

특허출원이 주가급락위험에 미치는 영향*

임 정 대**

〈요 약〉

본 연구는 2011년부터 2019년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥에 상장된 기업을 대상으로 특허출원이 주가급락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 특허출원은 차기 주가급락위험을 유의하게 낮추는 것으로 확인되었다. 아울러, 동 결과는 주가급락위험 및 특허출원의 다른 대용치를 사용한, 그리고 성향점수매칭 표본을 사용한 강건성 검증에서도 동일하게 관찰되었다. 이와 더불어, 애널리스트 커버리지와 재량적 발생액의 강도로 대리된 정보 비대칭 정도가 높은 기업에서 특허출원과 차기 주가급락위험 간의 음(-)의 관계가 더욱 커진다는 점을 발견하였다. 이는 특허출원이 기업과 외부 투자자 간 연구개발에 대한 정보 비대칭을 낮추고 그것이 차기 주가급락위험의 하락으로 연결될 수 있다는 가설을 지지하는 결과이다.

주제어 : 특허출원, 주가급락위험, 연구개발, 정보 비대칭

논문접수일 : 2022년 06월 30일 논문수정일 : 2022년 09월 18일 논문게재확정일 : 2022년 09월 21일

* 본 줄고에 아낌없이 코멘트해주신 두 심사위원께 감사드립니다.

** 전남대학교 경영학부 강사, jdyim@chonnam.ac.kr

I. 서 론

지식 및 기술 집약적 경제로 나아가고 있는 현재, 기업 운영의 효율성을 높임으로써 가치를 창출하도록 만드는 핵심 동력은 기술혁신이다. 그리고 연구개발에 대한 지속적 투자는 성공적 기술혁신을 이룩하는 데에 필수적이다. 그러나 연구개발 투자에서 발생하는 정보 비대칭은 일상적(routine) 투자에서 유발되는 것 보다 크다. 기업은 높은 수준의 독점적 공개비용(proprietary cost)으로 인해 연구개발 과정에 관한 정보를 공개하지 않으려 하며, 따라서 연구개발 과정에 관한 정보는 기업과 외부 이해관계자 사이에 비대칭적으로 보유된다(Yim, 2021). 이와 더불어, 경영자가 재무 비율 및 당기 손익을 유리하게 형성코자 연구개발 투자 금액을 자의적으로 개발비로 처리하는 것 또한 정보 비대칭의 정도를 높인다(Aboody and Lev, 2000; 김성환, 2018).

본 연구는 연구개발 과정이 유발할 수 있는 정보 비대칭을 줄이는 방안으로서 특허출원을 제시한다. 기술혁신 프로젝트에 관한 정보를 얻는 데에 어려움을 겪는 외부 이해관계자는 동 프로젝트의 과정을 판단하고 그 결과를 예측하기 위한 신뢰성 있는 정보로서 특허출원을 사용할 수 있다(Hall et al., 2005; Levitas and McFadyen, 2009). 또한, ‘출원우선주의’를 채택하고 있는 한국에서, 기업은 특허청에 특허를 출원함과 동시에 새로운 기술이나 지식에 대한 배타적 권리를 확보하며, 이에 잠재적 경쟁 기업 또는 신규 진입 기업은 동 기업의 아이디어를 모방(imitation)할 수 없게 된다. 이러한 배타적 권리는 기업이 직면한 독점적 공개비용을 줄인다(Guo et al., 2004). 연구개발 투자 과정에서 비롯되는 높은 수준의 독점적 공개비용 및 경영자의 자의적 회계 처리로 인해 정보 비대칭이 유발된다는 점을 감안할 때,¹⁾ 특허출원은 연구개발 과정에서 발생하는 정보 비대칭을 줄일 수 있을 것이다.

본 연구는 특허출원이 주가급락(stock price crash)의 가능성, 즉 주가급락위험에 끼치는 영향을 분석함으로써 특허출원의 효과가 무엇인지를 확인한다. 과거 주식시장에서의 대규모 주가급락을 경험한 이래로, 주가급락에 대한 다양한 연구가 이루어져 왔다. 거시 경제적 측면 또는 시장 미시구조(microstructure) 측면에서 주가급락의 원인이 무엇인지를 밝히려던 초기의 연구에서, 최근에는 기업 수준에 초점을 둔 연구가 등장하고 있다(Hutton et al., 2009; Kim et al., 2014; Wu and Lai, 2020). 아울러, 한국 및 해외를 막론하고, 기업 수준에서의 기존문헌이 정보 비대칭, 특히 경영자와 주주 간의 정보 비대칭을 주가급락의 주요 발생 원인으로 지목하고 있는바(김민수, 권혁준, 2017; 변희섭, 강상구, 2019; 전성일 외, 2019

1) 예컨대, 몇몇 제약·바이오 기업이 연구개발 투자 금액을 자산으로 처리하였다가, 연구개발의 결과가 뚜렷하게 도출되지 않자 이를 비용으로 처리함으로써 높은 수준의 주가급락을 경험하였다는 기사를 심심찮게 발견할 수 있다.

등), 특허출원을 주가급락위험과 연결하는 것은 특허출원이 정보 비대칭을 완화하는 역할을 하는지를 확인하는 데에 유용할 것이다. 이에 본 연구는 특허출원이 기술혁신 프로젝트에 관한 정보를 주식시장에 전달함에 따라 기업과 외부 이해관계자 간의 정보 비대칭을 완화하고 이것이 차기 주가급락위험의 하락으로 연결될 것이라는 가설을 설정한다. 그리고 2011년부터 2019년까지 한국거래소의 KOSPI 및 KOSDAQ에 상장된 기업을 대상으로 동 가설을 검증한다.

특허출원과 주가급락위험 간의 관계를 분석한 본 연구는 학술적으로 그 의미가 클 것으로 사료된다. 한국 기업을 대상으로 특허출원이 주주의 가치 또는 부채조달비용에 미치는 영향을 탐색한 문헌이 존재한다(Yim, 2021; 하성수, 김학건, 2021). 또한, 연구개발 투자가 주가급락위험에 어떻게 영향을 미치는지를 보여주는 문헌 또한 소수 존재한다(김성환, 2018; 장공, 장석주, 2021). 한편 기술혁신 프로젝트의 지식 창출 과정(knowledge-creation process)에서의 중간 산출물로서 특허출원이 한국 기업의 주가급락 위험에 어떤 영향을 끼치는지를 탐색한 문헌은 전무하다. 따라서 본 연구는 특허출원을 통해 지분 가치(equity value)의 극단적 붕괴가 발생할 가능성을 낮출 수 있는지에 대한 증거를 제시하는 첫 연구로서 의미가 크다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 I 장 서론에 이어, 제 II 장에서 기존문헌을 검토한다. 제 III 장에서 자료의 수집 과정, 변수의 측정 과정, 그리고 기초통계량을, 그리고 제 IV 장에서 주요 실증분석 결과를 제시한다. 끝으로, 제 V 장에서 연구 결과를 요약하고 연구의 한계점 및 향후 연구 방향을 제시한다.

II. 기존문헌과 가설

1. 기존문헌

본 연구는 특허출원의 효과가 무엇인지를 탐색한 기존문헌과 연관된다. 기술혁신 프로젝트에 자금을 조달하는 데에 있어, 기업은 자본시장의 잠재적 자금 공급자보다 동 프로젝트의 성공 가능성에 관한 정보를 더 많이 가질뿐더러, 연구개발 과정을 경쟁기업에 기밀로 유지하려는 유인 또한 갖는다(Bhattacharya and Chiesa, 1995; Bhattacharya and Ritter, 1983). 따라서 연구개발에 집중적으로 투자하는 기업은 외부로부터 자금을 조달하려 할 때 자금 공급자의 초기 투자를 꺼리게 하는 정보 비대칭에서 자유롭지 못하다(Hall, 2008; Yim, 2021).

이러한 측면에서, 기업의 특허출원은 연구개발의 성공 가능성에 대한 정보를 자본시장

참여자에 제공한다. Hall et al.(2005)은 지식 창출 과정을 “연구개발에서 특허로 연결되는 연속체(continuum)”로 보고, 창출 과정에서 기술혁신이 기업의 가치에 기여하는 정도에 관한 정보가 순차적으로 노출된다고 언급한다. 즉, 연구개발은 기업의 기술혁신에 대한 자원의 투입 정도를, 특허는 기업이 기술혁신 과정을 통해 성공적으로 창출한 지식을 성문화한 것으로 간주될 수 있다(Hall et al., 2005). 게다가, 특허 당국에 특허를 출원하기 위해서는 해당 기술이나 지식이 어떻게 개선되었는지 그 방법을 특허 명세서에 상세히 기록해야 할 뿐만 아니라 엄격한 특허 심사 절차 또한 거쳐야 한다(Yim, 2021). 따라서 기술혁신 프로젝트에 대한 정보를 취득하는 데에 어려움을 겪는 기업 외부 이해관계자는 특허출원을, 기존 지식이나 기술이 성공적으로 개선되었는지 여부를 판단하기 위한 신뢰성 있는 참고 자료로서 사용할 수 있다(Levitas and McFadyen, 2009).

아울러, 특허는 특정 제품시장에서 기술 또는 지식을 독점적으로 사용할 수 있는 권리를 출원인에 부여한다(Long, 2002). 이에 특허를 다수 출원한 기업은 신규로 진입하게 될 기업 또는 잠재적 경쟁 기업에 대한 진입 장벽을 구축함으로써 특정 제품시장에서 선도 기업으로서의 이점을 취한다(Eisdorfer and Hsu, 2011). 또한, 특허 당국에 특허를 출원한 기업은 기술혁신 프로젝트로부터 창출되는 새로운 기술이나 지식에 대한 독점력을 확보하며, 이에 따라 경쟁 기업은 동 기업의 아이디어를 모방하지 못하게 된다. Guo et al.(2004)은 특허 보호 정도와 신제품 관련 정보의 공개 수준 간에 양(+)의 관련성이 있음을 언급하고 있는데, 이는 특허 보호가 기업 수준의 공시를 증가시킴에 따라 기업과 자본시장 간의 정보 비대칭을 줄일 수 있음을 암시하는 결과이기도 하다.

특허출원의 정보적 역할을 다룬 기존문헌에 따르면, 기업은 특허출원을 통해서 자본시장 참여자에게 자신의 품질(quality)을 알리거나, 또는 특허출원을 주주의 신뢰를 확보하기 위한 신호로 사용할 수 있다. 특허를 출원하는 것은 개선된 지식 및 기술에 대한 배타적 권리를 향후에 취득하게 될 것이라는 기대감뿐만 아니라 관련 전문 인력 또한 보유하고 있음을 이해관계자에게 전달한다(Stuart et al., 1999). 예를 들어, Bhattacharya and Ritter (1983)는 기술혁신 프로젝트를 수행하는 기업이 동 프로젝트의 성공 가능성에 관한 신호를 특허를 통해 자본시장에 전달하는 모형을 제시하고 있으며, Conti et al.(2013) 및 Hahn et al.(2017)은 외부 자금을 조달하는 데에 어려움을 겪는 스타트업(startups)이 특허출원을 사용하여 자신이 수행하는 기술혁신 프로젝트의 품질에 관한 정보를 자금 공여자에 신호함을 언급하고 있다.²⁾ 한국에서도, 특허와 같은 지식재산이 스타트업의 기술적 가치에 관한 중요한

2) 이와 유사하게, Lemley(2001)은 설문조사를 통해 벤처 캐피탈리스트(venture capitalist)가 스타트업이 수행하는 프로젝트의 성공 가능성을 가늠하는 증거 자료로서 특허출원을 사용함을 밝히고 있다.

정보로 작용함을 밝힌 연구도 존재한다(예, 정두희, 2019).

상기 기존문헌에서 제시된 바와 일관되게, 주식 투자자 등과 같은 주식시장 참여자는 특허를 출원한 기업에 보다 긍정적 평가를 내리는 것으로 관찰되고 있다. 예를 들어, Connolly and Hirschey(1988)는 주식 투자자가 기술혁신 프로젝트를 성공적으로 완수할 수 있는 능력을 기업이 갖추고 있는지를 평가하기 위한 정보로 특허출원을 사용함으로써, 특허를 출원한 기업에 보다 높은 가치를 부여함을 언급하고 있다. Hall et al.(2005) 또한 특허출원에 관한 정보가 공적으로 접근 가능하기 때문에 특허출원에 대한 정보가 기업의 가치를 평가하는 데에 있어 긍정적으로 적용될 수 있음을 밝히고 있다. 나아가, Hedge and Mishra(2019)은 특허를 다수 출원한 기업에서 자기자본비용이 더 낮게 나타남을 보여주고 있다.

주식시장뿐만 아니라 부채시장에서도 특허출원의 정보 역할을 지지하는 연구 결과들이 제시되고 있다. 기존문헌에 따르면, 특허출원이 은행, 신용평가기관, 또는 채권 투자자와 같은 부채시장 참여자가 기술혁신 프로젝트로부터 직면할 수 있는 정보 위험을 낮춤에 따라, 동 부채시장 참여자가 기업에 부과하는 위험 프리미엄은 낮아진다. 예컨대, Francis et al.(2012)은 특허출원이 대출 스프레드를 유의하게 줄임을 보고하면서, 특허출원이 기업의 기술혁신 프로젝트 과정에 관한 정보를 은행에 전달함을 언급하고 있다. Chava et al.(2017) 또한 다수의 특허를 출원한 기업에 낮은 수준의 대출 스프레드가 부과됨을 보여주고 있다. 이와 더불어, 한국에서도 특허출원이 부채를 조달하는 데에 필요한 비용을 유의하게 줄이거나(Yim, 2021; 하성수, 김학건, 2021), 신용등급을 유의하게 상승시킨다는 결과가 보고되고 있다(정세진, 임정대, 2021).

특허출원의 효과에 관한 기존문헌과 더불어, 본 연구는 주가급락위험의 상승 및 하락을 결정하는 요인이 무엇인지를 탐색한 다수의 기존문헌과도 연관된다. 주가급락은 기업의 주가가 극단적으로 음(-)의 수익률을 보이는 현상으로 정의된다. 주가급락위험에 관한 최근 연구는 소유와 통제의 분리로 인해 발생하는 정보 비대칭에 그 뿌리를 둔다.³⁾ 특히, 경영자와 주주(또는 외부 투자자) 사이의 정보 비대칭 및 이해 상충으로부터 비롯된 부정적 정보의 축적이 주가급락의 핵심 원인으로 지목된다. 경영자는 주주에게 적절하고 목적 적합한

3) 이 외에도, 투자자가 미래 변동성이 증가할 것으로 기대하여 높은 위험프리미엄을 기업에 요구하게 되고, 이에 따라 요구수익률이 상승함에 따라 주가 하락을 통해 균형 상태에 도달하게 된다는 변동성 환류(volatility feedback) 이론, 주가 하락이 영업 및 재무 레버리지의 상승으로 이어지고, 이것이 수익률 변동성을 증폭시킨다는 레버리지 이론, 일정 시점에서 고평가된 기업가치에 대한 버블이 해소됨에 따라 주가가 급락하게 된다는 확률적 버블(stochastic bubble) 이론, 그리고 투자자 간의 의견 차이 및 공매 기회의 제한이 수익률의 비대칭적 변동성을 유발한다는 투자자 이질성(investor heterogeneity) 가설 등 주가급락을 설명하는 다양한 이론 및 가설이 존재한다.

(relevant) 정보를 적시에 제공해야 함에도, 특정 정보를 전략적으로 공개하려는 유인을 갖는다. 예컨대, 경영자는 추가적인 독점적 공시비용을 지불하면서라도 긍정적 (내부)정보를 자본시장에 적극적으로 전달하려 하지만 부정적 (내부)정보를 지연하여 전달하려 한다 (Kothari et al., 2009; 김성환, 2018). 주가급락은 이러한 부정적 정보가 적시에 공개되지 않고 축적되다가, 누적 한계점에 이르러 한꺼번에 공개됨에 따라 자본시장이 이에 대해 부정적으로 반응함으로써 발생한다. 특허출원과 주가급락위험 간 관계를 실증분석하려는 본 연구는 특허출원이 연구개발 투자에서 나타나는 정보 비대칭을 줄일 것으로 예상하기 때문에, 기업과 외부 이해관계자 간의 정보 비대칭이 주가급락위험에 미치는 영향을 다룬 기존문헌과 연구 흐름을 같이한다고 할 수 있겠다.

한국 기업을 대상으로 한 기존문헌도 주가급락을 유발하는 주요 원인으로 정보 비대칭을 지목하고 있다. 예를 들어, 변희섭, 강상구(2019)는 유상증자 여부와 주가급락위험 간 양(+)의 관련성이 있음을 보여주면서, 유상증자 실시로 인한 기업과 투자자 간의 정보 비대칭이 동 기업의 차기 주가급락위험을 상승시킬 수 있음을 언급하고 있다. 전성일 외 2인(2019)은 특수 관계자 거래를 통한 지배주주의 사적 이익 추구가 투자자 간의 정보 비대칭 정도를 심화시켜 주가급락위험을 높이는 결과를 초래할 수 있음을 우려하고 있다. 이와 더불어, 김민수, 권혁준(2017)은 포털(portal) 내에서 기업을 검색하는 횟수가 증가할수록 동 기업과 관련된 정보가 투자자에게 효율적으로 전파되며, 이로 인해 부정적 정보가 자본시장에 신속하게 전달됨에 따라 주가급락위험이 감소함을 보여주고 있다. 김현표, 정준희(2017)는 판매비와 관리비가 기업의 미래 가치 창출에 대한 정보를 가짐을 언급하면서, 판매비와 관리비의 비중이 높은 기업에서 주가급락위험이 유의하게 낮게 나타남을 보여주고 있다. 끝으로, 이상혁, 김정택(2021)은 조회공시를 다수 요구받는 기업이 평균적으로 높은 수준의 정보 비대칭에 직면하고 있음을 언급하고 있다.

2. 가설

기업의 투자 의사결정 중, 연구개발 투자는 기업과 외부 이해관계자와의 정보 비대칭 정도가 높은 투자인 것으로 간주된다. 기존문헌으로부터, 연구개발 투자가 높은 수준의 정보 비대칭을 만들어내는 이유를 크게 두 가지로 정리할 수 있다. 첫 번째는 연구개발 투자에 관한 정보를 공개하길 꺼려하는 경영자의 유인으로 인해, 동 정보의 공시 수준이 낮게 나타나기 때문이다. 연구개발 투자의 결과물이 지식이나 기술과 같은 무형의 자산이며(Aboody and Lev, 2000), 이러한 무형자산은 상대적으로 높은 독점적 공시비용을

갖는다. 즉, 기술혁신 프로젝트 과정에서 새로운 기술이나 지식, 또는 신제품에 관한 정보가 경쟁 기업에 유출됨으로써 발생하는 비용이, 경쟁 기업이 해당 정보를 모방하는 것에 대처하는 비용보다 월등히 높기 때문에, 기업은 기술혁신 프로젝트에 관한 정보를 공개하길 꺼려하게 된다(Verrecchia, 1983). 이러한 관점과 유사하게, 높은 수준의 독점적 공개비용이 사업 확장 및 고객 특성과 같은 비금융(non-financial) 정보의 자발적 공개 유인을 줄인다는 증거가 도출되고 있다(Ellis et al., 2012).

두 번째는 회계 처리의 투명성 측면과 관련이 있다. 연구개발 투자 금액을 회계 처리하는 과정에서 정보 비대칭이 발생한다. 경영자는 재무 비율을 개선하기 위해, 또는 당기 손익을 유리하게 보고하기 위해 동 금액을 개발비로 계상할 수 있다. 이 때 자산으로 계상된 개발비가 손실 처리될 경우 동 개발비는 미래의 경제적 효익(benefit)에 관한 정보를 담지 못하였음을 의미하며, 이는 외부 이해관계자는 연구개발 지출에 미래 효익이 없다는 부정적인 정보를 적시에 전달받지 못하였음을 의미한다. 이러한 관점과 일관되게, 연구개발 투자 지출의 정도가 클수록 연구개발 정보를 불투명하게 공시한다는 증거들이 나타나며(Kim and Zhang, 2016; 장공, 장석주, 2021),⁴⁾ 기업의 불투명성(opaqueness)이 주가급락위험을 유의하게 증가시킨다는 연구 결과 또한 다수 발견되고 있다(Hutton et al., 2009; 김민수, 임현일, 2015; 임현일, 김민수, 2014).

이러한 논의를 종합할 때, 연구개발 투자는 높은 독점적 공시비용의 측면, 그리고 회계 처리의 불투명성의 측면에서 기업과 외부 이해관계자 간의 정보 비대칭을 심화시킨다. 이러한 상황에서, 특허출원은 연구개발 과정에 관한 상세한 정보를 제공함으로써 정보 비대칭의 정도를 완화할 수 있을 것으로 기대하며, 이에 따라 본 연구는 특허출원이 주가급락위험을 유의하게 낮출 것으로 기대한다.

Ⅲ. 자료, 변수 및 기초통계량

1. 자료

본 연구는 2011년부터 2019년까지 한국거래소의 KOSPI 및 KOSDAQ에 상장된 비금융업 기업(12월 결산법인)을 대상으로 표본을 구성한다. 여기서, NICE평가정보(주)의 KIS-Value

4) 한편, 한국 기업을 대상으로 연구개발 지출의 자산화가 주가급락위험을 높이는지에 대해서는 일관되지 않는 결과가 도출되고 있다. 예컨대, 김성환(2018)은 자산으로 처리된 연구개발 투자가 차기 주가급락위험을 유의하게 낮춤을 보고하고 있으나, 박선영, 하석태(2021)는 무형자산의 집중도가 높은 기업에서 주가급락위험이 높음을 언급하고 있다.

또는 금융감독원의 전자공시시스템으로부터 연구개발 투자 금액 정보를 입수할 수 없는 기업은 제외된다. 또한, 주가급락위험을 측정하는 과정에서 개별 기업 수익률과 시장 수익률 간의 관계를 신뢰성 있게 추정하기 위해, 한 회계연도 내에 30주(week) 이상의 주가 자료가 존재하는 기업을 표본으로 선정한다(Morck et al., 2000). 이러한 기준에 따라, 본 연구는 총 7,762개의 기업-년 패널(panel)로 구성된 표본을 구축한다.

나아가, 본 연구는 WIPS(Worldwide Intellectual Property Service)의 WIPS On 특허 검색 서비스로부터 상기 7,762개 표본기업의 특허출원에 관한 정보를 수작업으로 입수한다. 동 WIPS On은 특허청에 기록된 특허를 온라인으로 검색할 수 있도록 구축된 서비스이다. 이에 한국 주식시장에 상장된 모든 기업의 특허출원 정보를 동 검색 서비스로부터 수집 가능하다. 게다가, 특허출원 기업의 명칭, 특허가 출원된 날짜, 특허 심사 현황, 최종 등록 여부 등과 같은 상세한 정보 또한 동 검색 서비스로부터 수집할 수 있다. 따라서 재무 자료와의 호환성을 확보할 수 있다는 장점과 더불어, 한국거래소 및 금융감독원에 특허출원을 공시한 기업만을 대상으로 분석할 때 제기될 수 있는 표본 선택의 편의의 문제 또한 최소화할 수 있다는 장점도 가질 것으로 예상된다.

<표 1>은 표본기업의 연도별 분포를 특허출원건수별로 정리한 것을 표로 나타낸 것이다. 먼저, 2011년부터 2019년 동안 특허를 출원하지 않은 표본기업은 3,367개인데, 이는 전체 표본기업 중 47.24%에 달하는 수치이다. 동 표본기간 동안 1건(2건)의 특허를 출원한

<표 1> 특허출원건수의 연도별 분포

이 표는 표본기업의 연도별 분포를 특허출원건수별로 나타낸 것이다. 특허출원건수에 관한 자료는 WIPS On 특허검색서비스로부터 수집되었다. 또한 특허출원건수에 따라 6개의 범주로 구분한 뒤 각 범주에 포함된 연도별 표본기업의 수를 제시한다.

연도	특허출원건수						합계
	0건	1건	2건	3~10건	11~100건	100건 초과	
2011	395	78	76	88	121	27	785
2012	370	87	66	89	121	26	759
2013	380	85	73	106	130	26	800
2014	408	97	86	103	124	29	847
2015	415	103	90	112	130	36	886
2016	440	112	81	131	122	35	921
2017	411	114	80	134	125	38	902
2018	420	121	79	131	135	37	923
2019	428	123	78	140	139	31	939
합계	3,667	920	709	1,034	1,147	285	7,762
비중(%)	47.24	11.85	9.13	13.32	14.78	3.67	

표본기업은 920개(709개)인데, 이는 전체 표본기업 중에서 11.85%(9.13%)에 해당하는 비중이다. 또한, 3~10건(11~100건)의 특허를 출원한 표본기업은 1,034개(1,147개)로, 100건이 넘는 특허를 출원한 표본기업은 285개로 관찰된다.

2. 변수

1) 주가급락위험

본 연구의 종속변수는 기업의 주가급락위험(*SPCR*)이다. 국내 및 해외의 기존문헌에서 널리 사용되는 방법에 따라(Chen et al., 2001; Hutton et al., 2009; Kim et al., 2011; 김현숙, 박순홍, 2017; 임병권, 박순홍, 2019; 임현일, 김민수, 2014 등), 순 주가급락 발생건수, 개별 기업의 수익률 분포가 음(-)으로 얼마나 치우쳐져 있는지를 반영하는 음(-)의 조건부 왜도, 그리고 주가의 상승 변동성 대비 하락 변동성의 정도를 보여주는 하락-상승 변동성과 같은 세 변수를 주가급락위험의 대용변수로 사용한다.

주가급락위험을 측정하기 위해서는 시장 수익률이 개별 기업 수익률에 미치는 영향력을 배제한 기업 고유(firm-specific) 수익률을 계산하여야 한다. 기업 고유 수익률을 계산하는 과정은 후술한 바와 같다. 먼저, 비동시거래(non-synchronous trading)의 문제를 통제하기 위해(Habib et al., 2018; 김현숙, 박순홍, 2017; 임병권, 박순홍, 2019 등), 본 연구는 개별 기업의 주별(weekly) 수익률을 종속변수로, 그리고 선도-지연(lead-lag) 시장 수익률을 독립변수로 둔 식 (1)을 추정한다.

$$r_{i,\tau} = \alpha_i + \gamma_{1,i}r_{m,\tau-1} + \gamma_{2,i}r_{m,\tau} + \gamma_{3,i}r_{m,\tau+1} + \varepsilon_{i,\tau} \quad (1)$$

여기에서, $r_{i,\tau}$ 는 개별 기업 i 의 τ 주의 수정주가로 산출된 주식 수익률을, $r_{m,\tau}$ 는 τ 주의 KOSPI 종합주가지수의 수익률을 각각 가리킨다. 식 (1)을 추정하여 구해진 잔차($\varepsilon_{i,\tau}$)는 개별 기업의 주별 수익률에서 시장 주별 수익률이 미치는 영향력을 제거한 기업 고유 주별 수익률을 가리킨다. 이 때, 김현숙, 박순홍(2017), 임병권, 박순홍(2019) 등의 기존문헌에 따라, 추정된 잔차에 1을 더한 뒤 자연로그를 취함으로써($R_{i,\tau} = \ln(1 + \varepsilon_{i,\tau})$) 잔차가 0으로 도출되거나 양(+)의 왜곡된 분포를 가질 가능성을 완화한다. 이러한 과정을 통해 추정된 기업 고유 주별 수익률을 가지고 주가급락위험의 세 대용변수를 아래와 같이 산출한다.⁵⁾

5) 이와 더불어, τ 주 전·후로 2 시차($\gamma_{m,\tau-2}, \gamma_{m,\tau+2}$) 및 3 시차($\gamma_{m,\tau-3}, \gamma_{m,\tau+3}$) 주별 시장 수익률로 주가급락위험을

첫 번째로, 순 추가급락 발생건수($NCRASH_{i,t}$)는 Kim et al.(2011)과 Wu and Lai(2020)에 제시된 방법으로 측정한다. 구체적으로, 식 (1)에서 추정된 기업 고유 주별 수익률 $R_{i,\tau}$ 의 표본평균 및 표본표준편차를 산출한 뒤, 동 수익률이 표본평균보다 3.09 표본표준편차 아래에 있는 주간을 급락 주간, 위에 있는 주간을 급등 주간으로 각각 정의한다. 그 다음, 표본기업 i 의 t 년 동안의 급락 주간의 수를 동 기간 급등 주간의 수로 차감하여 순 추가급락 발생건수를 계산한다.⁶⁾ 순 추가급락 발생건수는 추가급락의 실현된 빈도를 포착하는 변수이므로(Kim et al., 2011; Wu and Lai, 2020), 후술될 음(-)의 조건부 왜도와 하락 상승 변동성 변수보다 직접적으로 추가급락위험을 포착할 수 있을 것으로 사료된다(김현숙, 박순홍, 2017).

<표 2> 추가급락 기업 수의 연도별 분포

이 표는 추가급락 기업을 경험한(한 해 추가급락 주간의 수가 최소 1번 이상 존재하는 기업) 기업의 연도별 분포를 나타낸 것이다. 아울러, 전체 표본기업을 특허출원 기업과 특허 미출원 기업으로 구분한 뒤 추가급락 기업을 경험한 기업의 수를 추가로 보고하였으며, 괄호 안에 추가급락 기업 수가 차지하는 비중을 제시하였다.

연도	전체 표본기업		특허출원 기업		특허 미출원 기업	
	표본 수	추가급락 기업 수	표본 수	추가급락 기업 수	표본 수	추가급락 기업 수
2011	785	93	390	38	395	55
2012	759	89	389	38	370	51
2013	800	91	420	42	380	49
2014	847	98	439	45	408	53
2015	886	111	471	41	415	70
2016	921	109	481	43	440	66
2017	902	106	491	42	411	64
2018	923	108	503	43	420	65
2019	939	113	511	45	428	68
계	7,762	918 (11.83%)	4,095	377 (9.73%)	3,667	541 (14.75%)

<표 2>는 순 추가급락 발생건수가 최소 1번 이상 존재하는 표본기업을 선정한 뒤 이를 연도별로 정리해놓은 것이다. 순 추가급락을 최소 1번 이상 경험한 기업은 918개로, 전체 표본기업 중 11.83%을 차지하는 것으로 관찰된다. 또한, 특허출원 유무에 따라 특허출원 기업과 특허 미출원 기업으로 구분한 뒤 순 추가급락 발생을 경험한 표본기업의 연도별

각각 계산하여도 본 연구의 실증분석결과와 질적으로 차이가 없음을 확인하였다.

6) Jin and Myers(2006)와 김현숙, 박순홍(2017)의 연구에서 제시된 바와 같이 기업 고유 주별 수익률의 표본평균과 표본표준편차를 가지고 표준화 한 다음 표준정규분포 상에서 상·하위 0.01% 및 0.1%에 속하는 주간을 추가급등 및 추가급락 주간으로 정의하여도 본 연구의 가설을 지지하는 결과를 얻었다.

분포를 산출한다. 4095개의 특허출원 기업 중 순 주가급락 발생건수가 최소 1번 이상 존재하는 기업은 377개, 3,667개의 특허 미출원 기업의 경우 541개로 각각 나타난다. 아울러, 특허출원 기업 중 순 주가급락 발생 경험 기업이 차지하는 비율은 9.73%인데, 특허 미출원 기업의 경우 그 비율은 14.75%로 각각 나타난다. 즉, 특허 미출원 기업에서 순 주가급락 발생을 경험한 표본기업의 비중이 다소 높은 것으로 관찰된다.

두 번째 대용변수인 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{i,t}$)는 식 (2)로 계산된다.

$$NCSKEW_{i,t} = - \frac{[n(n-1)^{3/2} \sum R_{i,\tau}^3]}{[(n-1)(n-2)(\sum R_{i,\tau}^2)^{3/2}]} \quad (2)$$

여기에서, n 은 표본기업 i 의 t 년 거래 주간의 수이다. 식 (2)의 우변에 음(-)을 붙인 이유는 동 $NCSKEW$ 의 값이 커질수록 수익률의 분포가 좌측으로 치우쳐져 있음을 나타내기 위함이다. 따라서 $NCSKEW$ 의 값이 커질수록 주가급락위험은 커진다.

끝으로, 하락-상승 변동성($DUVOL_{i,t}$)은 식 (3)과 같이, 기업 고유 주별 수익률 $R_{i,\tau}$ 이 연간 평균 수익률보다 높은 주간(상승 주간)과 이하인 주간(하락 주간)으로 구분한 다음, 상승 주간에서 $R_{i,\tau}$ 의 표본표준편차에 비해 하락 주간에서 $R_{i,\tau}$ 의 표본표준편차가 얼마나 높은지 낮은지를 계산한다.

$$DUVOL = \ln \left[\frac{\sqrt{(w_{down}-1) \sum_{down} R_{i,\tau}^2}}{\sqrt{(w_{up}-1) \sum_{up} R_{i,\tau}^2}} \right] \quad (3)$$

여기에서, w_{down} 과 w_{up} 은 해당 년도에서 하락 기간의 수와 상승 기간의 수를 각각 의미한다. 요컨대, 동 $DUVOL_{i,t}$ 의 값이 커질수록 하락 기간에서 기업 고유 주별 수익률의 변동성이 상승 기간에서보다 상대적으로 높음을 의미하며, 이는 곧 주가급락위험이 크다는 것으로 해석할 수 있다.

2) 특허출원

설명변수는 특허출원으로, 본 연구는 특허출원건수($PAT_{i,t}$)를 대용변수로 사용한다. $PAT_{i,t}$ 는 표본기업 i 가 t 년에 신규로 출원한 특허의 개수에 1을 더한 뒤 자연로그를 취하여 정의된다. <표 1>에서 제시된 바와 같이 특허출원건수가 오른쪽으로 꼬리가 긴 형태의

분포를 갖는 것으로 관찰되기 때문에 자연로그를 취하며, 특허를 출원하지 않은 기업이 표본에서 탈락되는 것을 방지하고자, 자연로그를 취하기 전 특허출원건수에 1을 더한다(Yim, 2021; 하성수, 김학진, 2021).

3) 통제변수

본 연구는 주가급락위험에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 탐색한 기존문헌에 따라, 연구개발비, 기업규모, 기업의 수익성, 부채비율, 시장가 대 장부가 비율, 주별 기업 고유 수익률의 누적 합계, 주식 수익률의 변동성, 거래량 회전율의 변화, 그리고 외국인 지분율을 통제한다. 아울러, 전기 음(-)의 조건부 왜도를 통제변수로 추가함으로써, 과거 주가급락위험이 컸던 주식이 미래 주가급락위험 또한 클 수 있다는 점을 고려한다(Chen et al., 2001; 김성환, 2018; 김현숙, 박순홍, 2017).⁷⁾

먼저, 연구개발비($RD_{i,t}$)는 표본기업 i 의 t 년 연구개발 투자 금액을 $t-1$ 년 총자산으로 나누어 계산된다.⁸⁾ 동 연구개발비는 주가급락위험에 양(+) 또는 음(-)의 영향을 끼칠 것으로 판단된다. 연구개발 투자의 효과가 나타나기까지 긴 시간이 걸릴뿐더러, 이것이 성공으로 이어질 것인지를 가늠하기 어렵다(Aboody and Lev, 2000; 장공, 장석주, 2021). 연구개발 과정에서의 이러한 특징은 기업 내 경영자와 기업 외부 투자자 사이의 정보 비대칭을 높여 기업의 주가급락위험의 상승으로 연결될 것이다. 한편, 연구개발이 미래 경제적 효익에 관한 정보를 지니는 경우 연구개발 투자 금액이 유용한 정보로 사용됨에 따라 기업과 투자자 간의 정보 비대칭을 낮추게 되며(김성환, 2018), 이러한 경우 연구개발 투자는 주가급락위험을 줄일 것으로 예상된다.

기업규모가 주가급락위험에 미치는 영향을 통제하기 위해, 본 연구는 표본기업 i 의 t 년 총자산(단위: 천 원)의 자연로그($SIZE_{i,t}$)를 통제변수로 설정한다. 기업의 규모가 클수록 투자자의 관심을 더 받게 되므로, 기업 외부의 투자자는 기업에 관한 정보를 보다 용이하게 획득할 수 있다(Chen et al., 2001; Hutton et al., 2009; 김현숙, 박순홍, 2017). 이에 부정적 사건이 발생할 경우 해당 사건에 대한 정보가 빠르게 전파될 가능성은 규모가 큰 기업에서 더 높다. 따라서 기업규모와 주가급락위험 간에 양(+)의 관계가 도출될 것으로 예상된다. 기업의 수익성과 주가급락위험 간의 관계를 통제하고자, 본 연구는 표본기업 i 의 t 년

7) $t-1$ 기 순 주가급락 발생건수($NCRASH_{i,t-1}$) 및 하락-상승 변동성($DUVOL_{i,t-1}$)을 통제변수로 각각 사용하여도 동일한 분석 결과가 도출되었다.

8) 후술될 총자산수익률($ROA_{i,t}$)과 더불어, 포괄손익계산서 상의 항목을 $t-1$ 년 총자산으로 나눔으로써 포괄손익계산서와 재무상태표 상 시간 적용의 차이를 해소하려 하였다(연구개발 투자 금액 및 당기순이익을 전기 총자산으로 나눔 것을 제시한 익명의 심사위원회 감사드립니다).

당기순이익을 $t-1$ 년 총자산으로 나누어 계산된 총자산수익률($ROA_{i,t}$)을 통제변수로 추가한다. 기업의 수익성은 주가의 이동 또는 채무 불이행 위험과 그 연관성이 크다(Wu and Lai, 2020). 이에 수익성에 높은 기업에서 주가급락위험은 더 낮게 나타날 것으로 예상된다.

부채비율($DEBT_{i,t}$)은 표본기업 i 의 t 년 총부채를 t 년 총자산으로 나눈으로써 계산된다. 기존문헌에 의하면, 부채비율은 주가급락위험에 양(+) 또는 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 채무 불이행 위험은 타인자본의 가치가 자기자본의 가치를 초과하는 경우 발생한다(최영목, 2017). 이에 부채비율이 높아질수록 동 기업의 채무 불이행 위험은 커지며, 이에 따라 동 기업의 주가급락위험은 더 커질 것으로 예상된다. 한편, 대리 이론에 따르면, 부채 차입 기업(levered firm)에서는 분산된 소유구조로 인해 주주와 경영자 사이의 대리 비용이 낮게 나타난다. 이와 더불어, 은행 차입에 대한 의존도가 높은 한국 기업의 경우는 은행으로부터의 감시로 인해 대리 비용의 감소효과가 크게 나타나며(최영목, 2017), 이에 경영자는 주가에 부정적 영향을 끼칠 수 있는 정보를 의도적으로 숨기기 어려워진다(Dang et al., 2017). 따라서 대리 이론 하에서 부채비율은 주가급락위험을 줄일 것으로 예상된다.

주가 과대평가 정도가 주가급락위험에 끼치는 영향을 통제하고자, 본 연구는 김민수, 임현일(2015)과 김현숙, 박순홍(2017)의 연구에 따라 표본기업 i 의 t 년 보통주 시가총액과 t 년 총부채의 합을 t 년 총자산으로 나누어 계산된 시장가 대 장부가 비율($MTB_{i,t}$), 그리고 앞선 식 (1)을 통해 추정된 주별 기업 고유 수익률 $R_{i,t}$ 의 연 합계($RET_{i,t}$)를 통제변수로 추가한다. 성장주 또는 과거에 수익률이 높았던 주식의 경우 주가가 과대평가 될 여지가 높고, 이러한 과대평가가 해소되는 과정에서 주가급락 가능성은 더 커진다(김민수, 임현일, 2015; 김현숙, 박순홍, 2017). 이에 시장가 대 장부가 비율 및 기업 고유 수익률의 연 합계 모두 주가급락위험을 유의하게 높일 것으로 예상된다.

주식 수익률 변동성($SIGMA_{i,t}$)은 투자자 간의 정보 차단(information blockage)의 정도가 주가급락위험에 끼치는 영향을 통제하기 위한 변수로, 표본기업 i 의 t 년 주별 기업 고유 수익률 $R_{i,t}$ 들을 연 표준편차로 환산한 값으로 측정된다(최영목, 2017).⁹⁾ 거래량 회전율의 변화($DTURN_{i,t}$)는 투자자 간의 의견 불일치 정도가 주가급락위험에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수로, 표본기업 i 의 t 년 월별 거래량 회전율의 평균에서 $t-1$ 년 월별 거래량 회전율의 평균을 차감하여 산출된다(김현숙, 박순홍, 2017). 투자자 간의 정보 차단 정보 또는 투자자 간의 의견 불일치로 인해 주가의 상승 이후 그것이 급락하게 될 가능성이 더 커지기

9) 예컨대, 어떤 표본기업 A의 2012년 주별 고유 수익률이 총 40개 존재한다고 가정할 때 동 40개의 주별 고유 수익률에 대한 표본표준편차($\sqrt{\Sigma(R_{i,t} - E(R_{i,t}))^2 / (40 - 1)}$)를 계산함으로써 해당 회계연도의 주식 수익률 변동성을 측정하였다.

때문에(Chen et al, 2001), 동 두 변수의 회귀계수는 모두 양(+의 값을 가질 것으로 예상된다.

외국인 지분율($FOR_{i,t}$)은 표본기업 i 에 대해 외국인 투자자가 t 년에 보유한 보통주의 수를 t 년의 발행주식 수로 나누어 계산된다. 본 연구는 외국인 지분율이 주가급락위험에 양(+) 또는 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 외국인 투자자가 경영 제반 사항을 효과적으로 감시하는 역할을 수행한다면, 동 외국인 투자자는 부정적 정보를 은폐하려는 경영자의 유인을 줄이는 데에 일조할 것이다. 한편, 외국인 투자자 스스로 단기성과에 초점을 두어 부정적 정보를 의도적으로 묵인하려는 유인을 갖는다면, 외국인 지분율의 상승은 오히려 주가급락위험의 상승으로 연결되는 결과를 초래할 것이다(김현숙, 박순홍, 2017).

3. 기초통계량

<표 3>은 상기 정의된 변수들의 기초통계량을 보여준다. 먼저, 주가급락위험의 대응변수로 순 주가급락 발생건수($NCRASH_{i,t}$), 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{i,t}$) 및 하락-상승 변동성($DUVOL_{i,t}$)의 표본평균은 -0.1793, -0.3115, -0.2121로 각각 관찰된다. 이는 한국 기업을 대상으로 한 기존문헌에 보고된 표본평균과 유사하다(예, 김현숙, 박순홍, 2017; 임병권, 박순홍, 2019). 특허출원의 대응변수로, 특허출원건수($PAT_{i,t}$)의 표본평균은 13.3351이다. 즉, 표본기업은 평균적으로 연 13.34건의 특허를 출원하는 것으로 나타난다. 이와 더불어, 한 해 동안 최대 17,103건의 특허를 출원한 표본기업도 본 연구의 표본으로 포함되어있다.

통제변수 중에서, 연구개발비($RD_{i,t}$)의 표본평균은 0.0283이다. 즉, 표본기업은 평균적으로 전기 총자산 중에서 2.83% 정도를 연구개발 투자에 사용하는 것으로 나타난다. 기업규모($SIZE_{i,t}$)와 총자산수익률($ROA_{i,t}$)의 표본평균은 각각 18.3835와 0.0109로 관찰된다. 부채비율($DEBT_{i,t}$)의 표본평균은 0.4087로, 표본기업은 평균적으로 자산 중 약 40.87% 정도를 부채로 보유하고 있다. 이 외에도, 표본기업은 1.0768의 시장가 대 장부가 비율($MTB_{i,t}$)을, -11.644%의 기업 고유 수익률의 누적 합계($RET_{i,t}$)를, -1.77%의 월평균 거래량 회전을 변화($DTURN_{i,t}$)를, 6.93%의 수익률 변동성($SIGMA_{i,t}$)을, 그리고 7.09%의 외국인 지분율($FOR_{i,t}$)을 평균적으로 갖는 것으로 관찰된다.¹⁰⁾

10) 아울러, 피어슨(Pearson) 상관계수를 산출하여 변수 사이의 상관관계를 파악하였다. 통제변수들 간 유의하지 않은 상관계수와 유의한 상관계수가 혼재되어있는 것으로 확인되었으나, 절댓값이 0.5를 초과하는 상관계수는 도출되지 않았다. 이와 더불어, 분산팽창계수(VIF: variance inflation factor) 또한 다중공선성 존재 여부의 기준으로 널리 사용되고 있는 10을 넘지 않은 것으로 확인되었다.

<표 3> 기초통계량

이 표는 본 연구에서 사용된 변수들의 기초통계량을 보여준다. 이상치가 실증분석결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 모든 변수들의 분포 상에서 상·하위 0.1%를 각각 윈저라이징(winsorizing)하였다. 표기의 편의 상, *PAT*의 경우 자연로그를 취하기 전 기초통계량을 보고하였다.

	평균	표준편차	최소값	중위수	최대값
<i>NCSKEW</i>	-0.3115	0.7338	-3.7358	-0.2799	2.6982
<i>DUVOL</i>	-0.2121	0.5051	-1.0351	-0.2228	2.0375
<i>NCRASH</i>	-0.1793	0.6163	-3	0	4
<i>PAT</i> *	13.3351	188.9732	0	1	17,103
<i>RD</i>	0.0283	0.0811	0.0003	0.0098	0.2544
<i>SIZE</i>	18.3835	1.3935	15.8462	18.5973	23.3071
<i>ROA</i>	0.0109	0.1645	-0.6345	0.0066	0.3888
<i>DEBT</i>	0.4087	0.2125	0.0335	0.4175	0.9015
<i>MTB</i>	1.0768	0.1198	0.0475	0.7736	16.1513
<i>RET</i>	-0.1164	0.1605	-1.1769	-0.0835	-0.0012
<i>DTURN</i>	-0.0177	0.4673	-3.0375	-0.0095	4.1163
<i>SIGMA</i>	0.0693	0.0779	0.0098	0.0535	0.1997
<i>FOR</i>	0.0709	0.1115	0.0000	0.0275	0.6377

IV. 실증분석결과

1. 가설 검증 결과

특허출원이 주가급락위험에 미치는 영향을 실증 분석하기 위해, 본 연구는 아래 [연구모형]을 OLS(ordinary least squares)로 추정한다. 특허출원이 미래 주가급락위험에 미치는 영향을 확인하고자, 본 연구는 당기의 특허출원 및 통제변수들이 차기의 주가급락위험 대응변수에 미치는 영향을 검증하게끔 종속변수와 (통제변수 *Controls*을 포함한) 독립변수 사이에 1시차를 적용한다.¹¹⁾ 아울러 패널 형태의 자료임을 감안하여, 본 연구는 라그랑지 승수(Lagrange multiplier) 검정 및 하우스만(Hausman) 검정을 통해 고정효과모형(fixed-effect model)이 적합함을 확인한다.

[연구모형] $CRASH_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 PAT_{i,t} + \delta Controls + \lambda_t + \mu_i + v_{i,t+1}$.

단, $CRASH_{i,t+1} = NCRASH_{i,t+1}$, $NCSKEW_{i,t+1}$ 또는 $DUVOL_{i,t+1}$,
 $PAT_{i,t}$ = 특허출원건수,

11) 본 연구의 표본기간은 2011년부터 2019년이며, 종속변수는 $t+1$ 년을 기준으로 측정된 주가급락위험이다. 따라서 회귀분석 결과에서 제시되는 표본 수는 2011년 표본기업의 수(785개)가 탈락된 수이다.

$Controls$ = 통제변수,
 λ_t = 연도고정효과,
 μ_i = 기업고정효과,
 $v_{i,t+1}$ = 오차항.

<표 4> 특허출원과 차기 추가급락위험

이 표는 특허출원이 차기 추가급락위험에 미치는 영향을 고정효과 모형을 추정함으로써 분석한 결과를 나타낸 것이다. 본 연구는 당해 신규 특허출원건수에 1을 더한 뒤 자연로그를 취한 값(PAT)을 특허출원의 대응변수, 순 추가급락 발생건수($NCRASH$), 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW$), 그리고 하락-상승 변동성($DUVOL$)을 추가급락위험의 대응변수로 사용한다. 여타 통제변수들의 정의 및 측정 방법은 제3절에 제시된 바와 같다. 괄호 안의 값은 t-값이다. 아울러, 회귀분석 모형마다 독립변수들 간의 다중공선성이 존재하는지 여부를 제시하였다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하는 기호이다.

	(1)	(2)	(3)
	$NCRASH_{+1}$	$NCSKEW_{+1}$	$DUVOL_{+1}$
PAT	-0.136** (-2.48)	-0.103** (-2.10)	-0.071** (-2.08)
$NCSKEW$	0.050*** (2.99)	0.088*** (4.97)	0.042*** (3.31)
RD	0.018** (2.51)	0.028** (2.37)	0.029** (2.05)
$SIZE$	0.155*** (8.99)	0.198*** (7.87)	0.100*** (8.03)
ROA	-0.066** (-1.98)	-0.177** (-2.29)	-0.120** (-2.08)
$DEBT$	-0.049* (-1.90)	-0.085** (-2.22)	-0.030** (-2.11)
MTB	0.007*** (2.66)	0.022*** (3.17)	0.016*** (3.00)
RET	0.088* (1.76)	0.120* (1.80)	0.079* (1.88)
$DTURN$	0.055 (1.00)	0.049 (1.60)	0.030 (1.15)
$SIGMA$	0.111 (1.15)	0.113 (1.25)	0.100 (0.75)
FOR	0.005 (0.23)	0.039 (1.03)	0.007 (0.45)
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
VIF 값	1.08~1.55	1.08~1.53	1.09~1.58
LM-tests	1,762.15***	1,666.78**	1,675.10***
Hausman tests	105.97***	144.45***	115.07***
Overall- R^2	0.192	0.208	0.189

<표 4>의 열 (1)은 특허출원건수(PAT)가 차기 순 주가급락 발생건수($NCRASH_{+1}$)에 미치는 영향을 추정한 것인데, 특허출원건수의 회귀계수는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는다.¹²⁾ 열 (2)은 특허출원건수가 차기 음(-)의 조건부 왜도($NCSKEW_{+1}$)에 미치는 영향을 추정한 결과이며, 마찬가지로 특허출원건수의 회귀계수는 5% 수준에서 유의한 음(-)으로 나타난다. 열 (3)은 특허출원건수가 차기 하락-상승 변동성($DUVOL_{+1}$)에 미치는 영향을 추정한 결과를 나타낸 것이며, 열 (1) 및 열 (2)에 제시된 것과 동일하게 특허출원건수의 회귀계수는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 확인된다.

통제변수들의 회귀계수는 대체로 본 연구가 예상한 부호를 갖는 것으로 관찰된다. 예를 들어, 연구개발비(RD)는 차기 순 주가급락 발생건수, 음(-)의 조건부 왜도, 그리고 하락-상승 변동성을 모두 5% 수준에서 유의하게 상승시키는 것으로 확인된다. 이는 연구개발에 관한 정보가 경영자와 기업 외부 투자자 간에 비대칭적으로 보유됨으로 인해 나타나는 정보 비대칭이 주가급락위험의 상승으로 이어질 수 있음을 암시하는 결과이다. 기업규모($SIZE$) 또한 차기 주가급락위험을 1% 수준에서 유의하게 높이는 것으로 추정되는데, 이는 기업의 규모가 클수록 기업 외부 투자자가 기업에 관한 정보를 보다 용이하게 획득함에 따라, 기업 내 부정적 사건이 발생할 경우 해당 사건에 대한 정보가 시장에 빠르게 전파될 가능성이 높음을 언급한 김현숙·박순홍(2017)과도 동일한 결과이다. 한편, 총자산수익률(ROA) 및 부채비율($DEBT$)의 회귀계수는 5~10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는데, 이는 수익성이 높은 기업 또는 레버리지가 높은 기업에서 차기 주가급락위험이 더 낮아짐을 뜻한다(김현숙·박순홍, 2017). 그리고 표본기업의 시장가 대 장부가 비율(MTB)과 주별 기업 고유 수익률의 연 합계(RET)는 차기 주가급락위험에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 한편, 거래량 회전을 변화($DTURN$), 주식 수익률 변동성($SIGMA$) 및 외국인지분율(FOR)은 양(+)의 회귀계수를 가짐에도 통계적 유의 수준은 낮은 것으로 관찰된다.

상기 결과는 다른 조건이 모두 동일할 경우 특허를 출원할 때 차기 주가급락위험이 낮아질 수 있음을 의미한다. 이는 연구개발에 투자하는 기업이 특허출원을 통해 기술혁신 프로젝트에 관한 품질 신호를 투자자에 전달함으로써 동 연구개발에 관한 정보 비대칭을 완화할 수 있음을 뜻한다. 연구개발 투자 지출이 차기 주가급락위험을 상승시킨다는 장공, 장석주(2021)의 연구 결과와 비교해볼 때, 특허출원과 주가급락위험 간의 음(-)의 관계는 특허출원이 자본시장 참여자에 유용한 정보로 작용한다는 점을 간접적으로 확인할 수 있는 결과이기도

12) 표기의 편의 상, <표 4> 이하부터 기업 및 연도를 각각 나타내는 하첨자 i 와 t 를 생략하였다.

하다(임정대, 2021; Yim, 2021). 아울러, 이 결과는 연구개발에 투자하는 기업이 다수의 특허를 출원할 경우 기업이 직면한 독점적 공개비용이 낮아져 정보 비대칭 정도의 감소로 이어질 수 있다는 예측을 지지하는 결과로도 볼 수 있다. 이는 곧 특허출원을 통한 특허 보호가 기업의 공시 임계 수준을 상승시킨다는 것으로 해석될 수 있으며(Guo et al., 2004), 나아가 출원우선주의를 채택하고 있는 한국에서, 특허 당국을 통한 특허출원이 새로운 지식이나 기술에 대한 독점적 권리를 제대로 보장하고 잠재적 경쟁 기업으로부터의 모방 위험을 낮추어주는 역할을 수행하고 있다는 결과로 해석될 수 있다.

2. 강건성 검증

1) 주가급락위험 및 특허출원의 다른 대용변수

나아가 본 연구는 특허출원이 주가급락위험을 유의하게 낮춘다는 결과가 몇 가지 강건성 검증을 통해서도 동일하게 도출되는지를 확인한다. 먼저, 김현숙, 박순홍(2017)에 따라 CAPM 및 3요인 모형으로 기업 고유 주별 수익률을 추정한 뒤,¹³⁾ 이를 가지고 순 주가급락 발생건수, 음(-)의 조건부 왜도 및 하락-상승 변동을 재계산한다. 그리고 재계산된 세 가지 주가급락위험 대용변수에 특허출원건수(PAT)가 미치는 영향을 재차 추정한다. 이에 대한 결과는 <표 5>에 제시되며, 앞선 <표 4>의 결과와 동일하게 특허출원이 재 측정된 차기 주가급락위험에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 관찰된다.

다음으로, 산업 조정 특허출원건수, 연구개발 투자 대비 특허출원건수, 그리고 5년 간 누적 특허출원건수를 특허출원의 추가적 대용변수로 사용하여 분석을 실시한다. 산업 조정 특허출원건수를 사용하는 이유는 특허 출원 경향(propensity to patent)의 산업 간 차이가 존재할 가능성을 고려하기 위해서이다. 예컨대, 반도체나 전자 제품 제조를 주 업종으로 하는 기업의 경우 특허 경쟁에서 승리하기 위해 특허를 적극적으로 출원하려는 성향이 나타날 수 있다(Hall and Ziedonis, 2001). 관측되지 않는 산업 특성을 고려하기 위해 산업터미 변수를 연구모형에 추가하였다. 그럼에도 본 연구는 표본기업 i 의 t 년 특허출원건수를 동일한 산업에 속한(한국표준산업분류 상 소분류 기준) 모든 상장기업들의 평균 특허출원건수로 나눈 산업 조정 특허출원건수($Adj_PAT_{i,t}$)을 특허출원의 첫 번째 추가적 대용변수로 사용한다.

13) 3요인 모형 추정에 있어, 본 연구는 김현숙·박순홍(2017)과 같이 동일 가중 포트폴리오 수익률과 가치 가중 포트폴리오 수익률과 같이 두 가지로 SML과 HML 요인을 구성하였다. 지면 한계로 인해 동일 가중 포트폴리오 수익률에 대한 결과만 보고하였지만, 가치 가중 포트폴리오 수익률에 대한 결과도 질적으로 큰 차이가 없었다.

<표 5> 강건성 검증: 주가급락위험의 다른 대용변수 사용

이 표는 CAPM 및 3요인 모형으로 추정된 기업 고유 주별 수익률을 가지고 순 주가급락 발생건수(*NCRASH*), 음(-)의 조건부 왜도(*NCSKEW*), 그리고 하락-상승 변동성(*DUVOL*)과 같은 세 가지 주가급락위험 대용변수를 측정 한 뒤, 특허출원(*PAT*)이 차기 주가급락위험에 미치는 영향을 고정효과 모형을 추정함으로써 분석한 결과를 보여준다. 여타 통제변수들의 정의 및 측정 방법은 제3절에 제시된 바와 같다. 괄호 안의 값은 t-값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하는 기호이다.

	(1)	(2)	(3)
	<i>NCRASH</i> ₊₁	<i>NCSKEW</i> ₊₁	<i>DUVOL</i> ₊₁
Panel A: CAPM으로 추정된 기업 고유 주별 수익률			
<i>PAT</i>	-0.076** (-1.97)	-0.073* (-1.89)	-0.044* (-1.69)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
Overall- <i>R</i> ²	0.178	0.169	0.168
Panel B: 3요인 모형으로 추정된 기업 고유 주별 수익률			
<i>PAT</i>	-0.097** (-2.11)	-0.062** (-2.15)	-0.048* (-1.69)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
Overall- <i>R</i> ²	0.189	0.163	0.165

두 번째는 연구개발 투자 대비 특허출원건수(*PAT*/*RD*_{*i,t*})로, 정세진, 임정대(2021) 및 Yim(2021)에 따라 표본기업 *i*의 *t*년 특허출원건수를 연구개발에 투자된 금액(단위: 억 원)으로 나누어 산출한다. 동 변수는 기술혁신 투입물이 결과물로 효과적으로 전환되는지 그 정도를 대변할 수 있다. 세 번째는 5년 간 누적 특허출원건수이다. 동 변수는 표본기업의 특허출원 능력을 포착할 수 있는 변수로, Hall et al.(2005)에 따라 아래 식 (4)과 같은 방법으로 산출한다.

$$CUM_PAT_{i,t} = PAT_{i,t} + 0.8PAT_{i,t-1} + 0.6PAT_{i,t-2} + 0.4PAT_{i,t-3} + 0.2PAT_{i,t-4}. \tag{4}$$

<표 6>은 상기 세 가지의 특허출원 대용변수를 설명변수로 두고 [연구모형]을 재차 추정한 결과를 보여준다. 본 연구의 주요 결과를 보여주는 <표 4>와 같이 특허출원을 다른 방식으로

계산하여도 특허출원이 차기 주가급락위험을 유의하게 줄인다는 결과가 여전히 관찰된다.

<표 6> 강건성 검증: 특허출원의 다른 대용변수 사용

이 표는 산업 조정 특허출원건수(Adj_PAT), 연구개발비 대비 특허출원건수(PAT/RD) 및 5년 간 누적 특허출원건수(CUM_PAT)와 같이 특허출원의 다른 대용변수를 가지고 특허출원이 주가급락위험에 미치는 영향을 고정효과 모형을 추정함으로써 분석한 결과를 보여준다. 여타 통제변수들의 정의 및 측정 방법은 제3절에 제시된 바와 같다. 괄호 안의 값은 t-값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하는 기호이다.

	(1)	(2)	(3)
	$NCRASH_{+1}$	$NCSKEW_{+1}$	$DUVOL_{+1}$
Panel A: 산업 조정 특허출원건수			
Adj_PAT	-0.145** (-2.44)	-0.115** (-2.18)	-0.063** (-1.97)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
Overall- R^2	0.169	0.165	0.149
Panel B: 연구개발비 대비 특허출원건수			
PAT/RD	-0.200** (-1.96)	-0.159* (-1.88)	-0.145* (-1.69)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
Overall- R^2	0.158	0.148	0.135
Panel C: 5년 간 누적 특허출원건수			
CUM_PAT	-0.099** (-2.15)	-0.076* (-1.88)	-0.061* (-1.73)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	3,685	3,685	3,685
Overall- R^2	0.133	0.128	0.129

2) 성향점수매칭

본 연구의 모형은 특허를 출원한 기업과 특허를 출원하지 않은 기업 간 기업 특성의

차이가 존재할 가능성을 고려하지 않고 있다. 이는 특허출원 여부에 따른 기업 특성의 차이와 오차항 $v_{i,t+1}$ 간 통계적 연관성이 발생함으로써 나타나는 생략 변수의 편의의 문제로 인해 특허출원과 주가급락위험 간의 관계가 과대추정(overestimate) 되었을 가능성이 높음을 의미한다. 이에 본 연구는 특허를 출원한 표본기업과 출원하지 않은 표본기업 간의 기업 특성 차이를 성향점수매칭으로 제거하여도 동일한 결과가 관찰되는지를 확인한다. 구체적으로, 특허를 출원하지 않은 표본기업에 1을 부여한 더미변수를 종속변수로 한 프로빗(probit) 모형을 추정한 다음, 특허를 출원한 표본기업 그룹에서 가장 유사한 성향점수(propensity score)를 갖는 기업을 선정하는 최 근접 매칭(nearest neighbor matching)을 통해 표본기업을 재 추출한다. 동 과정을 거쳐 재 추출된 표본으로 [연구모형]을 재차 추정한다.

<표 7> 강건성 검증: 성향점수매칭 표본 분석

이 표의 Panel A는 성향점수매칭 전·후 통제변수들의 평균 차이를, Panel B는 성향점수매칭을 적용한 새로운 표본을 사용하여 특허출원건수가 차기 주가급락위험에 미치는 영향을 추정한 결과를 각각 보여준다. 여타 통제변수들의 정의 및 측정 방법은 제3절에 제시된 바와 같다. 괄호 안의 값은 t-값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하는 기호이다.

Panel A: 성향점수매칭 전·후 평균차이						
	매칭 전			매칭 후		
	Yes	No	평균차이	Yes	No	평균차이
<i>RD</i>	0.0338	0.0221	0.0116***	0.0278	0.0218	0.0060
<i>SIZE</i>	18.4351	18.3258	0.1093**	18.4045	18.3287	0.0758
<i>ROA</i>	0.0132	0.0084	0.0048	0.0157	0.0090	0.0067
<i>DEBT</i>	0.3977	0.4209	-0.0232**	0.4010	0.4110	-0.0100
<i>MTB</i>	1.1221	1.0261	0.0960*	1.1083	1.0640	0.0443
<i>RET</i>	-0.1097	-0.1328	0.0141*	-0.1111	-0.1180	0.0069
<i>DTURN</i>	-0.0184	-0.0170	-0.0013	-0.0180	-0.0175	-0.0005
<i>SIGMA</i>	0.0671	0.0717	-0.0045	0.0677	0.0729	-0.0052
<i>FOR</i>	0.0800	0.0607	0.0193***	0.0715	0.0633	0.0082
관측수	4,095	3,667		3,622	3,622	

Panel B: 성향점수매칭 표본 추정 결과			
	(1)	(2)	(3)
	$NCRASH_{+1}$	$NCSKEW_{+1}$	$DUVOL_{+1}$
<i>PAT</i>	-0.147** (-2.11)	-0.083* (-1.79)	-0.090** (-2.10)
상수항	포함	포함	포함
통제변수	포함	포함	포함
산업더미변수(<i>ID</i>)	포함	포함	포함
연도더미변수(<i>YR</i>)	포함	포함	포함
관측 수	6,820	6,820	6,820
R^2	0.155	0.152	0.149

<표 7>의 Panel A는 성향점수매칭 전·후 특허를 출원한 기업과 특허를 출원하지 않은 기업 간에 통제변수의 평균 차이를 보여주고 있다. 성향점수매칭 전, 총자산수익률, 거래량 회전율의 변화 및 수익률 변동성을 제외하고 두 기업 그룹 간에 통제변수의 평균차이가 1~10% 수준에서 유의한 것으로 관찰된다. 즉, [연구모형]에서 특허를 출원한 기업과 출원하지 않은 기업 간 기업 특성의 차이가 일부 고려되지 않음으로 인해, 이러한 차이가 특허출원과 추가급락위험 간의 관계에 영향을 끼쳤을 가능성이 존재한다. 그러나 최 근접 매칭을 통해 표본기업을 새롭게 추출한 결과 이러한 통계적 차이는 모두 사라진 것으로 나타난다. <표 7>의 Panel B는 이러한 과정을 거친 새로운 표본으로 [연구모형]을 재차 추정한 결과이며, 특허출원건수가 차기 추가급락위험의 세 대응변수에 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 확인된다. 이러한 결과는 성향점수매칭으로 특허를 출원한 기업과 출원하지 않은 기업 간 기업 특성의 차이를 제거하여도 특허출원이 추가급락위험을 유의하게 줄인다는 본 연구의 결과를 재차 확인시켜준다.

3. 특허출원과 추가급락위험 간의 메커니즘

끝으로, 본 연구는 정보 비대칭 완화가 특허출원과 추가급락위험 간의 관계를 형성하는 메커니즘임을 확인한다. 즉, 상대적으로 심각한 정보 비대칭 문제를 겪는 기업이 특허를 출원함에 따라 향후 추가급락위험이 낮아질 가능성이 더 커진다는 결과를 확인할 수 있다면, 특허출원이 기업과 외부 이해관계자 간의 정보 비대칭을 줄이는 역할을 한다는 증거로 볼 수 있으며, 이는 곧 정보 비대칭 완화가 특허출원과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계를 설명하는 메커니즘이라는 결과로 볼 수 있다.

본 연구는 애널리스트 커버리지와 재량적 발생액과 같은 두 가지 척도를 활용하여 기업이 직면한 정보 비대칭의 정도를 가늠한다. 애널리스트는 정보에 대한 접근성 및 처리 능력을 바탕으로 투자자가 정보를 취득하고 해석하는 데에 도움을 준다. 따라서 기업에 대한 애널리스트의 분석 보고서가 존재할 경우 기업과 외부 이해관계자와의 정보 비대칭 정도가 낮을 것으로 예상된다. 몇몇 연구에서도 애널리스트 커버리지를 정보의 투명성의 대응변수로 사용하고 있다(Lang et al., 2004). 본 연구는 Fn-Guide로부터 애널리스트 분석 보고서에 관한 자료를 입수한다. 그리고 동 보고서가 존재하지 않는 기업이 외부 이해관계자와의 정보 비대칭 정도가 더 높을 것으로 예상하고, 해당 표본기업에 대한 애널리스트 분석 보고서가 존재하지 않을 경우 1, 존재할 경우 0인 더미변수(*ANAL*)를 생성한다.

재량적 발생액은 이익 조정의 정도를 포착하는 측정치이다. 경영자와 기업 외부 이해관계자 간의 정보 비대칭의 정도가 클 경우 동 재량적 발생액은 크게 도출된다(임정대, 2021).

따라서 재량적 발생액이 큰 기업에서 외부 이해관계자와의 정보 비대칭은 더 클 것으로 예상된다. 본 연구는 아래 식 (5)와 같이 수정 Jones 모형을 추정한 뒤, 도출된 잔차의 절대값을 재량적 발생액으로 정의한다. 그리고 해당 잔차의 연도별 중위수를 기준으로 하여, 중위수보다 클 경우 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수(ACC)를 구성한다.

$$AC_t/TA_{t-1} = a_0/TA_{t-1} + a_1[(\Delta SALES_t - \Delta AR_t)/TA_{t-1}] + a_2PPE_t/TA_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

정리하면, 애널리스트 분석 보고서가 존재하지 않을 경우 또는 재량적 발생액의 정도가 상대적으로 높을 경우 기업과 외부 이해관계자 사이의 정보 비대칭 정도는 더 높을 것으로 예상된다. 따라서 특허출원과 추가급락위험 간의 관계를 설명하는 매커니즘이 정보 비대칭 정도의 완화라면, 정보 비대칭 정도가 상대적으로 높은, 즉 애널리스트 분석 보고서가 존재하지 않는 표본기업 또는 재량적 발생액의 정도가 상대적으로 높은 표본기업에서 특허출원과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계가 더 증폭되는 결과를 확인할 수 있어야 한다. 이를 검증하기 위해, 본 연구는 설명변수인 특허출원건수와 두 더미변수 간의 상호작용 항($PAT_{i,t} \times ANAL_{i,t}$, $PAT_{i,t} \times ACC_{i,t}$)을 [연구모형]에 각각 추가한 뒤 연구모형을 재차 추정하며, 동 상호작용 항의 추정된 계수의 부호를 확인한다.

<표 8>의 Panel A는 애널리스트 분석 보고서 유무가 특허출원과 추가급락위험 간의 관계에 끼치는 영향을 추정한 결과이다. 먼저, 애널리스트 분석 보고서가 존재하지 않는 표본기업에 1을 부여한 더미변수($ANAL_{i,t}$)는 통계적으로 유의한 양(+)의 회귀계수를 갖는다. 이러한 결과는 애널리스트 분석 보고서가 없는 경우 기업과 외부 이해관계자와의 정보 비대칭 정도가 커 차기 추가급락위험이 높다는 것을 암시하는 결과이다. 한편, 상호작용 항 $PAT_{i,t} \times ANAL_{i,t}$ 의 추정계수는 통계적으로 유의한 음(-)으로 도출된다. 이러한 결과는 애널리스트 분석 보고서가 없는 표본기업에서 특허출원과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계가 더욱 증폭된다는 결과로 볼 수 있다.

<표 8>의 Panel B는 재량적 발생액의 고저가 특허출원과 추가급락위험 간의 관계에 끼치는 영향을 추정한 결과이다. 마찬가지로, 재량적 발생액의 크기가 연도별 중위수보다 높을 경우 1의 값을 갖는 더미변수($ACC_{i,t}$)는 통계적으로 유의한 양(+)의 회귀계수를 갖는다. 이는 재량적 발생액이 상대적으로 높은 기업에서 차기 추가급락위험이 더 높음을 의미한다. 이와 더불어, $PAT_{i,t} \times ACC_{i,t}$ 의 회귀계수 또한 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 관찰되며, 이는 재량적 발생액이 상대적으로 높은 표본기업에서 특허출원과 추가급락위험 간의 음(-)의 관계가 더욱 커진다는 것을 뜻한다. Panel A와 Panel B의 결과 모두 정보 비대칭 정도가

높은 기업에서 특허출원과 주가급락위험 간의 음(-)의 관계가 더욱 증폭됨을 보여주고 있으며, 이러한 결과는 정보 비대칭의 완화가 특허출원과 주가급락위험 간의 관계를 설명하는 메커니즘임을 상기시켜준다.

<표 8> 특허출원과 차기 주가급락위험: 정보 비대칭 정도의 영향

이 표는 애널리스트 커버리지(*ANAL*) 및 재량적 발생액의 정도(*ACC*)로 대변된 정보 비대칭 정도가 특허출원과 차기 주가급락위험 간의 관계에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. 여타 통제변수들의 정의 및 측정 방법은 제3절에 제시된 바와 같다. 괄호 안의 값은 t-값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미하는 기호이다.

	(1)	(2)	(3)
	<i>NCRASH</i> ₊₁	<i>NCSKEW</i> ₊₁	<i>DUVOL</i> ₊₁
Panel A: 애널리스트 커버리지			
<i>PAT</i>	-0.144** (-2.45)	-0.100** (-2.15)	-0.079** (-1.98)
<i>PAT</i> × <i>ANAL</i>	-0.045* (-1.88)	-0.055** (-1.96)	-0.047* (-1.85)
<i>ANAL</i>	0.122*** (2.97)	0.188*** (3.75)	0.166*** (3.44)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
Overall- <i>R</i> ²	0.199	0.197	0.185
Panel B: 재량적 발생액			
<i>PAT</i>	-0.136** (-2.45)	-0.101** (-2.15)	-0.071** (-1.98)
<i>PAT</i> × <i>ACC</i>	-0.055** (-2.11)	-0.055** (-2.26)	-0.036* (-1.89)
<i>ACC</i>	0.228*** (3.88)	0.300*** (4.50)	0.187*** (3.15)
통제변수	포함	포함	포함
상수항	포함	포함	포함
기업고정효과	포함	포함	포함
연도고정효과	포함	포함	포함
관측 수	6,977	6,977	6,977
Overall- <i>R</i> ²	0.200	0.201	0.188

V. 결 론

본 연구는 2011년부터 2019년까지 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 특허출원이 주가급락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 특허출원과 차기 주가급락위험 간에 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 주가급락위험 또는 특허출원의 대용변수를 다른 방법으로 각각 측정한 뒤 재 추정하여도, 그리고 성향점수매칭을 통해 특허출원 여부에 따른 기업 특성의 차이를 제거한 새로운 표본으로 재차 분석하여도 동일한 것으로 확인되었다. 나아가, 애널리스트 분석 보고서가 존재하지 않는, 그리고 재량적 발생액이 상대적으로 높은 기업에서 특허출원이 주가급락위험에 미치는 음(-)의 영향이 더욱 커지는 것으로 확인되는데, 이는 특허출원이 연구개발 과정에서 발생하는 정보 비대칭 정도를 완화할 수 있다는 증거로 볼 수 있다. 따라서 한국 상장기업의 특허출원이 정보 비대칭을 완화하는 데에 도움이 되는 것으로 추론되었다. 그러나 본 연구는 특허의 피인용 관련 자료를 입수하지 못하여, 출원된 특허가 얼마나 가치를 갖는지의 정도가 주가급락위험과 관련성이 있는지를 분석하지 못하였다. 향후 관련 자료를 입수할 수 있을 경우 피인용 정보를 활용한 특허의 가치 측면을 고려해보는 것도 의미가 있을 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

- 김민수, 권혁준, “포털 검색 강도가 주가 급락에 미치는 영향에 관한 연구”, 한국전자거래 학회지, 제22권 제2호, 2017, 153-168.
- 김민수, 임현일, “조세회피를 통한 정보의 불투명성과 주가급락에 관한 연구”, 재무관리연구, 제32권 제1호, 2015, 35-68.
- 김성환, “연구개발지출의 회계처리가 차기 주가폭락위험에 미치는 영향”, 경영교육연구, 제33권 제5호, 2018, 39-58.
- 김현숙, 박순홍, “외국인 투자자가 기업의 주가급락위험에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제46권 제4호, 2017, 839-877.
- 김현표, 정준희, “판매관리비의 비중이 주가폭락에 미치는 영향”, 회계학연구, 제42권 제3호, 2017, 37-71.
- 박선영, 하석태, “기업의 무형가치와 주가폭락위험과의 관련성 연구”, 회계학연구, 제46권 제5호, 2021, 131-163.
- 변희섭, 강상구, “유상증자가 주가급락위험에 미치는 영향에 대한 연구”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제21권 제5호, 2019, 2535-2545.
- 이상혁, 김정택, “조회공시와 주가급락위험”, 회계정보연구, 제39권 제2호, 2021, 77-106.
- 임병권, 박순홍, “내부자의 주식담보대출이 주가급락위험에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제36권 제2호, 2019, 173-207.
- 임정대, “특허출원이 신용평점에 미치는 영향”, 경영연구, 제36권 제3호, 143-166.
- 임현일, 김민수, “기업의 재무적 불투명성이 주가급락에 미치는 영향에 대한 연구”, 금융연구, 제28권 제3호, 2014, 89-121.
- 장공, 장석주, “연구개발 지출이 주가급락위험에 미치는 영향: 상하이와 선전 증권시장을 중심으로”, 국제경영리뷰, 제25권 제2호, 2021, 67-74.
- 전성일, 박민경, 김정은, “특수관계자 거래가 주가붕괴 위험에 미치는 영향”, 회계학연구, 제44권 제6호, 2019, 125-160.
- 정두희, “스타트업의 지식재산 비중과 자금조달의 비선형 관계: 창업자 지식수준의 조절효과”, 벤처창업연구, 제14권 제5호, 2019, 1-11.
- 정세진, 임정대, “특허출원이 회사채 신용등급에 미치는 영향”, 경영학연구, 제50권 제6호, 2021, 1495-1534.

- 최영목, “자본구조와 주가급락위험”, 대한경영학회지, 제30권 제2호, 2017, 253-274.
- 하성수, 김학건, “기업혁신과 타인자본비용간의 관계: 첨단·비첨단산업 및 경영진-종업원 보상평등”, 재무연구, 제34권 제2호, 2021, 105-131.
- Aboody, D. and B. Lev, “Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains,” *The Journal of Finance*, 55, (December 2000), 2747-2766.
- Bhattacharya, S. and G. Chiesa, “Proprietary Information, Financial Intermediation, and Research Incentives,” *Journal of Financial Intermediation*, 4, (October 1995), 328-357.
- Bhattacharya, S. and J. R. Ritter, “Innovation and Communication: Signalling with Partial Disclosure,” *The Review of Economic Studies*, 50, (April 1983), 331-346.
- Chava, S., V. Nanda, and S. C. Xiao, “Lending to Innovative Firms,” *The Review of Corporate Finance Studies*, 6, (September 2017), 234-289.
- Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, “Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, 61, (September 2001), 345-381.
- Connolly, R. A. and M. Hirschey, “Market Value and Patents: A Bayesian Approach,” *Economics Letters*, 27, (1988), 83-87.
- Conti, A., J. Thursby, and M. Thursby, “Patents as Signals for Startup Financing,” *The Journal of Industrial Economics*, 61, (September 2013), 592-622.
- Dang, V. A., E. Lee, Y. Liu, and C. Zeng, “Corporate Debt Maturity and Stock Price Crash Risk,” *European Financial Management*, 24, (June 2018), 451-484.
- Eisdorfer, A. and P. H. Hsu, “Innovate to Survive: The Effect of Technology Competition on Corporate Bankruptcy,” *Financial Management*, 40, (Winter 2011), 1087-1117.
- Ellis, J. A.,m C. Feem and S. E. Thomas, “Proprietary Costs and the Disclosure of Information about Customers,” *Journal of Accounting Research*, 50, (June 2012), 685-727.
- Francis, B., I. Hasan, Y. Huang, and Z. Sharma, “Do Banks Value Innovation? Evidence from US Firms,” *Financial Management*, 41, (Spring 2012), 159-185.
- Guo, R. J., B. Lev, and N. Zhou, “Competitive Costs of Disclosure by Biotech IPOs,” *Journal of Accounting Research*, 42, (May 2004), 319-355.
- Habib, A., M. M. Hasan, and H. Jiang, “Stock Price Crash Risk: Review of the Empirical Literature,” *Accounting and Finance*, 58, (Novemer 2018), 211-251.
- Hahn, G., K. Kim, and J. Y. Kwon, “Startup Financing with Patent Signaling under

- Ambiguity,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 46, (February 2017), 32–63.
- Hall, B. H., “The Financing of Innovation,” In S. Shane (Ed.), *Handbook of Technology and Innovation Management*, John Wiley & Sons: Chichester, U.K., (2008), 409–429.
- Hall, B. H., A. Jaffe, and M. Trajtenberg, “Market Value and Patent Citations,” *The RAND Journal of Economics*, 36, (Spring 2005), 16–38.
- Hall, B. H. and R. H. Ziedonis, “The Patent Paradox Revisited: An Empirical Study of Patenting in the U.S. Semiconductor Industry, 1979–1995,” *The RAND Journal of Economics*, 32, (Spring 2001), 101–128.
- Hedge, S. P. and D. R. Mishra, “Patented Knowledge Capital and Implied Equity Risk Premium,” *Social Science Research Network*, Working Paper, (2019), No. 2385062.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, “Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk,” *Journal of Financial Economics*, 94, (October 2009), 67–86.
- Jin, L. and S. C. Myers, “ R^2 around the World: New Theory and New Tests,” *Journal of Financial Economics*, 79, (February 2006), 257–292.
- Kim, J. B. and L. Zhang, “Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Evidence,” *Contemporary Accounting Research*, 33, (Spring 2016), 412–441.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang, “Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis,” *Journal of Financial Economics*, 100, (June 2011), 639–662.
- Kim, Y., H. Li, and S. Li, “Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk,” *Journal of Banking and Finance*, 43, (June 2014), 1–13.
- Kothari, S. P., S. Shu, and P. D. Wysocki, “Do Managers Withhold Bad News?” *Journal of Accounting Research*, 47, (March 2009), 241–276.
- Lang, M. H., K. V. Lins, and D. P. Miller, “Concentrated Control, Analyst Following and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors Are Protected Least?” *Journal of Accounting Research*, 42, (June 2004), 589–623.
- Levitas, E. and M. A. McFadyen, “Managing Liquidity in Research-intensive Firms: Signaling and Cash Flow Effects of Patents and Alliance Activities,” *Strategic Management Journal*, 30, (June 2009), 659–678.
- Lemley, M. A., “Rational Ignorance at the Patent Office,” *Northwestern University Law Review*, 95, (2001), 1495–1532.
- Long, C., “Patent Signals,” *The University of Chicago Law Review*, 69, (Spring 2002),

625-679.

- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?" *Journal of Financial Economics*, 58, (2000), 215-260.
- Petersen, M. A., "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies*, 22, (January 2009), 435-480.
- Stuart, T. E., H. Hoang, and R. C. Hybels, "Interorganizational Endorsements and the Performance of Entrepreneurial Ventures," *Administrative Science Quarterly*, 44, (June 1999), 315-349.
- Thompson, S. B., "Simple Formulas for Standard Errors That Cluster by both Firm and Time," *Journal of Financial Economics*, 99, (January 2011), 1-10.
- Verrecchia, R. E., "Discretionary Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 5, (1983), 197-194.
- Wu, K. and S. Lai, "Intangible Intensity and Stock Price Crash Risk," *Journal of Corporate Finance*, 64, (October 2020), 101682.
- Yim, J., "Patent Applications and the Cost of Debt: Evidence from Korea," *Asian Review of Financial Research*, 34, (February 2021), 107-144.

Corporate Patenting and Stock Price Crash Risk

Jeongdae Yim^{*}

〈Abstract〉

This study examines the relationship between corporate patenting and stock price crash risk. Using a sample of Korean listed firms for the period 2011–2019, I find that firms with more patent applications are less prone to future stock price crash risk. This result remains robust while using alternative measures for corporate patenting and stock price crash risk, and considering potential differences of firms with patents versus without patents. An examination of underlying mechanisms suggests that corporate patenting lowers proprietary costs, which reduces information asymmetry. The findings provide new evidence on the effects of corporate patenting on crash risk in stock market.

Keywords : Corporate Patenting, Stock Price Crash Risk, R&D, Information Asymmetry

^{*} Lecturer, Chonnam National University, e-mail: jdyim@chonnam.ac.kr