인비용 감소 유인이 증가(남혜정, 2017)하는 것으로 나타났다.

3. 가설의 설정

기업의 소유구조와 관련하여 대주주의 존재는 전 세계의 기업들에서 일반적으로 나타나는 현상으로 파악된다(La Porta et al., 1999). 이러한 현상은 미국에서도 나타나고 있으며(Holderness et al., 1999), 동아시아는(Claessens et al., 2000) 물론 서구 유럽 국가에서도(Faccio and Lang, 2002) 나타나고 있다. 또한, 본 연구에 사용된 우리나라 기업들의 경우에도 최대주주 지분율은 평균 41.3%로서 소유구조의 중요한 특성으로 나타나고 있다.

이러한 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제에서 나타나는 다양한 경제적 결과에 대해 많은 연구결과가 집적되고 있지만 최대주주 지분율이 주가급락위험에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 연구는 거의 존재하지 않는다. 소유구조와 관련하여 주주와 경영자 사이의 대리인 문제

6) 박범진(2014)의 연구는 벤처기업을 대상으로 한 것이다.

보다 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제가 정보비대칭과 더 큰 관련성을 가짐에도 (Shleifer and Vishny, 1997 ; La Porta et al., 1999 ; Claessens et al., 2000 ; Faccio와 Lang, 2002 ; Boubaker et al., 2014) 불구하고, 지금까지 대부분의 선행연구들은 주주와 경영자 사이의 대리인 문제를 기반으로 주가급락위험을 분석해 왔다. 따라서 본 연구는 최대주주 지분율을 이용하여 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제가 주가급락위험에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 하며 이는 우리나라 자료를 이용한 최초의 연구가 된다.

Khlif et al.(2017)은 대주주의 경우, 기업에 대한 통제가 용이하고 경영자에 대한 집중적인 모니터링이 가능하므로 지분 소유가 분산된 기업에 비하여 높은 수준의 공적 공시와 재무보고의 필요성이 상대적으로 덜 중요하다고 지적한다. 동시에 경쟁적인 시장에서 기업정보의 공시가 기업에게 해가 되는 경우, 단기적인 수익성 확보를 위하여 공시를 줄이려는 유인을 갖게 된다. 이러한 관점에서 Khlif et al.(2017)은 69개 선행연구에 대한 메타 분석을 통하여 소유 집중도와 자발적 공시 사이에는 유의한 음(-)의 관계가 나타나고 있음을 밝히고 있다.

Khlif et al.(2017)의 연구는 대주주 지분율에 따라 기업에 대한 공시가 감소하고, 이에 따라 기업에 대한 불확실성이 증가한다는 보여준다. 또한, 다른 선행연구들은 대주주지분율이 높을수록 이익조정이 증가하고 감사보수는 감소하며, 정보비대칭 위험이 증가함을 보이고 있다(박종일 등, 2009 ; 박범진, 2012 ; 박범진, 2014 ; 임승연 등, 2014). 이러한 선행연구들의 결과로부터 기업의 정보환경은 대주주 지분율에 따라 그 불투명성이 증가한다는 것을 알 수 있다. 이 경우, 주주와 경영자 사이의 불투명성에 따라 주가급락위험이 나타난 것과 마찬가지로 대주주 지분율 증가에 따라 대주주와 소액주주 사이의 불투명성이 증가하고 이로부터 주가급락위험이 증가할 것으로 예상된다(이익추구가설).

그러나, Gomes(2000)에 의하면 높은 소유집중도는 지배주주가 소액주주의 이익을 편취하지 않을 것이라는 신뢰할만한 증거가 된다. 왜냐하면 대주주가 사적인 이익을 추구할 경우, 소액주주들은 그에 맞추어 주가를 할인할 것이고, 이는 결국 대주주의 부가 감소하는 결과로 나타날 것이므로 소유집중도가 클수록 대주주는 소액주주와의 이해일치를 위해 노력하게 될 것이기 때문이다(Fan and Wong, 2002). 이와 동일한 맥락에서 Boubaker et al.(2014)은 소유집중도가 상당히 커지게 되면 기업에 대한 대주주의 이해관계가 증가하므로 오히려 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제가 완화된다고 주장하고 있으며, Warfield et al.(1995)은 소유집중도의 증가에 따라 기업의 정보환경이 개선된다는 실증 결과를 제시하고 있다. 따라서 이 경우에는 대주주 지분율 증가에 따라 대주주와 소액주주 사이의 불투명성은 감소하고 주가급락위험 역시 감소할 것으로 예상된다(이익일치가설).

Boubaker et al.(2014)은 지배주주들의 소유집중도가 증가하여 기업에 대한 실질적인 통제가 가능해지면, 지배주주들은 부정적인 정보를 축적할 유인이 커지고 이로부터 주가급락위험이 증가한다는 것을 실증하였다. 그러나 동시에, 지배주주의 소유집중도가 과도해지면 지배주주와 소

액주주 사이의 이해관계가 일치하여 지배주주는 부정적인 정보를 내부적으로 축적할 유인이 작아져서 추가급락위험은 오히려 감소한다는 것을 보여 주었다. 이상에서 보듯이 대주주 지분율과 추가급락위험 사이의 관계에 대해서는 상반된 예측이 가능하다. 따라서 대주주 지분율에 따라 추가급락위험이 증가하는지, 아니면 감소하는지는 실증의 문제라고 판단된다.

이에 따라 본 연구에서는 다음의 귀무가설을 설정하고, 과연 우리나라에서 대주주 지분율이 추가급락위험에 어떠한 방향으로 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

H0 : 최대주주 지분율은 추가급락위험에 아무런 영향을 미치지 않는다.

III. 연구설계

1. 연구모형

최대주주 지분율이 추가급락위험에 미치는 영향을 분석하기 위하여 다음의 모형 (1)을 사용한다.

$$SPC_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 Turn_{it} \\ + \beta_7 MA_wret_{it} + \beta_8 Std_FS_wret_{it} + \beta_9 N_FS_skew_{it} + \beta_{10} SPC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

모형 (1)에서 SPC_{it+1} 은 i 기업의 $t+1$ 년도 추가급락위험에 대한 측정치이다. OC_{it} 은 본 연구의 관심 변수인 최대주주 지분율로서⁷⁾ 추가급락위험과 유의한 양(+)의 관계를 가질지, 아니면 유의한 음(-)의 관계를 가질지는 본 연구에 사용된 표본의 특성에 따라 달라질 것으로 보인다.

$SIZE_{it}$ 은 기업규모 측정치로서 i 기업의 t 년도 4월말 기준 자기자본 시장가치의 로그값으로 측정하며, MB_{it} 은 i 기업의 t 년도 4월말 자기자본의 시장가치를 t 년도 말 자기자본의 장부금액으로 나누어 측정한다. 그리고 LEV_{it} 은 부채비율로서 i 기업의 t 년도 말 총부채를 총자산으로 나누어 측정하며 ROE_{it+1} 은 i 기업의 $t+1$ 년도 수익성(Profitability)으로서 계속활동영업이익을 평균자기자본으로 나누어 측정한다.⁸⁾

7) 최대주주의 특수관계자 지분율을 포함한다.

8) 이상 $SIZE_{it}$, BTM_{it} , 그리고 LEV_{it} 에 대한 측정은 기본적으로 Zhu(2016)를 따랐다. 다만, ROE_{it} 은 Zhu(2016)에서 사용되지 않으므로 Hutton et al.(2009)에 따라 측정하였다. 이들 4개 변수들은 Hutton et al.(2009)이 회계적 불투명성과 추가급락 위험 사이의 관계에 대한 연구에서 사용한 통제변수들이다. 다만, Hutton et al.(2009)은 ROE_{it} 가 아니라 ROE_{it+1} 을 사용함으로써 SPC_{it+1} 과 같은 시점의 수익성

나머지 통제변수들과 관련하여 $Turn_{it}$ 는 정보이용자들의 의견 차이(Difference of opinion)에 대한 측정치로서 i 기업의 월평균 주식회전률 차이로 측정한다. 월별 주식거래량을 발행주식수로 나눈 월별 주식회전율을 이용하여 t 년도의 월평균 주식회전률은 구하고, 이 월평균 주식회전률에서 전년도의 월평균 주식회전률을 차감하여 $Turn_{it}$ 을 측정한다. MA_wret_{it} 는 정보 적체(Information blockage)에 대한 측정치로서 i 기업 주식의 보유수익률(Buy-and-hold raw returns)에서 시장포트폴리오의 수익률을 차감한 규모조정수익률로 측정한다. 다음으로 $Std_FS_wret_{it}$ 과 $N_FS_skew_{it}$ 는 기업고유주간수익률(R_{iw}^{FS})의 변동성과 비대칭도에 대한 측정치로서 각각 R_{iw}^{FS} 의 표준편차와 왜도로 측정한다. 이들 $Turn_{it}$, MA_wret_{it} , $Std_FS_wret_{it}$ 과 $N_FS_skew_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 말 이후 5개월째부터 12개월 동안(즉, t 년도 5개월째부터 $t+1$ 년도 4개월째까지)의 기간에 대해 측정된다. 마지막으로 SPC_{it} 는 추가급락의 반복성을 통제하기 위하여 통제변수에 포함하였다.

2. 추가급락위험의 측정

추가급락위험(SPC_{it+1})은 기업고유주간수익률(Firm-specific weekly return, 이하 R_{iw}^{FS})을 이용하여 측정한다. R_{iw}^{FS} 는 i 기업의 w 주 수익률을 주간 시장수익률과 주간 사업수익률에 대해 회귀하는 다음의 모형 (2)를 이용하여 구한다.⁹⁾

$$R_{iw} = \lambda_{i0} + \lambda_{i1}MR_{w-2} + \lambda_{i2}MR_{w-1} + \lambda_{i3}MR_w + \lambda_{i4}MR_{iw+1} + \lambda_{i5}MR_{iw+2} + \varepsilon_{iw} \quad (2)$$

모형 (2)에서 R_{iw} 는 i 기업의 w 주에 대한 주간수익률이고 MR_w 는 w 주의 주간 가중평균시장 수익률이다.¹⁰⁾ 기업고유주간수익률(R_{iw}^{FS})은 모형 (2)를 $t+1$ 년도 5월부터 $t+2$ 년도 4월까지의 기간에 대해¹¹⁾ 회귀분석할 때 나타나는 잔차(ε_{iw})를 이용하여 다음과 같이 구한다.

변수를 사용하였다. 본 연구에서도 Hutton et al.(2009)에 따라 모형 (1)에 ROE_{it} 대신 ROE_{it+1} 을 사용하여도 그 결과는 달라지지 않았다.

- 9) Zhu(2016)는 각 년도에 최소 26주 이상의 자료가 있는 기업을 대상으로 모형 (2)의 회귀분석을 수행하였다. 이에 따라 본 연구에서도 최소 26주 이상의 자료가 있는 기업에 대해 분석을 수행하였다.
- 10) Hutton et al. (2009)은 MR_w 측정시 가중평균(value-weighted)수익률을 사용하고 있지만 Zhu(2016)는 가중평균수익률인지 아니면 동등가중평균(equally-weighted)수익률인지를 명시하고 있지 않다.
- 11) 12월 결산법인의 경우, t 년도에 대한 회계정보의 내용을 시장참가자들이 이용할 수 있게 되기까지는 일정한 시간이 필요하다. 본 연구는 이러한 시간을 Zhu(2016)에 따라 4개월로 가정하였다. Hutton et al.(2009)의 경우에는 이 부분에 대한 자세한 설명이 없다. 또한, 많은 선행연구들은 이 기간을 3개월로 보고 있으므로 $t+1$ 년도 4월부터 $t+2$ 년도 3월까지 기간에 대해 추가적인 분석을 수행해 보았는데 그 결과는 본문과 달라지지 않았다. 그러나 본 연구는 12월 결산법인만을 표본으로 하고 있음에 비해 Hutton et al.(2009)과 Zhu(2016)는 12월 결산법인 이외의 표본까지를 연구대상으로 하고 있다는 차이는 존재한다.

$$R_{iw}^{FS} = \log(1 + \varepsilon_{iw})$$

이렇게 측정된 R_{iw}^{FS} 를 이용하여 다음의 세 가지 방법으로 SPC_{it+1} 를 측정한다.

첫째, 다음과 같이 $t+1$ 년¹²⁾에 나타나는 R_{iw}^{FS} 의 최소값과 그 평균값의 차이에 대한 절대값을 그 표준편차로 나누어 SPC_{it+1} 를 측정한다($VRASH_{it+1}$).

$$VRASH_{iw} = \frac{|(Min(R_{iw}^{FS}) - Mean(R_{iw}^{FS}))|}{s.d.(R_{iw}^{FS})}$$

추가급락위험에 대한 초기의 연구들은 $t+1$ 년에 R_{iw}^{FS} 가 그 평균에서 표준편차의 3.09배보다 더 낮게 나타나는 경우가 1회 이상이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수($CRASH_{it+1}$)를 이용하여 추가급락위험을 측정하고 있다. 그런데 $CRASH_{it+1}$ 는 극단적인 음(-)의 주식수익률의 존재 여부만을 포착하지만 $VRASH_{it+1}$ 는 극단적인 음(-)의 주식수익률의 존재뿐만 아니라 그 빈도와 크기까지 포착하므로(Zhu, 2016) 본 연구에서는 $VRASH_{it+1}$ 를 추가급락위험(SPC_{it+1})에 대한 첫 번째 측정치로 사용한다.

둘째, Kim et al.(2016)에 따라 추가급락위험에 대한 두 번째 측정치는 양(+)의 기업고유주간 수익률에 대한 음(-)의 기업고유주간수익률의 변동성으로 측정한다($DUVOL_{it+1}$). 우선, i 기업의 $t+1$ 년도에 나타나는 기업고유주간수익률을 그 값이 양(+)인 표본과 음(-)인 표본으로 구분하고, 각각의 표준편차를 구한다. 이 때, $DUVOL_{it+1}$ 은 기업고유주간수익률이 음(-)인 표본의 표준편차를 양(+)인 표본의 표준편차로 나눈 값에 로그를 취하여 계산한다.

셋째, 추가급락위험에 대한 세 번째 측정치는 i 기업의 $t+1$ 년도에 나타나는 기업고유주간수익률의 왜도(Skewness)로 측정한다. 다만, $VRASH_{it+1}$ 와 $DUVOL_{it+1}$ 처럼 그 값의 증가에 따라 추가급락위험이 커진다는 것을 나타내도록 기업고유주간수익률의 왜도에 (-1)을 곱한 값을 사용한다($N_FS_skew_{it+1}$).

3. 표본

본 연구의 분석을 위하여 Kis-Value를 이용하여 1999년부터 2016년까지 12월 말 기준으로 우리나라 유가증권시장에 상장되어 있는 19,351개 기업-년을 추출하였다. 이 때, 특정년도의 분석에는 전년도 혹은 차년도의 자료가 필요한 경우가 있으므로 1999년과 2016년을 표본에서

12) 여기에서 $t+1$ 년은 $t+1$ 년도 5월부터 $t+2$ 년도 4월까지의 기간을 의미한다.

제외하고(1,958개 기업-년), 동시에 분석에 필요한 재무자료가 없는 관측치를 제외하면(7,554개 기업-년) 9,839개 기업-년의 표본이 남는다.

또한, 표본의 차별적인 속성을 고려하여 금융기관과(1,246개 기업-년) 결측치를(1,455개 기업-년) 제외하였다. 따라서 최종적으로 본 연구에 사용되는 표본은 2000년부터 2015년까지의 기간에 대해 총 7,138개 기업-년이다. 또한, 본 연구에서는 극단치의 영향을 통제하기 위하여 분석에 사용되는 모든 변수들을 상하 1% 수준에서 winsorizing 하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

다음의 <표 1>은 주요 변수에 대한 기술통계량이다.

<표 1> 기술통계량

(N=7,138)	평균	표준편차	최솟값	1Q	중위수	3Q	최댓값
$VRASH_{it+1}$	2.388	0.616	0.967	1.957	2.273	2.692	6.676
$DUVOL_{it+1}$	-0.197	0.355	-1.921	-0.424	-0.195	0.035	3.385
$N_FS_skew_{it+1}$	-0.411	0.799	-5.697	-0.811	-0.347	0.049	6.611
OC_{it}	0.413	0.168	0.000	0.297	0.414	0.522	0.964
$Size_{it}$	25.409	1.722	21.419	24.195	25.103	26.299	30.952
MB_{it}	0.980	1.089	0.044	0.402	0.663	1.126	14.439
Lev_{it}	0.496	0.204	0.084	0.339	0.500	0.644	0.994
ROE_{it}	-0.037	0.685	-11.759	0.004	0.055	0.108	4.503
$Turn_{it}$	-0.015	0.408	-2.720	-0.075	-0.006	0.038	3.174
MA_wret_{it}	-0.089	0.578	-1.989	-0.401	-0.173	0.118	4.136
$Std_FS_wret_{it}$	0.059	0.029	0.013	0.039	0.051	0.071	0.190
$N_FS_skew_{it}$	-0.409	0.745	-3.367	-0.799	-0.341	0.049	2.281

1) 변수의 정의는 다음과 같으며 모두 i 기업에 대한 것이다. $VRASH_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, $N_FS_skew_{it+1}$ 는 주가급락위험(SPC_{it+1}) 측정치로서 다음 모형의 잔차를 이용하여 측정한다.

$R_{iw} = \lambda_{i0} + \lambda_{i1}MR_{w-2} + \lambda_{i2}MR_{w-1} + \lambda_{i3}MR_w + \lambda_{i4}MR_{i,w+1} + \lambda_{i5}MR_{i,w+2} + \varepsilon_{iw}$ (R_{iw} 는 w 주에 대한 주간수익률이고 MR_w 는 w 주의 주간 가중평균시장수익률). $VRASH_{it+1}$ 는 $t+1$ 년에 나타나는 $R_{i,w}^{FS}$ 의 최소값과 그 평균값의 차이에 대한 절대값을 그 표준편차로 나누어 구하고, $DUVOL_{it+1}$ 은 $t+1$ 년도에 나타나는 음(-)의 기업고유주간수익률의 표준편차를 양(+)의 기업고유주간수익률의 표준편차로 나눈 값에 로그를 취

하여 구한다. $N_FS_skew_{it+1}$ 는 $t+1$ 년도에 나타나는 기업고유주간수익률의 왜도에 (-1) 을 곱하여 구한다. OC_{it} 는 특수관계자를 포함하는 최대주주 지분율이며 $SIZE_{it}$ 는 t 년도 4월말 기준 자기자본 시장가치의 로그값으로 구한다. MB_{it} 은 t 년도 4월말 자기자본의 시장가치를 t 년도 말 자기자본의 장부금액으로 나누어 구한다. LEV_{it} 는 t 년도 말 총부채를 총자산으로 나누어 측정하며 ROE_{it+1} 는 $t+1$ 년도 계속활동 영업이익을 평균자기자본으로 나누어 구하고 $Turn_{it}$ 은 t 년도의 월평균 주식회전률에서 전년도의 평균 주식회전률을 차감하여 구한다. MA_wret_{it} 는 i 기업 주식의 보유수익률에서 시장 포트폴리오의 수익률을 차감하여 구하며 $Std_FS_wret_{it}$ 과 $N_FS_skew_{it}$ 는 기업고유주간수익률의 표준편차와 왜도이다. $Turn_{it}$, MA_wret_{it} , $Std_FS_wret_{it}$ 과 $N_FS_skew_{it}$ 는 t 년도 5개월째부터 $t+1$ 년도 4개월째까지의 기간에 대해 측정한다.

$Vrash_{it+1}$ 의 평균과 중위수는 각각 2.388과 2.273, $DUVOL_{it+1}$ 의 평균과 중위수는 $(-)$ 0.197과 $(-)$ 0.195, $N_FS_skew_{it+1}$ 의 평균과 중위수는 $(-)$ 0.411과 $(-)$ 0.347로서 세 변수 모두 평균과 중위수가 유사한 값을 갖는다. 또한, 이들 세 변수의 1분위수와 3분위수는 각각 그 평균(중위수)로부터 표준편차의 1배수 이내에 위치하여 밀집된 분포를 보이고 있다.

그러나 $Vrash_{it+1}$ 의 평균과 중위수가 유사한 값을 가짐에도 불구하고 $Vrash_{it+1}$ 의 최댓값(6.676)은 최솟값(0.967)보다 평균(중위수)로부터의 거리가 상당히 더 크게 나타나고 있다. 이러한 현상은 $DUVOL_{it+1}$ 의 최댓값(3.385)과 최솟값(-1.921), $N_FS_skew_{it+1}$ 의 최댓값(6.611)과 최솟값(-5.697)에서도 유사하게 나타나고 있다. 이들 세 변수는 추가급락위험에 대한 측정치이므로 이들 변수의 최댓값이 전체 분포에서 극단적으로 오른쪽으로 치우쳐 있다는 것은 추가급락이 나타날 가능성이 높다는 것을 의미한다.

또한, $Std_FS_wret_{it}$ 의 최댓값(0.190)은 $Std_FS_wret_{it}$ 의 분포에서 상당히 큰 값을 보이고 있다. $Std_FS_wret_{it}$ 가 기업고유주간수익률의 변동성(Volatility)을 측정하는 변수라는 것을 고려하면 $Std_FS_wret_{it}$ 의 값이 크다는 것은 역시 추가급락이 나타날 가능성이 크다는 것을 의미한다.

이상에서 보듯이 $Vrash_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, $N_FS_skew_{it+1}$, 그리고 $Std_FS_wret_{it}$ 의 분포는 기본적으로 본 연구에 사용될 표본이 추가급락위험을 갖고 있는 표본이라는 것을 보여 준다.

다음으로 본 연구의 주된 관심변수인 최대주주 지분율(OC_{it})의 경우, 그 평균(중위수)은(는) 0.413(0.414)로 우리나라 기업들의 경우, 최대주주들이 평균적으로 41%가 넘는 지분을 소유하고 있음을 보여주고 있다. OC_{it} 의 최솟값은 0으로 일부 기업의 경우에 소유분산이 잘 되어 있는 것처럼 보이지만¹³⁾ 최댓값은 0.964임을 보면 일부 기업의 경우에는 반대로 과도한 소유집중 현상이 나타나고 있음을 볼 수 있다.

13) 본문에 표시하지는 않았지만 OC_{it} 의 5백분위수는 0.142로서 하위 5%에 해당하는 최대주주의 지분율이 14%를 넘고 있다. 따라서 사실상 우리나라 기업들에 대하여 소유분산이 잘 되어 있다고 보기는 어렵다고 판단된다.

다음의 <표 2>는 주요 변수들 사이의 상관관계를 보여 준다.

<표 2> 상관관계 분석

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
① $VRASH_{it+1}$		0.68 [†]	0.69 [†]	-0.05 [†]	-0.04 [†]	0.02	0.01	-0.05 [†]	0.02 [#]	-0.02 [*]	0.05 [†]	0.01
② $DUVOL_{it+1}$	0.67 [†]		0.95 [†]	-0.07 [†]	0.20 [†]	0.09 [†]	-0.02 [#]	-0.00	0.04 [†]	0.05 [†]	-0.03 [#]	0.08 [†]
③ $N_FS_skew_{it+1}$	0.65 [†]	0.98 [†]		-0.08 [†]	0.19 [†]	0.08 [†]	-0.02	-0.01	0.03 [†]	0.05 [†]	-0.02	0.07 [†]
④ OC_{it}	-0.05 [†]	-0.06 [†]	-0.06 [†]		-0.01	-0.15 [†]	-0.18 [†]	0.13 [†]	-0.00	0.06 [†]	-0.20 [†]	-0.07 [†]
⑤ $Size_{it}$	-0.04 [†]	0.19 [†]	0.20 [†]	0.04 [†]		0.28 [†]	-0.02 [*]	0.15 [†]	0.01	0.13 [†]	-0.30 [†]	0.15 [†]
⑥ MB_{it}	0.01	0.12 [†]	0.11 [†]	-0.13 [†]	0.44 [†]		0.17 [†]	-0.34 [†]	0.02	0.11 [†]	0.23 [†]	0.01
⑦ Lev_{it}	-0.01	-0.03 [#]	-0.03 [#]	-0.19 [†]	-0.04 [†]	0.04 [†]		-0.25 [†]	0.01	-0.04 [†]	0.26 [†]	-0.02 [*]
⑧ ROE_{it}	-0.02	0.08 [†]	0.08 [†]	0.11 [†]	0.28 [†]	0.19 [†]	-0.21 [†]		-0.04 [†]	0.13 [†]	-0.21 [†]	-0.01
⑨ $Turn_{it}$	0.00	0.04 [†]	0.04 [†]	0.02 [#]	0.08 [†]	0.06 [†]	-0.01	-0.01		0.21 [†]	0.32 [†]	-0.07 [†]
⑩ MA_wret_{it}	-0.03 [#]	0.06 [†]	0.06 [†]	0.09 [†]	0.17 [†]	0.11 [†]	-0.08 [†]	0.28 [†]	0.25 [†]		0.15 [†]	-0.21 [†]
⑪ $Std_FS_wret_{it}$	0.02 [*]	-0.04 [†]	-0.04 [†]	-0.19 [†]	-0.28 [†]	0.12 [†]	0.28 [†]	-0.17 [†]	0.28 [†]	0.08 [†]		-0.16 [†]
⑫ $N_FS_skew_{it}$	0.01	0.08 [†]	0.08 [†]	-0.06 [†]	0.14 [†]	0.02 [*]	-0.03 [#]	0.04 [†]	-0.12 [†]	-0.20 [†]	-0.20 [†]	

1) 대각선 위쪽은 Pearson 상관계수, 아래쪽은 Spearman 상관계수

2) $H_0 : \rho=0$ 이라는 가정하에서 [†]는 1% 이하에서, [#]은 5% 이하에서, ^{*}는 10% 이하에서 상관계수가 유의함을 표시

3) 변수에 대한 정의는 <표 1> 참조

주가급락위험에 대한 측정치인 $Vrash_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, 그리고 $N_FS_skew_{it+1}$ 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 모두 0.68(0.65) 이상으로 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 이로부터 세 변수 모두 주가급락위험에 대한 적절한 측정치임을 알 수 있다. 특히 $DUVOL_{it+1}$ 과 $N_FS_skew_{it+1}$ 사이의 상관계수는 0.95 이상으로 거의 100% 가깝게 나타나고 있다.

그리고 $Vrash_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, 및 $N_FS_skew_{it+1}$ 과 최대주주 지분율(OC_{it}) 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 -0.05(-0.05)에서 -0.08(-0.06) 사이에서 유의한 음(-)의 관계가 일관되게 나타나고 있다. 이러한 음(-)의 관계는 최대주주 지분율에 따라 주가급락위험이 작다는 것을 의미하며 적어도 본 연구에 사용된 표본의 경우에는 최대주주와 소액주주 사이에 이익일치가설이 타당하다는 것을 시사한다.

<표 2>에서 한 가지 주목할 것은 $N_FS_skew_{it+1}$ 와 $N_FS_skew_{it}$ 사이의 관계이다. 최대주주 지분율이 주가급락위험(SPC_{it+1})에 미치는 영향을 분석하는 모형 (1)에는 주가급락의 반복 가능성을 통제하기 위하여 당기의 주가급락위험(SPC_{it})을 통제변수에 포함하였다. 만약 주가급락이 특정 기업의 주가가 갖는 고유의 특성 때문에 반복적으로 나타나는 것이라면

SPC_{it+1} 의 변동은 상당 부분 당기의 SPC_{it} 에 의해 설명될 것이다. 그러나 <표 2>에서 $N_FS_skew_{it+1}$ 와 $N_FS_skew_{it}$ 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.07(0.08)로 유의한 양(+)의 값¹⁴⁾이기는 하지만 그 절대적인 크기는 $N_FS_skew_{it}$ 가 $N_FS_skew_{it+1}$ 의 변동 대부분을 설명할 만큼 크지는 않다. 이러한 결과는 본 연구에서 추가급락위험의 설명요인으로 최대주주 지분율을 분석하는 것이 일정 부분 타당하다는 것을 시사한다.

2. 분석결과

다음의 <표 3>은 모형 (1)에 대한 실증분석 결과이다.

<표 3> 최대주주 지분율과 추가급락위험

$$SPC_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 Turn_{it} + \beta_7 MA_wret_{it} + \beta_8 Std_FS_wret_{it} + \beta_9 N_FS_skew_{it} + \beta_{10} SPC_{it} + \varepsilon_{it}$$

SPC_{it+1}	$Vrash_{it+1}$	$DUVOL_{it+1}$	$N_FS_skew_{it+1}$
Intercept	2.5861 (17.36)***	-1.0698 (-13.82)***	-2.4547 (-14.06)***
OC_{it}	-0.1514 (-3.33)***	-0.1333 (-5.22)***	-0.3329 (-5.78)***
$Size_{it}$	-0.0090 (-1.76)*	0.0379 (13.29)***	0.0882 (13.72)***
MB_{it}	0.0059 (0.74)	0.0054 (1.20)	-0.0028 (-0.28)
Lev_{it}	-0.0292 (-0.76)	-0.0701 (-3.25)***	-0.1433 (-2.94)***
ROE_{it}	-0.0239 (-1.97)**	-0.0137 (-2.01)**	-0.0446 (-2.90)***
$Turn_{it}$	0.0311 (1.60)*	0.0214 (1.96)**	0.0361 (1.47)
MA_wret_{it}	-0.0180 (-1.31)	0.0240 (3.09)***	0.0563 (3.25)***
$Std_FS_wret_{it}$	0.3867 (1.18)	0.1213 (0.67)	0.7068 (1.72)*
$N_FS_skew_{it}$	-0.0107 (-0.76)	0.0245 (1.34)	0.0576 (4.43)***
$Vrash_{it}$	0.0298 (1.76)*	—	—
$DUVOL_{it}$	—	0.0022 (1.34)	—
N	7,138	7,138	7,138
F-value	4.78	37.24	40.51
adj. R ²	0.53%	4.83%	4.75%

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

2) 변수의 정의는 <표 1> 참조

14) 모형 (1)에서 $N_FS_skew_{it}$ 는 SPC_{it+1} 이 무엇이든지 관계없이 통제변수로 포함된다. 따라서 <표 2>에서 SPC_{it+1} 가 $N_FS_skew_{it+1}$ 인 경우, $N_FS_skew_{it}$ 는 당연히 SPC_{it} 가 된다. 하지만 SPC_{it+1} 가 $VRASH_{it+1}$

최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 관계에 대해서는 두 가지 가설이 대립하고 있다. 소액주주에 대한 최대주주의 정보우위에 따라 최대주주에 의한 사적인 편취가 나타난다는 이익추구가설과, 반대로 최대주주의 사적 편취의 위험이 있을 경우, 소액주주의 주가할인에 따른 손실방지를 위하여 최대주주는 소액주주와의 이해를 일치시킨다는 이익일치가설이 그것이다. 두 상반된 가설 중에 어느 가설이 타당한가는 실증의 문제로 판단되며 이 부분에 대한 실증이 본 연구의 목적이 된다.

이와 관련하여 <표 3>은 주가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 $Vrash_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, 혹은 $N_FS_skew_{it+1}$ 의 어느 것을 사용하여도 최대주주 지분율(OC_{it})의 계수는 $(-)$ 0.1333과 $(-)$ 0.3329 사이에서 모두 1% 이하 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 적어도 본 연구에서 사용된 표본과 모형의 타당성을 인정할 경우, 최대주주는 기회주의적인 이익추구보다는 소액주주와 이해관계가 일치하는 방향으로 정보환경을 개선하고 있다는 것을 보여준다. 즉, 최대주주 지분율이 증가할수록 기업에 대한 부정적인 정보는 기업 내부에 축적되기 보다는 보다 적시성 있게 시장에 공시되고, 이로부터 최대주주와 소액주주 사이의 정보비대칭은 감소하여 결과적으로 주가급락위험은 줄어든다고 해석할 수 있다.

그러나 주가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 어느 것을 사용하느냐에 따라 모형의 설명력에는 차이가 나타난다. SPC_{it+1} 측정치로 $Vrash_{it+1}$ 를 사용할 경우, 수정 R^2 와 F-value는 0.53%와 4.78에 불과하지만 $DUVOL_{it+1}$ ($N_FS_skew_{it+1}$)를 사용하는 경우에는 수정 R^2 와 F-value가 4.83%(4.75%)와 37.24(40.51)로 상대적으로 크게 나타나고 있다. 이는 본 연구에 사용된 표본과 모형의 경우, $DUVOL_{it+1}$ 와 $N_FS_skew_{it+1}$ 가 $Vrash_{it+1}$ 보다 주가급락위험을 보다 잘 설명한다는 것을 의미한다.

$Size_{it}$ 는 주가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 $Vrash_{it+1}$ 를 사용할 때에는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 보이지만 $DUVOL_{it+1}$ 이나 $N_FS_skew_{it+1}$ 를 사용하는 경우에는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 기업규모는 일반적으로 기업의 정보환경에 대한 측정치로 사용되는데 기업규모가 증가할수록 기업의 복잡성이 증가하여 기업에 대한 불확실성이 증가할 수 있다, 반대로 기업규모가 증가할수록 이해관계자의 수와 관심도가 증가하여 기업의 불확실성이 감소할 수도 있다. 따라서 $Size_{it}$ 에 대한 <표 3>의 결과는 주가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치에 따라 기업규모의 정보효과가 다르게 나타남을 보이고 있다.

Lev_{it} 의 경우, 주가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 $DUVOL_{it+1}$ 이나 $N_FS_skew_{it+1}$ 를

($DUVOL_{it+1}$)인 경우, SPC_{it} 는 $VRASH_{it}(DUVOL_{it})$ 가 되고 $N_FS_skew_{it}$ 는 다른 추가적인 통제변수가 된다. 이 때, $VRASH_{it+1}$ 와 $VRASH_{it}$ 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.02(0.03), $DUVOL_{it+1}$ 과 $DUVOL_{it}$ 사이의 피어슨(스피어만) 상관계수는 0.07(0.07)로 유의한 양(+)의 값으로 나타난다. 하지만 $N_FS_skew_{it+1}$ 와 $N_FS_skew_{it}$ 처럼 그 절대적인 크기는 여전히 작게 나타나고 있다.

사용하는 경우, 1% 이하 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 채권자는 주주와의 정보 비대칭으로 인하여 대리인 문제에 노출될 가능성이 존재한다. 그러나 부채비율이 증가할수록 채권자가 주주와의 대리인 문제 완화를 위해 노력한다면 오히려 기업에 대한 부정적인 정보의 축적은 어려워질 것이고 결과적으로 <표 3>의 결과처럼 Lev_{it} 에 따라 추가급락위험은 감소할 것이다.

ROE_{it} 는 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 $Vrash_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, 혹은 $N_FS_skew_{it+1}$ 의 어느 것을 사용하여도 적어도 5% 이하 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 ROE_{it} 가 클수록 기업의 향상된 수익성이 기업의 정보환경에 대한 불확실성을 상대적으로 감소시키기 때문인 것으로 해석된다.

$Turn_{it}$ 는 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 $Vrash_{it+1}$ 과 $DUVOL_{it+1}$ 을 사용하는 경우, 10% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 본 연구에서 $Turn_{it}$ 는 정보이용자의 의견 차이를 측정하는 변수이므로 $Turn_{it}$ 에 따라 추가급락위험이 증가하는 것은 예상대로의 결과이다.

MA_wret_{it} 는 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치가 $DUVOL_{it+1}$ 이나 $N_FS_skew_{it+1}$ 인 경우에 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. MA_wret_{it} 는 정보 적체에 대한 측정치이므로 MA_wret_{it} 에 따라 추가급락위험이 증가하는 것은 역시 예상대로의 결과이다.

그러나, MB_{it} 의 경우 어느 추가급락위험 측정치와도 유의한 관계가 나타나지 않으며, $Std_FS_wret_{it}$ 는 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치 중에서 $N_FS_skew_{it+1}$ 에 대해서만 5% 수준에서 유의한 관계를 보이고 있다.

마지막으로 추가급락위험(SPC_{it+1})을 $Vrash_{it+1}$ 과 $N_FS_skew_{it+1}$ 로 측정하는 경우, 당기의 추가급락위험(SPC_{it}) 측정치 $Vrash_{it}$ 과 $N_FS_skew_{it}$ 의 계수는 각각 10%와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이는 본 연구에 사용된 표본의 경우, 추가급락은 일정 부분 반복적으로 나타나고 있다는 것을 의미한다.¹⁵⁾

3. 추가분석

가. 최대주주 지분율과 추가급락위험 사이의 비선형성

모형 (1)과 그 실증결과인 <표 3>의 내용은 사실 암묵적으로 최대주주와 추가급락위험 사이

15) <표 3>에서 각각 $Vrash_{it}$, $DUVOL_{it}$, $N_FS_skew_{it}$ 을 제외하고 회귀분석을 다시 해 본 결과, 수정 R^2 와 F-value는 거의 변하지 않았으며 나머지 변수들의 계수 크기와 유의수준에도 거의 변화가 없었다. 따라서 추가급락위험은 추가급락의 반복성에 영향을 받지만 그 실질적인 영향의 정도는 그렇게 크지 않은 것으로 판단된다.

에 선형관계를 가정하고 있다. 그런데 Boubaker et al.(2014)에 의하면 지배주주의 소유집중도 증가에 따라 지배주주의 부정적인 정보 축적 유인이 커지고 이로부터 주가급락위험이 증가한다. 그러나 그 소유집중도가 과도해지면 지배주주와 소액주주 사이의 이해관계가 일치하여 오히려 주가급락위험은 감소한다. 또한, Hutton et al.(2009)은 재량적발생액을 불투명성 측정치로 사용할 때, 그 제곱값을 설명변수에 같이 포함함으로써 주가급락위험과 기업 정보환경의 불투명성 사이의 비선형 관계를 통제하였다.

이러한 선행연구들의 결과는 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이에 비선형 관계가 존재할 가능성을 시사한다. 이에 따라 본 연구에서는 추가적으로 모형 (1)에 최대주주 지분율의 제곱값(OC_{it}^2)을 설명변수에 추가하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 만약 Boubaker et al.(2014)의 주장대로 소유집중도의 증가에 따라 최대주주의 유인이 달라진다면 OC_{it} 의 계수는 유의한 양(+)의 값을, OC_{it}^2 의 계수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 다음의 <표 4>는 그 결과이다.

<표 4> 최대주주 지분율과 주가급락위험 - 비선형성 통제

$$SPC_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_{11} OC_{it}^2 + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 Turn_{it} + \beta_7 MA_wret_{it} + \beta_8 Std_FS_wret_{it} + \beta_9 N_FS_skew_{it} + \beta_{10} SPC_{it} + \varepsilon_{it}$$

SPC_{+1}	$Vrash_{it+1}$	$DUVOL_{it+1}$	$N_FS_skew_{it+1}$
Intercept	2.6503 (17.00)***	-1.1266 (-13.85)**	-2.6174 (-14.28)***
OC_{it}	-0.3982 (-2.18)**	0.0936 (0.91)	0.3164 (1.36)
OC_{it}^2	0.2852 (1.40)	-0.2620 (-2.28)**	-0.7497 (-2.89)***
$Size_{it}$	-0.0095 (-1.85)*	0.0383 (13.41)***	0.0895 (13.89)***
MB_{it}	0.0052 (0.65)	0.0061 (1.34)	-0.0010 (-0.09)
Lev_{it}	-0.0286 (-0.75)	-0.0706 (-3.27)***	-0.1449 (-2.98)***
ROE_{it}	-0.0229 (-1.89)*	-0.0146 (-2.14)**	-0.0472 (-3.07)***
$Turn_{it}$	0.0319 (1.65)*	0.0206 (1.89)*	0.0339 (1.38)
MA_wret_{it}	-0.0164 (-1.19)	0.0225 (2.89)***	0.0520 (2.99)***
$Std_FS_wret_{it}$	0.3245 (0.98)	0.1804 (0.98)	0.8762 (2.12)**
$N_FS_skew_{it}$	-0.0097 (-0.69)	0.0236 (1.29)	0.0560 (4.32)***
$Vrash_{it}$	0.0292 (1.72)*	—	—
$DUVOL_{it}$	—	0.0031 (0.08)	—
N	7,138	7,138	7,138
F-value	4.53	36.35	37.33
adj. R ²	0.54%	4.89%	4.84%

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

2) 변수의 정의는 <표 1> 참조

추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치가 $DUVOL_{it+1}$ 이나 $N_FS_skew_{it+1}$ 인 경우, OC_{it} 의 계수는 양(+)의 값이기는 하지만 10% 수준에서도 유의하지 않다. 이에 비하여 OC_{it}^2 의 계수는 5% 이하 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 또한, 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치로 $Vrash_{it+1}$ 를 사용하는 경우, 반대로 OC_{it}^2 의 계수는 유의하지 않지만 OC_{it} 의 계수는 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 따라서 본 연구에 사용된 표본의 경우, Boubaker et al.(2014)의 주장대로 소유집중도에 따라 최대주주의 유인이 상반되게 변화하지는 않는 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 <표 3>의 결과와 동일하게 최대주주 지분율에 따라 추가급락위험은 일관되게 감소하는 것으로 나타났다.¹⁶⁾

나. Hutton et al.(2009)의 불투명성 통제

Hutton et al.(2009)이 추가급락위험을 초래하는 불투명성을 과거 2개년도와 당해연도의 3개년도 재량적발생액의 절대값(Discretionary accruals ; $|DA|$)의 합($SUM3|DA|$)으로 측정한 이후, 많은 선행연구들은 $SUM3|DA|$ 이외에 다른 불투명성 측정치를 이용하여 추가급락위험을 연구해 왔다.¹⁷⁾ 이러한 선행연구에 따라 본 연구에서도 $SUM3|DA|$ 대신 최대주주 지분율을 불투명성에 대한 측정치로 하여 분석을 수행하였다. 그런데 $SUM3|DA|$ 는 여전히 불투명성에 대한 중요한 측정치이며 많은 선행연구들에서 주요한 통제변수로 사용되고 있다.

따라서 앞부분에 제시된 <표 3>의 결과는 모형 (1)에 $SUM3|DA|$ 가 포함되지 않은 상태에서 $SUM3|DA|$ 의 영향이 내부적으로 최대주주 지분율(OC_{it})에 반영되어 나타난 결과일 가능성이 있다. 이상의 가능성을 통제하기 위하여 모형 (1)에 $SUM3|DA|_{it}$ 를 추가하여 분석을 다시 수행하여 보았다.¹⁸⁾ 다음의 <표 5>는 그 결과이다.

<표 5>에서 보듯이 Hutton et al.(2009)의 불투명성 측정치인 $SUM3|DA|_{it}$ 와 $SUM3|DA|_{it}^2$ 을 통제하는 경우에도 최대주주 지분율(OC_{it})의 계수는 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치에 관계없이 모두 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 <표 3>에서 최대주주 지분율에 따라 추가급락위험이 감소하는 것은 Hutton et al.(2009)이 말하는 재무제표의 불투명성과는 관계가 없다는 것을 보여 준다.

16) 이상의 결과는 <표 3>과 <표 4>에 소액주주 지분율을 설명변수로 추가하여도 달라지지 않았다.

17) 선행연구에서 $SUM3|DA|$ 대신 사용된 불투명성 측정치는 발생액의 질, 보수주의, 재무제표의 비교가능성, 이익유연화, 기관투자자 및 전문투자자, 재무분석가, 조세회피 가능성, 투자자 보호수준, 반인수 합병법, 기업의 사회적 책임, 회계공시정책, 기업의 사업전략, 감사인의 산업전문성, 기업의 레버리지 등이다.

18) Hutton et al.(2009)는 $SUM3|DA|_{it}$ 외에도 비선형성을 통제하기 위하여 그 제곱값인 $SUM3|DA|_{it}^2$ 까지 설명변수에 포함하고 있다. 따라서 본 연구에서도 $SUM3|DA|_{it}^2$ 를 포함하여 분석을 수행하였다.

〈표 5〉 최대주주 지분율과 주가급락위험 : Hutton et al.(2009)의 불투명성 통제

$$SPC_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_{11} SUMB|DA|_{it} + \beta_{12} SUMB|DA|_{it}^2 + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 ROE_{it} \\ + \beta_6 Turn_{it} + \beta_7 MA_wret_{it} + \beta_8 Std_FS_wret_{it} + \beta_9 N_FS_skew_{it} + \beta_{10} SPC_{it} + \varepsilon_{it}$$

SPC_{it+1}	$Vrash_{it+1}$	$DUVOL_{it+1}$	$N_FS_skew_{it+1}$
Intercept	2.5271 (16.61)***	-1.0757 (-13.59)***	-2.4675 (-13.83)***
OC_{it}	-0.1450 (-3.18)***	-0.1329 (-5.19)***	-0.3329 (-5.76)***
$SUMB DA _{it}$	0.1985 (1.73)*	0.0314 (0.49)	0.1025 (0.70)
$SUMB DA _{it}^2$	-0.1389 (-1.11)	-0.0371 (-0.53)	-0.1551 (-0.98)
$Size_{it}$	-0.0075 (-1.44)	0.0380 (13.16)***	0.0883 (13.56)***
MB_{it}	0.0039 (0.48)	0.0054 (1.18)	-0.0022 (-0.21)
Lev_{it}	-0.0329 (-0.86)	-0.0705 (-3.26)***	-0.1445 (-2.97)***
ROE_{it}	-0.0231 (-1.91)*	-0.0136 (-1.99)**	-0.0443 (-2.88)***
$Turn_{it}$	0.0344 (1.76)*	0.0216 (1.97)**	0.0361 (1.46)
MA_wret_{it}	-0.0148 (-1.06)	0.0240 (3.06)***	0.0552 (3.14)***
$Std_FS_wret_{it}$	0.2232 (0.65)	0.1158 (0.61)	0.7340 (1.72)*
$N_FS_skew_{it}$	-0.0118 (-0.84)	0.0242 (1.32)	0.0575 (4.43)***
$Vrash_{it}$	0.0308 (1.82)*	—	—
$DUVOL_{it}$	—	0.0028 (0.07)	—
N	7,138	7,138	7,138
F-value	4.29	31.05	33.23
adj. R ²	0.55%	4.81%	4.73%

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

2) 변수의 정의는 <표 1> 참조. 단, DA_{it} 는 i 기업의 t 년도 재량적발생액으로서 Hutton et al.(2009)에 따라 수정 Jones 모형을 이용하여 측정한다. 이 때, $SUMB|DA|_{it}$ 는 $|DA|_{it-2}$, $|DA|_{it-1}$, 그리고 $|DA|_{it}$ 의 합으로 구해지며, $SUMB|DA|_{it}^2$ 는 그 제곱값이다.

다. 주가급락위험 측정을 위한 잔차 추정모형의 변경

본 연구의 <표 3>의 결과는 주가급락위험을 추정하기 위하여 모형 (2)에서와 같이 i 기업의 w 주에 대한 주간수익률(R_{iw})을 $w-2$ 주, $w-1$ 주, w 주, $w+1$ 주, 그리고 $w+2$ 주의 주간 가중 평균시장수익률(MR_w)에 대해 회귀분석할 때 나타나는 잔차를 이용하였다. 그런데 기업의 주식 수익률은 시장수익률 뿐만 아니라 그 기업이 속한 산업수익률에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 따라서 많은 선행연구들은 시장수익률 뿐만 아니라 산업수익률까지를 포함하는 모형을 이용하여 주가급락위험을 측정하고 있다.

이에 따라 본 연구에서도 모형 (2)에 주간 가중평균산업수익률(IR_{iw})을 추가한 다음의 모형 (3)을 이용하여 추가급락위험을 측정¹⁹⁾한 후, <표 3>의 분석을 다시 수행하여 보았다.

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

<표 6> 최대주주 지분율과 추가급락위험 : 추가급락위험 측정을 위한 잔차 추정모형의 변경

$$SPC_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 OC_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 Turn_{it} + \beta_7 MA_wret_{it} + \beta_8 Std_FS_wret_{it} + \beta_9 N_FS_skew_{it} + \beta_{10} SPC_{it} + \epsilon_{it}$$

SPC_{it+1}	$Vrash_{it+1}$	$DUVOL_{it+1}$	$N_FS_skew_{it+1}$
Intercept	2.1845 (14.45)***	-1.2665 (-15.92)***	-2.7223 (-15.46)***
OC_{it}	-0.1713 (-3.84)***	-0.1392 (-5.59)***	-0.3451 (-6.25)***
$Size_{it}$	0.0046 (0.88)	0.0459 (15.71)***	0.0997 (15.41)***
MB_{it}	-0.0008 (-0.10)	0.0003 (0.07)	-0.0074 (-0.75)
Lev_{it}	-0.0107 (-0.28)	-0.0382 (-1.82)*	-0.0933 (-2.00)**
ROE_{it}	-0.0267 (-2.24)**	-0.0147 (-2.22)**	-0.0427 (-2.89)***
$Turn_{it}$	0.0279 (1.47)	0.0274 (2.57)**	0.0436 (1.85)*
MA_wret_{it}	-0.0113 (-0.84)	0.0150 (1.98)**	0.0426 (2.55)**
$Std_FS_wret_{it}$	0.4825 (1.44)	0.1818 (0.99)	0.6425 (1.58)
$N_FS_skew_{it}$	-0.0201 (-1.38)	0.0307 (1.65)*	0.0570 (4.40)***
$Vrash_{it}$	0.0533 (3.14)***	—	—
$DUVOL_{it}$	—	-0.0052 (-0.13)	—
N	7,138	7,138	7,138
F-value	5.17	49.80	51.34
adj. R ²	0.58%	6.40%	5.97%

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

2) 변수의 정의는 <표 1> 참조

<표 6>에서 보듯이 추가급락위험(SPC_{it+1})의 모든 측정치에 대해 최대주주 지분율(OC_{it})의 계수는 1% 이하 수준에서 모두 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 <표 3>에 제시된 결과와 크게 다르지 않으며 나머지 설명변수들 역시 <표 3>과 유사한 결과를 보이고 있다.

19) 모형 (3)의 잔차로 추가급락위험(SPC_{it+1})의 측정치 $Vrash_{it+1}$, $DUVOL_{it+1}$, $N_FS_skew_{it+1}$ 를 구하는 방법은 <표 3>에서와 동일하다.

따라서 주가급락위험 측정을 모형 (3)과 같이 주간 가중평균산업수익률을 포함하여 측정하더라도 그 결과는 <표 3>과 달라지지 않음을 알 수 있다.

V. 결 론

Hutton et al.(2009) 이후 주가급락위험에 대한 대부분의 선행연구들은 주주와 경영자 사이의 대리인 문제에 입각하여 기업 정보환경의 불투명성과 주가급락위험 사이의 관계를 분석해 왔다. 그러나 기업 정보환경의 불투명성은 주주와 경영자 사이의 대리인 문제 뿐만이 아니라 대주주와 소액주주 사이의 정보비대칭에 의해서도 나타난다.

따라서 본 연구는 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제에서 야기되는 불투명성 때문에 주가급락위험이 나타나는지를 분석하였다. 대주주의 존재는 동아시아는 물론 미국 및 서유럽에서도 나타나는 현상으로 이들 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제는 주주와 경영자 사이의 대리인 문제 못지않게 기업 정보환경의 불투명성을 야기하는 원인이 된다. 특히 서구 선진국에 비해 전문경영자에 의한 기업 경영시스템이 제대로 정착이 안 된 우리나라의 경우에는 주주와 경영자 사이의 대리인 문제보다 대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제가 기업 정보환경의 불투명성을 결정하는 더 중요한 원인이 될 수 있다.

최대주주는 기업에 대한 자신의 지배력을 바탕으로 사적인 편취를 하고자 하는 유인을 갖지만(이익추구가설) 반대로 소액주주의 주가할인을 방지하기 위하여 소액주주와 이해관계를 일치시키려는 유인도 가질 수 있다(이익일치가설). 이러한 상반된 가설에 대한 실증적 증거를 제시하는 것이 본 연구의 목적이 된다.

이러한 목적에 따라 본 연구는 2000년부터 2015년까지 우리나라 유가증권시장에 12월 말 기준으로 상장되어 있는 7,138개 기업-년에 대해 최대주주 지분율에 따라 주가급락위험이 증가하는지, 아니면 감소하는지를 실증분석하였다.

분석 결과, 최대주주 지분율에 따라 주가급락위험은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 결과는 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 비선형성을 통제한 경우에도, Hutton et al. (2009)이 제시한 재무제표의 불투명성을 통제하는 경우에도, 주가급락위험을 다른 방법으로 측정하는 경우에도 달라지지 않았다. 따라서, 적어도 본 연구에 사용한 표본의 경우, 최대주주는 이익일치가설에 따라 기업에 대한 부정적인 뉴스를 기업 내부에 축적하지 않고 적시에 공시하고 있는 것으로 판단된다.

그러나 본 연구의 결과는 연구에 사용된 표본이 갖는 특성, 그리고 실증분석에 사용된 연구모형의 타당성에 따라 그 결과가 달라질 가능성도 존재한다. 더욱이 최대주주 지분율과 주가급락위험 사이의 관계에 대한 연구는 Boubaker et al.(2014) 이외에는 거의 존재하지 않으며 우리나라

라의 경우, 아마도 본 연구가 최초의 연구일 것이므로 이 주제에 대한 연구는 사실상 축적된 연구 내용이 존재하지 않는다. 따라서 본 연구와 다른 표본이나 연구방법을 사용한다면 본 연구와는 다른 결과가 나타날 가능성도 충분하다. 특히, 본 연구는 최대주주와 소액주주 사이의 대리인 문제를 최대주주 지분율로 측정하였는데 이 측정치의 타당성에 대해서는 분명히 한계가 존재한다. 추후 연구에서는 이 부분에 대해 의미있는 개선이 있어야 할 것으로 판단된다.

그러나 이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 우리나라에서 최대주주와 주가급락위험 사이의 관계에 대한 연구를 새롭게 여는 출발점이 될 것으로 기대된다. 특히 최대주주와 소액주주 사이의 정보비대칭은 우리나라 상황에서 더 중요한 의미를 가지므로 재벌 및 지분율 괴리도 등과 같은 부분에 대한 고려는 주가급락위험과 관련하여 앞으로 의미있는 주제가 될 것으로 생각된다.

참고문헌

- 강나라 · 최 관. 2016. “누가 주가붕괴위험을 부담하는가? : 회계이익의 불투명성을 중심으로”. 회계학연구 41 (2) : 87-129.
- 강상구 · 임현일. 2015. “애널리스트 낙관주의와 불투명성 및 주가급락에 관한 연구”. 금융연구 29 (2) : 1-36.
- 김민수 · 임현일. 2015. “조세회피를 통한 정보의 불투명성과 주가급락에 관한 연구”. 재무관리연구 32 (1) : 35-68.
- 김영숙 · 최만식. 2016. “기업소유구조가 경영자 재임 초기의 이익조정행위에 미치는 영향”. 글로벌경영학회지 13 (1) : 169-199.
- 남해정. 2017. “채무제약 하에서 최대주주가 배당정책에 미치는 영향 : 중소기업을 대상으로”. 중소기업연구 39 (2) : 1-18.
- 박범진. 2012. “대주주지분율과 관련된 소유구조가 감사보수에 미치는 영향”. 회계정보연구 30 (1) : 1-28.
- 박범진. 2014. “벤처기업 유형과 대주주 지분율이 이익조정에 미치는 영향”. 회계정보연구 32 (1) : 167-195.
- 박종일 · 전규안 · 최종학 · 박찬웅. 2009. “대주주 및 외국인 주주의 이익조정과 대형 감사인의 역할”. 회계정보연구 27 (1) : 201-229.
- 배진철 · 장 기 · 고재민. 2016. “재무분석가가 주가폭락 위험에 미치는 직접 및 매개효과”. 회계정보연구 34 (3) : 215-248.
- 오현민 · 전홍주. 2016. “기업지배구조가 유상증자와 이익투명성에 미치는 영향”. 국제회계연구 69 (10월) : 211-236.
- 이보미 · 박보영. 2016. “이익유연화가 주식시장에서의 시장유동성 및 주가급락위험에 미치는 영향”. 대한경영학회지 29 (10) : 1501-1525.
- 이상호 · 이창섭 · 추재연. 2017. “실물이익조정이 차기 주가폭락위험에 미치는 영향”. 경영학연구 46 (1) : 287-313.
- 이상호 · 최승욱. 2017. “회계 보수성이 미래 주가폭락위험에 미치는 영향 - 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 중심으로”. 경영학연구 46 (2) : 561-594.
- 이진훤 · 윤성용. 2015. “회계이익의 질이 가치평가오류와 주가급락에 미치는 영향”. 회계연구 20 (2) : 151-179.
- 임승연 · 황규영 · 조형진. 2014. “소유구조가 정보비대칭에 미치는 영향에 관한 연구”. 국제회계연구 56 (8월) : 247-264.
- 임현일 · 김민수. 2014. “기업의 재무적 불투명성이 주가급락에 미치는 영향에 대한 연구”. 금융연구 28 (3) : 89-121.

- 조은혜 · 문해원 · 최영수. 2015. “비교가능성이 기업단위의 주가폭락에 미치는 영향”. *회계학연구* 40 (4) : 179–211.
- 최영목. 2017. “자본구조와 주가급락위험”. *대한경영학회지* 30 (2) : 253–274.
- Ang, J., R. Cole, and J. Lin. 2000. Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Finance* 55 (1) : 81–106.
- Armstrong, C. S., W. R. Guay, and J. P. Weber. 2010. The Role of Information and Financial Reporting, Corporate Governance and Debt Contracting. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 179–234.
- Barroso, R., C. B. Ali, and C. Lesage. 2016. Blockholders’ Ownership and Audit Fees : The Impact of the Corporate Governance Model. *European Accounting Review*[Online].
- Bhargava, R., S. Faircloth, and H. Zeng. 2017. Takeover Protection and Stock Price Crash Risk : Evidence from State Antitakeover Laws. *Journal of Business Research* 70 : 177–184.
- Boubaker, S., H. Mansali, and H. Rjiba. 2014. Large Controlling Shareholders and Stock Price Synchronicity. *Journal of Banking & Finance* 40 : 80–96.
- Callen, J. L., and X. Fang. 2013. Institutional Investor Stability and Crash Risk : Monitoring versus Short-Termism? *Journal of Banking & Finance* 37 : 3047–3063.
- Claessens, S., S. Djankov, and L. H. P. Lang. 2000. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations. *Journal of Financial Economics* 58 : 81–112.
- Faccio, M., L. H. P. Lang. 2002. The Ultimate Ownership of Western European Corporations. *Journal of Financial Economics* 65 : 365–395.
- Fan, J. P. H., and T. J. Wong. 2002. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia. *Journal of accounting & economics* 33 (3) : 401–425.
- Gomes, A. 2000. Going Public without Governance : Managerial Reputation Effects. *Journal of Finance* 55 : 615–646.
- Habib, A., and M. M. Hasan. 2017. Business Strategy, Overvalued Equities, and Stock Price Crash Risk. *Research in International Business and Finance* 39 : 389–405.
- Holderness, C. G., R. S. Kroszner, and, D. P. Sheehan. 1999. Were the Good Old Days That Good? Changes in Managerial Stock Ownership Since the Great Depression. *Journal of Finance* 54 : 435–469.
- Hutton, A., A. Marcus, and H. Tehranian. 2009. Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk. *Journal of Financial Economics* 94 (1) : 67–86.
- Jin, L., and S. Myers. 2006. R² around the World : New Theory and New Tests. *Journal of Financial Economics* 79 (2) : 257–292.

- Khelif, H., K. Ahmed, and M. Souissi. 2017. Ownership Structure and Voluntary Disclosure : A Synthesis of Empirical Studies. *Australian Journal of Management* 42 (3) : 376–403.
- 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. 2011. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk : Firm –level Analysis. *Journal of Financial Economics* 100 : 639–662.
- Kim, J., Z. Wang, and L. Zhang. 2016. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk. *Contemporary Accounting Research* 33 (4) : 1720–1749.
- Kim, Y., H. Li, and S. Li. 2014. Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk. *Journal of Banking & Finance* 43 : 1–13.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki. 2009. Do Manager Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research* 47 : 241–276.
- La Porta, R., F. Lopez–de–Silanes, A. Shleifer. 1999. Corporate Ownership around the World. *Journal of Finance* 54 : 471–517.
- 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.
- 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.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny. 1997. A Survey of Corporate Governance. *Journal of Finance* 52 : 737–783.
- Song, L. 2015. Accounting Disclosure, Stock Price Synchronicity and Stock Crash Risk. *International Journal of Accounting & Information Management* 23 (4) : 349–363.
- Warfield, T. D., J. J. Wild, and K. L. Wild. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 61–91.
- Zhang, H., M. Wang, and J. Jiang. 2017. Investor Protection and Stock Price Crash. *Pacific – Basin Finance Journal* 43 : 256–266.
- Zhu, W. 2016. Accruals and Price Crashes. *Review of Accounting Studies* 21 (2) : 349–399.

Largest Shareholder's Ownership and Stock Price Crash Risk

Lee, Se Yong*

〈Abstract〉

After Hutton et al.(2009)'s seminal paper, most studies on stock price crash risk have examined the relation between the opacity of firms' information environment and stock price crash risk based on the agency problem between stock owners and managers. In addition, the agency problem between largest owners and minor stock holders is also another source of the opacity as well as the agency problem between stock holders and managers.

Largest owners are inclined to gain private profits through their dominant controls for the firms(Entrenchment hypothesis). However, they also have incentives to align their interests with minor stock holders' interests to support the stock price(Alignment hypothesis). To provide the empirical evidence on these two opposite hypotheses, this study examined whether stock price crash risk stems from the opacity driven from the agency problem between largest shareholders and minor stock owners.

To do so, this study selected 7,136 firm-years listed on the Korean Stock Market for the period from 2000 to 2015. As a result, stock price crash risk decreases with largest shareholders' ownership. This result is shown consistently 1) when the non-linearity between largest shareholder owners and stock price crash risk is controlled for, 2) when the opacity suggested by Hutton et al.(2009) is controlled for, 3) when stock price crash risk is measured differently. Therefore, following the alignment hypothesis, Korean firms are likely to disclose bad news timely, not to hoard them.

〈Key words〉 Largest shareholders'ownership, Stock price crash risk, Agency problem

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