

부채만기구조와 주가급락위험

김 현 석* (성균관대학교)

본 연구는 2000-2016년의 기간 동안 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업들을 대상으로 부채만기구조가 향후 주가급락위험에 미치는 영향을 실증분석 하였으며, 주요한 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 국내 기업들은 장기부채(단기부채)의 비중이 높을수록 향후 주가급락위험이 증가(감소)하는 것으로 나타나, 부채만기구조가 주가급락위험의 결정요인임을 실증적으로 입증하였다. 둘째, 부채만기구조와 주가급락위험 간 관계의 강건성 검정을 위해, Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석, 고정효과 모형 및 도구변수 추정법 등 다양한 분석방법을 사용하여 이들의 관계를 재차 검정한 결과, 질적으로 동일한 분석결과를 얻을 수 있었다. 셋째, 단기부채의 모니터링 효과의 실효성을 판단하기 위해, 최대주주 지분율, 기업지배구조 점수, 법정한도 초과 사외이사 수, 외부감사 품질의 수준에 따라 하위표본을 구성한 다음, 하위표본 별로 이들의 관계를 검정하였다. 분석결과, 최대주주 지분율이 낮을수록, 기업지배구조가 취약할수록, 법정한도 내에서 최소한의 사외이사로 이사회를 구성하는 경우, 그리고 외부감사인 Big 4가 아닌 경우, 부채만기구조와 주가급락위험 간 관계가 뚜렷하게 나타나, 단기부채의 모니터링 효과가 실효성이 있다는 증거를 발견할 수 있었다.

[1] 서론

1990년 대 아시아 외환위기, 2000년 대 글로벌 금융위기 등 주가의 극단적 변동을 경험하면서 주가급락위험 관리의 필요성이 증대되었고, 이에 관한 이슈는 금융업계 종사자뿐 아니라 학계에서도 활발하게 논의되고 있다. 여러 선행연구에서는 경영자의 부정적 정보 은폐를 주가급락위험의 주요 원인으로 보고하였다(Chen et al., 2001; Jin and Myers, 2006; Hutton et al., 2009). 즉, 경영자는 사적이익을 위해

내부의 부정적 정보를 은폐하려는 유인이 있으며, 이렇게 축적된 부정적 정보가 임계점에 도달하여 시장에 알려지는 순간 주가는 급속히 붕괴된다(Jin and Myers, 2006; 강상구, 김학순, 임현일, 2015).

한편, Myers(1977), Rajan and Winton(1995), Stulz(2000), Giannetti(2003), Brockman et al.(2010), Dang et al.(2016) 등은 단기부채가 경영자를 효율적으로 모니터링하고 규율하는 장치가 될

주제어: 부채만기구조, 주가급락위험, 모니터링 효과
JEL 분류기호: G32, G12

* 성균관대학교 경영연구소 연구원(E-mail: khs8319@naver.com)



수 있으며, 경영자와 주주 간의 이해 불일치를 완화시킬 수 있는 수단이라 보고하였다. 여러 선행연구에서 보고된 것과 같이 단기부채가 효율적 감시기능을 수행한다면, 단기부채 사용이 증가할수록 향후 추가급락위험이 감소할 것으로 예상해 볼 수 있다. 이는 부채만기가 길수록(즉, 장기부채의 비중이 높을수록) 경영자가 부정적 정보를 은폐하기에 유리한 반면, 부채만기가 짧을수록(즉, 단기부채의 비중이 높을수록) 빈번한 채무재협상 및 부채계약 갱신(renewals)이 뒤따르므로 경영자의 부정적 정보 은닉에 제약을 가하여 추가급락위험을 완화시킬 수 있기 때문이다. 그러나 기업이 단기부채의 비중을 증가시키면 효율적 감시기능의 혜택을 누릴 수 있는 반면, 유동성위험은 증가하며(Diamond, 1991), 상대적으로 이자절세효과는 줄어들게 된다(Harwood and Manzon, 2000). 이처럼 부채만기와 위험 간 상충관계를 고려하면, 실증적 증거 없이 선형적으로 부채만기구조와 추가급락위험의 관계를 추정하는 데에는 많은 한계가 있다.

리스크 관리의 효과는 정상적 시장상황(normal market conditions)보다는 금융위기와 같이 외부적 충격으로 주가가 극단적으로 요동치는 상황에서, 그리고 엔론(Enron)의 분식회계 사태와 같이 기업내부에 은폐된 부정적 정보가 시장에 공표되는 상황에서 그 효과를 쉽게 관측할 수 있으며, 리스크 관리 실패가 추가폭락으로 이어진 사례를 수없이 목격할 바 있다. 만일 경영자나 최대주주에 대한 견제와 감시장치가 효과적으로 작동한다면 기업 내부적 요인으로 인해 발생하는 추가폭락을 예방하거나 최소화하는데 도움을 줄 수 있을 것이다. 이에 본 연구는 부채만기구조에 따른 기업의 극단적 추가하락에 대한 방어능력을 비교함으로써, 부채만기구조에 따른 모니터링 효과의 작동 여부를—부채만기를 단축(연장)시켜 단기부채(장기부채)의 비중이 높은 기업에서 모니터링 효과가 제대로 작동하는 지를—실증적으로 규명하고자 한다.

기업수준(firm-level)에서 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 분석하기 위해, 먼저 3가지 추가급락위험 변수를 산정한다. 이를 위해 개별 주식의 주간수익률 자료를 사용하여, 시장과 동종산업의

영향을 제거한 기업고유(firm-specific) 수익률을 계산한 후, 이 값을 기반으로 NCSKEW(음(-)의 조건부 왜도), DUVOL(하락-상승 변동성비율), 추가급락 발생 건수(CRASH_COUNT)의 세 측정치를 추가급락 위험의 대응변수로 사용한다. 또한 해석상의 편의를 위해 부채만기가 길어질수록 큰 값을 갖도록 장기부채 비중을 부채만기구조 변수로 산정하며, '부채총계 대비 만기 1년이상의 비유동부채' 및 '이자발생과 무관한 부채를 제외시킨 후 계산한 '이자부 부채총계 대비 이자부 장기부채'의 두 측정치를 부채만기구조의 대응변수로 사용한다. 실증분석에 사용한 모형은 Chen et al.(2001), Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009) 및 다수의 후속연구에서 사용한 바 있는 예측회귀모형으로서, 설명변수와 종속변수 간 1시차의 차이가 존재하도록 설정한 모형이다.

3가지 추가급락위험 변수($Crash\ Risk_{j, T+1}$)를 종속변수로 두고 부채만기구조 변수($Debt\ Maturity_{j, T}$)를 설명변수로 둔 예측회귀모형 분석결과, 장기부채 비율은 추가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 단기(장기)부채의 비중이 증가할수록 극단적 추가하락에 대한 방어능력이 뛰어난(떨어지는) 것으로 나타났다. 나아가 분석결과의 강건성 검정을 위해 Fama and MacBeth (1973) 횡단면 회귀분석, 고정효과 모형 및 도구변수 추정법을 이용하여 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 재차 검정하였고, 질적으로 동일한 결과를 얻을 수 있었다.

추가적으로 단기부채의 모니터링 효과의 실효성 여부를 검정하고자 한다. 만약 단기부채의 모니터링으로 인한 효과의 실효성이 나타난다면, 기업지배구조가 취약하여 경영자와 외부투자자 간 대리인 갈등이 많을 것으로 예상되는 하위표본에서, 그렇지 않은 하위표본에서보다, 단기(장기)부채의 비중이 증가할수록 추가급락위험은 감소(증가)할 것으로—부채만기와 추가급락위험 간 양(+)의 관계가 뚜렷하게 나타날 것으로—예상해 볼 수 있다. 이에 4가지 변수(최대주주 지분율, 기업지배구조, 법정한도 초과 사외이사 수 및 외부감사 품질) 각각의 중앙값을 기준으로, 중앙값 미만의 하위표본과 중앙값을 초과하는 하위표본을 구성한

다음, 하위 표본 별로 부채만기구조가 주가급락위험에 미치는 영향을 분석한다. 먼저 최대주주 지분율 수준에 따른 분석결과, 장기부채 비율의 회귀계수는 저-최대주주 지분율 표본에서 유의한 양(+)의 값을 가지는데 반해, 고-최대주주 지분율 표본에서는 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 이는 최대주주 지분율이 낮아 대리인 문제의 발생가능성이 큰 하위표본에서, 단기부채가 주가급락위험을 완화시키는 역할을 수행한다는 것으로 해석할 수 있다. 다음으로, 기업지배구조 평가 점수 수준에 따른 분석결과, 장기부채 비율의 회귀계수는 저-기업지배구조 점수 표본이 고-기업지배구조 점수 표본보다 큰 것으로 나타나, 기업지배구조가 취약하여 대리인 문제의 발생가능성이 큰 하위표본에서 부채만기와 주가급락위험 간 양(+)의 관계는 강하게 나타나는 경향을 확인할 수 있었다. 뿐만 아니라 법정 한도 비초과 사외이사 수 하위표본 및 외부감사인이 Big 4가 아닌 하위표본(Non-Big4)에서 둘 간 양(+)의 관계가 뚜렷하게 나타나는 것을 관측하였다. 즉, 최대

주주 지분율이 낮을수록, 기업지배구조가 취약할수록, 법정한도 내에서 최소한의 사외이사로 이사회를 구성하는 경우, 그리고 외부감사인이 Big 4가 아닌 경우, 부채만기구조와 주가급락위험 간 관계가 뚜렷하게 나타나, 단기부채의 모니터링 효과가 실효성을 가진다는 증거를 관측할 수 있었다. 이러한 실증분석결과는 Myers(1977), Rajan and Winton(1995), Stulz(2000), Giannetti(2003), Brockman et al.(2010), Dang et al.(2016) 등의 연구와 일관성이 있으며, 본 연구는 다양한 기업 내외부적 감시장치 변수들을 사용하여 부채만기에 따른 모니터링 효과의 실효성 여부를 면밀히 검토하여 실증분석결과를 제시한 점에서 기존연구와 차별성을 갖는다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 1장의 서론에 이어, 2장에서는 관련 선행연구를 살펴본다. 그리고 3장에서는 표본선정 및 분석모형에 대해 기술하고, 4장에서는 실증분석 결과를 분석한다. 마지막으로, 5장 결론에서는 본 연구의 결과를 요약하고 한계점과 향후 연구방향을 제시한다.

[2] 선행연구

2.1 주가급락위험

최근 학계에서 활발하게 논의되고 있는 주가급락위험에 관한 연구는 크게 기업 내부적 요인과 주가급락 간의 관계를 규명하는 연구, 그리고 기업 외부적 요인 또는 제도적 요인(institutional factor)과 주가급락 간의 관계를 분석하는 연구로 구분할 수 있다.

먼저, 기업 내부적 요인을 향후 주가붕괴의 결정 요소로 보고하는 연구들은 특히 경영자의 의사 결정과 관련된 특성 요인에 초점을 두고 있다. Jin and Myers(2006)는 경영자는 사적이익을 위해 기업 내부의 부정적 정보를 은폐하려는 유인이 있으며, 이렇게 축적된 부정적 정보가 시장에 알려지는 순간 주가는 붕괴된다고 보고하였다. 또한 Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009)은 재량적 발생액을 불투명성

(opacity)의 대용변수로 사용하여, 불투명성이 클수록 향후 주가급락위험이 커진다고 보고하였다. 국내주식시장을 대상으로 한 연구에서도 유사한 연구결과가 보고되고 있는데, 임현일, 김민수(2014), 이보미, 박보영(2016)은 기업의 불투명성이 클수록 주가급락위험이 증가한다고 보고하였으며, 강나라, 최권일, 최관(2015)은 기업의 투명성 수준뿐만 아니라 이익공시의 적시성도 주가급락위험에 영향을 미치는 요인이며, 적시성 수준이 높을수록 향후 주가급락위험이 감소한다는 연구결과를 제시하였다. 또한, 기업의 (불)투명성과 관련지어 CSR(corporate social responsibility) 활동이 주가급락위험에 영향을 미친다는 연구도 존재한다. Kim et al.(2014)은 CSR 활동이 활발할수록 기업의 투명성(transparency)이 높고, 공시빈도가 높아 경영자에 의한 부정적인 정보의 은폐가 적으며



로, CSR 활동이 활발한 기업일수록 주가급락위험이 완화된다는 실증결과를 보여주었다. 나아가 Kim et al.(2016)은 경영자 특성요인 중 CEO 과신성향(CEO overconfidence)과 주가붕괴위험 간 관계를 규명하였다. 그들은 자기과신 CEO들이 미래 투자프로젝트의 순현재가치를 과대평가하는데 반해 투자프로젝트의 위험은 과소평가하는 특성을 갖는다고 하였으며, CEO의 과신감이 주가급락위험을 증가시킨다는 연구 결과를 제시하였다. 그러나 국내주식시장을 대상으로 김병모(2016)는 CEO 과신성향과 향후 주가급락위험이 유의적인 상관관계를 보이지 않는다고 보고하였다. Dang et al.(2016)은 미국기업들을 대상으로 부채만기구조가 주가급락위험에 영향을 미치며, 장기부채(단기부채)의 비중이 높을수록 향후 주가급락위험이 증가(감소)한다고 보고하였다.

그들은 Myers(1977), Rajan and Winton(1995), Stulz(2000), Giannetti(2003), Brockman et al.(2010) 등의 연구에서 제시한 것처럼 단기부채가 경영자의 부정적 정보 은폐 행위에 제약을 가하는 효율적 수단이며, 단기부채의 비중을 증가시킴으로써 경영자를 효과적으로 감시할 수 있다는 연구결과를 제시하였다.

다음으로 기업 외부적 요인이나 제도적 요인 등으로 인해 발생하는 주가급락위험에 관한 연구를 살펴보면, DeFond et al.(2014)은 금융업을 제외한 하위표본에서 IFRS의 도입은 주가급락위험을 완화시킨다는 연구 결과를 제시하였으며, Callen and Fang(2015a)은 종교성이 높은 카운티에 본사를 둔 기업들의 향후 주가급락위험이 상대적으로 낮다고 보고하였다. Callen and Fang(2013)은 기관투자자 지분율과 주가급락위험 간의 관계를 분석하였고, 기관투자자 중 공공연기금의 지분율(public pension funds)이 높을수록 향후 주가급락위험이 감소한다고 하였다. 즉,

공공연기금은 다른 기관투자자에 비해 활발한 모니터링 활동을 수행한다는 것이다. 또한 Callen and Fang(2015b)은 공매도가 증가할수록 주가급락위험이 증가한다는 실증결과를 보여주었는데, 이는 공매도 거래자가 (경영자에 의해) 은폐된 부정적 정보들을 감지할 수 있는 능력이 있음에 기인하는 것이라 해석하였다. 그러나 국내주식시장을 대상으로 공매도 거래와 주가급락위험 간의 관계를 분석한 김현숙, 조성순, 박순홍(2017)의 연구에서는 공매도 거래가 향후 주가급락위험을 증가시킨다는 뚜렷한 증거를 발견하지 못하였다.

2.2 부채만기구조

본 절에서는 부채만기구조에 관한 선행연구¹⁾ 중에서 경영자의 부정적 정보 은폐와 관련지어 어떠한 형태의 부채만기구조가 효율적 감시역할을 할 수 있는지에 초점을 두고 선행연구를 고찰하고자 한다.

먼저, 단기부채의 효율적 감시기능을 보고하고 있는 연구들을 살펴보면, Myers(1977)는 기업의 성장기회와 차입의사 결정(자본구조 및 부채만기 결정)을 대리인 이론의 관점에서 분석한 결과, 신규투자기회가 많은 고성장 기업일수록 과소투자²⁾의 유인이 많으며, 단기부채를 많이 사용하거나 레버리지 축소를 통해 주주와 채권자 간 이해 불일치로 인해 발생하는 과소투자 문제를 경감시킬 수 있다고 하였다. 또한 Leland and Toft(1996)는 단기부채가 경영자의 과대위험추구 유인(즉, 채권자의 부를 주주에게 이전시키기 위해 위험한 투자안을 채택하려는 유인)을 축소시킬 수 있다고 하였으며, Brockman et al.(2010)은 단기부채가 경영자 보상과 관련하여 발생하는 대리인 비용을 완화시킨다는 연구결과를 제시하였다.

뿐만 아니라 Rajan and Winton(1995), Stulz(2000), Giannetti(2003) 등도 단기부채가 경영자를 효

1) 다수의 선행연구들은 대리인비용 가설, 성장기회 가설, 정보비대칭 가설, 자산-부채만기 대응가설, 레버리지 가설, 세금가설 등 다양한 가설로 부채만기구조의 행태를 설명하고자 하였다. Stohs and Mauer(1996), Scherr and Hulburt(2001), 박순식(2001), 권경택(2003), 최영목(2012)의 연구에 잘 정리되어 있다.

2) 무부채(zero-leverage) 기업의 경우, 경영자는 기업가치 극대화를 위하여 투자 프로젝트의 순현재가치(NPV)가 양(+)인 투자안에 투자한다. 그러나 부채 사용기업의 경우, 양(+)의 NPV를 가진 투자안이 있더라도 투자의 결과 주주에게 별다른 수익이 발생하지 않을 경우 해당 투자안을 포기하게 된다. 즉, 부채 기업의 경영자는 투자안의 NPV가 양(+)이더라도, 그 가치가 부채의 액면가치보다 낮은 투자안을 채택하지 않는 비최적적 투자결정을 할 수 있는데, 이를 과소투자의 문제라 한다.

울적으로 모니터링하고 규율하는 장치가 될 수 있으며, 경영자와 주주 간의 이해 불일치를 완화시킬 수 있는 수단이라 보고하였는데, 이는 단기부채의 대여자(lender)가 빈번한 채무재협상 및 부채계약의 갱신을 통해 경영상황이나 향후 투자계획에 대한 시의 적절한 정보를 요구함으로써 자신들의 권리를 보호할 수 있기 때문이다.

다음으로, 기업의 처한 경영상황이나 거시적 환경에 따라 부채만기구조가 달라질 수 있음을 보고한 연구들을 살펴보자. 세금과 부채만기 간 관계의 관점에서, Harwood and Manzon(2000)은 한계세율이 높은 기업은 장기부채의 비중을 증가시켜 이자절세효과를 극대화 할 수 있으며, Brick and Ravid(1985)는 이자율의 기간구조가 우상향 구간(upward sloping)에서 기업들은 이자절세효과를 극대화하기 위하여 장기부채를 선호하지만, 우하향 구간(downward sloping)에서는 단기부채를 선호한다고 하였다. 또한 대리인 이론의 관점에서 Leland and Toft(1996)는 단기부채를 사용하는 경우 경영자의 과대위험추구 유인을 축소시킬 수 있지만, 장기부채에 비해 이자절세효과는 작으므로, 이러한 부채만기로 인한 상충관계를 고려하여 최적부채만기는 이자절세효과와 파산비용 및 대리인 비용이 균형을 이루는 수준에서 결정된다고 하였다. 한편, Diamond(1991)는 단기부채의 비중을 증가시키면 지급불능위험(insolvency risk)이 증가하므로, 기업들은 유동성을 고려하여 부채만기구조를 결정한다고 하였다. 그는 신용등급이 높은 양질의 기업은 유동성위험이 작아 단기부채를 선호하지만, 신용등급이 낮은 기업은 유동성위험이 높으므로 장기부채를 선호한다는 연구결과를 제시하였다. 소유구조와 부채만기 간 관계에 대한 연구로서, Datta et al.(2005)은 경영자 지분율과 부채만기구조가 음(-)의 관계를 갖는다는 실증분석 결과를 제시하였다. 즉, 대리인인 경영자는 자신의 지분율이 높을수록 주주의 이해와 합치되는 방향으로 의사결정을 수행하며 효율적인 모니터링을 제공하는 단기부채를 선호하지만, 자신의 지분율이 낮을수록 주주와 목표불일치가 커지게 되어 주주의 이익을 침해하는 방향으로 의사결정을

수행하며 빈번한 모니터링을 피할 수 있는 장기부채를 선호한다는 것이다.

이어서, 국내주식시장을 대상으로 부채만기구조를 분석한 연구들을 살펴보자. 고종권, 박종원(2005)은 세금이 부채만기 의사결정에 미치는 영향을 분석한 결과, 추정한계세율이 장기차입금의 변화에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 한계세율이 높은 기업이 이자절세효과를 누리기 위해 장기부채를 조달한다는 Harwood and Manzon(2000)의 연구와 일관성 있는 분석결과를 보여주었다. 송준협(2006)은 소유구조가 부채만기에 미치는 영향을 분석하였으며, 내부자 지분율(대주주 1인과 친족 및 특수관계인이 소유한 주식총수 / 발행주식 총수)은 부채만기와 유의적인 관계를 갖지 않는 것으로 보고하였다. 박명호, 박대근, 윤정선(2012)은 경영자 지분율(임원 지분율)은 부채만기와 유의적인 관계를 갖지 않지만, 이를 유동성 위험수준에 따라 구분하면, 유동성 위험이 낮은 경우 경영자 지분율이 부채만기에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 경영자의 단기부채 선호도가 증가하지만, 유동성 위험이 높은 경우 장기부채를 선호한다고 하였다. 또한 그들은 투자기회가 높은 경우 경영자 지분율이 부채만기에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 투자기회가 높은 기업은 주주와 경영자 간의 과소투자 문제를 해소할 수 있는 단기부채를 선호한다고 보고하였다. 박성준, 신민식, 김수은(2014)은 경영자 지분율(임원 지분율)은 부채만기에 양(+)의 영향을 미친다는 실증결과를 제시하면서, 경영자들은 자신의 지분율이 증가할수록 이자절세효과를 통해 기업가치를 증진시킬 수 있는 장기부채를 선호하며, 이러한 결과가 경영자와 소액주주간의 이해일치 가설이 지지되는 증거라 해석하였다. 최영목(2016)은 경영자 지분율은 부채만기와 유의적인 관계를 갖지 않지만, 전문경영자기업 하위표본에서는 경영자 지분율과 부채만기 사이에 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하여 전문경영자기업의 경우 경영자 지분율이 증가할수록 대리인비용이 감소하여 단기부채비중이 증가한다는 연구결과를 제시하였다.



[3] 표본 및 모형 설계

3.1 표본 선정

본 연구의 표본기간은 2000-2016년이며, 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 12월 결산 기업들을 분석대상으로 한다. 금융, 보험업 및 유틸리티 산업은 자본구조, 정부의 규제감독 측면에서 일반 기업들과 차이가 있으므로 분석대상에서 제외하며, 실증분석에 필요한 재무 및 추가자료는 FnGuide의 데이터가이드에서 추출한다. 또한 총자산이 결측(missing)이거나 자본잠식 기업(자본의 장부가치(0)인 기업은 분석대상에서 제외하며, 극단치로 인한 분석결과의 왜곡을 방지하기 위해 카운트(count) 자료인 CRASH_COUNT를 제외한 모든 변수들을 상하위 1% 수준에서 윈저라이즈(winsorize)한다. 이상의 조건을 충족시키는 최종 표본은 7,022개의 기업-년도 관측치로 구성된다.³⁾

3.2 모형 설계

본 연구는 부채만기구조가 추가급락위험(future crash risk)의 예측변수(predictor)로 사용될 수 있는지 검정하기 위하여 식 (1)과 같은 예측회귀모형을 설정한다. 이 회귀식은 Chen et al.(2001), Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009) 및 다수의 후속연구에서 추가급락위험의 결정요인을 검정하기 위해 사용한 모형이다.

$$Crash\ Risk_{j,T+1} = \beta_0 + \beta_1 Debt\ Maturity_{j,T} + \beta_{Controls} Controls_{j,T} + \varepsilon_{j,T} \quad (1)$$

3.2.1 종속변수: 추가급락위험 변수

추가급락위험 변수를 산정하기 위해, Chen et al.(2001), Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009) 등의 연구에서처럼 주간수익률(weekly return) 자료를 사용하여, 시장과 동종산업의 영향을 제거한 기업고유(firm-specific) 수익률을 식 (2)와 같이 계산한다.

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_{1,j} r_{m,t-2} + \beta_{2,j} r_{i,t-2} + \beta_{3,j} r_{m,t-1} + \beta_{4,j} r_{i,t-1} + \beta_{5,j} r_{m,t} + \beta_{6,j} r_{i,t} + \beta_{7,j} r_{m,t+1} + \beta_{8,j} r_{i,t+1} + \beta_{9,j} r_{m,t+2} + \beta_{10,j} r_{i,t+2} + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

식 (2)에서 $r_{j,t}$ 는 주식 j의 t주 수익률⁴⁾, $r_{m,t}$ 는 t주의 KOSPI 수익률, $r_{i,t}$ 는 중분류(2-digit SIC)를 기준으로 주식 j가 속한 산업 i의 t주 수익률을 나타내며, 기업고유 수익률은 식 (2)를 기업-연도별로 추정함으로써 재무/회계자료와 분석주기(frequency)를 맞춘다. 또한 시장수익률 및 산업평균수익률의 2기간 선행/지연항(lead and lag terms)을 포함시켜 비동시적 거래(nonsynchronous trading)의 영향을 조정한다(Dimson, 1979). 다음으로 주식 j의 t주 고유수익률($W_{j,t}$)은 식 (2)의 회귀식의 잔차항($\varepsilon_{j,t}$)을 이용하여 식 (3)과 같이 측정한다.

$$W_{j,t} = \log(1 + \varepsilon_{j,t}) \quad (3)$$

추가급락위험의 첫 번째 측정치인 NCSKEW(negative conditional skewness)는 Chen et al.(2001)이 제안한 음(-)의 조건부왜도이다. NCSKEW는 기업 고유수익률($W_{j,t}$)의 왜도(3차 적률)를 기업 고유수익률의 표준편차(2차 적률)로 표준화한 뒤 음(-)의

3) 이외에 4.5절 기업지배구조 수준에 따른 부채만기구조와 추가급락위험 간 관계 검정에 사용되는 기업지배구조 평가점수는 한국기업지배구조원에서 다운로드 하였고, 표본기간은 2011-2016년이다.

4) 1년 중 26주 이상의 주간수익률 자료를 보유하고 있는 기업-연도 관측치로 분석대상을 한정한다.

부호를 곱하여 산출하며, 이 값이 커질수록 추가급락 가능성이 증가하도록 조정된 것이다. 식 (4)는 주식 j 의 T 년도의 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{j,T}$)의 산식이다. 여기서 n 은 j 주식의 T 년도의 총 거래일의 수를 의미한다.

$$NCSKEW_{j,T} = \frac{- \left[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{j,t}^3 \right]}{\left[(n-1)(n-2) \left(\sum W_{j,t}^2 \right)^{\frac{3}{2}} \right]} \quad (4)$$

추가급락위험의 두 번째 측정치는 Chen et al. (2001)이 제안한 하락-상승 변동성비율(down-to-up volatility; DUVOL)이다. 먼저, 주식 j 의 고유수익률($W_{j,t}$)을 자신의 연평균 수익률보다 낮은 주간(하락 주간)과 높은 주간(상승 주간)으로 구분하여 별도의 표본을 구성하고, 각각의 표본에 대해 기업고유 수익률의 표준편차를 계산한다. 다음으로 하락 주간의 표준편차를 상승 주간의 표준편차로 나눈 뒤, 이 값에 자연로그를 취하여 $DUVOL_{j,T}$ 를 산출한다(Chen et al., 2001; Callen and Fang, 2013; 강상구, 김학순, 임현일, 2015; 이보미, 박보영, 2016). 식 (4)에서 n_u 는 상승 주간의 수를, n_d 는 하락 주간의 수를 각각 의미하며, 수익률 상승 주간의 변동성에 비해 하락 주간의 변동성이 커질수록 $DUVOL_{j,T}$ 은 큰 값을 갖게 되는 변수이다.

$$DUVOL_{j,T} = \log \left[\frac{(n_u - 1) \sum_{DOWN} W_{j,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{UP} W_{j,t}^2} \right] \quad (5)$$

추가급락위험의 세 번째 측정치인 $CRASH_COUNT_{j,T}$ 는 추가급락의 발생 건수를 나타낸다. 이 변수를 산출하기 위해 각 기업-연도별 주간수익률을 평균 및 표준편차를 이용하여 표준화한 후, 이 표준화된 값(standardized value)이 -3.09 보다 작으면 추가급락주간(crash week)으로, $+3.09$ 보다 크면 점프주간(jump week)으로 정의한다(Hutton et al.,

2009; 임현일, 김민수, 2014). 여기서 $-3.09(+3.09)$ 는 표준정규분포에서 왼쪽(오른쪽) 0.1%에 해당하는 값이며, 확률분포상 극단적으로 낮은(높은) 수익률의 발생 여부를 측정하기 위해 채택된 임계점(critical value)에 해당한다. 본 연구에서는 Hutton et al.(2009), Kim et al.(2011) 등의 방법론에 따라 추가급락주간(crash week)을 1회 이상 경험한 기업-연도 관측치에 1(CRASH Dummy=1), 그렇지 않은 경우 0(CRASH Dummy=0)의 값을 부여하여 CRASH Dummy(즉, downside frequencies)를 구성하며, 마찬가지로 점프주간(jump week)을 1회 이상 경험한 기업-연도 관측치에 1(JUMP Dummy=1), 그렇지 않은 경우 0(JUMP Dummy=0)의 값을 부여하여 JUMP Dummy(즉, upside frequencies)를 구성한다. Callen and Fang(2015a)의 연구에 따라 'CRASH_COUNT = CRASH Dummy - JUMP Dummy'로 측정한다. 따라서 추가급락빈도가 높을수록 $CRASH_COUNT_{j,T}$ 는 증가하는 변수이다.

3.2.2 부채만기구조 변수

부채만기 척도로, 미국기업을 분석대상으로 한 Barclay and Smith(1995), Johnson(2003)은 부채 총계 대비 만기가 3년이상인 부채를, Scherr and Hulburt(2001)는 부채총계 대비 만기가 1년이상인 부채를 각각 장기부채로 구분하였다. 한편 한국기업을 분석대상으로 한 박순식(2001), 송준협(2006), 박성준, 신민식, 김수은(2014), 최영목(2016) 등은 만기 1년을 기준으로 장단기부채를 구분하였으며, 이는 최영목(2016)의 연구에서 지적한 바와 같이 "우리나라의 경우 만기별 부채비중 데이터베이스가 존재하지 않고 재무제표에서 대차대조표일부터 지급기한이 1년 이내인 유동부채와 1년을 초과하는 비유동부채로 분류하여 공시하고 있다"는 점 때문이다. 이러한 국내 데이터베이스 상의 제약을 고려하여, 본 연구는 '부채총계 대비 만기가 1년 이상인 비유동부채($NCL_TL_{j,T}$)'를 부채만기변수(장기부채의 비중)로 사용한다. 또한 강건성 검정차원



에서, 이자발생과 무관한 부채를 제외시킨 후 산출한 변수인 '이자부 부채총계 대비 이자부 장기부채 ($LTDebt_Debt_{j,T}$)'를 추가적으로 부채만기변수로 사용하고자 한다.⁵⁾

3.2.3 통제변수

본 연구는 Chen et al.(2001), Jin and Myers (2006), Callen and Fang(2013) 등의 연구에서 제시된 시장이나 거래와 관련된 요소, 경영자의 이익 조정 및 기업특성변수 등 주가급락위험에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 통제변수로 사용한다.

먼저 기업고유 수익률($W_{j,t}$)의 1~4차 적률(moment)을 통제변수로 사용한다.⁶⁾ 기업고유 수익률($W_{j,t}$)의 1차 적률인 $RETS_{j,T}$ 는 주식 j의 T연도 수익률을 의미하며, 기업고유 주간수익률($W_{j,t}$)의 T연도 보유기간수익률(buy-and-hold return)로 측정한다. Chen et al.(2001)은 과거 수익률이 높았던 주식의 주가급락위험이 높은 것으로 보고하였다. 최근 1년간 수익률을 일종의 모멘텀으로 해석할 수 있는데, 여러 선행연구에서는 모멘텀 투자전략이 주가급락위험에 취약한 것으로 보고하였다(Daniel and Moskowitz, 2012; Barroso and Santa-Clara, 2015). 2차 적률인 $SIGMA_{j,T}$ 는 기업고유 주간수익률($W_{j,t}$)의 T연도 표준편차로 측정한다. 수익률의 변동성은 긍정적인 정보(호재)와 부정적인 정보(악재)에 대해 비대칭적인 양상을 보이는데, 악재에 대해서는 주가가 민감하게 반응하여 변동성이 크게 나타나는 반면 호재에는 변동성이 작게 나타난다(Black, 1976; Christie, 1982; 최영목, 2017). 그러므로 수익률의 변동성이 높은 기업은 주가 하락 시 변동성이 확대되어

큰 폭의 주가하락을 겪을 것으로 예상해 볼 수 있다. 3차 적률인 $NCSKEW_{j,T}$ 는 기업고유 주간수익률($W_{j,t}$)의 T연도 음(-)의 조건부 왜도로 측정한다. Chen et al.(2001)은 과거 주가급락위험 높았던 주식이 향후에도 높은 것으로 보고하고 있으며, 이 값이 높을수록 주가급락위험이 높을 것으로 예상할 수 있다. 4차 적률인 $KURT_{j,T}$ 는 기업고유 주간수익률($W_{j,t}$)의 T연도 첨도로 측정하며, 4차 적률을 통제변수로 사용함으로써 과거 주가급락뿐 아니라 주가점프에 의한 효과를 동시에 통제하고자 한다.

다음으로 투자자간 의견불일치의 대응변수인 주식회전율($DTURN_{j,T}$)은 [T연도 평균 월간주식회전율 - T-1연도 평균 월간주식회전율]로 측정하며, 월간주식회전율은 [월간 거래량 / 월평균 상장주식수]로 계산한다. Chen et al.(2001)은 투자자간 의견불일치가 큰 종목일수록 주가급락위험이 커진다고 보고하였다.

기업특성변수 중에서 시장가-장부가 비율($MB_{j,T}$)은 [자기자본의 시장가 / 자기자본의 장부가로] 측정하며, 주가급락위험에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Chen et al.(2001)은 과거수익률 높은 주식 및 성장주(glamour stock)는 주가가 과대평가될 가능성이 크며, 이로 인한 가격결정오류(mispricing)가 해소되는 과정(즉, 주가가 펀더멘탈로 회귀하는 과정)에서 주가급락위험이 커지는 것으로 보고하였다. 레버리지($LEV_{j,T}$)는 [이자부 부채총계 / 자산총계]로 측정하며, 주가급락위험에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이에 대한 근거로서, 최영목(2017)은 부채조달이 증가할수록 채권자의 경영자에 대한 모니터링 효과가 증대되어 주가급락위험이 완화된다는 연구결과를 제시하였다. 수익성($PROFIT_{j,T}$)은 [영업이익 /

5) 구체적으로 이자부 부채총계 대비 이자부 장기부채(LTDebt_Debt)는 [장기금융부채 / (단기금융부채 + 장기금융부채)]로 측정하며, "FnGuide의 데이터가이드에서 제공하는 단기금융부채와 장기금융부채는 산식은 다음과 같다"(황수영, 이정진, 2016)

(1) 단기금융부채: 단기차입금, 당기손익인식금융부채, 유동성사채, 단기사채, 유동성장기차입금, 단기유동화채무, 단기상환우선주, 금융리스부채, 금융보증부채, 파생상품부채, 기타 등
(2) 장기금융부채: 사채, 전환사채, 신주인수권부사채, 교환사채, 장기차입금, 당기손익인식금융부채, 장기상환우선주, 금융리스부채, 금융보증부채, 파생상품부채, 기타 등

6) Chen et al.(2001)은 기업고유 수익률의 1~3차 적률을 주가급락위험의 결정요인으로 사용하였으나, 후속연구인 Callen and Fang(2015) 등은 4차 적률도 독립변수로 포함시킨 바 있다. 본 연구는 주가급락위험에 영향을 미칠 수 있는 가능한 다양한 요인들을 통제해주고자 1~4차 적률을 모두 통제변수로 사용하고자 한다.

자산총계)로 측정하며, 추가급락위험에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기업규모($SIZE_{j,T}$)는 log [매출액]으로 측정하며, 이 변수를 추가하여 기업규모에 따른 투자자들의 관심 정도를 통제하고자 한다. 재무적 불투명성($ACCM_{j,T}$)은 Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009), Callen and Fang(2015a) 등의 연구에서 사용한 변수로서 [재량

적 발생액(절댓값)의 3년간 이동합계(moving sum)]로 산출하며, 재무적 불투명성은 추가급락위험에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.⁷⁾ Jin and Myers(2006), Hutton et al.(2009), 임현일, 김민수(2014), 이보미, 박보영(2016)은 재무적 불투명성(financial opaqueness)이 커질수록 추가급락위험이 높다고 보고하였다.

4 실증분석 결과

4.1 기초통계량

<표 1>의 패널 A는 표본기업의 기초통계량을 보여 주고 있다.⁸⁾ 추가급락위험 변수인 $NCSKEW_{T+1}$ 의 평균은 -0.292, $DUVOL_{T+1}$ 의 평균은 -0.151, $CRASH_COUNT_{T+1}$ 의 평균은 -0.183으로 나타나, 국내 기업을 대상으로 분석한 다수의 선행 연구와 유사한 수치로 나타났다.⁹⁾ 패널 B는 부채만기 변수인 장기부채 비중(NCL_TL)과 추가급락위험 변수 간 단변량 분석결과를 보고하며, 세 가지 추가급락위험 변수들의 평균과 중앙값이 NCL_TL 최상위 집단(Q4)과 NCL_TL 최하위 집단(Q1) 간에 유의한 차이를 보이는

지 t-test와 Wilcoxon-test를 실시한 결과를 보고한다. 먼저 추가급락위험의 첫 번째 대응변수인 $NCSKEW$ 를 살펴보면, NCL_TL 최하위 집단(Q1)에서 $NCSKEW_{T+1}$ 의 평균(중앙값)은 -0.308(-0.285)로 나타난 반면, NCL_TL 최상위 집단(Q4)에서 $NCSKEW_{T+1}$ 의 평균(중앙값)은 -0.243(-0.204)로 나타나, 장기부채 비중(NCL_TL)이 큰 집단이 작은 집단보다 유의하게 추가급락위험이 높은 것으로 관측되었다.

이러한 관측은 $DUVOL_{T+1}$ 과 $CRASH_COUNT_{T+1}$ 를 추가급락위험의 대응변수로 사용하는 경우에도 질적으로 동일하다.

7) 재량적 발생액은 수정 존스모형(modified Jones model)을 이용하여 추정하는데, 구체적으로 중분류(2-digit KSIC)를 기준으로 다음 식을 산업-연도별로 추정한 후 얻은 잔차항($u_{j,T}$)이 재량적 발생액($DA_{j,T}$)이다.

$$\frac{TA_{j,T}}{Assets_{j,T-1}} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{1}{Assets_{j,T-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta Sales_{j,T} - \Delta Receivable_{j,T}}{Assets_{j,T-1}} + \gamma_3 \frac{PPE_{j,T}}{Assets_{j,T-1}} + u_{j,T}$$

단, $TA_{j,T}$ (총발생액) = 당기순이익 - 영업활동으로 인한 현금흐름

$Assets_{j,T}$ = 자산총계

$\Delta Sales_{j,T}$ = 당기 매출액 - 전기 매출액

$\Delta Receivable_{j,T}$ = 당기 매출채권 - 전기 매출채권

$PPE_{j,T}$ = 유형자산

그 다음 단계로서, 절댓값 취한 재량적 발생액의 3년간 이동합계를 산출하여, 재무적 불투명성의 대응변수($ACCM_{j,T}$)로 사용한다.

$$ACCM_{j,T} = ABS(DA_{j,T}) + ABS(DA_{j,T-1}) + ABS(DA_{j,T-2})$$

8) 실증분석 결과에서는 기업 j와 연도 T로 표시된 하첨자를 생략하되, 시차구분을 위해 T+1에 해당하는 변수에 대해서만 하첨자 'T+1'을 남겨둔다.

9) 평균값을 기준으로, 임현일, 김민수(2014)의 연구에서 $NCSKEW_{T+1}$ 은 -0.2438, $DUVOL_{T+1}$ 은 -0.1777로, 강상구, 김학순, 임현일(2015)의 연구에서 $NCSKEW_{T+1}$ 은 -0.331, $DUVOL_{T+1}$ 은 -0.205로, 김병모(2016)의 연구에서 $NCSKEW_{T+1}$ 은 -0.297로, 김현숙, 조성순, 박순홍(2017)의 연구에서 $NCSKEW_{T+1}$ 은 -0.3093, $DUVOL_{T+1}$ 은 -0.2110, $DUVOL_{T+1}$ 은 -0.2110, $NCRASH_{T+1}$ ($CRASH_COUNT_{T+1}$ 와 상응함)은 -0.2337로 각각 보고되어 있다.



〈표 1〉 기초통계량

이 표의 패널 A는 표본기업의 기초통계량을 보고하며, 패널 B는 표본기업을 장기부채 비중(NCL_TL)을 기준으로 4개의 하위집단(quartile)으로 구분한 후, 최하위집단(Q1)부터 최상위집단(Q4)까지 장기부채 하위집단별 추가급락위험 대응변수의 기초통계량을 보고한다. 변수 간 평균(Mean) 차이 검정결과는 t-통계량으로, 중앙값(Median) 차이 검정결과는 Wilcoxon 순위합(rank-sum) 검정의 z-통계량으로 보고한다. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

Panel A. 기초통계량 분석

Variables	N	Mean	Stdev	P5	P25	Median	P75	P95
NCSKEW _{T+1}	7,010	-0.292	0.617	-1.392	-0.635	-0.254	0.093	0.652
DUVOL _{T+1}	7,010	-0.151	0.302	-0.659	-0.356	-0.154	0.054	0.350
CRASH_COUNT _{T+1}	7,016	-0.183	0.583	-1.000	-1.000	0.000	0.000	1.000
NCL_TL	7,022	0.288	0.183	0.047	0.148	0.254	0.398	0.633
NCSKEW	7,022	-0.291	0.606	-1.373	-0.627	-0.254	0.093	0.625
KURT	7,022	1.395	2.032	-0.519	0.090	0.786	1.954	5.579
SIGMA	7,022	0.050	0.024	0.023	0.034	0.044	0.060	0.098
RETS	7,022	-0.153	0.173	-0.478	-0.178	-0.097	-0.056	-0.026
DTURN	7,022	-0.012	0.361	-0.477	-0.071	-0.006	0.038	0.428
MB	7,022	0.991	1.043	0.198	0.416	0.686	1.154	2.753
LEV	7,022	0.222	0.176	0.000	0.071	0.199	0.341	0.550
PROFIT	7,022	0.048	0.069	-0.062	0.016	0.045	0.081	0.164
SIZE	7,022	26.470	1.583	24.167	25.439	26.243	27.408	29.502
ACCM	7,022	0.211	0.178	0.046	0.102	0.164	0.258	0.524

Panel B. 장기부채 비중과 추가급락위험: 단변량 분석

		NCL_TL Quartile				Difference (Q4 - Q1)
		Q1(Low)	Q2	Q3	Q4(High)	
NCSKEW _{T+1}	Mean	-0.308	-0.341	-0.290	-0.243	2.98***
	Median	-0.285	-0.306	-0.242	-0.204	3.57***
DUVOL _{T+1}	Mean	-0.161	-0.176	-0.147	-0.128	3.14***
	Median	-0.174	-0.179	-0.145	-0.123	3.36***
CRASH_COUNT _{T+1}	Mean	-0.194	-0.225	-0.190	-0.135	2.83***
	Median	0.000	0.000	0.000	0.000	3.03***

〈표 2〉는 표본기업의 주요 특성변수 간 피어슨 상관계수를 보고한다. 먼저, 세 가지 추가급락위험 변수 간 상관계수를 살펴보면, 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 관찰되어 추가급락위험 대응변수

간 일관성이 유지되는 것으로 보여진다. 예를 들어, NCSKEW_{T+1}과 DUVOL_{T+1} 간 상관계수는 0.954이고, NCSKEW_{T+1}과 CRASH_COUNT_{T+1} 간 상관계수는 0.760이며, DUVOL_{T+1}와 CRASH_COUNT_{T+1}

간 상관관계수는 0.666으로 나타났다.

다음으로, 부채만기 변수인 장기부채 비중(NCL_TL)과 NCSKEW_{T+1}는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있으며(상관관계수=0.063), NCL_TL과 DUVOL_{T+1} 간 상관관계 및 NCL_TL과

CRASH_COUNT_{T+1} 간 상관관계도 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타나, 장기부채(단기부채)의 사용이 추가급락위험을 증가(감소)시킬 수 있음을 보여주고 있다.

〈표 2〉 상관관계 분석

이 표는 표본기업의 주요 특성변수 간 피어슨 상관관계수를 보고한다. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) NCSKEW _{T+1}	1													
(2) DUVOL _{T+1}	0.954***	1												
(3) CRASH_COUNT _{T+1}	0.760***	0.666***	1											
(4) NCL_TL	0.063***	0.062***	0.059***	1										
(5) NCSKEW	0.087***	0.084***	0.076***	0.049***	1									
(6) KURT	-0.074***	-0.068***	-0.052***	-0.045***	-0.423***	1								
(7) SIGMA	-0.040***	-0.043***	-0.029**	0.068***	-0.134***	0.244***	1							
(8) RETS	0.040***	0.042***	0.027**	-0.081***	0.111***	-0.220***	-0.961***	1						
(9) DTURN	0.016	0.016	0.007	0.002	-0.030**	0.037***	0.329***	-0.358***	1					
(10) MB	0.083***	0.077***	0.064***	-0.023*	0.020	-0.054***	0.166***	-0.151***	0.051***	1				
(11) LEV	-0.025**	-0.027**	-0.013	0.216***	-0.027**	0.080***	0.255***	-0.216***	0.005	0.024*	1			
(12) PROFIT	0.078***	0.074***	0.051***	-0.075***	0.017	-0.111***	-0.208***	0.223***	-0.031***	0.092***	-0.235***	1		
(13) SIZE	0.156***	0.149***	0.124***	0.171***	0.143***	-0.180***	-0.300***	0.288***	0.003	0.068***	0.017	0.259***	1	
(14) ACCM	-0.006	-0.010	0.000	0.000	0.009	0.051***	0.336***	-0.319***	-0.002	0.140***	0.128***	-0.161***	-0.210***	1

4.2 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향

본 절에서는 Chen et al.(2001), Jin and Myers (2006), Hutton et al.(2009) 및 다수의 후속연구에서 사용한 바 있는 예측회귀모형을 이용하여 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

〈표 3〉은 회귀분석 결과를 나타내며, 모형 (1)-(3)은 NCSKEW_{T+1}을 종속변수로, 모형 (4)-(6)은 DUVOL_{T+1}을 종속변수로, 모형 (7)-(9)는 CRASH_COUNT_{T+1}을 각각 종속변수로 사용한 모형이다. 모형 (1), (4), (7)은 기본모형(baseline model)이며, 모형 (2), (5), (8)은 기본모형에 연도더미를 포함하여 관측되지 않는 시간특성효과를 통제한 모형이며, 모형 (3), (6),

(9)는 기본모형에 연도더미와 산업더미를 포함하여 관측되지 않는 시간특성효과와 산업별 고유효과를 동시에 통제한 모형의 분석결과를 보고한다. 먼저, 모형 (1)-(9)에서 모두 부채만기 변수인 장기부채 비율(NCL_TL)은 향후 추가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 부채만기가 길수록(짧을수록) 향후 추가급락위험은 증가(감소)하는 것으로 나타났다. 이는 단기부채가 경영자를 효율적으로 모니터링하고 규율하는 장치가 될 수 있다는 Myers(1977), Rajan and Winton(1995), Stulz(2000), Giannetti(2003), Brockman et al.(2010), Dang et al.(2016) 등의 연구결과와 일관성이 있으며, 국내 기업의 경우 단기부채 비중 증가 시, 단기부채의 혜택(benefit)인 모니터링 효과가 지급불능위험(유동성



위험) 증가 및 이자절세효과에서의 손실 등의 부정적 효과를 지배하는(dominate) 것으로 볼 수 있다. 다음으로 통제변수 중에서, 시장가-장부가 비율(MB)은 추가급락위험에 유의한 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타나, 성장주의 추가급락위험이 높다는 Harvey and Siddique(2000)과 Chen et al.(2001)의 연구결과와 일관성이 있다. 레버리지(LEV)는, CRASH_COUNT_{T+1}을 종속변수로 사용한 모형을 제외하면,

추가급락위험에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 기업규모(SIZE)는 추가급락위험에 유의한 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타나, 기업규모가 클수록 부정적 정보가 빠르게 확산되고 추가급락위험이 커진다는 김현숙, 조성순, 박순홍(2017)의 연구결과와 일관성이 있다. 이외의 통제변수들은 대체로 유의한 값을 갖지 않는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향

이 표는 2000-2016년의 기간 동안 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융업 기업을 대상으로 회귀식 (1)을 사용하여 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 종속변수는 1년 후 추가급락위험 변수이며, 모형 (1)-(3)은 NCSKEW_{T+1}(음(-)의 조건부 왜도)을 종속변수로, 모형 (4)-(6)은 DUVOL_{T+1}(하락-상승 변동성비율)을 종속변수로, 모형 (7)-(9)은 CRASH_COUNT_{T+1}(추가급락의 발생 건수)을 각각 종속변수로 사용한 모형이다. 설명변수는 부채만기를 나타내는 NCL_TL(장기부채 비율)이며, [만기가 1년 이상인 비유동부채 / 부채총계]로 측정한다. 통제변수는 기업고유 수익률의 1-4차 적률(RETS, SIGMA, NCSKEW, KURT), 주식회전율(DTURN), 시장가-장부가 비율(MB), 레버리지(LEV), 수익성(PROFIT), 기업규모(SIZE), 재무적 불투명성(ACCM)이고, 변수의 정의는 본문 3.2절에 보고되어 있다. ()안은 기업에 대해 조정된 군집표준오차(clustered standard errors by firm)를 계산한 후 산출한 t값을 나타내며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	NCSKEW _{T+1}			DUVOL _{T+1}			CRASH_COUNT _{T+1}		
NCL_TL	0.167*** (3.97)	0.153*** (3.65)	0.143*** (3.35)	0.083*** (3.94)	0.076*** (3.61)	0.068*** (3.17)	0.148*** (3.85)	0.134*** (3.52)	0.127*** (3.17)
NCSKEW	0.059*** (4.29)	0.061*** (4.41)	0.052*** (3.79)	0.028*** (4.27)	0.029*** (4.41)	0.025*** (3.75)	0.054*** (4.35)	0.055*** (4.43)	0.050*** (3.99)
KURT	-0.005 (-1.13)	-0.003 (-0.73)	-0.003 (-0.65)	-0.002 (-0.76)	-0.001 (-0.35)	-0.001 (-0.29)	-0.001 (-0.13)	0.001 (0.20)	0.002 (0.38)
SIGMA	1.478 (1.16)	0.508 (0.39)	0.701 (0.53)	0.366 (0.62)	-0.139 (-0.22)	-0.088 (-0.14)	0.008 (0.01)	-0.588 (-0.49)	-0.470 (-0.39)
RETS	0.222 (1.29)	0.147 (0.84)	0.139 (0.79)	0.068 (0.87)	0.025 (0.30)	0.015 (0.19)	0.008 (0.05)	-0.015 (-0.09)	-0.018 (-0.11)
DTURN	0.033 (1.48)	0.036 (1.60)	0.029 (1.29)	0.017 (1.60)	0.017* (1.66)	0.014 (1.34)	0.012 (0.57)	0.018 (0.86)	0.014 (0.65)
MB	0.039*** (5.06)	0.042*** (5.09)	0.046*** (4.99)	0.018*** (4.74)	0.020*** (4.75)	0.022*** (4.79)	0.029*** (4.24)	0.033*** (4.49)	0.034*** (4.26)

10) 최영목(2017)의 연구에서 추가급락위험 변수는 NCSKEW_{T+1}과 DUVOL_{T+1}의 두 개로 구성되어 있으며, 회귀분석 결과 레버리지(LEV)의 회귀계수는 모두 통계적으로 유의한 음(-)으로 추정되어, 부채사용이 높을수록 채권자의 경영자에 대한 모니터링 효과가 증대되어 추가급락위험이 완화된다는 연구결과를 제시하였다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	NCSKEW _{T+1}			DUVOL _{T+1}			CRASH_COUNT _{T+1}		
LEV	-0.113** (-2.16)	-0.123** (-2.32)	-0.140*** (-2.60)	-0.057** (-2.30)	-0.062** (-2.49)	-0.073*** (-2.88)	-0.073 (-1.57)	-0.082* (-1.73)	-0.080* (-1.65)
PROFIT	0.311** (2.51)	0.264** (2.03)	0.341** (2.56)	0.140** (2.31)	0.113* (1.79)	0.149** (2.32)	0.167 (1.48)	0.115 (0.98)	0.202* (1.68)
SIZE	0.050*** (8.64)	0.051*** (8.64)	0.050*** (8.26)	0.023*** (8.04)	0.023*** (8.11)	0.023*** (7.77)	0.038*** (7.39)	0.038*** (7.40)	0.036*** (6.71)
ACCM	0.078 (1.53)	0.074 (1.43)	0.112** (2.08)	0.031 (1.25)	0.028 (1.08)	0.049* (1.86)	0.068 (1.38)	0.065 (1.31)	0.092* (1.83)
Intercept	-1.716*** (-10.47)	-1.634*** (-9.59)	-1.761*** (-9.55)	-0.797*** (-9.91)	-0.770*** (-9.17)	-0.821*** (-9.18)	-1.245*** (-8.57)	-1.216*** (-8.18)	-1.206*** (-7.91)
Industry FE	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
Year FE	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
N	7,010	7,010	7,010	7,010	7,010	7,010	7,016	7,016	7,016
Adjusted R ²	0.0372	0.0432	0.0494	0.0336	0.0408	0.0481	0.0231	0.0258	0.0290

4.3 모형의 적정성 검증

본 절에서는 분석결과의 강건성 검정을 위해 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석, 고정효과 모형 및 도구변수 추정법을 이용하여 부채만기구조가 주가급락위험에 미치는 영향을 재차 검증하고자 한다.

〈표 4〉의 패널 A는 패널 회귀식 추정 시 발생가능한 표준오차 과소평가 편의(bias)를 조정하기 위해¹¹⁾, Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 수행한 결과를 보여주고 있다. 모형 (1)-(3)은 매년 횡단면 회귀분석(year-by-year regressions)을 실시하여 구한 횡단면 회귀계수의 시계열 평균을 나타낸다. 모형 (1)-(3)에서 모두 장기부채 비율(NCL_TL)은 주가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 〈표 3〉의 분석결과와 일관성 있는 결과를 보여주고 있으며, 통제변수들도 〈표 3〉의 분석결과와 질적으로 동일한 결과를 보여주고 있다.

다음으로, 부채만기구조 변수의 잠재적 내생성

(endogeneity)으로 인한 편의를 조정하고자 한다. 식 (1)의 예측회귀모형에서 설명변수와 종속변수 간 1시차의 차이가 존재하더라도, 예측변수인 장기부채 비율(NCL_TL)의 자기회귀계수(autoregressive coefficient)가 1에 가까운 경우, 설명변수와 오차항이 상관관계를 갖는 내생성의 문제가 발생할 수 있다(Choi et al., 2016; 김현석, 여효성, 2017). 또한 종속변수인 주가급락위험에 영향을 미칠 수 있지만, 독립변수에는 포함되어 있지 않은 누락된 변수(omitted variables)로 인한 편의가 발생할 가능성이 있다. 누락된 변수로 인해 발생가능한 내생성의 문제를 완화시키기 위해, 관측되지 않는 기업별 고유효과를 통제한 고정효과 모형을 사용하여 추정한 결과가 〈표 4〉의 패널 B에 보고되어 있다. 분석결과, 장기부채 비율(NCL_TL)은 주가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 기업고유의 이질성을 통제한 후에도 〈표 3〉의 분석결과와 일관성 있는 결과를 보여주고 있다.

11) 패널데이터를 이용한 회귀식 추정 시, Fama and MacBeth(1973) 추정법의 계량경제학적 논의는 윤봉한(2004)의 연구를 참조할 수 있다.



마지막으로, 잠재적 내생성의 문제를 보다 근본적으로 통제하기 위해 도구변수(instrumental variable) 추정법을 사용하고자 한다. Brick and Ravid(1985)는 이자율의 기간구조가 우상향 구간에서 기업들은 이자절세효과를 극대화하기 위하여 장기부채의 비중을 증가시키며, 우하향 구간에서는 단기부채를 선호한다고 하였다. 이와 달리, Barclay and Smith(1995), Johnson(2003), Brockman et al.(2010) 등은 수익률 곡선이 우하향으로 반전되지 않는 한, 기업들은 상대적으로 조달비용이 저렴한 단기부채를 선호한다고 하였다. 이처럼 이자율의 기간구조와 부채만기구조 선택 간 상반된 주장이 존재하지만, 미국의 선행연구에서는 이자율의 기간구조를 부채만기의 주요한 결정요인 중 하나로 보고하고 있으며, 그에 따라 Dang et al.(2016)은 10년 만기 국채수익률과 6개월만기 국채수익률 간의 기간 스프레드(term

spread)를 부채만기의 도구변수로 사용하였다. 그러나 국내에서는 이러한 방법이 적합하지 않은 것으로 판단되어, 본 연구는 전기의 장기부채 비율(NCL_TL_{T-1})을 부채만기의 도구변수로 채택한다.¹²⁾ 도구변수를 이용한 2단계 최소자승법(2SLS)은 다음의 절차를 따른다. 1단계에서는 장기부채 비율(NCL_TL)을 종속변수로 두고, 도구변수와 통제변수(연도더미, 산업더미 포함)를 독립변수로 둔 회귀분석을 실시하여 장기부채 비율의 적합값(fitted NCL_TL)을 구한다. 2단계에서는 추가급락위험 변수를 종속변수로 두고, 1단계에서 구한 적합값(fitted NCL_TL)과 통제변수(연도더미, 산업더미 포함)를 독립변수로 사용하는 회귀분석을 실시한다. 이렇게 도구변수를 사용하여 추정된 결과, 장기부채 비율(NCL_TL)은 추가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, <표 3>의 분석결과와 일관성 있는 결과를 보여주고 있다.

〈표 4〉 모형의 적정성 검정

이 표는 2000-2016년의 기간 동안 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융업 기업을 대상으로 다양한 추정방법을 이용하여 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 재차 검정한다. 패널 A는 Fama and MacBeth(1973) 회귀분석 결과를 보고하며, 보고된 회귀계수, t값 및 Adjusted R²는 모두 매년 횡단면 회귀분석을 실시하여 구한 횡단면 회귀계수, t값 및 Adjusted R²의 시계열 평균값이다. 패널 B는 고정효과 모형, 패널 C는 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하여 추정된 결과를 보고한다. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

Panel A. Fama and MacBeth(1973) 회귀분석

	(1)	(2)	(3)
	NCSKEW _{T+1}	DUVOL _{T+1}	CRASH_COUNT _{T+1}
NCL_TL	0.114*** (3.15)	0.059** (2.86)	0.098*** (3.50)
NCSKEW	0.058*** (3.38)	0.028*** (3.32)	0.049*** (3.80)
KURT	-0.003	-0.001	-0.000

12) 도구변수는 첫째 내생적 설명변수인 장기부채 비율(NCL_TL)과 높은 상관관계를 가지되, 둘째 회귀식 (1)의 오차항과는 상관관계를 갖지 않아야 한다. 미국의 선행연구에 따라 한국기업을 대상으로 기간 스프레드와 부채만기구조 변수 간 관계를 검정해 본 결과, 기간 스프레드1(10년만기 국채수익률 - 90일만기 CD유통수익률)과 장기부채 비율(NCL_TL) 간 상관계수는 0.0104(p값=0.3819), 기간 스프레드2(10년만기 국채수익률 - 1년만기 국채수익률)과 장기부채 비율(NCL_TL) 간 상관계수는 0.0020(p값=0.8659)으로 나타나, 도구변수의 첫째 조건을 충족시키지 못하는 것으로 판단할 수 있다. 대안으로 내생적 설명변수인 장기부채 비율(NCL_TL)과 높은 상관관계를 갖는 전기 장기부채 비율(NCL_TL_{T-1})을 부채만기의 도구변수로 사용하고자 한다. 그러나 Barclay et al.(2003), 김지수, 권경택(2005), 박성준, 신민식, 김수은(2014), 최영목(2016) 등의 연구에서 레버리지와 부채만기구조는 동시에 결정된다고 보고하고 있는 데, 이 경우 도구변수의 첫째 조건은 충족시키지만, 둘째 조건인 외생성을 충족시키는지 여부는 논란의 여지가 있을 수 있다.

	(1)	(2)	(3)
	NCSKEW _{T+1}	DUVOL _{T+1}	CRASH_COUNT _{T+1}
	(-0.61)	(-0.33)	(-0.00)
SIGMA	1.206 (0.80)	-0.038 (-0.05)	0.282 (0.22)
RETS	0.264 (1.52)	0.043 (0.47)	0.152 (0.80)
DTURN	0.047 (1.60)	0.021 (1.55)	0.023 (0.69)
MB	0.046*** (4.31)	0.020*** (3.55)	0.036*** (4.33)
LEV	-0.115** (-2.17)	-0.056** (-2.24)	-0.066 (-1.34)
PROFIT	0.270* (1.97)	0.118 (1.73)	0.130 (1.05)
SIZE	0.043*** (7.35)	0.020*** (6.33)	0.032*** (5.95)
ACCM	0.023 (0.54)	0.004 (0.16)	0.020 (0.46)
Intercept	-1.503*** (-9.04)	-0.686*** (-7.71)	-1.076*** (-6.82)
Firm FE	No	No	No
Year FE	No	No	No
N	7,010	7,010	7,016
Adjusted R ²	0.0426	0.0389	0.0263

Panel B. 고정효과 모형

	(1)	(2)	(3)
	NCSKEW _{T+1}	DUVOL _{T+1}	CRASH_COUNT _{T+1}
NCL_TL	0.141** (2.47)	0.081*** (2.87)	0.142** (2.48)
NCSKEW	-0.055*** (-3.76)	-0.028*** (-4.00)	-0.025* (-1.82)
KURT	-0.004 (-0.80)	-0.003 (-1.21)	0.001 (0.16)
SIGMA	1.764 (1.18)	0.566 (0.80)	0.473 (0.34)
RETS	0.256 (1.35)	0.092 (1.04)	0.036 (0.20)
DTURN	0.023 (0.93)	0.011 (0.99)	-0.001 (-0.03)
MB	0.029**	0.014**	0.020*



	(1)	(2)	(3)
	NCSKEW _{T+1}	DUVOL _{T+1}	CRASH_COUNT _{T+1}
	(2.40)	(2.39)	(1.86)
LEV	0.127 (1.54)	0.052 (1.27)	0.084 (1.10)
PROFIT	0.272 (1.53)	0.118 (1.42)	0.144 (0.88)
SIZE	0.049** (2.49)	0.023** (2.45)	0.044** (2.49)
ACCM	0.087 (1.46)	0.036 (1.23)	0.070 (1.16)
Intercept	-1.737*** (-3.37)	-0.815*** (-3.32)	-1.424*** (-3.02)
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	7,010	7,010	7,016
Adjusted R ²	0.0831	0.0820	0.0453

Panel C. 도구변수 추정법

	(1)		(2)		(3)	
	1st stage	2nd stage	1st stage	2nd stage	1st stage	2nd stage
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
NCL_TL		0.191*** (2.73)		0.084** (2.41)		0.125* (1.94)
NCSKEW	-0.001 (-0.41)	0.052*** (3.78)	-0.001 (-0.41)	0.025*** (3.75)	-0.001 (-0.41)	0.050*** (3.97)
KURT	-0.002** (-2.11)	-0.003 (-0.60)	-0.002** (-2.11)	-0.001 (-0.25)	-0.002** (-2.11)	0.002 (0.37)
SIGMA	-0.962*** (-3.33)	0.765 (0.58)	-0.962*** (-3.33)	-0.065 (-0.10)	-0.962*** (-3.33)	-0.458 (-0.38)
RETS	-0.183*** (-4.30)	0.151 (0.85)	-0.183*** (-4.30)	0.020 (0.24)	-0.183*** (-4.30)	-0.017 (-0.10)
DTURN	-0.010* (-1.84)	0.030 (1.32)	-0.010* (-1.84)	0.014 (1.36)	-0.010* (-1.84)	0.013 (0.64)
MB	-0.001 (-0.40)	0.046*** (4.94)	-0.001 (-0.40)	0.022*** (4.75)	-0.001 (-0.40)	0.034*** (4.24)
LEV	0.041*** (2.77)	-0.148*** (-2.70)	0.041*** (2.77)	-0.076*** (-2.94)	0.041*** (2.77)	-0.081* (-1.66)
PROFIT	-0.139*** (-4.58)	0.351*** (2.62)	-0.139*** (-4.58)	0.150** (2.32)	-0.139*** (-4.58)	0.199 (1.65)
SIZE	0.010*** (7.22)	0.049*** (7.93)	0.010*** (7.22)	0.023*** (7.49)	0.010*** (7.22)	0.036*** (6.43)
ACCM	0.009 (0.69)	0.111** (2.07)	0.009 (0.69)	0.050* (1.87)	0.009 (0.69)	0.092* (1.84)
Intercept	-0.185***	-1.569***	-0.185***	-0.716***	-0.185***	-0.969***

	(1)		(2)		(3)	
	1st stage	2nd stage	1st stage	2nd stage	1st stage	2nd stage
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
	(-3.97)	(-8.19)	(-3.97)	(-7.86)	(-3.97)	(-5.61)
[IV] NCL_TL_lag	0.656***		0.656***		0.656***	
	(42.48)		(42.48)		(42.48)	
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7,019	7,007	7,019	7,007	7,019	7,013
Adjusted R ²	0.5346	0.0490	0.5346	0.0474	0.5346	0.0282

4.4 이자부 부채의 만기구조를 이용한 강건성 검증

본 절에서는 분석결과의 강건성 검정을 위해, 이자발생과 무관한 부채를 제외시킨 후 산출한 변수인 '이자부 부채총계 대비 이자부 장기부채(LTDebt_Debt)'를 부채만기변수로 사용하여 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 재차 검증하고자 한다.

〈표 5〉는 회귀분석 결과를 나타내며, 모형 (1)-(2)는 NCSKEW_{T+1}을 종속변수로, 모형 (3)-(4)는 DUVOL_{T+1}

을 종속변수로, 모형 (5)-(6)은 CRASH_COUNT_{T+1}을 각각 종속변수로 사용한 모형이다. 또한 모형 (1), (3), (5)는 연도터미와 산업터미를 포함한 모형이고, 모형 (2), (4), (6)은 연도터미와 기업터미를 포함한 모형의 추정결과를 보여주고 있다. 분석결과, 부채만기 변수인 장기부채 비율(LTDebt_Debt)은 모형 (6)을 제외한 모든 모형에서 추가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 〈표 3〉의 분석결과와 일관성 있는 결과를 보여주고 있다.

〈표 5〉 이자부 부채의 만기구조를 이용한 강건성 검증

이 표는 2000-2016년의 기간 동안 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융업 기업을 대상으로 회귀식 (1)을 사용하여 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 종속변수는 1년 후 추가급락위험 변수이며, 모형 (1)-(2)는 NCSKEW_{T+1}(음(-)의 조건부 왜도)을 종속변수로, 모형 (3)-(4)는 DUVOL_{T+1}(하락-상승 변동성비율)을 종속변수로, 모형 (5)-(6)은 CRASH_COUNT_{T+1}(추가급락의 발생 건수)을 각각 종속변수로 사용한 모형이다. 설명변수인 LTDebt_Debt은 [장기금융부채 / (단기금융부채 + 장기금융부채)]로 측정한다. 통제변수는 기업고유 수익률의 1-4차 적률(RETS, SIGMA, NCSKEW, KURT), 주식회전율(DTURN), 시장가-장부가 비율(MB), 레버리지(LEV), 수익성(PROFIT), 기업규모(SIZE), 재무적 불투명성(ACCM)이고, 변수의 정의는 본문 3.2절에 보고되어 있다. ()안은 기업에 대해 조정된 군집표준오차(clustered standard errors by firm)를 계산한 후 산출한 t값을 나타내며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
LTDebt_Debt	0.113*** (3.74)	0.091** (2.44)	0.057*** (3.74)	0.050*** (2.64)	0.075*** (2.84)	0.051 (1.57)
NCSKEW	0.047*** (3.29)	-0.063*** (-4.07)	0.022*** (3.26)	-0.032*** (-4.31)	0.042*** (3.17)	-0.037** (-2.53)
KURT	-0.003 (-0.77)	-0.005 (-1.06)	-0.001 (-0.56)	-0.004 (-1.52)	-0.000 (-0.08)	-0.002 (-0.34)



	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
SIGMA	1.095 (0.80)	2.147 (1.37)	0.200 (0.31)	0.846 (1.14)	-0.237 (-0.19)	0.683 (0.47)
RETS	0.169 (0.93)	0.287 (1.43)	0.044 (0.53)	0.116 (1.24)	-0.009 (-0.05)	0.040 (0.21)
DTURN	0.030 (1.26)	0.022 (0.85)	0.015 (1.42)	0.011 (0.94)	0.011 (0.48)	-0.005 (-0.20)
MB	0.042*** (4.39)	0.028** (2.21)	0.020*** (4.14)	0.013** (2.14)	0.032*** (3.77)	0.019 (1.61)
LEV	-0.136** (-2.43)	0.114 (1.30)	-0.075*** (-2.84)	0.047 (1.08)	-0.068 (-1.31)	0.093 (1.12)
PROFIT	0.286** (2.10)	0.208 (1.11)	0.122* (1.87)	0.089 (1.02)	0.181 (1.47)	0.106 (0.61)
SIZE	0.047*** (7.41)	0.047** (2.20)	0.022*** (6.86)	0.022** (2.14)	0.035*** (6.18)	0.041** (2.13)
ACCM	0.129** (2.33)	0.105* (1.67)	0.058** (2.15)	0.045 (1.48)	0.106** (2.01)	0.075 (1.18)
Intercept	-1.764*** (-7.83)	-1.717*** (-3.03)	-0.806*** (-8.00)	-0.800*** (-2.96)	-1.272*** (-6.69)	-1.349*** (-2.64)
Industry FE	Yes	No	Yes	No	Yes	No
Firm FE	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6,460	6,460	6,460	6,460	6,466	6,466
Adjusted R ²	0.0495	0.0840	0.0488	0.0833	0.0287	0.0452

4.5 하위표본 분석

이전 분석결과에서, 부채만기가 길수록(짧을수록) 향후 추가급락위험은 증가(감소)하는 것으로 나타나, 단기부채의 비중이 증가할수록 극단적 추가하락에 대한 방어능력이 뛰어나며, 따라서 단기부채의 모니터링 효과가 단기부채 사용으로 인한 부정적 효과를 지배하는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 단기부채의 비중 증가시 나타나는 모니터링 효과의 실효성 여부에 대하여는 지금까지의 분석결과만으로는 확답할 수 없다. 만약 단기부채의 모니터링으로 인한 효과가 실효성이 있다면, 기업지배구조가 취약하여 경영자와 외부투자자 간 대리인 갈등이 많을 것으로 예상되는 하위표본에

서, 그렇지 않은 하위표본에서보다, 단기(장기)부채의 비중이 증가할수록 추가급락위험은 감소(증가)할 것으로—부채만기와 추가급락위험 간 양(+)의 관계가 뚜렷하게 나타날 것으로—예상해 볼 수 있다. 본 절에서는 최대주주 지분율, 기업지배구조, 법정한도 초과 사외이사 수, 외부감사인의 감사품질의 수준에 따라 하위표본을 구성한 다음, 하위표본 별로 부채만기구조와 향후 추가급락위험 간 관계를 검정함으로써, 단기부채의 모니터링 효과의 실효성 여부를 규명하고자 한다.

〈표 6〉은 최대주주 지분율과 기업지배구조 점수, 법정한도 초과 사외이사 수 및 외부감사인의 감사품질 수준에 따른 부채만기와 추가급락위험 간 관계를 검정한 결과를 보여주고 있다.

〈표 6〉 하위표본 분석

이 표는 부채만기에 따른 모니터링 효과의 실효성 여부를 검증하기 위해, 최대주주 지분율(패널 A), 기업지배구조(패널 B), 법정한도 초과 사외이사 수(패널 C), 외부감사 품질(패널 D)로 구성된 변수 각각의 중앙값을 기준으로, 중앙값 미만의 하위표본과 중앙값을 초과하는 하위표본으로 구분한 다음, 각 하위표본 별로 회귀식 (1)을 이용하여 부채만기구조가 주가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 패널 A-D 모두 종속변수는 1년 후 주가급락위험 변수이며, 모형 (1)-(2)는 $NCSKEW_{T+1}$ (음(-)의 조건부 왜도)을 종속변수로, 모형 (3)-(4)는 $DUVOL_{T+1}$ (하락-상승 변동성비율)을 종속변수로, 모형 (5)-(6)은 $CRASH_COUNT_{T+1}$ (주가급락의 발생 건수)을 각각 종속변수로 사용한 모형이다. 각 모형의 첫 번째 행은 NCL_TL (=비유동부채 / 부채총계)을 설명변수로 두고, 기업고유 수익률의 1-4차 적률(RETS, SIGMA, NCSKEW, KURT), 주식회전율(DTURN), 시장가-장부가 비율(MB), 레버리지(LEV), 수익성(PROFIT), 기업규모(SIZE), 재무적 불투명성(ACCM), 연도터미, 산업터미를 통제변수로 설정한 모형의 추정결과를 보고한다. 또한 각 모형의 두 번째 행은 $LTDebt_Debt$ (=장기금융부채 / (단기금융부채 + 장기금융부채))를 설명변수로 두고, 기업고유 수익률의 1-4차 적률(RETS, SIGMA, NCSKEW, KURT), 주식회전율(DTURN), 시장가-장부가 비율(MB), 레버리지(LEV), 수익성(PROFIT), 기업규모(SIZE), 재무적 불투명성(ACCM), 연도터미, 산업터미를 통제변수로 설정한 모형의 추정결과를 보고한다. ()안은 기업에 대해 조정된 군집표준오차(clustered standard errors by firm)를 계산한 후 산출한 t값을 나타내며, ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

Panel A. 최대주주 지분율 수준에 따른 검증

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Low LSH (LSH<median)	High LSH (LSH>median)	Low LSH (LSH<median)	High LSH (LSH>median)	Low LSH (LSH<median)	High LSH (LSH>median)
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
NCL_TL	0.179*** (3.03)	0.065 (1.08)	0.088*** (2.92)	0.025 (0.85)	0.171*** (2.81)	0.051 (0.90)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LTDebt_Debt	0.162*** (4.03)	0.053 (1.19)	0.076*** (3.74)	0.031 (1.47)	0.108*** (2.83)	0.034 (0.91)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Panel B. 기업지배구조 수준에 따른 검증

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Weak GOV (GOV<median)	Strong GOV (GOV>median)	Weak GOV (GOV<median)	Strong GOV (GOV>median)	Weak GOV (GOV<median)	Strong GOV (GOV>median)
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
NCL_TL	0.305** (2.25)	0.132** (2.57)	0.126* (1.94)	0.066** (2.56)	0.221* (1.76)	0.106** (2.29)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LTDebt_Debt	0.153** (2.03)	0.121*** (3.40)	0.067* (1.83)	0.064*** (3.59)	0.188** (2.56)	0.062** (1.99)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes



Panel C. 법정한도 초과 사외이사 수에 따른 검정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Low Ex_Board (Ex_Board < median)	High Ex_Board (Ex_Board > median)	Low Ex_Board (Ex_Board < median)	High Ex_Board (Ex_Board > median)	Low Ex_Board (Ex_Board < median)	High Ex_Board (Ex_Board > median)
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
NCL_TL	0.398* (1.71)	0.134** (2.57)	0.152 (1.29)	0.062** (2.31)	0.623** (2.54)	0.129*** (2.72)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LTDebt_Deb t	0.288* (1.83)	0.113*** (3.38)	0.130* (1.75)	0.055*** (3.25)	0.314** (2.10)	0.075** (2.51)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Panel D. 외부감사 품질 수준에 따른 검정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Non-Big4 (Big4=0)	Big4 (Big4=1)	Non-Big4 (Big4=0)	Big4 (Big4=1)	Non-Big4 (Big4=0)	Big4 (Big4=1)
	NCSKEW _{T+1}		DUVOL _{T+1}		CRASH_COUNT _{T+1}	
NCL_TL	0.211*** (3.01)	0.080 (1.50)	0.085** (2.54)	0.048* (1.69)	0.211*** (3.08)	0.044 (0.94)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LTDebt_Debt	0.157*** (3.40)	0.071* (1.88)	0.063*** (2.86)	0.045** (2.30)	0.146*** (3.40)	0.013 (0.40)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

먼저, 패널 A에서 사용한 최대주주 지분율¹³⁾은 '분기 및 사업보고서에 보고된 최대주주 및 특수관계인이 보유한 보통주 주식의 보유비율'로 측정하며, 패널 A는 최대주주 지분율의 중앙값을 기준으로, 중앙값 미만의 하위표본(Low LSH)과 중앙값을 초과하는 하위표본(High LSH)으로 구분한 다음, 하위 표본별로 회귀식 (1)을 이용하여 부채만기구조가 추가급락 위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 모형 (1), (3), (5)는 최대주주 지분율이 중앙값 미만의 하위 표본(Low LSH)에서, 모형 (2), (4), (6)은 최대주주 지분율이 중앙값을 초과하는 하위표본(High LSH)에서의 추정결과를 각각 보여주고 있다. NCL_TL을 부

채만기구조 변수로 사용한 모형의 분석결과, 장기부채 비율(NCL_TL)의 회귀계수는 저-최대주주 지분율(Low LSH) 표본에서 유의한 양(+)의 값을 가지는데 반해, 고-최대주주 지분율(High LSH) 표본에서는 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 예를 들어, 패널 A의 NCSKEW_{T+1}을 종속변수로 사용한 모형을 살펴보면, 모형 (1)의 저-최대주주 지분율(Low LSH) 표본에서 NCL_TL의 회귀계수는 0.179(t값 = 3.03)로, 모형 (2)의 고-최대주주 지분율(High LSH) 표본에서 NCL_TL의 회귀계수는 0.065(t값 = 1.08)로 각각 추정되었는데, 전자는 1% 수준에서 유의성을 갖는 반면, 후자는 통계적으로 유의하

13) 일정 수준이상의 지분을 보유하면서 실질적 경영권을 행사하는 주체를 지배주주라 부르기도 한다(박경서, 이은정, 장하성, 2004)

지 않다. 뿐만 아니라 LTDebt_Debt를 부채만기구조 변수로 사용한 모형의 분석결과 또한 질적으로 동일한 결과를 보여주고 있어, 최대주주 지분율이 낮아 대리인 문제의 발생가능성이 큰 하위표본에서만, 단기(장기) 부채의 비중이 증가할수록 주가급락위험이 감소(증가)하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 단기부채의 모니터링 효과가 실효성이 있음을 지지해 주고 있다¹⁴⁾.

다음으로, 패널 B에서 사용한 기업지배구조 평가점수는 한국기업지배구조원(CGS)으로부터 입수하였으며, 표본기간은 2011-2016년이다. 기업지배구조 평가점수는 A+, A, B+, B, C, D의 6단계로 구성되어있으며, 지배구조가 우수한 기업이 높은 값을 갖도록 'A+'=6, 'A'=5, 'B+'=4, 'B'=3, 'C'=2, 'D'=1의 방식으로 점수를 부여하였다. 표본기업 중 기업지배구조 평가점수의 중앙값인 3(기업지배구조 평가등급 B)에 해당하는 기업-년도 관측치는 어느 하위표본에도 포함시키기 모호하므로 분석대상에서 제외하였다. 패널 B는 기업지배구조 평가점수의 중앙값을 기준으로, 중앙값 미만의 하위표본(Weak GOV)과 중앙값을 초과하는 하위표본(Strong GOV)으로 구분한 다음, 하위 표본 별로 부채만기구조가 주가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 분석결과, 장기부채 비율의 회귀계수는 저-기업지배구조 점수(Weak GOV) 표본이 고-기업지배구조 점수(Strong GOV) 표본보다 큰 것으로 나타나, 기업지배구조가 취약하여 대리인 문제의 발생가능성이 큰 하위표본에서 부채만기와 주가급락위험 간 양(+의) 관계는 강하게 나타나는 경향이 있다.

나아가 기업지배구조와 관련하여 외부적 감시장치의 작동 수준에 따라 부채만기와 주가급락위험 간 관계가 어떠한 양상을 보이는지 검토하고자 한다.

Baysinger and Butler(1985)는 사외이사의 비중이 높을수록 우수한 경영성과를 보인다고 하였으며, Bhojraj and Sengupta(2003)는 사외이사의 영향력이 높을수록 신규 채권발행시 높은 신용등급을 부여 받는다는 실증분석 결과를 제시하였다. 또한 국내기업을 대상으로 박경서, 이은정, 장하성(2004), 박광우, 박래수, 황이석(2005), 김창수(2006) 등은 기업지배구조를 결정하는데 있어 핵심적 요소 중 하나가 이사회 내에서 사외이사의 비중 및 영향력이라 보고하였다. 이는 이사회 내에서 사외이사의 비중 또는 영향력을 높일수록 감시장치가 효과적으로 작용할 수 있음을 의미하며, 이들의 선행연구를 바탕으로 법정한도 초과 사외이사 수를 외부적 감시장치의 대응변수로 사용하고자 한다. 패널 C에서 법정한도 초과 사외이사 수는 '사외이사 수 - 법정 최저 사외이사 수'를 계산한 후¹⁵⁾, 이 값이 1이상인 경우는 법정한도 초과 사외이사 하위표본(High Ex_Board)으로, 그렇지 않으면 법정한도 비초과 사외이사 하위표본(Low Ex_Board)으로 구분한 다음, 하위표본 별로 부채만기구조가 주가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 분석결과, 장기부채 비율의 회귀계수는 외부적 모니터링 수준이 보다 취약할 것으로 예측되는 법정한도 비초과 사외이사 표본(Low Ex_Board)이 법정한도 초과 사외이사 표본(High Ex_Board)보다 큰 것으로 나타나, 법정 요건하에 최소한의 기준만을 충족시킨 표본(즉, 외부적 감시장치가 상대적으로 취약할 가능성이 높은) 하위표본에서 부채만기와 주가급락위험 간 양(+의) 관계는 강하게 나타나는 경향이 있다.

기업지배구조와 관련하여 회계법인의 감사품질(audit quality) 또한 외부적 감시장치의 역할을 수행할 가능성이 있다. Palmrose(1988), 김경태(2006), 최정호, 이정우(2008)는 Big 8(국내연구의 경우 Big

14) 심사자의 제안에 따라 최대주주 지분율(지배주주 지분율)과 관련하여 두 가지 관점의 해석을 모두 제시하고자 한다. 이해일치가설에 따르면, 최대주주는 자신의 지분율이 높을수록 주주의 이해와 합치되는 방향으로 의사결정을 수행하며 따라서 기업지배구조를 강화시킬 유인이 증가하는데 반해, 자신의 지분율이 낮을수록 주주와 목표불일치가 커지게 되어 주주의 이익을 침해하는 방향으로 의사결정을 수행할 유인이 증가한다. 한편 경영권 독점가설에 따르면, 최대주주는 자신의 지분율이 높을수록 사적이익을 위해 견제장치(기업지배구조)를 무력화시키는 방향으로 의사결정을 수행한다. 국내외 실증분석결과들은 이해일치가설이 지지되는 경우와 경영권 독점가설이 지지되는 경우가 혼재되어 있으므로, 최대주주 지분율에 근거하여 대리인 문제의 발생가능성을 구분하는 데는 논란의 여지가 있을 수 있다.

15) 국내 상장기업은 자산규모가 2조원 이상(미만)인 경우 등기이사의 50%(25%)이상을 사외이사로 구성하여야 한다.



4) 회계법인이 Non-Big8(Non-Big4) 회계법인보다 더 높은 품질의 감사서비스를 제공한다는 연구결과를 제시하였으며, 황문호, 안성희(2015)는 Big 4가 감사한 기업의 회계정보의 가치관련성은 Non-Big4가 감사한 기업의 그것보다 유의적으로 높게 나타나, 투자자들이 Big 4가 감사한 기업의 회계정보에 대해 보다 높은 신뢰성을 부여한다고 주장하였다. 또한 Becker et al.(1998)은 Big 6 회계법인이 감사한 기업의 재량적발생액이 Non-Big6가 감사한 기업의 재량적발생액보다 평균 1.5~2.1% 낮게 나타나며, Big 6가 감사대상 기업의 재량적 이익조정을 억제하는 역할을 수행한다고 하였다. 여러 선행연구를 종합해 보면, 규모가 크고 명성이 있는 대형회계법인에 비해서 중소형회계법인으로부터 감사 받는 기업의 경영자는 재량적 의사결정의 여지가 보다 많으며 부정적 뉴스를 은폐하기 보다 용이한 상황에 처해 있음을 추측해 볼 수 있다. 패널 D는 외부감사인이 Big 4인 하위표본(Big4)과 Big 4가 아닌 하위표본(Non-Big4)으로 구분한 다음, 하위 표본 별로 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 분석결과, 장기부

채 비율의 회귀계수는 외부감사인이 Big 4가 아닌(Non-Big4) 표본에서 유의한 양(+)의 값을 가지는데 반해, 외부감사인이 Big 4인(Big4) 표본에서는 대체로 유의적이지 않은 것으로 나타나, 감사품질이 낮아 회계정보에 대해 투자자들로부터 신뢰를 얻지 못하거나 또는 경영자의 재량적 이익조정의 여지가 보다 많은(즉, 외부적 감시장치가 상대적으로 취약할 가능성이 높은) 하위표본에서 부채만기와 추가급락위험 간 양(+)의 관계는 뚜렷하게 나타나는 경향을 관측하였다.

4가지 변수(최대주주 지분율, 기업지배구조, 법정 한도 초과 사외이사 수 및 외부감사 품질)의 하위 표본 별로 부채만기구조가 추가급락위험에 미치는 영향을 검토한 <표 6>의 분석결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 최대주주 지분율이 낮을수록, 기업지배구조가 취약할수록, 법정한도 내에서 최소한의 사외이사로 이사회를 구성할수록, 그리고 외부감사인이 Big 4가 아닌 경우, 부채만기구조와 추가급락위험 간 관계가 뚜렷하게 나타나, 단기부채의 모니터링 효과가 실효성을 가진다는 증거를 발견할 수 있었다.

[5] 결 론

본 연구는 2000-2016년의 기간 동안 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업들을 대상으로 부채만기구조가 향후 추가급락위험에 미치는 영향을 검증하였으며, 주요한 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 국내 기업들은 장기부채(단기부채)의 비중이 높을수록 향후 추가급락위험이 증가(감소)하는 것으로 나타나, 부채만기구조가 추가급락위험의 결정요인을 실증적으로 입증하였다.

둘째, 부채만기구조와 향후 추가급락위험 간 관계의 강건성을 검증하기 위해, Fama and MacBeth (1973) 횡단면 회귀분석, 고정효과 모형 및 도구변수 추정법 등 다양한 분석방법을 사용하여 이들의 관계를 재차 검증하였으며, 질적으로 동일한 분석결과를 얻을

수 있었다.

셋째, 단기부채의 모니터링 효과의 실효성 여부를 판단하기 위해, 최대주주 지분율, 기업지배구조, 법정 한도 초과 사외이사 수, 외부감사인의 감사품질의 수준에 따라 하위표본을 구성한 다음, 하위표본 별로 이들의 관계를 검증한 결과, 단기부채의 모니터링 효과가 실효성을 가진다는 증거를 발견할 수 있었다.

본 연구는 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업들을 대상으로 부채만기구조와 추가급락위험 간의 관계를 최초로 분석하였으며, 단기(장기)부채의 비중이 클수록 향후 추가급락위험이 감소(증가)하는 것을 다양한 분석방법을 사용하여 검증하였다. 또한 부채만기에 따른 모니터링 효과의 실효성을 판단하기

위해, 기업 내외부적 감시장치의 작동 수준에 따른 부채만기와 추가급락위험 간 관계를 보다 다양한 측면에서 면밀히 검토하여, 단기부채의 모니터링 효과를 재조명한 점에서 의의가 있다. 다만, 국내 부채만기 데이터베이스 상의 한계로 인해, 부채만기 변수의 측정오차가 발생하였을 가능성이 존재하고, 이로 인해

분석결과가 왜곡되었을 가능성을 배제할 수는 없다. 그러므로 추후 Worldscape 데이터베이스 등 만기별 부채비중이 존재하는 보다 공신력있는 데이터베이스를 사용하여 본 연구의 연구결과를 재차 검증해 볼 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강나라, 최권일, 최관, 2015, 이익공시의 적시성과 추가붕괴위험, 회계학연구, 40(6), pp. 1-40.
- 강상구, 김학순, 임현일, 2015, 기업의 사회적 책임과 추가급락 위험에 관한 연구, 보험금융연구, 26(4), pp. 113-139.
- 김경태, 2006, 감사품질이 이익의 질과 자본비용에 미치는 영향, 회계학연구, 31(3), pp. 243-284.
- 김지수, 권경택, 2005, 레버리지와 부채만기 결정의 상호관계, 재무관리연구, 22(1), pp. 1-36.
- 김창수, 2006, 한국의 사외이사제도 도입과 기업가치, 재무연구, 19(2), pp. 105-153.
- 고종권, 박종원, 2005, 세금이 부채 만기 의사결정에 미치는 영향, 회계학연구, 30(2), pp. 151-175.
- 권경택, 2003, 부채만기구조의 결정요인에 관한 실증연구, 사회과학연구, 22(2), pp. 223-254.
- 김병모, 2016, 경영자 기회주의, 과신 성향 그리고 주가의 급락 위험, 재무연구, 29(2), pp. 193-233.
- 김현석, 여효성, 2017, 금융변수의 주가수익률 예측력 검증, 금융연구, 31(1), pp. 39-73.
- 김현숙, 조성순, 박순홍, 2017, 공매도 거래와 기업의 추가급락위험, 재무관리연구, 34(2), pp. 53-83.
- 나종길, 최관, 2003, 회계발생액과 차별적 감사수요, 회계학연구, pp. 28(1), 1-31.
- 박경서, 이은정, 장하성, 2004, 대주주의 존재가 한국기업의 지배구조에 미치는 영향, 재무연구, 17(2), pp. 163-201.
- 박광우, 박래수, 황이석, 2005, 기업지배구조와 주주부의 배분에 관한 연구, 한국증권학회지, 34(4), pp. 149-188.
- 박명호, 박대근, 윤정선, 2012, 경영진의 추가연계보상이 부채의 만기구조에 미치는 영향, 보험금융연구, 23(3), pp. 95-122.
- 박성준, 신민식, 김수은, 2014, 기업의 소유구조가 부채만기구조에 미치는 영향, 금융지식연구, 12(3), pp. 87-124.
- 박순식, 2001, 상장제조기업의 기업규모별 부채만기구조 결정요인에 관한 연구, 재무관리연구, 18(2), pp. 27-55.
- 윤봉한, 2004, 배당성향과 기업특성간의 관계에 대한 장기분석, 대한경영학회지, 45, pp. 1409-1425.
- 이보미, 박보영, 2016, 이익유연화가 주식시장에서의 시장유동성 및 추가급락위험에 미치는 영향, 대한경영학회지, 29(10), pp. 1501-1525.
- 임현일, 김민수, 2014, 기업의 재무적 불투명성이 추가급락에 미치는 영향에 대한 연구, 금융연구, 28(3), pp. 89-121.
- 송준협, 2006, 소유구조와 부채만기구조의 관련성 분석, 경영교육연구, 42, pp. 261-275.
- 최영목, 2012, 기업의 부채만기 선택의 결정요인, 경영경제연구, 35(2), pp. 125-144.
- 최영목, 2016, 경영자소유지분이 부채만기와 대리



인비용에 미치는 영향, *기업경영연구*, 23(2), pp. 1-22.

최영목, 2017, 자본구조와 추가급락위험, *대한경영학회지*, 30(2), pp. 253-274.

최정호, 이정우, 2008, 감사품질과 이익의 질 및 기업가치에 관한 실증적 연구, *회계·세무와 감사연구*, 48, pp. 109-144.

황수영, 이정진, 2016, 무차입경영의 결정요인과 기업가치와의 관계: 상장기업을 중심으로, *한국증권학회지*, 45(3), pp. 565-601.

Barclay, M. J., and C. W. Smith, 1995, The maturity structure of corporate debt, *Journal of Finance*, 50(2), pp. 609-631.

Barclay, M. J., L. M. Marx, and C. W. Smith, 2003, The Joint Determination of Leverage and Maturity, *Journal of Corporate Finance*, 9(1), pp. 149-167.

Barroso, P., and P. Santa-Clara, 2015, Momentum has its moments, *Journal of Financial Economics*, 116(1), pp. 111-120.

Baysinger, B. D., and H. N. Butler, 1985, Corporate governance and the board of directors: Performance effects of changes in board composition, *Journal of Law, Economics, & Organization*, 1(1), pp. 101-124.

Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam, 1998, The effect of audit quality on earnings management, *Contemporary Accounting Research*, 15(1), pp. 4-24.

Bhojraj, S., and P. Sengupta, 2003, Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors, *Journal of Business*, 76(3), pp. 455-475.

Black, F., 1976, Studies of stock price volatility changes, Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economic Statistics

Section, *American Statistical Association*, pp. 177-181.

Brick, I. E., and S. A. Ravid, 1985, On the relevance of debt maturity structure, *Journal of Finance*, 40(5), pp. 1423-1437.

Brockman, P., X. Martin, and E. Unlu, 2010, Executive compensation and the maturity structure of corporate debt, *Journal of Finance*, 65(3), pp. 1123-1161.

Callen, J. L., and X. Fang, 2013, Institutional investor stability and crash risk: Monitoring versus short-termism? *Journal of Banking & Finance*, 37(8), pp. 3047-3063.

Callen, J. L., and X. Fang, 2015a, Religion and stock price crash risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(1-2), pp. 169-195.

Callen, J. L., and X. Fang, 2015b, Short interest and stock price crash risk, *Journal of Banking & Finance*, 60, pp. 181-194.

Chen, J., Hong, H., and Stein, J. C., 2001, Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices, *Journal of Financial Economics*, 61(3), pp. 345-381

Choi, Y., S. Jacewitz, and J. Y. Park, 2016, A reexamination of stock return predictability, *Journal of Econometrics*, 192(1), pp. 168-189.

Christie, A. A., 1982, The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects, *Journal of Financial Economics*, 10(4), pp. 407-432.

Dang, V. A., E. Lee, Y. Liu, and Z. Cheng, 2016, Does debt maturity affect stock price crash risk, Working paper, Alliance Manchester Business School

Daniel, K., and T. J. Moskowitz, 2012, Momentum crashes, *Journal of Financial*

Economics, 122(2), pp. 221-247.

Datta, S., M. Iskandar-Datta, and K. Raman, 2005, Managerial stock ownership and the maturity structure of corporate debt, *Journal of Finance*, 60(5), pp. 2333-2350.

DeFond, M. L., M. Hung, S. Li, and Y. Li, 2014, Does mandatory IFRS adoption affect crash risk? *The Accounting Review*, 90(1), pp. 265-299.

Diamond, D. W., 1991, Debt maturity structure and liquidity risk, *Quarterly Journal of Economics*, 106(3), pp. 709-737.

Dimson, E., 1979, Risk measurement when shares are subject to infrequent trading, *Journal of Financial Economics*, 7(2), pp. 197-226.

Fama, E. F., and J. D. MacBeth, 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81(3), pp. 607-636.

Giannetti, M., 2003, Do better institutions mitigate agency problems? Evidence from corporate finance choices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1), pp. 185-212.

Harvey, C. R., and A. Siddique, 2000, Conditional skewness in asset pricing tests, *Journal of Finance*, 55(3), pp. 1263-1295.

Harwood, E., and G. B. Manzon Jr, 2000, Tax clienteles and debt maturity, *Journal of the American Taxation Association*, 22(2), pp. 22-39.

Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, 2009, Opaque financial reports, R^2 , and crash-risk, *Journal of Financial Economics*, 94(1), pp. 67-86.

Jin, L., and S. C. Myers, 2006, R^2 around the world : Newtheoryandnewtests, *Journal of Financial Economics*, 79(2), pp. 257-292.

Johnson, S. A., 2003, Debt maturity and the

effects of growth opportunities and liquidity risk on leverage, *Review of Financial Studies*, 16(1), pp. 209-236.

Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang, 2011, Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis, *Journal of Financial Economics*, 100(3), pp. 639-662.

Kim, Y., H. Li, and S. Li, 2014, Corporate social responsibility and stock price crash risk, *Journal of Banking & Finance*, 43, pp. 1-13.

Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang, 2016, CEO overconfidence and stock price crash risk, *Contemporary Accounting Research*, 33(4), pp. 1720-1749.

Leland, H. E., and K. B. Toft, 1996, Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads, *Journal of Finance*, 51(3), pp. 987-1019.

Myers, S. C., 1977, Determinants of corporate borrowing, *Journal of Financial Economics*, 5(2), pp. 147-175.

Palmrose, Z. V., 1988, An analysis of auditor litigation and audit service quality, *The Accounting review*, 63(1), pp. 55-73.

Rajan, R., and A. Winton, 1995, Covenants and collateral as incentives to monitor, *Journal of Finance*, 50(4), pp. 1113-1146

Scherr, F. C., and H. M. Hulburt, 2001, The debt maturity structure of small firms, *Financial management*, 30(1), pp. 85-111.

Stohs, M. H., and D. C. Mauer, 1996, The determinants of corporate debt maturity structure, *Journal of Business*, 69(3), pp. 279-312.

Stulz, R. M., 2000, Financial structure, corporate finance and economic growth, *International Review of Finance*, 1(1), pp. 11-38.



Debt Maturity and Stock Price Crash Risk: Evidence from Korea

Hyunseok Kim* (Sungkyunkwan University)

Abstract

This paper investigates the effect of debt maturity structure on future stock price crash risk of firms listed on Korea Stock Exchange over the period 2000-2016. I find that firms with a larger the proportion of short- (long-) term debt are more likely to have lower (higher) future stock price crash risk. I further examine the relation between debt maturity structure and future stock price crash risk is more pronounced for firms with lower largest shareholder ownership, weak governance system, board of directors with a minimum number of outside directors under statutory requirements, and non-Big 4 auditors. The results suggest that the relationship between debt maturity structure and stock price crash risk is due to the monitoring effect of short-term debt in Korean stock market.

Key words: *Debt Maturity, Stock Price Crash Risk, Monitoring Effect*

Article history: Received 3 July 2017, Revised 14 November 2017, Accepted 1 December 2017

JEL Classification : G32, G12

* Research Fellow, Institute of Management, Sungkyunkwan University(E-mail: khs8319@naver.com)