

2019 봄호

Journal of SME Policy

중소기업정책연구

중소기업 수출지원 사업이
기업성장에 미치는 영향에 관한 연구

김대용

정보비대칭과 재무적 제약에 따른
보유현금가치 : 중소기업과 대기업의 비교

김선화

창업기업의 기술사업 추진역량과
경영성과 간의 관계에 대한 실증연구 :
기술개발 집약도의 매개 및
조절효과를 중심으로

이용훈

대중소기업간 상생협력, 철학없이 성과없다 :
PSBP 기반 매개모형 분석을 중심으로

김기찬

중소기업정책연구

2019년 제4권 / 제1호(봄호)

편집위원장 : 박주영 (숭실대학교), 전인우 (중소기업연구원)
편 집 위 원 : 강영순 (제주대학교), 김희선 (중소기업연구원), 노용환(서울여자대학교),
박상문 (강원대학교), 박승규 (한국지방행정연구원),
박재성 (중소기업연구원), 배영임 (경기연구원), 백강 (한밭대학교),
오동운 (동아대학교), 윤윤규 (한국노동연구원), 이준호 (중소기업연구원),
이진화 (대구대학교), 임채성 (전국대학교), 최수정 (중소기업연구원)

발행처 : 중소기업연구원
발행인 : 김동열
주 소 : 서울시 동작구 신대방1가길 77(신대방동, 중소기업연구원)
전 화 : 02) 707-9800
E-mail : smepolicy@kosbi.re.kr

발행일 : 2019년 4월 30일

* 본지에 실린 내용은 집필자 개인의 견해이며 본 연구원의 공식입장이 아닙니다.

* 본지에 실린 모든 내용은 발행인의 사전허가 없는 무단전재와 역재를 금합니다.

CONTENTS

2019년 / 봄호

중소기업 수출지원 사업이 기업성과에 미치는 영향에
관한 연구

/ 김대용 1

정보비대칭과 재무적 제약에 따른 보유현금가치 :
중소기업과 대기업의 비교

/ 김선화 35

창업기업의 기술사업 추진역량과 경영성과 간의 관계에
대한 실증연구 : 기술개발 집약도의 매개 및
조절효과를 중심으로

/ 이용훈 75

대중소기업 간 상생협력, 철학없이 성과없다 :
PSBP 기반 매개모형 분석을 중심으로

/ 김기찬 115

중소기업 수출지원 사업이 기업성과에 미치는 영향에 관한 연구*

김대용**

- I. 서론
- II. 기존 선행연구 검토
- III. 중소기업 수출지원사업 현황 및 과제
- IV. 중소기업 수출지원사업이 기업성과에 미치는 영향
- V. 결론

* 본 연구는 2017년 한국개발연구원에서 수행한 『중소기업 수출지원사업 심층평가』 보고서 중 일부 내용을 각색·수정 및 보완한 것이다. 본 연구에 있는 모든 오류는 전적으로 저자의 책임이라는 점을 미리 밝혀둔다.

** 한국개발연구원 전문위원 | daeyong78@gmail.com

접수일: 2019년 3월 15일, 심사의뢰일: 2019년 3월 20일, 게재확정일: 2019년 4월 5일

요 약

본 연구에서는 2010년부터 2015년까지 정부 부처별 중소기업 수출지원사업에 대한 현황을 살펴보고, 성향점수의 가중치를 이용한 이중차분법을 이용하여 동 사업의 수혜기업에 대한 재무적 성과를 실증적으로 분석하였다.

분석결과, 전체적으로 중소기업 수출지원사업의 효과는 최초 지원시점에 크게 나타났으나, 기업의 성장성, 즉 매출액 증가율의 긍정적인 영향을 제외하고는 수익성이나 안정성 면에 있어서 통계적으로 유의하지 않거나 예상과는 다른 결과가 나타났다. 기업규모별로는 그 차이가 이질적으로 나타났으나, 전체 기업에서 나타난 지원효과의 추정결과와 크게 다르지 않았다. 이러한 결과는 대다수의 기존 연구와는 다르게 나타났는데, 다양한 자료와 방법론을 적용하여 추가적인 분석이 필요하다고 하겠다.

핵심용어 : 중소기업, 수출지원, 재무성과, 이중차분법

I. 서론

최근 우리나라 수출은 반도체 호황으로 인해 호조세를 유지하고 있으나, 그 외 다른 품목들의 수출이 다소 부진하게 되면서 산업별 수출 격차가 점차 확대되고 있는 추세이다. 우리나라 경제의 수출 증가율이 전 세계 교역량 증가율을 밑도는 수준에 머물고 있고, 제조업의 경쟁력이 떨어지고 있다는 우려가 증폭되는 상황에 직면하고 있다. 이에 올해 수출 전망도 낙관적이지 않다. 세계 교역량 증가세가 둔화됨에 따라 반도체 등 특정 품목의 높은 수출 증가세도 점차 약화될 것으로 보인다. 이에 2019년 우리나라 수출은 2018년(4.2%)보다 다소 낮은 3.7%의 증가율을 기록할 전망이 제시된 바 있다(한국개발연구원, 2018). 미·중 무역 분쟁, 세계 경기 침체, 신보호주의 무역기조의 확산 등 대외 여건으로 인한 수출 제약요인이 늘어나고 있다는 점도 간과해서는 안 된다. 따라서 세계 시장에서의 불확실성 확대와 특정 품목이나 시장에 편중된 수출구조 등으로 인해 중장기적인 관점에서 수출경쟁력 강화가 절실한 시점이라 하겠다.

한국 경제는 고도성장의 근간이 된 수출주도형 성장전략을 취한 대표적인 사례이다. 이에 대외무역의존도가 높은 편이며, 수출이 경제에서 차지하는 비중이 큰 편이기 때문에 고용 창출이나 외화 획득, 국민소득 증진 등에 크게 영향을 끼쳐 왔다. 대외무역의존도가 높은 나라는 인구 규모가 큰 편이 아니고 내수가 차지하는 비중도 상대적으로 낮은 편이거나 부존자원도 적은 편이기 때문에 대외적으로, 특히 국제무역을 강화한 경우가 많다. 한국 경제의 경우에도 수출 낙수효과(trickle down effect)를 기대하며 정부 차원에서 다양한 수출지원사업이 추진되었다(장미애 외, 2015). 이러한 수출지원사업은 지원방식에 따라 조세지원, 금융지원 각종 행정지원 등으로 나눌 수 있고, 지원주체에 따라 정부 부처별 혹은 관련 기관별로 구분되는 내역별 지원사업으로 구분할 수 있다.

정부가 기업을 대상으로 한 수출지원을 하는 이유 중 하나는 수출이 기업에 미치는 영향에서 찾을 수 있다. 즉, 기업의 수출 활동은 내수에 치중하고 있는 시장을 해외 시장으로 확대하여 시장 확장에 따른 매출 및 이익을 추가적으로 창출할 수 있는 효과적인 수단이 될 수 있다(이병호, 2009). 이러한 주장을 감안해 볼 때, 정부 수출지원사업에 대한 수혜기업의 경우 수출역량이 제고됨에 따라 수혜기업의 재무성과가 개선될 것이라는 가설을 세울 수 있다.

이에 본 연구에서는 정부의 중소기업 수출지원사업이 기업의 수익성이나 성장성 등의 재무성과와의 선순환관계가 있을 수 있다는 가설 하에서 중소기업 수출지원사업이 기업의 수익성이나 성장성 등 재무성과에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하고자 한다. 즉, 중소기업을 대상으로 한 미시자료, 기업 레벨의 데이터를 정부의 수출지원사업 이력과 매칭하여 정부 부처별 수출지원사업의 효과를 평가하는 것을 목적으로 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 I 장은 서론으로, 제 II 장에서는 기존 선행연구를 중심으로 하여 정부 수출지원의 이론적 근거와 필요성, 그에 따른 재무성과와의 관계와 관련된 논의를 검토하고자 한다. 제 III 장에서는 본 연구의 연구대상이 되는 정부의 중소기업 수출지원사업에 대한 현황 및 과제에 대해 간략히 정리하고, 제 IV 장에서는 이러한 중소기업 수출지원사업의 지원효과로 인한 기업의 재무적 성과에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 제 V 장은 결론을 요약하여 제시하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

II. 기존 선행연구 검토

1. 수출지원의 이론적 근거 및 필요성

가. 이론적 근거

정부가 중소기업에 대해 수출지원을 하는 것이 정당한지에 대해서는 수출 지원사업의 수혜기업에 대한 전반적인 경영실적(매출, 영업이익 등)이나 수출이 개선되고 이를 통해 해당 수혜기업이 장기적으로 성장했는지 판단해야 한다. 이에 수출이 기업의 성장을 촉진하는지에 대한 활발한 연구가 진행되어 왔다. 최근 연구들에서는 기업의 수출 여부를 결정하는 가장 중요한 변수를 해당 기업이 갖는 효율성, 즉, 생산성(productivity)으로 보는 것이 일반적이다. 어떤 기업이 수출을 하게 되는가라는 질문에 대한 답을 찾기 위해 다양한 방법을 접목한 다수의 연구들이 진행되었다. 이러한 연구들의 공통적인 결론은 생산성이 가장 중요한 수출의 결정요인이라는 점이다. 여기서 생산성은 기업의 경쟁력을 나타내는 가장 대표적인 지표로 가장 간단하게는 투입 대비 산출의 비중이라고 할 수 있다.

Melitz(2003)는 높은 생산성을 갖는 기업들이 수출기업으로 변모할지에 대해 자발적으로 선택(self-select)한 결과로 본다. 즉, 기업의 생산성은 수출 여부와 상관없이 이미 정해져 있다고 보고, 내수기업은 반대로 생산성이 낮은 기업들이기 때문에 이러한 기업들이 해외시장으로 진출하도록 지원하는 것은 기본적으로 시장 구조나 경쟁 논리에 위배된다고 보고 있다. 결국 이러한 지원을 통해 해외시장에 진출한다고 하더라도 생산성은 추가적으로 증가하지 않기 때문에 장기적으로 해외 시장에서 도태되기 마련이라는 것이다. 그 이후에 다양한 실증연구를 통해 Melitz(2003)의 이론을 뒷받침하는 증거들이 제시되었는데, Bernard and Jensen(1999, 2004) 등의 연구가 이에 해당된다.

그러나 다른 연구들에서는 수출을 본격적으로 시작한 중소기업들이 수출 이전에 비해 생산성이 증대하는 현상, 즉, 수출을 통한 학습효과(learning by exporting)를 누리고 있다는 실증적 증거를 제시하기도 한다. De Loecker(2007, 2013)는 기존 연구에서 수출을 통한 학습효과를 제대로 추정되지 못하였기 때문에 조금 다른 방법론을 도입하여 수출에 의한 학습효과가 결코 작지 않음을 강조한 바 있다. Aw et al.(2011)는 평소에 R&D 투자를 통해 잠재적인 경쟁력을 갖고 있는 기업들이 수출을 하게 될 때 추가적인 생산성 향상을 누릴 수 있다고 주장한다. 또한 R&D 투자와 수출기업으로의 전환은 서로 긍정적인 영향을 주어 이를 통해 추가적인 생산성 향상을 경험하는 기업들은 상대적으로 빠른 속도로 성장하게 된다는 점을 제시하였다.

이러한 결과를 미루어 볼 때, 수출은 경쟁력이 높은 기업들이 자발적으로 선택한 결과이다. 기업이 지속적인 수출 성장을 이룩하기 위해서는 수출지원 정책도 기업의 경쟁력을 높이는 방향으로 집중되는 것이 바람직한 것이다. 이와 더불어, 정부가 중소기업 수출지원을 하게 되는 이론적 근거는 정보의 비대칭성 및 이와 관련된 시장의 실패에 대한 정부의 개입으로 볼 수 있다는 것이 일반적이다.

나. 중소기업 수출지원의 필요성 및 당위성

중소기업은 한국을 포함한 여러 국가에서 고용이나 생산 등 다양한 측면에서 국민경제에서 차지하는 비중이 높은 편에 속한다. 거시적으로 볼 때, 중소기업은 비전문인력 등을 포함한 고용 및 소득창출 기회를 폭넓게 제공함으로써 소득분배의 안정성 제고에 기여한다. 또한 산업구조 고도화를 위해서는 일반적으로 기업의 시장 진입·퇴출이 자유로워야 하며, 이를 통한 자원배분의 효율성을 높이는 것이 필요한데, 이러한 과정에서도 중소기업의 역할은 매우 중요하다. 그리고 중소기업은 대기업이나 중견기업과의 효과적인 상생과 분업구조를 만들어 갈 수 있으며, 지역경제 발전에도 큰 역할을 하는 등 국민경제 차원에서 기여하는 바가 크다. 이러한 중소기업의 중요성

을 감안할 때 중소기업을 대상으로 한 국가 지원정책도 나날이 그 중대함을 더해가고 있다.

정부의 정책자금 지원(중소기업 수출지원 등)은 일반적으로 정부 개입이 없을 경우 민간 부문에 의한 관련 자금의 공급이 사회적 요구 수준을 충분히 만족시키지 못하게 되는 시장 실패에 대한 해결책의 하나로 인식될 수 있다. 중소기업에 대한 정책자금 지원의 경우 중소기업은 대기업과 달리 정보의 비대칭성(information asymmetry) 등의 이유로 인해 민간 부문으로부터 자금 확보가 원활하지 못할 수 있기 때문에 정부의 정책 자금 지원의 대상이 되어 왔다(Stiglitz and Weiss, 1981; Lerner, 1999). 또한 대부분의 국가의 경우 중소기업이 국가 경제를 이끌어 가는 중요한 역할을 담당하고, 고용 창출이나 경제적 파급효과 등이 높은 부문이라는 점에서 정책적 목표 하에서 상대적으로 우월한 조건을 통해 정부 정책 자금을 지원하고 있는 상황이다(Storey, 1994; 이영범, 2006).

특히 중소기업의 수출 또는 해외진출에 대한 정부 지원은 기업의 내부적인 역량 부족과 대외적인 제약요인에서 찾을 수 있다. 즉, 해외시장에 경험의 부족하여 해외사업 수행 시 큰 위험에 노출되는 중소기업은 내부 자원 및 역량 부족의 문제는 시장 실패에 직면할 수 있다. 또한 치열한 경쟁체제에 돌입한 세계 시장에서 중소기업이 받는 적응압력은 커지고 있는 상황이며, 중소기업이 해외에서 새로운 시장을 창출하거나 고유 기술을 활용함에 있어 제약요인이 큰 편이다. 그 외에도 해외 파트너와의 전략적 제휴나 사업 발굴 등에서 있어서 수많은 장애요인이 존재하며, 이 경우에 정부가 중소기업이 처한 제약요인을 해결해 주는 것이 해외 진출의 형평성 및 기회의 균등을 보장하는 역할을 담당할 수 있다.

중소기업은 수출기업으로 변모하기 위해 일정 부분의 고정비용을 필요로 하는데, 이 경우에 공공지원이 완전히 배제된다면 지나치게 높은 비용을 감수할 수 밖에 없다(Lederman, Olareaga, and Payton, 2010; EC, 2008; OECD, 2009). 예를 들어, 미국회계감사원(Government Accountability

Office: GAO)는 기업의 수출 또는 해외진출에 대한 정부 차원에서의 지원 사업의 타당성을 해외 시장 진출과 관련된 정보의 불완전성과 진입장벽으로 인한 시장의 실패에 적절히 대응하기 위한 것으로 보고 있는 것도 이러한 맥락에서 이해되어야 한다(GAO, 2009).

중소기업의 수출 증진이나 해외 진출에 대한 정부 지원은 국제사회에서도 지원의 타당성을 인정받고 있으며(USITC, 2010), OECD(2009)의 경우 정부가 중소기업의 수출 또는 해외진출과 관련된 장벽들 또는 제약요인을 없애는 노력을 전개할 필요가 있다고 지적한 바 있다.

2. 정부 수출지원이 기업에 미치는 영향

최근 정부의 수출지원 사업에 지원한 기업의 이력과 그 기업의 생산이나 재무성과에 관한 정보를 연계함으로써 수출지원 정책의 효과성을 실증적으로 분석한 연구들도 활발히 진행되고 있다. 이와 관련된 대다수의 연구는 수출지원 사업이 실제로 수출 증진에 긍정적인 영향을 줄 수는 있지만, 그 효과는 각 국가별로, 기간별로 매우 다르게 나타난다.

Volpe Martincus and Carballo(2008, 2010a)는 페루와 칠레를 대상으로 하여 국가별 수출지원 사업의 효과성을 평가하였다. 평가결과에 따르면, 대기업에 비해 중소기업들이 내연적 확장보다는 신규 시장으로의 진출이나 신 품목에 대한 수출 등의 외연적 확장에 대해서 통계적으로 유의하게 양(+)의 효과가 나타남을 제시하였다. 반면 Van Biesebroeck et al.(2015)은 캐나다를 대상으로 하여 수출지원 사업의 효과성을 분석하였다. 분석결과, 외연적 확장은 그 효과가 크지 않았던 반면, 기존 기업이 당초에 수출하던 품목이나 국가로의 수출을 증가시키는 내연적 확장에 대한 효과가 큰 것으로 나타났다. Volpe Martincus and Carballo(2010b)는 각각의 사업이 개별적으로 지원되는 경우보다 수출 진흥을 위한 다양한 세부사업이 묶여있는 패키지(package) 형태로 제공되었을 경우에 사업 효과성이 상대적으로 더 높다

는 점을 보였다. 한편 Freixanet(2012)은 기업의 성장단계별로 수출지원 정책의 효과를 분석하였고, 각각의 수혜기업이 처한 성장단계에 따라 수출지원 정책의 효과성이 다르게 나타난다는 점을 제시하면서 기업의 성장단계에 적합한 수출지원을 선별적으로 제공할 필요가 있다고 분석하였다.

국내에서 이루어진 기존 연구를 살펴보면 다음과 같다. 김정권(2003)은 광주 및 전남 지역 소재의 수출 중소기업을 대상으로 하여 수출성과 수준별 집단 간 수출성과의 차이가 있는지에 대해 분석하였다. 분석결과에 따르면, 수출성과 수준을 구분하는 것은 제품수출 경험과 기업의 국제적 역량임을 밝혔고, 수출성과는 기업의 내·외부 요인에 영향을 받는 수출전략에 영향을 받는다. 김현욱(2005)은 1998~2003년 중소기업청 DB를 이용하여 정부의 재정(자금)지원이 중소기업의 수익성 개선에 기여하는지에 대해 실증분석을 하였다. 지원 받은 기업과 그렇지 않은 기업 간의 수익성 개선에 유의한 차이가 없으며 업력이 짧을수록 지원효과가 클 가능성이 높다는 결과를 제시하였다. 정재승(2007)은 정부, 지자체 및 무역 관련 기관을 통해 시행되었던 수출지원 제도를 유형별로 분석하고, 수출지원제도의 인지도, 활용도 및 수출성과와의 관계를 분석하였다. 중소기업의 특성 중 종업원 수와 수출 비중, 수출 대상국 수와 수출 시작연도가 수출지원제도의 인지도, 활용도 및 수출 성과에 유의한 영향을 미친다고 밝혔다. 또한 같은 업종이라도 고유한 특성에 따라 수출지원제도의 효과가 상이하므로 지원 기업의 특성을 고려한 차별화되고 전문화된 수출지원제도로 변모해야 할 필요성이 있다는 점을 주장하였다. 문희철·오현정(2009)은 수출 중소기업들을 대상으로 수출지원제도에 대한 인지도와 활용도, 수출지원제도로 인한 수출 성과 등을 분석하였다. 분석결과, 기업의 수출지원제도에 대한 인지도가 높을수록 활용도가 높다는 점을 밝혔다. 또한 수출지원제도의 활용은 전략적 성과에 미치는 영향이 경제적 성과에 미치는 영향보다 크며, 경제적 성과에 영향을 미칠 경우, 직접 효과보다는 간접효과가 크다고 주장했다. 장미애 외(2015)는 산업통상자원부와 중소기업청이 주관하는 수출지원사업의 수혜여부가 제조업 중소기업

체의 매출액 및 부가가치에 미치는 영향에 대해 실증 분석하였다. 수출지원 사업의 수혜가 매출액 증대에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 부가가치 효과는 산업별로 구분하면 각기 다른 결과를 보인다는 점을 밝혔다. 표한형·최현호(2018)는 2011년부터 2016년까지의 산업통상자원부와 중소벤처기업부 제조 중소기업에 대한 수출지원사업의 성과를 정량적으로 분석하였다. 분석결과, 우리나라 중소 제조업에 대한 수출지원사업이 기업 규모나 수출규모, 업력 등 기업 특성에 따라 중소기업의 성과에 서로 다른 영향을 미친다는 결과를 도출하였다. 특히 종업원수 20인 미만인 수혜기업 그룹에서 고용증가율이 가장 높은 것으로 나타났다.

〈표 1〉 수출지원제도와 기업 성과에 관한 기존 연구

연구명	자료	방법론	주요 내용
Freixanet(2012)	스페인 수출기업 (2,763개)	설문조사, 기술통계량 비교 및 상관분석	기업의 성장단계별로 수출지원 정책의 효과를 분석하였고, 각각의 수혜기업이 처한 성장단계에 따라 수출지원 정책의 효과성이 다르게 나타남.
Gencturk and Kotabe(2001)	Harris Publishing Company DB 제조기업 (8,761개)	설문조사, 분산분해 및 상관분석	수출지원제도의 효과를 분석함. 수출지원제도의 효과가 간접적 수출지원제도 보다는 직접적 수출지원제도인 경우에 더 유용함을 제시
Van Biesebroeck et al.(2015)	1999-2006년, 캐나다 중소기업	성향점수 매칭기법(PSM)	캐나다 기업을 대상으로 하여 수출지원사업의 효과성을 분석함.
Volpe Martincus and Carballo (2008)	2001-2005년, 페루 중소기업	성향점수 매칭기법(PSM)	페루 기업을 대상으로 하여 국가별 수출지원사업의 효과성을 평가함.
Volpe Martincus and Carballo (2010a)	2002-2006년, 칠레 중소기업	성향점수 매칭기법(PSM)	칠레 기업을 대상으로 하여 국가별 수출지원사업의 효과성을 평가함.
Volpe Martincus and Carballo (2010b)	2003-2006년, 콜롬비아 중소기업	성향점수 매칭기법(PSM)	수출 진흥을 위한 다양한 세부사업이 묶여있는 패키지(package) 형태로 제공되었을 경우에 사업 효과성이 더 높음.
김정권(2003)	광주·전남 중소수출 기업 (235개)	설문조사, 구조방정식 모형	수출전략은 기업의 요인에 의해 영향을 받으며 수출 성과는 전략에 의해 영향 받음.

연구명	자료	방법론	주요 내용
김현욱(2005)	1998-2003년, 중소기업 수출지원사업 (50,131건)	패널 이중차분(DID) 모형	정부의 재정(자금)지원이 중소기업의 수익성 개선에 기여하는지에 대해 실증 분석함. 수익성에 미치는 영향이 유의 하지 않다는 점을 제시
문희철·오현정 (2009)	대전 중소기업 (1,984개)	설문조사, 기초통계 분석	수출지원제도에 대한 인지도가 높을수록 활용도도 높음.
장미애 외(2015)	2000-2011년, 중소 제조기업 (11,481개)	패널 고정효과 (회귀)모형	산업통상자원부와 중소기업청에서 담 당하는 수출지원사업의 수혜여부가 기 업의 재무성과에 미치는 영향에 대해 분석함.
정재승(2007)	중소기업 수출지원제도	자료분석(분류), 기초통계 분석	수출지원제도의 인지도, 활용도 및 수 출성과 간 관계를 분석함.
표한형·최현호 (2018)	2011-2016년, 중소 제조기업 (11,481개)	성향점수를 가중한 이중차분 (DID-IPW) 모형	산업통상자원부와 중기부에서 담당하 는 수출지원사업의 수혜여부가 수출, 고용 및 매출증가율, 수출기업 비중 에 미치는 영향에 대해 분석함.

아직도 국내 연구를 통해 수출지원 사업이나 관련 정책의 효과성에 대한 체계적인 분석이 이루어진 경우는 그다지 많지 않은 편이다. 이는 자료의 제약으로 인한 것인데, 본 연구에서는 기업 단위의 미시자료를 충분히 활용할 수 있었기에 중소기업의 수출지원의 성과를 실증적으로 분석할 수 있었다는 점에 있어서 시사하는 바가 크다고 하겠다.

Ⅲ. 중소기업 수출지원사업 현황 및 과제

1. 우리나라 수출지원사업의 추진배경

우리나라를 비롯한 전 세계의 여러 국가들은 수출 증진은 물론, 국민경제적 차원에서 영향력이 큰 중소기업 수출 또는 해외진출 관련 지원 정책 및 제도에 대해 관심과 노력을 지속하고 있다. 이에 중소기업이 수출 증진은 물론, 기업의 성장과 고용 창출에 기여할 수 있도록 한다는 정책 기조나 목표

하에 각 국가들이 시행하고 있는 수출지원 정책은 유사한 양상을 보이고 있다. 하지만 각 국가별로 초기 수준이나 제반 환경과 여건, 경제사회적 양상 등이 차이를 보이기 때문에 중소기업 수출 또는 해외진출 지원 정책이나 제도의 내용이나 성과, 그 정책적 시사점은 다르게 나타난다.

우리나라 정부의 수출지원사업이 시작된 것은 농식품부 주관 사업이 추진된 1990년 초·중반이었다. 당시 농·수산물 및 가공품에 대한 수출지원과 관련한 사업들이 주를 이루었다. 또한 농림수산물 수출이 우리나라 총 수출에서 차지하는 비중이 현재 수출상위품목인 자동차, 선박, 석유제품과 비슷하거나 더 높은 수준을 유지하고 있었다. 따라서 수출지원사업 중 농림수산물에 대한 수출지원대책이 상대적으로 먼저 등장하였고, 이러한 사실은 당시의 우리나라 수출구조와도 관련되었을 것으로 판단된다. 제조업 및 관련 업종에 속하는 상품을 생산 또는 수출하는 중소기업에 대한 지원사업이 본격적으로 시작된 것은 IMF 금융위기 직후인 1998년 이후부터라고 하겠다. 중소기업청과 KOTRA가 실시한 수출지원사업이 주를 이루었으며, 해외전시회 참가 및 수출 판로를 개척하는 마케팅 활동을 지원하거나 현지에서 사무공간을 지원하는 등 기업들에 직접적인 지원을 하는 사업들에 집중을 하는 시기였다. 2000년대 들어서는 지원대상 업종이 제조업 중심에서 IT, 문화콘텐츠, 전문서비스 등으로 보다 다변화되었다. 문화콘텐츠 업종의 경우 규모가 크지 않지만 2000년대 중·후반 이후 집중적으로 지원이 이루어지고 있으며, 병원진출 등 보다 전문화된 영역에 대한 지원사업도 2010년도를 전후로 하여 시작되었다. 그러나 우리나라 서비스수지 분야에서 건설서비스 및 운송 분야는 흑자추세를 지속하고 있으나 지적재산권 혹은 사업서비스 등은 적자추세가 이어지거나 오히려 심화되는 모습을 보이고 있어 전문서비스 등 전문화된 영역에서의 해외 진출은 아직 활성화되지 못한 것으로 판단된다(장미애 외, 2015).

2. 중소기업 수출지원사업의 구성 및 현황

가. 부처별 수출지원사업 현황

우리나라 정부가 추진하고 있는 중소기업 수출지원사업은 총 14개 부처의 61개 세부사업이며, 내역사업을 기준으로 할 때 총 사업 수는 220여 개에 달한다. 2016년 기준으로 볼 때 산업통상자원부, 중소기업청 등의 일부 사업이 통폐합되기 하였으나, 여전히 내역사업 기준으로 14개 부처의 206개 사업이 존재한다(〈표 2〉 참조).

〈표 2〉 부처별 수출지원사업 현황 (2016년도 기준)

(단위 : 개)

구 분	농식품부	중기청	해수부	산업부	복지부	문체부	국토부
세부사업 수	9	12	2	12	6	3	1
	미래부	특허청	환경부	산림청	식약처	관세청	농진청
세부사업 수	5	1	1	1	4	2	1

부처별로 살펴보면, 총 지원액 중 농업축산식품부, 중소기업청, 해양수산부, 산업통상자원부 등의 지원이 전체 지원액의 90%를 상회하였고, 융자, 보증보험 등을 제외한 비금융 지원 총액은 약 45% 수준으로 나타났다. 부문별로 살펴보면, 농림어업 지원이 전체 예산의 51.8%로 가장 크고, 그 다음으로 제조업이 43.9%, 서비스업 4.4% 등의 순으로 나타났다.

나. 수출지원사업의 유형 및 분류

정부의 중소기업 수출지원사업을 유형별로 분류하면 다음과 같다. 먼저 수출지원과 해외진출지원으로 크게 나눌 수 있다. 수출지원 분야는 해외전시회 참가 혹은 기타 홍보분야에 지원하는 해외마케팅, 해외에서의 사무 공간이나 물류시설 등 물적 지원을 하는 인프라 지원, 수출 유망품목에 대한 수출상품화나 수출주력상품에 대해 지원을 하는 역량강화, 해외시장에 대한

정보를 수집하거나 조사하여 그 내용을 제공하는 정보 제공, 통관이나 검역 시스템 등을 구축하는 지원을 하는 기반 구축으로 나눌 수 있다(김태형, 2010; 장미애 외, 2015).

〈표 3〉 수출지원사업 유형별 분류체계

분야	사업구분	내용
수출지원	해외마케팅	해외전시회 참가 및 기타 홍보 지원
	인프라 지원	해외 사무공간 및 물류시설 지원, 물류단기 구축 등
	역량강화	수출유망품목의 수출상품화, 수출주력상품 지원
	정보제공	해외시장 정보수집, 조사 및 제공
	기반구축	통관 및 검역시스템 구축 등
해외진출 지원	수주지원	해외 프로젝트 타당성조사, 수주활동 지원
	기반구축	프로젝트 수주에 유리한 환경조성을 위한 사업

주 : 김태형(2010)의 p.12와 p.43의 내용과 대한무역진흥공사와 중소기업진흥공단 홈페이지의 내용을 참고하여 재정리함.

자료 : 장미애 외(2015).

〈표 3〉에서 언급한 지원유형별 분류체계를 참조하여 본 연구에서 쓰인 부처별 중소기업 수출지원 사업을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 수출지원 기반 구축 사업의 경우, 물류센터 등 인프라 구축, 해외정보 조사, 전자상거래, 전문인력 양성, 해외 수주 지원, 통상대응 등 개별기업들이 수출활동에 활용할 수 있는 공공재 구축 지원 등이 이에 속하며, 지역전문가 양성 및 공급, 해외 플랜트진출확대 등 6개 산업통상자원부 세부사업, 국토교통부의 해외 인프라 시장 개척, 관세청의 FTA 이행지원 및 관세탈루심사 등 3개 부처 9개 세부사업이 이에 해당된다. 둘째, 수출지원 역량강화 사업은 수출역량강화 사업 등 기업 해외 진출 역량 배양을 위한 포괄적인 수요 맞춤형 지원사업 및 제반 수출지원사업 등이 이에 해당되며, 수출 인큐베이터, 중소기업 수출 역량강화 등 중기청 소관 5개 세부사업과 함께, 부처별 수출금융지원 사업인 무역보험공사 출연(산업통상자원부) 등이 이에 해당된다. 셋째, 해외마케팅 지원 사업은 현지 전시회, 바이어 상담, 시장개척 파견, 해외프로젝트 수

주 등 기업의 현지화·해외마케팅 직접 지원 및 수출상품 개발, R&D 지원 사업 등을 그 대상으로 하고, 대한무역투자진흥공사 지원사업, 중소기업 수출경쟁력 강화 등 산업통상자원부 5개 세부사업, 중기상용화기술개발 사업 등 중기청 3개 사업, 해외 지식 재산권 보호 활동 강화(특허청), 환경 산업 수출기반 육성 지원(환경부) 등의 사업 등을 포함한다.

그 외에도 본 연구에서는 부문별로 서비스와 농림어업 분야 수출지원 사업에 대한 부처별 지원이력도 분석대상에 포함하였다. 첫째, 서비스 분야 수출 지원사업은 문화콘텐츠 국제협력 및 수출기반 조성 등 문화체육관광부 3개 세부사업, SW산업해외진출역량강화 등 미래창조과학부 5개 세부사업, 제약산업 육성·지원 등 보건복지부 6개 세부사업, 그리고 의약품 허가 및 제약산업 지원 등 식품의약품안전처 5개 세부사업 등을 포함한다. 둘째, 농림어업 분야 수출지원 사업은 신선농산물 수출지원, 가공식품 수출지원 등 농림축산식품부의 8개 세부사업, 할랄농식품 및 농산업기술수출지원(농진청), 임산물수출 및 해외산림개발(산림청), 우수 수산물 수출지원(해수부) 등의 사업을 포함한다. 단, 농산물, 해산물 등에 대한 수출금융 지원사업은 제외되었다.

IV. 중소기업 수출지원사업이 기업성과에 미치는 영향

1. 분석모형¹⁾

중소기업 수출지원사업이 수혜기업의 성장성, 수익성, 안정성 등의 기업 성과에 미치는 영향을 추정할 때 중소기업 수출지원사업의 수혜기업 선정이 무작위(random)로 이루어지지 않는다는 문제가 제기될 수 있다. 중소기업

1) 본 연구에서 사용된 분석모형인 '성향점수의 역수 가중치를 이용한 이중차분법'과 관련하여 좀 더 구체적인 내용은 표한형·정유훈(2017)와 표한형·최현호(2018)를 참조하길 바란다.

수출지원사업 수혜기업은 사업 신청에 따른 결정과 이에 따른 성과에 영향을 미치는 특성들이 다른 일반 기업들과 차이를 보일 수 있다. 즉, 중소기업 수출지원사업 수혜 여부에 따른 성과의 추정치에 선택편의(selection bias) 문제가 일어날 수 있다는 가능성을 보여준다. 이러한 가능성에 대해 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 시간 불변이나 관측할 수 없는 기업의 특성이 기업의 성과와 중소기업 수출지원사업 수혜 받을 확률에 영향을 줄 수 있다. 둘째, 시간 가변이나 관측할 수 없는 외부 충격도 기업의 성과와 중소기업 수출지원사업 수혜를 받게 되는 확률에도 영향을 미칠 수 있다.

이러한 선택편의 문제가 발생할 가능성이 있다면, 성향점수 매칭을 이용한 이중차분(difference-in-differences combined with propensity score matching, 이하 DID-PSM)을 이용하는 것이 일반적이다(Heckman et al., 1997). DID-PSM 추정치는 비수혜기업(대조군)의 성과 변화와 수혜기업(처리군)의 성과 변화를 유사한 샘플을 통해 비교함으로써 선택편의 문제를 줄이는 것이다. 또한 DID-PSM 추정치는 중소기업 수출지원사업 수혜 이전에 기업 간에 시간 불변이면서 관측 불가능한 특성으로 인해 발생하는 선택편의 문제를 고려할 수 있다. 본 연구에서는 성향점수의 역수 가중치를 이용한 이중차분법(difference-in-difference using inverse propensity score weighting with probability score, 이하 DID-IPW)을 이용한다. 본 연구의 실증분석에서 DID-PSM이 아닌 DID-IPW를 적용한 이유는 DID-IPW 추정치가 DID-PSM 추정치에 비해 효율적이라고 알려져 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 관찰 불가능한 시간의 변화에 따른 기업 특성의 변화가 수혜 기업과 그 성과에 영향을 줄 경우에 DID-IPW 추정치는 여전히 선택편의 문제가 나타날 수도 있다.

DID-IPW 추정 및 분석절차는 다음과 같다. 첫째, $t-1$ 기의 통제변수를 이용하여 t 기에 i 기업이 중소기업 수출지원사업의 지원을 받을 확률 $\hat{p}_{i,t}$ 을 추정한다. 이 때 추정 확률이 공통 영역, 즉 $0 < \hat{p}_{i,t} < 1$ 안에 속하는 관측치만 이용하도록 하는 표본을 구성한다. 둘째, 수출지원사업의 수혜기업들

에게는 $r_{i,t} = 1$, 수출지원사업의 비수혜기업들에게는 $r_{i,t} = \hat{p}_{i,t} / (1 - \hat{p}_{i,t})$ 의 가중치를 부여한다. 셋째, 수혜기업과 비수혜기업들에 대해 각각의 가중치를 종속변수에 적용하여 식(1)과 같은 모형을 추정하게 된다.

$$\Delta y_{i,t+s} = \alpha + \beta D_{i,t} + \tau_{t+s} + \theta_i + \epsilon_{i,t+s} \quad (1)$$

여기서 $\Delta y_{i,t+s} = y_{i,t+s} - y_{i,t-1}$ 는 i 기업의 성과를 측정하는 변수를, $D_{i,t}$ 는 i 기업이 t 기에 수출지원사업의 수혜기업이면 1, 비수혜기업이면 0의 값을 가지는 더미변수를, τ_{t+s} 는 관측되지 않는 $t+s$ 기의 경제적 충격을, θ_i 는 i 기업의 관측되지 않는 특성을 나타내는 더미변수를, $\epsilon_{i,t+s}$ 는 모형의 오차항을 의미한다. DID-IPW 모형에서는 $t-1$ 기와 $t+s$ 기 간의 차분변수를 종속변수로 채택하기 때문에 $\hat{\beta}$ 은 가중치를 이용하여 추정하였기 때문에 처리그룹(여기서는 중소기업 수출지원사업의 수혜 기업) 내의 처리효과에 대한 평균처리효과(average treatment effect for the treated: 이하 ATET), 즉, DID-IPW의 목표 추정값을 의미한다(Hirano and Imbens, 2001). 예를 들어, $t+0$ 기의 중소기업 수출지원사업의 수혜기업(B) 추정치와 비수혜기업(N)의 추정치를 제시하면 아래와 같이 표현된다.

$$\text{수혜기업: } E(y_{i,t+0}^B - y_{i,t-1}^B | D_{i,t+0} = 1, D_{i,t-1} = 0) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \quad (2)$$

$$\text{비수혜기업: } E(y_{i,t+0}^N - y_{i,t-1}^N | D_{i,t+0} = 0, D_{i,t-1} = 0) = \hat{\alpha} \quad (3)$$

$$\text{수혜기업과 비수혜기업 간의 처리효과(ATET): } \hat{\alpha} + \hat{\beta} - \hat{\alpha} = \hat{\beta} \quad (4)$$

2. 자료 및 기초통계량

본 연구의 실증분석에 사용된 자료는 각 부처에서 입수한 수출지원 이력 자료와 한국기업데이터(이하 KED)를 매칭하여 구축하였다. 각 부처로부터

입수한 자료는 2010년부터 2015년까지 중소기업 수출지원사업에 선정된 수혜기업을 연도별로 정리하였다. 그 결과 2010년부터 2015년까지 부처별 중소기업 수출지원사업의 지원 건 수는 총 219,368건이고, 이상 및 중복 관측치를 제외한 181,424건이 정상 관측치인 것으로 파악되었다. 여기서 이상 및 중복 관측치는 결측이 있거나 변수의 규격이나 고유번호가 잘못 입력된 경우를 의미한다. 동 정상 관측치에 기초하여 KED의 기업 특성 및 재무 자료와 연계하여 분석을 진행하였다. 본 연구에서는 2010년부터 2015년까지 중소기업 수출지원사업의 수혜기업 수가 약 35,500여개였고, KED 자료와 연계 후 중소기업 수출지원사업의 지원 이력은 157,209건인 것으로 파악되었다. 이 중 산업통상자원부와 중소기업청의 지원 건수가 전체 대비 93.1%에 달하는 것으로 나타났다. 이러한 지원이력 자료와 KED 기업정보 및 재무제표 연도별 자료는 사업자등록번호를 기준으로 병합하였고, 최종적으로 지원이력-기업정보-재무제표가 합쳐진 패널 자료(panel data)를 구축할 수 있었다. 여기서 고용규모가 300인 미만인 중소기업으로 표본을 재구성하였다. 기업 특성이나 재무 자료가 제시되지 않은 등의 표본에 적합하지 않은 기업 자료도 분석대상에서 제외되었다. 다만, 소상공인으로 분류된 기업의 경우 분석대상에 포함하거나 포함하지 않은 경우로 나누어 표본을 대상으로 한 프로빗(probit) 모형 추정을 실시하되, 평균처리효과를 추정한 결과에서는 소상공인을 포함하지 않은 경우를 기초 표본으로 하였다. 결국 최종적으로 분석에 사용된 자료에 나타난 중소기업 수출지원사업 지원 건 수는 36,159건이었다.

본 연구의 실증분석에서 쓰인 변수들의 정의 및 산식을 정리하면 아래의 <표 4>와 같다. 중소기업의 재무성과를 나타내는 변수는 성장성, 수익성, 안정성으로 구분하였고, 각각 항목별로 하나의 재무지표를 선별하였다. 첫째, 성장성을 나타내는 지표로는 (전기 대비) 매출액 증가율을 설정하였다. 매출액 증가율 대신 총자산 증가율 또는 고용 증가율이 기업의 성장성 지표로 사용될 수 있다. 둘째, 수익성 지표로는 (매출액 대비) 영업이익률(=영업이

익/매출액)을 사용하였다. 이 경우에 기존 관련 연구에서는 (투하)자산수익률(=매출액/(매출채권-매입채권+재고자산+유형자산+투자자산)) 또는 주가수익률이 사용되기도 하였으나, 자료 확보나 접근성이 높지 않은 편이고 결과에 대한 이해도 쉽지 않아 제외하였다. 셋째, 안정성을 나타내는 지표로는 부채비율(=총부채/(총자산-총부채)), 즉 차입금의존도를 활용하였다. 이 경우 금융비용부담률(=이자비용/매출액), 유동비율(=유동자산/유동부채)이나 현금흐름표를 통한 다른 변수를 사용할 수도 있다. 또한 기업의 특성에 입각한 모형 내 통제변수로는 매출액과 자본금의 로그값과 증가율은 물론, 고용규모와 업력에 대한 더미변수를 채택하였다.

〈표 4〉 변수의 정의 및 산식

구분	변수명	정의 및 산식
성장성	매출액 증가율	$\ln(\text{매출액})_{i,t+s} - \ln(\text{매출액})_{i,t-1}$, $s \in \{0,1,2,3\}$
수익성	총자산 대비 영업이익률	$(\text{영업이익(손실)})_{i,t-1} / \text{총자산}_{i,t-1}$
안정성	부채비율	$(\text{이자비용} / \text{총자산})_{i,t-1}$
기업 특성	매출액(로그값)	$\ln(\text{매출액})_{i,t-1}$
	총자산(로그값)	$\ln(\text{총자산})_{i,t-1}$
	고용규모(더미)	5인 미만, 5~20인 미만, 20~50인 미만, 50~100인 미만, 100~200인 미만, 200~300인 미만 등 6개 구간별로 각각 해당되면 1, 아니면 0의 값을 부여
	업력	$(\text{영업이익(손실)})_{i,t-1} / \text{매출액}_{i,t-1}$

본 연구의 분석에 쓰인 변수의 기초통계량은 아래에 제시된 〈표 5〉와 같다.

〈표 5〉 기초통계량 : 지원사업 수혜기업 vs. 비수혜기업

변수($t-1$)	수혜기업		비수혜기업	
	평균	표준편차	평균	표준편차
매출액(백만원)	14,661	27,739	5,826	12,932
총자산(백만원)	12,386	31,378	5,141	21,227
영업이익률(%)	4.46	26.27	5.16	1,009.99

변수($t-1$)	수혜기업		비수혜기업	
	평균	표준편차	평균	표준편차
부채비율(%)	67.29	48.68	183.04	94,960.95
업력(년)	12.12	8.22	9.93	7.84
종업원 수(명)	40.18	45.38	20.38	28.80
고용규모 5인 미만	0.07	0.25	0.21	0.40
고용규모 5~20인 미만	0.36	0.48	0.51	0.50
고용규모 20~50인 미만	0.33	0.47	0.21	0.41
고용규모 50~100인 미만	0.15	0.36	0.05	0.23
고용규모 100~200인 미만	0.07	0.26	0.02	0.14
고용규모 200~300인 미만	0.02	0.13	0.005	0.07
관 측 치	36,159		741,640	

3. 분석결과

가. 프로빗 모형을 통한 성향점수 추정

1단계 프로빗 모형 추정을 통한 성향점수 분석 결과를 살펴보도록 하자. <표 6>에서 패널 A와 패널 B는 다른 공변량들은 모두 동일하지만, 빠른 속도로 성장하는 기업들이 해외 시장 진출 또는 수출 가능성이 높다는 점을 고려하여 매출액과 총자산의 증가율을 추가 변수로 포함하였다. 중소기업 수출지원사업 수혜 기업들이 어떤 특성을 갖는지에 대해 사전적으로 가설을 설정하기는 어렵다. 따라서 가중치를 얻기 위한 프로빗 모형에서의 추정결과는 최초 수혜 시점에 수혜 기업들이 어떤 특성을 갖는지를 간접적으로 분석한 것이라고 할 수 있다.

프로빗 모형의 추정 결과를 살펴보면, 첫째, 매출액이 증가할수록 중소기업 수출지원사업의 지원을 받을 확률이 늘어나고, 매출액 증가율이 높을수록 지원 확률도 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 총자산과 총자산 증가율 변수의 경우에도 거의 동일한 결과를 보였다. 매출액과 총자산이 중소기업 수출지원사업의 지원 확률을 높게 만든다는 점을 알 수 있었다.

〈표 6〉 프로빗 모형을 이용한 성향점수 추정 결과

변수($t-1$)	종속변수: 지원사업 수혜 여부	
	Panel A	Panel B
매출액	0.162*** (0.010)	0.147*** (0.011)
매출액 증가율		0.031*** (0.012)
총자산	0.315*** (0.010)	0.366*** (0.010)
총자산 증가율		0.328*** (0.020)
영업이익률 (×100)	-0.125*** (0.036)	-0.119*** (0.035)
부채비율 (×100)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
업력	-0.008*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
고용규모 (기준=5인 미만)		
5~20인 미만	0.486*** (0.032)	0.474*** (0.032)
20~50인 미만	0.871*** (0.034)	0.827*** (0.034)
50~100인 미만	1.167*** (0.041)	1.098*** (0.041)
100~200인 미만	1.221*** (0.052)	1.129*** (0.052)
200~300인 미만	1.042*** (0.085)	0.935*** (0.086)
상수항	-7.941*** (0.092)	-8.255*** (0.097)
p값 (Wald 검정)	0.0000	0.0000
관측치	777,799	

주 : 괄호 안의 수치는 표준오차를, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

한편, 영업이익률과 업력이 높을수록 중소기업 수출지원사업의 지원 확률이 낮아지는 반면, 부채비율이 높아질수록 지원 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 당초 예상과는 다르긴 하나, 신생기업의 경쟁력이 높

아지고 있는 상황에서 창업, 특히 스타트업 기업들이 이러한 지원사업의 수혜를 받고 있을 수 있다는 가능성도 확인할 수 있었다. 고용 규모의 경우 5인 이상 기업들이 5인 미만인 기업에 비해 중소기업 수출지원사업을 수혜 받을 확률이 높게 나타났다.

나. 전체 기업에 대한 처리효과

전체 기업을 대상으로 한 중소기업 수출지원사업의 수혜기업에 대한 처리효과를 살펴보기로 하자. <표 7>에서는 기업규모나 업력 등에 대한 구분 없이 중소기업 수출지원사업 지원 이후 수혜 기업과 비수혜 기업 간의 재무성과의 차이, 즉 처리효과(ATET)가 시간이 지남에 따라 어떠한 모습을 보이는지에 대해 정리하였다. 앞서 제시된 프로빗 추정결과와 더불어 기업 성장률이 높을수록 해외 시장 진출 또는 수출 가능성이 높아지는 경향을 반영하기 위해 매출액 및 총자산 증가율을 고려한 Panel B를 중심으로 처리효과를 제시하고자 한다. 중소기업 수출지원사업의 효과는 기업의 성장성을 나타내는 매출액 증가율을 제외하고는 수익성이나 안정성 면에 있어서 크게 나타나지 않았다. 그리고 이러한 추정결과는 통계적으로 유의하지도 않았다. 특히 중소기업 수출지원사업의 효과는 기업의 성장성 측면에서 부분적으로 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다. 하지만 시간이 흐름에 따라 지원 효과의 크기나 부호가 일관되게 나타나지 않았다. 이러한 효과는 시간이 지남에 따라 크기가 다소 줄어드는 것으로 나타났다. 중소기업 수출지원사업의 효과가 기업의 수익성이나 안정성 측면에 있어서는 뚜렷하게 나타나지 않는다는 점도 예상과 다르게 분석되었다.

결국 중소기업 수출지원사업의 지원이 기업의 성장성을 높이는 영향을 미친 한, 이러한 영향도 단기에 그치고 있다는 점에 주목해야 할 것이다. 중소기업 수출지원사업의 지원효과를 높이기 위해서는 다양한 제약요인이나 기업의 특성을 충분히 반영하는 지원사업을 설정하는 방안에 대한 검토

가 필요하겠다. 따라서 기업규모 등의 특성에 따라 지원 효과가 다르게 나타나게 되는지에 대해 살펴볼 필요성이 제기되었다.

〈표 7〉 DID-IPW 모형을 이용한 중소기업 수출지원사업의 처리효과

			$t+0$ 기	$t+1$ 기	$t+2$ 기	$t+3$ 기
전체 기업	성장성 (매출액 증가율)	ATET	0.105***	-0.091***	0.056***	-0.082
		표준오차	0.005	0.009	0.020	0.058
		관측치	522,029	338,315	204,991	111,714
	수익성 (영업이익률)	ATET	-2.035	-2.064	-1.792	-6.673**
		표준오차	3.128	3.229	1.322	2.900
		관측치	522,107	338,376	205,035	111,742
	안정성 (부채비율)	ATET	0.658	1.368	0.018	-0.002
		표준오차	11.107	15.622	0.080	0.036
		관측치	522,107	338,376	205,035	111,742

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

다. 규모별 처리효과

고용 규모별로 중소기업 수출지원사업의 수혜기업에 대한 처리효과가 다르게 나타나는지에 대해 살펴보기로 하자. 〈표 8〉은 기업규모(종업원 수)별로 중소기업 수출지원사업이 수혜 기업과 비수혜 기업 간에 시간이 흐름에 따라 기업의 재무성과에 있어서 어떠한 차이를 보이는지 제시하였다. 첫째, 기업규모별로 매출액 증가율, 즉 기업의 성장성 측면에서의 지원 효과가 어떤 모습을 보이는지 살펴보면 다음과 같다. 기업규모와 관계없이 매출액 증가율 차이는 지원 당해 연도($t+0$ 기)에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다지만, 그 다음 연도($t+1$ 기)부터 그 효과가 부정적으로 바뀌었다가 통계적으로 유의하지 않은 추정치를 보였다. 지원 당해 연도의 효과를 규모별로 살펴보면, 중소기업 중 가장 고용규모가 큰 200~300인 미만 기업을 제외하고는 오히려 20인 미만 기업과 20~50인 미만 기업에서의 효과가 다른 그룹에 비해 상대적으로 큰 편으로 나타났다. 하지만 그 다음연도의 효과까지 고

려한다면 100~200인 미만 기업이 지원효과의 낙폭이 상대적으로 적은 편으로 나타났다.

기업의 수익성이나 안정성의 경우 지원효과가 대부분 통계적으로 유의하지 않고 일관된 추정치를 나타내지 못하였다. 이러한 점은 앞서 살펴본 전체 기업을 대상으로 한 처리효과의 추정 결과와 크게 다르지 않았다. 다만, 20~50인 미만 기업의 수익성 효과가 음(-)의 부호와 추정치의 크기가 큰 편으로 나타났다. 이러한 20인 미만 기업이나 200~300인 미만 기업을 제외하고는 비슷한 양상의 수익성 저하를 겪게 되는 것으로 나타났다.

결국 기업규모별 지원 효과를 종합해 보면, 기업의 성장성이나 수익성 측면에서의 차이는 기업규모별로 다소 이질적인 것으로 나타났지만 전체 기업에서 보여준 차이와 크게 다르지 않은 양상을 보였다. 특히 기업규모별로 20인 미만의 소기업이나 200인 이상의 규모가 큰 중소기업에 대한 지원효과가 상대적으로 큰 편으로 나타났기 때문에 중소기업에 대한 수출지원 효과를 극대화하기 위해서는 기업규모, 즉 고용규모를 고려한 수출지원사업을 제공하는 것이 필요하며, 이 경우에 지원사업의 효율성이나 효과성을 높일 수 있다는 점을 시사한다.

〈표 8〉 DID-IPW 모형을 이용한 규모별 지원사업의 처리효과

			$t+0$ 기	$t+1$ 기	$t+2$ 기	$t+3$ 기
20인 미만	성장성 (매출액 증가율)	ATET	0.114 ^{***}	-0.128 ^{***}	0.043	-0.014
		표준오차	0.009	0.018	0.044	0.140
		R^2	0.0021	0.0028	0.0009	0.0003
	수익성 (영업이익률)	ATET	-1.055	-1.998	1.012	1.486
		표준오차	7.685	8.186	2.731	6.353
		R^2	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
	안정성 (부채비율)	ATET	1.242	2.54	0.012	-0.002
		표준오차	27.613	40.148	0.218	0.104
		R^2	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
20 ~50인 미만	성장성 (매출액 증가율)	ATET	0.112 ^{***}	-0.075 ^{***}	0.045	-0.096
		표준오차	0.006	0.012	0.028	0.083
		R^2	0.0068	0.0040	0.0011	0.0016

			$t+0$ 기	$t+1$ 기	$t+2$ 기	$t+3$ 기
	수익성 (영업이익률)	ATET	-2.960 ^{***}	-2.759 ^{**}	-4.824 ^{**}	-17.453 ^{***}
		표준오차	0.963	1.348	2.253	4.915
		R^2	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
	안정성 (부채비율)	ATET	0.007	0.009	0.012	0.026
		표준오차	0.005	0.006	0.011	0.029
		R^2	0.0001	0.0001	0.0002	0.0001
50 ~100인 미만	성장성 (매출액 증가율)	ATET	0.082 ^{***}	-0.083 ^{***}	0.050	-0.128
		표준오차	0.008	0.014	0.031	0.087
		R^2	0.0122	0.0060	0.0013	0.0013
	수익성 (영업이익률)	ATET	-2.426 ^{***}	-1.126	-1.317	0.138
		표준오차	0.742	1.050	1.539	3.658
		R^2	0.0003	0.0001	0.0003	0.0001
	안정성 (부채비율)	ATET	0.007	0.016	0.017	-0.029
		표준오차	0.026	0.028	0.034	0.043
		R^2	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
100 ~200인 미만	성장성 (매출액 증가율)	ATET	0.078 ^{***}	-0.070 ^{***}	0.054	-0.082
		표준오차	0.010	0.018	0.040	0.117
		R^2	0.0173	0.0084	0.0015	0.0020
	수익성 (영업이익률)	ATET	-1.294 ^{***}	-0.568	0.0533	3.479
		표준오차	0.494	0.984	2.320	6.700
		R^2	0.0015	0.0002	0.0001	0.007
	안정성 (부채비율)	ATET	0.004	0.002	-0.032	-0.084
		표준오차	0.016	0.023	0.039	0.092
		R^2	0.0001	0.0003	0.0002	0.0001
200 ~300인 미만	성장성 (매출액 증가율)	ATET	0.122 ^{***}	-0.029	0.016 ^{***}	-0.048
		표준오차	0.017	0.029	0.066	0.218
		R^2	0.0246	0.0065	0.0012	0.0000
	수익성 (영업이익률)	ATET	-1.118	-0.316	-1.036	-0.400
		표준오차	0.990	1.878	4.419	12.617
		R^2	0.0016	0.0007	0.0002	0.0027
	안정성 (부채비율)	ATET	-0.016	-0.007	-0.006	0.029
		표준오차	0.015	0.027	0.054	0.109
		R^2	0.0006	0.0001	0.0001	0.0011

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

V. 결론

본 연구는 정부에서 추진하고 있는 중소기업 수출지원사업에 대한 현황을 살펴보고, 동 사업이 수혜기업 여부가 중소기업의 재무성과에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하였다. 프로빗 모형을 통해 성향점수를 추정하고, 이를 이용한 DID-IPW 기법을 통해 기업의 성장성, 수익성, 안정성 측면에 있어서 중소기업 수출지원사업 수혜 기업과 비수혜 기업 간의 차이가 존재하는지 정량적으로 분석하였다.

실증분석 결과를 위주로 정리해보면 다음과 같다. 첫째, 매출액과 총자산, 각각의 증가율, 영업이익률과 업력이 높을수록 지원을 받을 확률이 낮아지는 반면, 부채비율이 높아질수록 이러한 확률이 커지는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 기존 연구와는 상반되었다. 둘째, 기업규모와 관련하여 5인 이상 기업들이 5인 미만인 기업에 비해 지원 받을 확률이 높게 나타났다. 셋째, 중소기업 수출지원사업의 효과는 기업의 수익성이나 안정성 면에 있어서 크게 나타나지 않았다. 즉, 기업의 성장성 측면에서 중소기업 수출지원이 부분적으로 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있으나, 시간이 지남에 따라 지원 효과의 크기나 부호가 일관되게 나타나지 않았다. 넷째, 기업의 성장성이나 수익성 측면에서의 차이는 기업규모별로 다소 이질적인 것으로 나타났다지만 전체 기업에서 보여준 차이와 크게 다르지 않은 양상을 보였다.

이러한 결과를 종합해보면, 중소기업 수출지원사업의 지원효과가 기업의 성장에 긍정적인 영향을 미치긴 하나, 이러한 지원효과가 단기에 그치고 있어 중장기적인 관점에서 지원사업을 검토하는 것이 필요하다. 정책적으로 볼 때, 중소기업 수출지원사업은 기업의 성장성이나 생산성을 제고함으로써 해외시장 진출을 돕는 방식이 되어야 할 것이다. 또한 수출지원사업의 수혜기업이 진정한 수출기업으로 거듭나기 위해서 기업의 수익성이나 안정성을 배려하기 위한 정책적 관심과 노력도 지속되어야 한다. 개별 기업이 가지는

고유 특성을 고려하여 맞춤형 지원도 이루어져야 할 것이다. 그리고 정부의 중소기업 수출지원 사업이 실질적인 정책효과로 나타날 수 있는 시점, 즉 정책 시차를 충분히 고려하는 것도 필요하다고 하겠다.

본 연구에서는 실제 데이터에 기반을 둔 분석결과를 제시하고 있기 때문에 한정된 정부 예산을 효율적이고 효과적으로 사용하기 위해 수출지원 대상 기업을 어떻게 선정하고 구분할지에 대한 객관적이고 과학적인 기초자료를 제공한다고 평가할 수 있다. 다만, 본 연구에서 제시된 결과는 기존 연구와는 다른 문제 제기와 한계점을 내포하고 있기 때문에 추후에 다양한 자료와 방법론을 적용하여 추가적인 연구가 이루어질 수 있기를 바란다.

참 고 문 헌

- 김정권(2003), 「한국 중소기업의 수출마케팅 전략과 성과의 구조적 관계」, 『국제통상연구』, 제8권, 제2호, 한국통상학회, pp. 83-109.
- 김태형(2010), 「수출지원제도와 수출성과에 대한 실증연구 - 한국 수출중소기업을 대상으로」, 서울과학종합대학원, 박사학위논문.
- 문희철·오현정(2009), 「중소기업 수출제도의 인지도와 활용도가 수출성과에 미치는 영향」, 『중소기업연구』, 제31권, 제2호, pp. 295-316.
- 이병호(2009), 「기업의 혁신역량과 수출마케팅역량이 수출성과에 미치는 영향에 대한 분석」, 『국제경영리뷰』, 제13권, 제3호, pp. 29-46.
- 이영범(2006), 「중소기업 정책자금 수혜 기업의 상대적 효율성과 생산성 추이 분석」, 『행정논총』, 제44권, 4호, pp. 199-229.
- 장미애·안상훈·이상무·전봉걸(2015), 「정부의 수출지원사업이 기업의 매출과 부가가치에 미치는 영향」, 『국제통상연구』, 제20권, 제2호, pp. 1-27.
- 정재승(2007), 「우리나라 중소기업 수출지원제도의 성과에 관한 실증연구」, 중앙대학교, 박사학위논문.
- 표한형·정유훈(2017), 「이노비즈 인증의 매출과 고용 성장에 미치는 효과 분석」, 『한국경제연구』, 제35권, 제2호, pp. 41-66.
- 표한형·최현호(2018), 「중소 제조기업에 대한 수출지원사업의 성과는 있는가?」, 『KOSBI 중소기업포커스』, 제18-27호, pp. 41-66.
- 한국개발연구원(2017), 『중소기업 수출지원사업 심층평가』, 기획재정부.
- 한국개발연구원(2018), 『2018 경제전망』.
- Aw, Bee Yan, Mark, J. Roberts and Daniel, Yi Xu(2011), "R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics," *American Economic Review*, Vol. 101, No. 4, pp. 1312-1344.
- Bernard, Andrew B. and J. Bradford, Jensen(1999), "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?," *Journal of International Economics*, Vol. 47, No. 1, pp. 1-25.
- _____ (2004), "Why Some Firms Export," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 2,

- pp. 561-569.
- De Loecker, Jan(2007), "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia," *Journal of International Economics*, Vol. 73, No. 1, pp. 69-98.
- _____ (2013), "Detecting Learning by Exporting," *American Economic Journal, Microeconomics*, Vol. 5, No. 3, pp. 1-21.
- EC(2007), *Supporting the Internationalization of SMEs: Good Practice Selection*, EC Directorate-General for Enterprise and Industry.
- Freixanet, Joan(2012), "Export Promotion Programs: Their Impact on Companies' Internationalization Performance and Competitiveness," *International Business Review*, Vol. 21, No. 6, pp. 1065-1086.
- Gencturk, E. F. and Kotabe, M.(2001), "The Effect of Export Assistance Program Usage on Export Performance: A Contingency Explanation," *Journal of International Marketing*, Vol. 9, No. 2, pp.51-72.
- Government Accountability Office(2009), *International Trade: Observations on U.S and Foreign Countries' Export Promotion Activities*.
- Heckman, J., H. Ichimura and P. Todd(1997), "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, pp. 605-654.
- Hirano, K. and G. W. Imbens(2001), "Estimation of Causal Effects Using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right aq` Heart Catheterization," *Health Services and Outcomes Research Methodology*, Vol. 2, No. 3, pp. 259-278.
- Lerner, Josh(1999), "The Government as Venture Capitalist: The Long-Run Impact of the SBIR Program," *Journal of Business*, Vol. 72, No. 3, pp. 285-318.
- Lederman, D., Olarreaga, M. and Payton, L.(2010), "Export promotion agencies: Do they work?," *Journal of Development Economics*, Vol. 91, No. 2, pp. 257-265.
- Melitz, Marc J.(2003), "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica*, Vol. 71, No.

- 6, pp. 1695-1725.
- OECD(2008), "Removing Barriers to SME Access to International Markets," Report by the OECD Working Party on SMEs and Entrepreneurship, *OECD Publishing*: Paris.
- _____(2009), "Top Barriers and Drivers to SME Internationalisation," Report by the OECD Working Party on SMEs and Entrepreneurship, *OECD Publishing*: Paris.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss(1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 393-410.
- Storey, D. J.(1994), *Understanding the Small Business Sector*, Routledge: London.
- USITC(United States International Trade Commission)(2010), "Small and Medium-Sized Enterprises: U.S. and EU Export Activities, and Barriers and Opportunities Experienced by U.S. Firms," *USITC Publication 4169*, Investigation No. 332-509.
- Van Biesebroeck, Johannes, Emily Yu and Shenjie Chen(2015), "The Impact of Trade Promotion Services on Canadian Exporter Performance," *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'economique*, Vol. 48, No. 4, pp. 1481-1512.
- Volpe Martincus, Christian and Jerónimo Carballo(2008), "Is Export Promotion Effective in Developing Countries? Firm-Level Evidence on the Intensive and the Extensive Margins of Exports," *Journal of International Economics*, Vol. 76, No. 1, pp. 89-106.
- _____(2010a), "Beyond the Average Effects: The Distributional Impacts of Export Promotion Programs in Developing Countries," *Journal of Development Economics*, Vol. 92, No. 2, pp. 201-214.
- _____(2010b), "Export Promotion: Bundled Services Work Better," *The World Economy*, Vol. 33, No. 12, pp.1718-1756.

〈Abstract〉

A Empirical Study on Evaluating Financial Performance of Export Promotion Beneficiary Enterprises in Korean SMEs

Daeyong Kim

This paper evaluates the effects of export promotion program, initiated by the ministries and related public institutions in Korea, on the financial performance of beneficiary firms. We consider not only non-beneficiary firms, but also assess the dynamic impact of average treatment upon this program. The estimates in this paper suggest that the effects of the average initially beneficiary firms' growth have been positive, but the other cases, in terms of profitability and stability, does not show a statistically significant estimates and unexpected outcome. Furthermore, the treatment effects on export promotion program are heterogeneous across firm size categories, but the estimates are not different from the whole sample's properties.

Keywords : SMEs, Export promotion, Financial performance,
Difference-in-difference

정보비대칭과 재무적 제약에 따른 보유현금가치*

: 중소기업과 대기업의 비교

김선화**

- I. 서론
- II. 선행연구 검토 및 가설 설정
- III. 연구방법 및 표본선정
- IV. 실증분석 결과
- V. 결론

* 본 논문을 심사해 주신 익명의 심사위원들께 감사드린다. 그리고 본 연구에 있는 모든 오류는 전적으로 저자의 책임임을 밝혀둔다.

** 전남대학교 경영연구소 연구원 | hskj1220@naver.com

접수일: 2019년 3월 15일, 심사의뢰일: 2019년 3월 19일, 게재확정일: 2019년 4월 5일

요 약

본 연구는 대기업과 중소기업이 직면하는 경영환경의 차이 때문에 투자자들이 보유현금 가치를 다르게 평가하는지를 검증하였다. 분석결과, 첫째, 대기업의 보유현금은 기업 가치에 긍정적인 영향을 미쳤으나 중소기업의 보유현금은 기업 가치에 영향을 미치지 못하였다. 둘째, 정보비대칭이 높은 경우 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치는 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 재무적 제약이 높은 경우 중소기업의 보유현금 가치는 증가하였으나 대기업의 보유현금 가치의 증가는 발견하지 못하였다. 투자자들이 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치를 차별적으로 인지하고 있으며, 특히 정보비대칭이 높고 재무적 제약이 높은 중소기업의 보유현금에 대해 투자자들이 호의적으로 평가하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 향후 정부의 중소기업 정책뿐만 아니라 중소기업의 현금보유 전략에도 참고 자료가 될 것이다.

핵심용어 : 중소기업, 현금보유, 기업가치, 정보비대칭,
재무적 제약

I. 서론

기업 가치를 향상시키기 위해서 기업은 어느 정도 현금을 유지해야 할 것인가가 중요한 사안이 되고 있고, 학계에서는 투자자들이 기업의 보유현금을 어떻게 평가하는지에 대한 많은 연구들이 진행되었다. Dittmar et al. (2003), Faulkender and Wang(2006), Chen(2008) 등은 보유현금과 기업 가치와 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였으며, 보유현금수준이 높아질수록 과도한 투자유인이 발생할 수 있기 때문에 투자자들이 높은 보유현금을 부정적으로 평가하고 있음을 주장하였다. 그러나 이와는 반대로 Fresard (2010)는 보유현금에 따른 대리인 문제의 발생가능성 보다는 투자기회 등 불확실성에 대비하기 위한 예비적 동기 차원에서 투자자들이 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 보고하였다. 이처럼 보유현금에 대한 투자자의 평가는 상반되게 나타나고 있다.

2008년 금융위기 이후 기업의 보유현금비율이 급격히 증가하였으며, 이러한 경영환경의 변화에 따라 국내에서도 보유현금 가치에 대한 다수의 연구가 수행되었다. 박춘광·남현정(2014)의 연구에서는 보유현금 수준이 높을수록 기업 가치가 낮아진다는 연구결과를 발표하였으나 김정태·노희천(2012)의 연구에서는 보유현금 수준이 높을수록 기업 가치가 높아진다는 연구결과를 발표하였다. 송민섭(2014) 및 김선화·김형완(2018)의 연구에서는 금융위기 이후에 보유현금이 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 특히 2008년 금융위기 이후에 자본조달이 어려워지면서 보유현금이 증가할 경우 경영자의 사적 유인에 따른 대리인 문제 발생 가능성 보다는 투자기회 상실 및 불확실성에 대비하는 예비적 동기 차원에서 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 그렇지만 이러한 결과는 주로 대기업에서 발생하는 효과일 가능성이 있다. 대기업과 중소기업이 직면하는 경영환경의 차이 때문에 투자자들은 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치를 다르

게 인식할 수 있다.

대기업의 경우 대리인 문제가 클 뿐만 아니라 지배주주의 영향력이 크기 때문에 지배주주가 보유현금을 자신의 특권을 증가시키기 위한 비생산적인 자산을 구입하거나 과도한 투자를 할 가능성이 높다(Stulz, 1990; 박춘광·남현정, 2014). 한편 대기업은 중소기업에 비하여 자금조달이 용이하기 때문에 투자기회를 쉽게 포착할 수 있지만 중소기업은 자금 여력이 좋지 않고 정보비대칭이 높아 자금조달이 어렵기 때문에 투자기회를 포착하기가 쉽지 않다. 따라서 투자자들이 대기업과 중소기업의 이러한 경영환경을 고려한다면 보유현금 가치를 다르게 평가할 가능성이 있다. 그러나 지금까지 중소기업의 보유현금 가치에 대한 논의나 실증연구가 이루어진 바가 없다.

본 연구에서는 중소기업과 대기업에서 보유현금 가치가 차별화되는지를 검증하고자 하며, 다음과 같은 네 가지 차원에서 연구를 수행한다. 첫째, 중소기업과 대기업에서 보유현금이 기업 가치에 미치는 영향을 검증한다. 둘째, 중소기업과 대기업에서 정보비대칭에 따른 보유현금 가치가 차별화되는지를 검증한다. 셋째, 중소기업과 대기업에서 재무적 제약에 따른 보유현금 가치가 차별화되는지를 검증한다. 추가적으로, 중소기업과 대기업에서 보유현금이 수익성에 미치는 영향을 분석한다.

분석결과, 첫째, 대기업에서는 보유현금이 기업 가치에 긍정적인 영향을 미쳤으나 중소기업에서는 이러한 관련성을 발견하지 못하였다. 둘째, 대기업과 중소기업 모두에서 정보비대칭이 높은 경우 보유현금 가치는 증가하였다. 셋째, 재무적 제약이 높은 경우 중소기업의 보유현금 가치는 증가하였으나 대기업의 보유현금 가치의 증가는 발견되지 않았다. 넷째, 대기업의 보유현금은 수익성에 긍정적인 영향을 미쳤으나 중소기업의 보유현금은 수익성에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과, 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치는 다르게 평가되고 있고, 보유현금이 수익성에 미치는 영향 또한 다른 것으로 나타났다. 정보비대칭이 높고 재무적 제약이 높은 중소기업의 보유현금에 대해 투자자들이 긍정적으로 평가하고 있으며,

이러한 결과는 향후 정부의 중소기업정책 입안과정과 중소기업의 보유현금 전략에 도움이 될 것이다.

본 연구의 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토한 다음 이를 바탕으로 연구가설을 기술한다. 제Ⅲ장에서는 연구방법과 표본선정에 대하여 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 본 연구의 한계점과 시사점을 기술한다.

Ⅱ. 선행연구 검토 및 가설 설정

1. 선행연구 검토

보유현금과 관련된 선행연구는 보유현금 수준을 결정하는 요인과 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 대한 연구로 분류해 볼 수 있다. 다음에서는 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 대한 연구들을 살펴보고자 한다. 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 대한 연구로는 첫째, 보유현금이 기업 가치에 미치는 영향, 둘째, 자본제약이 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 미치는 영향, 셋째, 성장기회가 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 미치는 영향, 넷째, 정보비대칭이 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 미치는 영향, 다섯째, 기업지배구조가 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 미치는 영향, 여섯째, 다각화 및 국제화가 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 미치는 영향, 마지막으로, 위험회피성향이 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 미치는 영향 등으로 요약할 수 있다.

Dittmar et al.(2003), Faulkender and Wang(2006), Chen(2008), 박춘광·남현정(2014) 등은 보유현금이 증가할수록 경영자가 과도한 투자를 실행할 가능성이 높기 때문에 기업 가치가 감소한다는 결과를 발표하였다. 그러나 Fresard(2010)는 보유현금에 따른 대리인 문제의 발생가능성 보다

는 불확실성에 대비하기 위한 차원에서 투자자들이 기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하고 있음을 보고하였다.

Faulkender and Wang(2006)과 Denis and Sibilkov(2010) 등은 재무적 제약이 높은 기업의 보유현금 가치가 더 높다는 결과를 보고하였으며, 이는 보유현금이 적을 때 포기할 수 있는 투자기회를 포착할 수 있기 때문으로 해석하였다. 국내연구로서 임병균 등(2011)은 기업이 외부 자본시장으로부터 자본조달의 제약이 높은 기업일수록, 즉 현금배당 성향이 높을수록, 규모가 작은 기업일수록, 채권의 신용등급이 낮을수록, 현금보유 가치는 높은 것으로 보고하였다. 한편 Pinkowitz and Williamson(2006)은 성장기회가 많고 투자기회의 변동성이 큰 기업의 보유현금 가치가 높은 것으로 보고하였으며, 이는 투자자들이 현금을 보유하지 못함으로 인한 기회비용을 높게 인지한 결과로 해석하였다. Chung et al.(2011)은 정보비대칭이 높은 기업의 보유현금 가치가 작게 나타나고 있음을 보고하였으며, 이는 정보비대칭이 높은 경우 경영자들이 사적 효익을 위해 현금을 유용할 가능성이 높고 경영자에 대한 감독이 쉽지 않기 때문으로 해석하였다.

한편 Kalcheva and Lins(2007)는 주주의 권리가 잘 보장되지 않고 소액주주에 대한 법적 보호가 약할수록 보유현금의 가치가 감소하는 것으로 보고하였으며, Dittmar and Mahrt-Smith(2007)는 기업의 지배구조가 좋을수록 보유현금에 따른 기업 가치는 더욱 증가한다는 것을 발견하였다. Bebchuk et al.(2005)는 기업의 보유현금 가치는 지배구조가 좋은 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 높게 나타났으며, 이는 투자자들이 보유현금으로 인한 대리인 비용이 감소할 것으로 기대하기 때문에 기업 가치가 증가한다고 해석하였다. 박순홍·연강흠(2009)은 보유현금이 기업 가치와 긍정적인 관련성이 있음을 보고하였으며, 또한 기업지배구조가 우수한 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 보유현금이 기업 가치에 미치는 긍정적인 영향이 더 커짐을 발견하였다. 이는 보유현금을 증가시키더라도 기업지배구조가 좋을 경우 경영자가 주주가치 증가를 위한 의사결정을 하도록 효율적으로 감

시할 수 있기 때문에 보유현금 가치가 더 증가하는 것으로 해석하였다. 김경태·노희천(2012)은 순자산 및 당기순이익에 더불어 추가적으로 보유현금에 따른 가치 관련성이 있는지를 검증하였으며, 보유현금의 가치 관련성은 소유지배 괴리도가 높아질수록 반감됨을 보고하였다. 이는 기업지배구조가 취약할 경우 소유경영자가 현금을 사적 효익을 위해 재량적으로 사용할 수 있는 개연성이 있기 때문에 투자자들이 부정적으로 평가하는 것으로 해석하였다.

한편 Subramaniam et al.(2010)과 Tong(2011)에 의하면, 보유현금 가치가 단일 사업부문을 가진 기업보다 다각화된 기업에서 낮아지고 있음을 보고하였다. 박춘광·남현정(2014)의 연구에 의하면, 보유현금이 많을수록 기업 가치에 부정적인 영향을 미쳤으며, 국제화될수록 부정적인 영향이 더 커짐을 발견하였다. 최근 국내 연구로서 김선화·김형완(2018)의 연구에 의하면, 보유현금은 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치고 있으나 경영자의 위험회피성향이 높은 기업의 보유현금 가치는 반감되는 것으로 나타났다. 위험회피성향이 높은 기업에서 보유현금은 비효율적인 투자로 인하여 대리인 비용이 높게 발생하였으며, 투자자들은 위험회피성향이 높은 기업의 보유현금을 부정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 이상의 선행연구를 검토한 결과, 보유현금과 기업 가치와의 관련성에 대한 연구들은 전체 상장기업을 대상으로 분석하고 있으며, 중소기업의 보유현금 가치에 대한 선행연구는 찾아보기 어렵다.

2. 가설

기업은 일정수준의 현금을 기업 내부에 유보시킴으로써 영업활동을 원활하게 할 수 있고(Baumol, 1952; Miller and Orr, 1966), 예상하지 못한 자금의 수요에 대비할 수 있다. Almeida et al.(2004)과 Han and Qiu(2007) 등은 현금흐름의 불확실성이 높고 외부 자본시장으로부터 자본 조달

이 어려울수록 거래비용을 절감하고 불확실한 상황에 대비하고자 보유현금을 증가시키는 경향이 있음을 주장하였다. 그러나 보유현금은 경영자의 사적 유인을 증가시킬 수 있기 때문에 경영자와 주주사이의 대리인 문제의 근원이 될 수 있다. 소유와 경영이 분리될 경우, 경영자는 자신의 특권을 위한 비생산적인 자산을 구입하거나, 왜곡된 투자의사결정 및 업무태만 등으로 비효율적인 자산의 운용이 이루어짐으로써(Stulz, 1990), 대리인 비용이 높게 발생할 가능성이 있다. 이러한 대리인 문제 때문에 보유현금이 높아질수록 기업 가치가 낮아진다는 연구결과가 있다(Dittmar et al., 2003; Faulkender and Wang, 2006; Chen, 2008). 이 연구들은 보유현금이 증가할수록 경영자의 과도한 투자를 유발시킬 수 있기 때문에 투자자들이 높은 보유현금에 대해 부정적으로 평가하는 것으로 해석하였다. 그러나 Fresard(2010)에 의하면, 투자자들이 보유현금에 따른 대리인 문제보다는 투자기회 등 불확실성에 대비하기 위한 차원에서 기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 이처럼 보유현금에 대한 투자자의 평가는 선행연구에서 상반되게 나타나고 있다.

2008년 금융위기로 인한 금융채권 및 금융시장의 장기적인 위축은 기업들이 외부 자본시장을 통해 자금을 조달하는 것을 어렵게 만들었다. 이러한 경영환경의 변화로 인해 투자자들은 기업의 보유현금을 중요하게 인식하게 되었고(송민섭, 2014), 기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다(김경태·노희천, 2012; 김선화·김형완, 2018). 이들은 투자자들이 보유현금에 따른 대리인 문제 발생가능성 보다는 투자기회 등 불확실한 상황에 대비하기 위한 예비적 동기 차원에서 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 해석하였다. 대기업을 자금조달이 용이하기 때문에 보유현금으로 투자기회를 쉽게 포착할 수 있다. 따라서 투자자들은 대기업을 보유현금이 장기적인 주주가치를 증가시키는 방향으로 투자될 것으로 기대할 가능성이 높다. 그러나 중소기업은 투자기회를 포착하기 어렵기 때문에 고정자산과 같은 장기적인 수익성이 기대되는 자산에 투자되지 못할 가능성이 높다(우석

진 등, 2015). 따라서 투자자들이 중소기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하지 않을 가능성이 있다. 그러나 이에 대해서는 단언하기 어렵기 때문에 다음과 같은 귀무가설을 설정한다.

가설 1: 보유현금이 기업 가치에 미치는 영향은 대기업과 중소기업에서 차이가 없을 것이다.

투자자들은 기업의 수익흐름이나 미래 성장가능성 등 기업의 특성을 잘 알지 못할 경우 매입할 증권을 과소평가하는 것으로 보고되고 있다(Myers and Majluf, 1984). 따라서 기업과 투자자 사이의 정보비대칭이 높을수록 자금조달비용은 상승하게 되고 자금조달의 어려움에 직면하게 된다. 때문에 정보비대칭이 높은 기업일수록 자본조달의 어려움을 고려하여 보다 많은 현금을 보유하는 것으로 보고되고 있다. 국내기업의 경우에도 정보비대칭이 높은 기업의 경우 보유현금이 증가하는 것으로 보고되고 있다(공재식, 2006). 그러나 기업과 투자자간의 정보비대칭이 높을 경우 경영자의 도덕적 해이의 개연성이 높기 때문에(동학림·김문겸, 2013; 이건희·정상진, 2014), 보유현금은 경영자의 사적유인을 증가시킬 가능성이 있다.

중소기업의 경우에 정보비대칭이 높을 경우 대리인 문제의 발생 가능성이 있지만¹⁾, 2008년 금융위기 이후에 자본조달이 어려워졌기 때문에 투자자들

1) 중소기업의 대리인 문제 발생가능성을 조사하기 위하여 두 가지 조사를 하였다. 먼저, 대리인 문제의 본질은 소유와 경영의 분리에서 비롯된다는 점에서 신현한·장진호(2005) 및 김선화(2018)의 연구에서와 같이 경영자 유형을 조사하여 실제로 중소기업에서 전문경영자가 어느 정도 되는지를 파악하였다. 최고경영자가 사업보고서에서 최대주주이거나 최대주주의 특수관계인으로 분류되어 있는 경우에 최고경영자를 소유경영자로 구분하고, 그렇지 않은 경우 최고경영자를 전문경영자로 구분하였다. 조사결과, 중소기업에서는 전문경영자 기업이 34.2%이며, 대기업의 경우에도 33.6%로 나타나 차이를 보이지 않았다. 한편, 중소기업의 지배주주지분율의 평균값은 38.1%이며, 대기업의 지배주주지분율의 평균값은 41.5%로 대기업의 지배주주지분율이 다소 높게 나타났다. 경영자 유형과 소유지분율을 조사한 결과, 중소기업에서도 전문경영인이 많은 비중을 차지하고 있고 지배주주지분율이 다소 낮음을 고려할 때, 대리인 문제의 발생할 가능성을 배제할 수 없다.

은 자본조달의 어려움에 직면할 가능성을 더 크게 우려할 수 있다. 특히 중소기업은 사적 정보의 접근성이 쉽지 않기 때문에 대기업에 비하여 일반적으로 정보비대칭이 심하며, 높은 자본비용을 부담하는 것으로 보고되고 있다(동학림·김문겸, 2013; 이건희·정상진, 2014). 따라서 정보비대칭이 높은 중소기업에서는 자본조달의 어려움에 직면할 가능성을 고려하여 보유현금을 증가시키고자 할 것이며, 투자자들도 긍정적으로 평가할 가능성이 있다. 한편 대기업의 경우에, 정보비대칭이 높다면 자본조달의 어려움에 직면할 가능성이 있지만 현금거래가 아닌 신용거래를 할 수 있는 여력이 크고 현금소요를 뒤로 미룰 수 있다(우석진 등, 2015). 반면 정보비대칭이 높아지면 경영자의 사적 유인이 증가될 가능성은 커질 것이다. Chung et al.(2011)의 연구에 따르면 정보비대칭이 높은 기업에서는 보유현금으로 인한 기업가치 증가가 작게 나타났다. 이는 투자자들이 정보비대칭이 높을 경우 경영자에 대한 감독이 쉽지 않기 때문에 보유현금이 경영자의 사적 효익을 위해 유용될 가능성을 높게 인지한 것으로 해석하였다. 이러한 선행연구에 근거해 볼 때, 대기업의 보유현금이 기업 가치에 긍정적인 영향을 미칠지라도 정보비대칭이 높은 경우에 보유현금 가치의 증가는 나타나지 않을 것이다. 그러나 이에 대해서는 단언하기 어렵기 때문에 다음과 같은 귀무가설을 설정한다.

가설 2: 정보비대칭에 따른 기업 가치 변화는 대기업과 중소기업에서 차이가 없을 것이다.

재무적 제약이 높은 기업의 보유현금은 기업 가치를 증가시킬 수 있다. 이는 기업이 현금을 보유하고 있으면, 유망한 투자기회를 포기하지 않아도 되고, 보유자산을 헐값으로 처분하지 않아도 되며, 기업 가치를 증가시키는 투자를 위해 보유한 현금을 즉시 이용할 수 있기 때문이다. 그러나 만약 기업의 재무적 제약이 경영자의 도덕적 해이에서 발생한 것이라면 보유현금은 기업 가치를 감소시킬 것

이다. 즉, 경영자들이 주주부의 극대화보다는 성과를 과시하기 위해 보유현금을 수익성이 없는 사업에 과잉 투자하여 현금을 낭비한다면 주주와 경영자 간에 대리인 갈등이 발생할 수 있고 기업 가치 하락으로 이어질 수 있다. 이러한 대립되는 두 가지 이론이 존재하지만 실증연구들에서는 전자를 지지하는 결과를 제시하였다. 투자자금을 조달함에 있어서 외부적으로 재무적 제약이 높은 기업들은 재무적 제약이 낮은 기업들보다 보다 더 많은 현금을 보유하고 있으며(Almeida et al., 2004), 이들 기업의 보유현금 가치는 더욱 증가되는 것으로 보고되고 있다(Faulkender and Wang, 2006; Denis and Sibilkov, 2010; 임병균 등, 2011).

국내 중소기업은 대기업에 비하여 높은 부채조달비용을 부담하고 있고(김선화·정용기, 2018), 다양한 자본조달 원천이 부족하다. 따라서 중소기업이 재무적 제약이 높은 경우 자본조달이 어렵기 때문에 현금을 축적해 놓지 못하면 유동성 경색으로 쉽게 파산할 수 있다(빈기범·서은숙, 2014). 따라서 투자자들은 재무적 제약이 높은 중소기업의 보유현금을 긍정적으로 평가할 가능성이 있다. 한편 대기업의 경우에는 재무적 제약이 높더라도 은행이나 자본시장에서 비교적 자본조달이 용이하다. 따라서 대기업의 보유현금이 기업 가치에 긍정적인 영향을 미칠지라도 재무적 제약이 높은 경우에 보유현금 가치의 증가는 나타나지 않을 수 있다. 그러나 이에 대해서는 단언하기 어렵기 때문에 다음과 같은 귀무가설을 설정한다.

가설 3: 재무적 제약에 따른 기업 가치 변화는 대기업과 중소기업에서 차이가 없을 것이다.

III. 연구방법 및 표본선정

1. 연구모형

본 연구에서는 가설 1을 검증하기 위하여 아래와 같은 식 (1)을 설정하며, 대기업과 중소기업을 대상으로 분석한다. 식 (1)에서 종속변수는 기업 가치로서 토빈-Q비율(*Tobin-Q*)을 사용한다. 토빈-Q비율은 보통주와 우선주의 시가총액에 부채총액을 합산한 금액을 총자산으로 나누어 측정한다. 또한 기업 가치로서 자기자본의 시장가치 대비 장부가치 비율(*MTB*)을 사용하며, 보통주와 우선주의 시가총액을 자기자본으로 나누어 측정한다. 식 (1)에서 본 연구의 관심변수는 보유현금 수준을 나타내는 현금보유비율(*Cash-H_t*)이다. 현금보유비율(*Cash-H_t*)²⁾은 선행연구들에서 다양한 측정치를 이용하고 있다. Dittmar et al.(2003), 신동령(2008), 신민식·김수은(2010) 등은 현금보유비율로서 현금과 현금등가물을 (총자산-현금과 현금등가물)로 나눈 값을 사용하였으며, 신동령(2013)은 현금 및 현금등가물과 유가증권을 합산한 금액을 총자산으로 나눈 값을 이용하였다. 또한 박순홍·연강흠(2009)은 현금 및 현금등가물에 시장성 유가증권을 합산한 금액을 총자산으로 나눈 값을 이용하였다. 본 연구에서는 운전자본으로 사용할 수 있는 범위의 수준을 고려하여(Harford et al., 2008), 현금 및 현금등가물에 단기금융상품을 합산한 금액을 현금보유액으로 산정하였다(김경태·노희천, 2012; 김선화·김영오, 2015). 이는 적은 거래비용으로 현금으로 전환가능하기 때문이다. 현금보유비율(*Cash-H_t*)은 현금보유액을 총자산으로 나눈 값이다.

통제변수에 대해서는 선행연구들(고윤성·오원정, 2006; 강신애·민상기,

2) 초과보유현금 수준에 대한 투자자의 평가기준이 상이할 뿐만 아니라 평가오차가 크기 때문에 투자자나 재무분석가는 기업의 보유현금총액을 사용하는 경향이 있다. 본 연구는 선행연구(김경태·노희천, 2012)처럼 현금보유비율에 초점을 둔다.

2010; 김경태·노희천, 2012; 송민섭, 2014)에서 일반적으로 기업 가치에 영향을 미치는 것으로 검증된 기업규모($Size_t$), 총자산이익률($ROAt$), 매출액성장성($S-Growth_t$), 배당성향($Dividend_t$)을 통제한다. 그 밖에 기업 가치에 영향을 미칠 것으로 예상되는 산업더미($dIndustry_t$) 및 연도더미($dYear_t$)변수를 통제한다.

가설 2와 가설 3을 검증하기 위하여 아래와 같은 식 (2)를 설정하며, 대기업과 중소기업을 대상으로 분석한다. 식 (2)에서 가설 2를 검증하기 위한 관심변수는 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항($Cash-H_t \cdot dInfor-A^H_t$)이다. 선행연구에서 사용된 정보비대칭의 대용변수들은 주로 기업규모, 재무분석가 예측에러, 주식수익률의 변동성 등이다. 규모가 큰 기업이 상대적으로 더 잘 모니터링 되고 있어 불확실성이 제거될 수 있기 때문에 규모가 큰 기업일수록 정보비대칭이 낮은 것으로 보고되고 있으며(Ozkan and Ozkan, 2004), 정보비대칭의 대용변수로 사용되고 있다. 그러나 기업규모는 시계열적 변동보다는 횡단면적 변동을 파악하는 데 유용하기 때문에 패널자료를 이용한 분석에서는 그 유용성이 약화될 수 있다. 이러한 문제점 때문에 시계열변동을 파악할 수 있는 재무분석가 예측에러와 일별주식수익률의 변동성이 정보비대칭의 적절한 대용변수로 이용되고 있다. 그러나 중소기업의 경우에 재무분석가 예측치와 관련된 자료가 제한적이어서 본 연구에서는 Leuz and Verrecchia(2000) 및 조중석·조문희(2010)의 연구에서와 같이 일별주식수익률의 변동성을 사용한다. 일별주식수익률의 변동성은 일별주식수익률의 표준편차로 측정하며, 일별주식수익률의 표준편차가 중위수 이상이면 정보비대칭이 높은 기업으로 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수를 사용한다. 일별주식수익률의 표준편차가 크다는 것은 자본시장의 투자자와 기업 사이의 정보비대칭이 크다는 것을 의미한다(조중석·조문희, 2010).

식 (2)에서 가설 3을 검증하기 위한 관심변수는 현금보유비율과 부채이자율의 더미변수의 상호작용항($Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$)이다. 본 연구에서는 재무적 제약변수로서 부채조달비용(부채이자율)을 사용한다. Denis and

Sibilkov (2010)에 의하면, 재무적 제약이란 외부자금 조달비용이 높고 외부자금에 대한 접근성이 낮아 자금조달의 어려움에 직면한 것으로 정의된다. 선행연구의 정의에 따라 본 연구에서는 외부자금 조달비용을 재무적 제약변수로 사용하며, 부채이자율이 중위수 이상이면 재무적 제약이 높은 기업으로 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수를 사용한다. 부채조달비용은 부채이자율을 사용하며, Francis et al.(2005) 및 김선화·정용기(2018)의 측정방법에 따라 총금융비용³⁾을 평균이자발생부채⁴⁾로 나눈 부채이자율을 사용한다.

$$Tobin-Q_t / MTB_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 S-Growth_t + \beta_5 Dividend_t + \beta_6 dIndustry_t + \beta_7 dYear_t + \epsilon_t \quad \text{--- (1)}$$

$$Tobin-Q_t / MTB_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 dInfor-A_t^H + \beta_3 dD-Cost_t^H + \beta_4 Cash-H_t * dInfor-A_t^H + \beta_5 Cash-H_t * dD-Cost_t^H + \beta_6 Size_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 S-Growth_t + \beta_9 Dividend_t + \beta_{10} dIndustry_t + \beta_{11} dYear_t + \epsilon_t \quad \text{----- (2)}$$

$Tobin-Q_t$ = 토빈-Q비율[(보통주시가총액+우선주시가총액+총부채)/총자산]
 MTB_t = 시장가치 대 장부가치비율[(보통주시가총액+우선주시가총액)/자기자본]
 $Cash-H_t$ = 현금보유비율(현금 및 현금등가물+단기금융상품)/총자산]
 $dInfor-A_t$ = 정보비대칭의 더미변수(일별수익률의 표준편차가 중위수 이상이면 정보 비대칭이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0)
 $dD-Cost_t^H$ = 부채이자율의 더미변수(부채이자율이 중위수 이상이면 재무적 제약이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0)
 $Cash-H_t * dInfor-A_t^H$ = 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항

3) 한국신용평가정보(주)에서 제공하는 총금융비용을 사용하며, 총금융비용은 다음과 같이 계산된다.

총금융비용 = 이자비용 + 사채이자 + 사채상환손실 - 사채상환이익 + 건설자금이자

4) 한국신용평가정보(주)에서 제공하는 평균이자발생부채를 사용하며, 이자발생부채는 다음과 같이 계산된다.

이자발생부채 = 단기차입금 + 유동성장기부채 - 기타유동성장기부채 + 단기사채 + 장기사채 + 장기차입금 + 단독표시된 금융리스부채 + 장기미지급금 중의 금융리스부채 + 정리채무중장기차입금 등 정리채무 + 장단기유동화채무

$Cash-H_t \cdot dD - Cost_t^{-H}$ = 현금보유비율과 부채이자율 더미변수의 상호작용항
 $Size_t$ = 기업규모(총자산의 자연로그 값)
 ROA_t = 총자산이익률(당기순이익/기초총자산)
 $S-Growth_t$ = 매출액성장성[(당기매출액-전기매출액)/전기총자산]
 $Dividend_t$ = 배당성향(현금배당/당기순이익)
 $dIndustry_t$ = 산업 더미변수(해당 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0)⁵⁾
 $dYear_t$ = 연도 더미변수(해당 연도에 속하면 1, 그렇지 않으면 0)

2. 표본선정 및 자료수집

본 연구는 2010년부터 2015년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 한다. 2008년 금융위기로 인해 기업들이 외부 자본시장의 접근성에 제약을 받게 되면서 보유현금이 급격히 증가하였고 투자자들도 기업의 보유현금을 중요하게 인식하기 시작하였기 때문이다. 또한 주가지수하락은 금융위기 이후 2009년 3월까지 지속되었기 때문에 2010년 이후를 분석기간으로 설정한다. 현금보유비율 및 일별주식수익률의 표준편차와 기타 재무자료는 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE의 자료를 이용한다.

〈표 1〉 표본의 선정

표본의 선정기준	표본 수 (기업-연)
1) 상장기업 중 비금융업에 속하면서 12월 결산법인에 속한 기업	
2) 제외: 일별주식수익률의 표준편차를 이용할 수 없는 기업	
총금융비용을 이용할 수 없는 기업	
자본잠식이 있는 기업	
기타 재무자료를 이용할 수 없는 기업	
3) 전체표본	2,528
4) 대기업 표본	2,130
5) 중소기업 표본	398

5) 산업 더미변수의 경우에는 한국신용평가정보(주)에서 제공되는 산업분류의 중분류기준에 따라 분류하였으며 〈표 2〉와 같이 19개 산업으로 분류하여 산업 더미변수를 통제하였다.

본 연구에서는 표본의 동질성을 높이기 위하여 상장기업 중 금융업을 제외한 12월 결산 기업으로 표본을 한정하였다. 일별주식수익률의 표준편차를 정보비대칭의 대용변수로 사용하였기 때문에 일별주식수익률의 표준편차를 이용할 수 없는 기업은 제외하였다. 부채이자율 측정을 위해 총금융비용을 이용할 수 없는 기업은 제외하였으며, 자본잠식기업은 측정상의 오류가 발생할 수 있기 때문에 제외하였다. 그 밖에 재무자료가 결측값을 갖는 기업은 제외하고 최종적으로 2,528개 기업이 분석에 사용되었으며, 이중 대기업은 2,130개 기업이며, 중소기업은 398개 기업이다⁶⁾. 대기업과 중소기업에 대한 업종별 분포는 <표 2>와 같다. <표 2>에 의하면, 중소기업 표본이 다소 적기는 하지만 운송업을 제외한 모든 업종에서 대기업과 중소기업이 고루 분포되어 있음을 알 수 있다.

<표 2> 대기업과 중소기업의 업종별 분포

업종구분	대기업	중소기업	전체표본
음·식료품제조업	133	12	145
섬유, 의복제품제조업	88	6	94
펄프 및 종이제품제조업	75	20	95
화학물 및 화학제품제조업	202	36	238
의료용 물질 및 의약품제조업	116	36	152
고무, 플라스틱제품제조업	58	20	78
비금속광물제품제조업	61	15	76
제1차금속제조업	170	30	200
전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업	101	45	146
기타기계 및 장비제조업	95	15	110
금속가공제품제조업	26	6	32
전기장비제조업	50	10	60

6) $Tobin-Q_t$, MTB_t , $Cash-H_t$, $Infor-A_t$, $D-Cost_t$, $Size_t$, ROA_t , $S-Growth_t$, $Dividend_t$ 변수들에 대하여 양극단에서 각각 1%씩 이상치를 조정하였다.

업종구분	대기업	중소기업	전체표본
자동차와 트레일러 및 기타 운송장비제조업	170	13	183
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	44	6	50
종합건설업	110	10	120
도소매 및 상품중개업	153	47	200
운송업	75	0	75
서비스업	280	30	310
기타	123	41	164
합계	2,130	398	2,528

주 : 한국신용평가정보(주)의 산업분류임.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계

주요변수의 기술통계량은 <표 3>과 같다. 패널 A는 중소기업에 대한 기술 통계량을 나타내며, 패널 B는 대기업에 대한 기술통계량을 나타낸다⁷⁾. 패널 A와 패널B에 의하면, 중소기업의 당기의 기업가치인 $Tobin-Q_t$ 와 MTB_t 의 평균값은 1.099와 1.216이며, 대기업의 $Tobin-Q_t$ 와 MTB_t 의 평균값은 1.044, 1.085로 중소기업에서 다소 높게 나타났다. 본 연구의 관심변수인 현금보유비율($Cash-H_t$)의 평균값은 중소기업에서 0.101로 총자산 대비 10.1%이며, 대기업에서 0.080으로 총자산 대비 8.0%로 중소기업에서 높게 나타났다. $Infor-A_t$ 의 평균값은 중소기업에서 0.527, 대기업에서 0.408로 중소기업의 정보비대칭이 높은 것으로 나타났다. 부채이자율($D-Cost_t$)의 경

7) 중소기업과 대기업에 대한 분류는 한국신용평가정보(주)에서 제공하는 분류기준을 적용하였다. 한국신용평가정보(주)에서는 ‘중소기업기본법 시행령’에 근거하여 기업의 자본금, 매출액, 종업원 수를 그 기업이 속한 업종별 기준을 토대로 중소기업과 대기를 분류하여 제시하고 있다(김선화·정용기, 2018).

우에 중소기업은 5.8%이며, 대기업은 4.8%로 중소기업의 부채이자율이 높음을 알 수 있다. 중소기업의 기업규모($Size_t$)의 평균값은 25.208이며, 대기업의 $Size_t$ 평균값은 27.151이다. 총자산이익률(ROA_t)의 경우, 중소기업의 평균값은 -0.027로 총자산 대비 -2.7%이며, 대기업의 평균값은 0.025로 총자산 대비 2.5%로 대기업의 수익성이 좋은 것으로 나타났다. 또한 중소기업의 매출액성장성($S-Growth_t$)의 평균값은 0.002로 전기의 총자산 대비 매출액성장률이 0.2%이며, 대기업의 $S-Growth_t$ 의 평균값은 0.044로 전기의 총자산 대비 매출액성장률이 4.4%로 대기업의 매출액성장률이 높게 발견되었다. 배당성향($Dividend_t$)의 경우, 중소기업의 평균값은 0.117로 당기순이익 대비 11.7%이며, 대기업의 평균값은 0.206으로 당기순이익 대비 20.6%로 대기업의 배당성향이 높게 나타났다.

〈표 3〉 주요변수의 기술통계량

패널 A: 중소기업(N: 398)

	최솟값	최댓값	평균	중위수	표준편차
$Tobin-Q_t$	0.467	3.921	1.099	0.932	0.577
MTB_t	0.161	6.318	1.216	0.862	1.017
$Cash-H_t$	0.001	0.430	0.101	0.068	0.098
$Infor-A_t$	0.141	1.015	0.527	0.498	0.217
$D-Cost_t$	0.003	0.191	0.058	0.050	0.037
$Size_t$	24.129	31.030	25.208	25.127	0.986
ROA_t	-0.330	0.203	-0.027	0.007	0.117
$S-Growth_t$	-0.502	0.576	0.002	0.001	0.155
$Dividend_t$	0.000	0.996	0.117	0.001	0.280

패널 B: 대기업(N: 2,130)

	최솟값	최댓값	평균	중위수	표준편차
$Tobin-Q_t$	0.374	3.921	1.044	0.913	0.524
MTB_t	0.137	6.318	1.085	0.805	0.984
$Cash-H_t$	0.001	0.467	0.080	0.054	0.082

	최솟값	최댓값	평균	중위수	표준편차
$Infor-A_t$	0.141	1.015	0.408	0.381	0.154
$D-Cost_t$	0.003	0.191	0.048	0.045	0.026
$Size_t$	24.254	31.030	27.151	26.814	1.396
ROA_t	-0.330	0.203	0.025	0.027	0.059
$S-Growth_t$	-0.614	0.656	0.044	0.028	0.180
$Dividend_t$	0.000	0.997	0.206	0.140	0.275

주 : $Tobin-Q_t$ = 토빈-Q비율[(보통주시가총액+우선주시가총액+총부채)/총자산]; MTB_t = 시장가치 대 장부가치비율[(보통주시가총액+우선주시가총액)/자기자본]; $Cash-H_t$ = 현금보유비율[(현금 및 현금 등가물+단기금융상품)/총자산]; $Infor-A_t$ = 정보비대칭(일별수익률의 표준편차); $D-Cost_t$ = 부채이자율(총금융비용/이자발생부채); $Size_t$ = 기업규모(총자산의 자연로그 값); ROA_t = 총자산 이익률(당기 순이익/기초총자산); $S-Growth_t$ = 매출액성장성[(당기매출액-전기매출액)/전기총자산]; $Dividend_t$ = 배당성향(현금배당/당기순이익).

2. 상관관계분석

본 연구의 주요변수 간 상관관계 분석결과는 <표 4>에 제시되어 있으며, <표 4>의 상단은 대기업에 대한 상관관계 분석결과이며, 하단은 중소기업에 대한 상관분석결과이다. 중소기업의 경우에, 현금보유비율($Cash-H_t$)과 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와의 상관계수값이 -0.021과 -0.020으로 각각 음(-)의 상관성을 보였으나 유의하지 않았다. 분석결과에 근거해 볼 때, 중소기업의 경우에 보유현금이 기업 가치에 영향을 미치지 않을 것으로 예상된다. 그러나 대기업의 경우에는 $Cash-H_t$ 과 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와의 상관계수값이 0.240과 0.229로 1% 수준에서 각각 양(+)의 상관성을 보임으로써 대기업의 보유현금은 기업 가치에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 예상해 볼 수 있다.

중소기업과 대기업 모두에서 일반적인 기대⁸⁾와 달리 정보비대칭($Infor-A_t$)

8) 일반적으로 정보비대칭이 높다는 것은 투명하지 못함을 의미하기 때문에 정보비대칭이 높을수록 기업가치가 하락하게 된다(Baiman and Verrecchia, 1996).

은 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와 각각 양(+)의 상관성을 보였다. 한편, 중소기업에서 기업규모($Size_t$)는 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와 각각 음(-)의 상관성을 보였으나 대기업에서는 각각 양(+)의 상관성을 보임으로써 기업규모가 기업 가치에 미칠 영향이 대기업과 중소기업에서 상반되게 나타날 가능성을 예상해 볼 수 있다. 당기의 총자산이익률(ROA_t)의 경우, 중소기업과 대기업에서는 각각 양(+)의 상관성을 보임으로써 수익성이 좋을수록 기업가치가 높을 것으로 예상된다. 매출액성장성($S-Growth_t$)의 경우, 대기업에서 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와 각각 양(+)의 상관성을 보임으로써 매출성장성이 높은 대기업의 기업 가치가 높을 것으로 기대된다.

〈표 4〉 주요변수 간의 상관관계

	$Tobin-Q_t$	MTB_t	$Cash-H_t$	$Infor-A_t$	$D-Cost_t$	$Size_t$	ROA_t	$S-Growth_t$	$Dividend_t$
$Tobin-Q_t$	1	0.967** (0.000)	0.240** (0.000)	0.101** (0.000)	-0.031 (0.267)	0.149** (0.000)	0.290** (0.000)	0.125** (0.000)	0.044 (0.109)
MTB_t	0.905** (0.000)	1	0.229** (0.000)	0.102** (0.001)	-0.041 (0.139)	0.142** (0.000)	0.276** (0.000)	0.120** (0.000)	0.049 (0.080)
$Cash-H_t$	-0.021 (0.764)	-0.020 (0.776)	1	-0.008 (0.773)	0.023 (0.414)	-0.052 (0.060)	0.285** (0.000)	0.030 (0.283)	0.037 (0.178)
$Infor-A_t$	0.380** (0.000)	0.419** (0.000)	-0.006 (0.935)	1	0.122** (0.000)	-0.210** (0.000)	-0.138** (0.000)	0.074** (0.008)	-0.127** (0.000)
$D-Cost_t$	0.443** (0.000)	0.408** (0.000)	0.043 (0.533)	0.396** (0.009)	1	-0.137** (0.000)	-0.147** (0.000)	0.040 (0.149)	-0.065* (0.019)
$Size_t$	-0.187** (0.006)	-0.216** (0.000)	-0.138* (0.043)	-0.281** (0.000)	-0.185** (0.007)	1	0.019 (0.486)	-0.021 (0.458)	-0.021 (0.460)
ROA_t	0.280** (0.000)	0.372** (0.000)	-0.018 (0.798)	-0.383** (0.000)	-0.468** (0.000)	0.119 (0.083)	1	0.230** (0.000)	0.092** (0.001)
$S-Growth_t$	0.001 (0.993)	-0.050 (0.468)	-0.019 (0.787)	-0.095 (0.166)	-0.165* (0.016)	0.065 (0.342)	0.433** (0.000)	1	-0.020 (0.479)
$Dividend_t$	-0.102 (0.138)	-0.146* (0.033)	-0.123 (0.073)	-0.283** (0.000)	-0.212** (0.002)	0.021 (0.758)	0.298** (0.000)	0.033 (0.633)	1

주 : 1) 〈표 4〉의 하단은 중소기업의 상관관계 분석결과를 나타내며, 〈표 4〉의 상단은 대기업에 대한 상관관계 분석결과를 나타낸다.

2) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3. 가설 1에 대한 분석

〈표 5〉는 가설 1을 검증한 결과로서 대기업과 중소기업에서 현금보유비율($Cash-H_t$)이 당기의 기업 가치에 미치는 영향에 대한 회귀분석결과를 나타낸다. 패널 A는 종속변수로서 토빈-Q비율($Tobin-Q_t$)을 사용한 분석결과이며, 패널 B는 시장가치 대 장부가치비율(MTB_t)을 사용한 분석결과이다. 패널 A와 패널 B에서 모델 1은 기업 가치에 영향을 미치는 통제변수만을 포함한 결과를, 모델 2는 현금보유비율($Cash-H_t$)과 통제변수를 모두 포함한 결과로서 모델 2에서 현금보유비율이 추가적인 설명력을 갖는지를 살펴보고자 한다. 중소기업에서 $Cash-H_t$ 가 포함된 모델 2의 수정 R^2 값(0.168, 0.226)이 통제변수만 포함한 모델 1의 수정 R^2 값(0.167, 0.225)보다 높게 나타났다. 대기업의 경우에도 $Cash-H_t$ 가 포함된 모델 2의 수정 R^2 값(0.211, 0.211)이 통제변수만 포함한 모델 1의 수정 R^2 값(0.193, 0.193)보다 높게 나타났다.

중소기업의 경우, 패널 A에서 현금보유비율($Cash-H_t$)이 $Tobin-Q_t$ 에 미치는 영향에 대한 계수값(t 값)은 -0.440(-1.048)로 음(-)의 관련성을 보였으나 유의하지 않았다. 또한 패널 B에서 $Cash-H_t$ 가 MTB_t 에 미치는 영향에 대한 계수값(t 값)은 -0.792(-1.113)로 음(-)의 관련성을 보였으나 유의하지는 않았다. 그러나 대기업의 경우에는 $Cash-H_t$ 가 $Tobin-Q_t$ 에 미치는 영향에 대한 계수값(t 값)은 0.956(5.570)으로 1% 수준에서 양(+)의 관련성을, MTB_t 에 미치는 영향에 대한 계수값(t 값)은 1.789(5.556)로 1% 수준에서 양(+)의 관련성을 보임으로써 대기업의 보유현금은 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 대기업의 경우에 보유현금이 기업 가치를 향상시키는 방향으로 소비될 것이라는 기대가 반영된 것으로 해석된다. 이상의 분석결과, 투자자들이 중소기업과 대기업에서 보유현금 가치를 다르게 평가하고 있음을 알 수 있다.

통제변수를 살펴보면, 패널 A와 패널 B의 중소기업과 대기업에서 모두에

서 총자산이익률(ROA_t)이 기업가치($Tobin-Q_t$, MTB_t)와 각각 양(+)의 관련성을 보임으로써 수익성이 좋은 기업일수록 기업 가치가 높은 것으로 나타났다. 또한 중소기업과 대기업에서 모두에서 매출액성장성($S-Growth_t$)이 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와 각각 양(+)의 관련성을 보이고 있어 매출액성장성이 좋을수록 기업 가치가 높게 나타났다. 한편 패널 A와 패널 B의 대기업에서 기업규모($SIZE_t$)는 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와 각각 양(+)의 관련성을 보였으나 중소기업에서 $SIZE_t$ 는 $Tobin-Q_t$ 및 MTB_t 와 각각 음(-)의 관련성을 보임으로써 기업규모가 기업 가치에 미치는 영향이 서로 다르게 나타났다.

〈표 5〉 가설 1에 대한 분석결과

패널 A: $Tobin-Q_t$ 를 이용한 분석

$$Tobin-Q_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 S-Growth_t + \beta_5 Dividend_t + \beta_6 dIndustry_t + \beta_7 dYear_t + \epsilon_t \text{ ----- (1)}$$

	대기업 (N: 2,130)		중소기업 (N: 398)	
	$Tobin-Q_t$		$Tobin-Q_t$	
	모델 1 계수값 (t값)	모델 2 계수값 (t값)	모델 1 계수값 (t값)	모델 2 계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	-0.739 (-2.651)	-0.988 (-3.539)	8.748 (4.617)	8.700 (4.591)
<i>Cash-H_t</i>		0.956*** (5.570)		-0.440 (-1.048)
<i>Size_t</i>	0.063*** (6.417)	0.067*** (6.908)	-0.305*** (-4.106)	-0.303*** (-4.077)
<i>ROA_t</i>	1.999*** (8.424)	1.587*** (6.453)	1.173*** (2.860)	1.200*** (2.921)
<i>S-Growth_t</i>	0.340*** (4.331)	0.354*** (4.565)	0.470* (1.677)	0.469* (1.676)
<i>Dividend_t</i>	-0.018 (-0.371)	-0.017 (-0.356)	-0.008 (-0.055)	-0.017 (-0.113)
<i>dIndustry_t</i>	포함	포함	포함	포함
<i>dYear_t</i>	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	4.4	4.4	4.1	4.1
Adj.R ²	0.193	0.211	0.167	0.168
F-value	13.392	14.373	2.781	2.715

패널 B: MTB_t 를 이용한 분석

$$MTB_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 S-Growth_t + \beta_5 Dividend_t + \beta_6 dIndustry_t + \beta_7 dYear_t + \epsilon_t \text{ ----- (1)}$$

	대기업 (N: 2,130)		중소기업 (N: 398)	
	MTB_t		MTB_t	
	모델1	모델2	모델1	모델2
	계수값	계수값	계수값	계수값
	(t값)	(t값)	(t값)	(t값)
<i>Intercept</i>	-2.272 (-4.343)	-2.738 (-5.226)	15.331 (4.764)	15.245 (4.739)
<i>Cash-H_t</i>		1.789*** (5.556)		-0.792 (-1.113)
<i>Size_t</i>	0.117*** (6.363)	0.125*** (6.852)	-0.554*** (-4.388)	-0.550*** (-4.358)
<i>ROA_t</i>	3.339*** (7.498)	2.567*** (5.563)	2.645*** (3.797)	2.694*** (3.862)
<i>S-Growth_t</i>	0.638*** (4.335)	0.665*** (4.568)	0.835* (1.757)	0.834* (1.756)
<i>Dividend_t</i>	-0.030 (-0.324)	-0.028 (-0.309)	-0.175 (-0.689)	-0.191 (-0.750)
<i>dIndustry_t</i>	포함	포함	포함	포함
<i>dYear_t</i>	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	4.4	4.4	4.1	4.1
Adj.R ²	0.193	0.211	0.225	0.226
F-value	13.397	14.371	3.583	3.493

주 : 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

- 2) $Tobin-Q_t$ = 토빈-Q비율[(보통주시가총액+우선주시가총액+충부채)/총자산]; MTB_t = 시장가치 대 장부가치비율[(보통주시가총액+우선주시가총액)/자기자본]; $Cash-H_t$ = 현금보유비율[(현금 및 현금등가물+단기금융상품)/총자산]; $Size_t$ = 기업규모(총자산의 자연로그값); ROA_t = 총자산이익률(당기순이익/기초총자산); $S-Growth_t$ = 매출액성장성[(당기매출액-전기매출액)/전기총자산]; $Dividend_t$ = 배당성향(현금배당/당기순이익); $dIndustry_t$ = 산업 더미변수(해당 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0); $dYear_t$ = 연도 더미변수(해당 연도에 속하면 1, 그렇지 않으면 0).

4. 가설 2와 가설 3에 대한 분석

〈표 6〉은 가설 2와 가설 3을 검증한 결과이다. 대기업과 중소기업에서 정보비대칭에 따른 현금보유비율의 가치 관련성을 나타내며(가설 2 검증), 또한 재무적 제약에 따른 현금보유비율의 가치 관련성을 나타낸다(가설 3 검증). 패널 A는 종속변수로서 토빈-Q비율(*Tobin-Q*_{*t*})을, 패널 B는 시장가치 대 장부가치비율(*MTB*_{*t*})을 사용한 분석결과이다. 패널 A와 패널 B에서 모델 1은 정보비대칭의 더미변수(*dInfor-AH_t*)와 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항(*Cash-H_t*dInfor-AH_t*)을 포함하는 모형이며, 모델 2는 부채이자율의 더미변수(*dD-Cost-H_t*)와 현금보유비율과 부채이자율 더미변수의 상호작용항(*Cash-H_t*dD-Cost-H_t*)을 포함하는 모형이다. 모델 3은 모든 변수를 포함한 모형이다. 대기업과 중소기업 모두에서 모델 3의 수정R² 값이 모델 1이나 모델 2 보다 높게 나타났다.

분석결과, 중소기업의 경우, 패널 A의 모델 3에서 *Cash-H_t*dInfor-AH_t*가 *Tobin-Q_t*에 미치는 영향에 대한 계수값(*t*값)은 2.247(2.499)로 5% 수준에서 양(+)의 관련성을 보였으며, 패널 B의 모델 3에서 *Cash-H_t*dInfor-AH_t*가 *MTB_t*에 미치는 영향에 대한 계수값(*t*값)은 2.685(1.955)로 5% 수준에서 양(+)의 관련성을 보임으로써 투자자들이 정보비대칭이 높은 중소기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 또한 패널 A의 모델 3에서 *Cash-H_t*dD-Cost-H_t*가 *Tobin-Q_t*에 미치는 영향에 대한 계수값(*t*값)은 1.619(1.960)로 5% 수준에서 양(+)의 관련성을, 패널 B의 모델 3에서 *Cash-H_t*dD-Cost-H_t*가 *MTB_t*에 미치는 영향에 대한 계수값(*t*값)은 2.872(2.021)로 5% 수준에서 양(+)의 관련성을 보임에 따라 부채이자율이 높은 중소기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 〈표 4〉와 〈표 5〉의 결과를 종합해 볼 때, 중소기업의 보유현금 자체는 긍정적으로 평가하지 않을지라도 정보비대칭이 높거나 재무적 제약이 높은 경우에 보유현금을 긍정적으로 평가하고 있음을 알 수 있다.

대기업의 경우에 패널 A의 모델 3에서, $Cash-H_t \cdot dInfor-AH_t$ 가 $Tobin-Q_t$ 에 미치는 영향에 대한 계수값(t -값)이 1.544(4.990)로 1% 수준에서 양(+)⁹⁾의 관련성을, 패널 B의 모델 3에서 $Cash-H_t \cdot dInfor-AH_t$ 가 MTB_t 에 미치는 영향에 대한 계수값(t -값)이 2.150(3.720)으로 1% 수준에서 양(+)⁹⁾의 관련성을 보임으로써 정보비대칭이 높은 경우에 보유현금가치는 더 증가하는 것으로 나타났다. 한편 패널 A의 모델 3에서, $Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$ 가 $Tobin-Q_t$ 에 미치는 영향에 대한 계수값(t -값)은 -0.502(-1.601)로 유의하지 않았으며, 패널 B의 모델 3에서 $Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$ 가 MTB_t 에 미치는 영향에 대한 계수값(t -값) 또한 -0.942 (-1.573)로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 대기업의 경우에 재무적 제약이 높은 경우 보유현금 가치는 증가하지 않음을 의미한다. <표 4>와 <표 5>의 결과를 종합해 볼 때, 대기업의 경우 정보비대칭이 높은 경우 보유현금 가치는 증가하였으나 재무적 제약이 높은 경우에는 보유현금 가치는 증가하지 않는 것으로 나타났다⁹⁾¹⁰⁾.

9) 정보비대칭 변수(일별주식수익률의 표준편차)를 5등분하여 5구간에 해당하는 경우 정보비대칭이 높은 기업으로 1의 값을, 1구간에 해당하는 기업을 정보비대칭이 낮은 기업으로 0의 값을 부여하여 추가분석을 실시하였다. 분석결과, 대기업에서 $Cash-H_t \cdot dInfor-AH_t$ 가 $Tobin-Q$ 와 MTB_t 에 1% 수준에서 각각 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 중소기업에서도 5%와 10% 수준에서 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전반적으로 <표 6>의 패널 A 및 패널 B와 유사한 결과를 보였다.

	대기업		중소기업	
	$Tobin-Q_t$ 계수값(t -값)	MTB_t 계수값(t -값)	$Tobin-Q_t$ 계수값(t -값)	MTB_t 계수값(t -값)
$Cash-H_t \cdot dInfor-AH_t$	1.300(3.066)***	2.291(2.777)***	3.014(1.990)**	4.3727(1.765)*
통제변수	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	5.6	5.6	5.8	5.8
Adj. R ²	0.272	0.236	0.193	0.227
F-value	7.372	6.250	2.115	2.370

10) 부채이자율 변수(총금융비용/이자발생부채)를 5등분하여 5구간에 해당하는 경우 재무적 제약이 높은 기업으로 1의 값을, 1구간에 해당하는 기업을 재무적 제약이 낮은 기업으로 0의 값을 부여하여 추가분석을 실시하였다. 분석결과, 대기업에서 $Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$ 가 $Tobin-Q$ 와 MTB_t 에 미치는 유의한 영향은 발견하지 못하였으나, 중소기업에서는 $Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$ 가 $Tobin-Q$ 와 MTB_t 에 5%와 10% 수준에서 각각 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전반적으로 <표 6>의 패널 A 및 패널 B의 결과와 유사하였다.

〈표 6〉 가설 2와 가설 3의 분석결과

패널 A: *Tobin-Q*_{*t*}를 이용한 분석

$$Tobin-Q_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 dInfor-A_t^H + \beta_3 dD-Cost^H_t + \beta_4 Cash-H_t \cdot dInfor-A_t^H + \beta_5 Cash-H_t \cdot dD-Cost^H_t + \beta_6 Size_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 S-Growth_t + \beta_9 Dividend_t + \beta_{10} dIndustry_t + \beta_{11} dYear_t + \epsilon_t \text{ ----- (2)}$$

	대기업 (N: 2,130)			중소기업 (N: 398)		
	<i>Tobin-Q</i> _{<i>t</i>}			<i>Tobin-Q</i> _{<i>t</i>}		
	모델 1 계수값 (t-값)	모델 2 계수값 (t-값)	모델 3 계수값 (t-값)	모델 1 계수값 (t-값)	모델 2 계수값 (t-값)	모델 3 계수값 (t-값)
<i>Intercept</i>	-1.317 (-4.652)	-1.106 (-3.862)	-1.414 (-4.870)	8.489 (4.329)	7.923 (4.172)	7.959 (4.038)
<i>Cash-H_t</i>	0.116 (0.504)	1.272*** (5.694)	0.594 (1.584)	-2.434*** (-3.256)	-1.743*** (-2.849)	-2.963*** (-3.750)
<i>dInfor-A_t^H</i>	0.057 (1.501)		0.047 (1.236)	-0.150 (-1.149)		-0.120 (-0.891)
<i>dD-Cost^H_t</i>		0.094** (2.474)	0.088** (2.339)		-0.180 (-1.419)	-0.122 (-0.941)
<i>Cash-H_t·dInfor-A_t^H</i>	1.491*** (4.826)		1.544*** (4.990)	2.784*** (3.242)		2.247** (2.499)
<i>Cash-H_t·dD-Cost^H_t</i>		-0.477 (-1.515)	-0.502 (-1.601)		2.310*** (2.836)	1.619** (1.960)
<i>Size_t</i>	0.079*** (8.111)	0.061*** (6.088)	0.079*** (7.892)	-0.291*** (-3.855)	-0.268*** (-3.606)	-0.045 (-1.256)
<i>ROA_t</i>	1.783*** (7.361)	3.255*** (12.048)	3.410*** (12.796)	1.175*** (2.895)	1.372*** (3.330)	1.590*** (4.565)
<i>S-Growth_t</i>	0.315*** (4.147)	0.140* (1.775)	0.131* (1.697)	0.458* (1.659)	0.497* (1.804)	0.597*** (2.771)
<i>Dividend_t</i>	0.007 (0.154)	0.143*** (2.997)	0.177*** (3.655)	0.009 (0.062)	-0.022 (-0.150)	-0.115 (-0.991)
<i>dIndustry_t</i>	포함	포함	포함	포함	포함	포함
<i>dYear_t</i>	포함	포함	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	4.8	4.8	5.3	4.4	4.2	5.1
Adj.R ²	0.249	0.214	0.252	0.210	0.197	0.219
F-value	16.308	13.626	15.466	3.098	2.933	3.057

	대기업		중소기업	
	<i>Tobin-Q</i> _{<i>t</i>} 계수값(t-값)	<i>MTB</i> _{<i>t</i>} 계수값(t-값)	<i>Tobin-Q</i> _{<i>t</i>} 계수값(t-값)	<i>MTB</i> _{<i>t</i>} 계수값(t-값)
<i>Cash-H_t·dD-Cost^H_t</i>	-0.708(-1.524)	-1.371(-1.610)	2.972(2.194)**	3.895(1.661)*
통제변수	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	5.3	5.3	5.5	5.5
Adj.R ²	0.288	0.291	0.183	0.218
F-value	8.276	8.382	1.977	2.210

패널 B: MTB_t 를 이용한 분석

$$MTB_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 dInfor-A_t^H + \beta_3 dD-Cost_t^H + \beta_4 Cash-H_t \cdot dInfor-A_t^H + \beta_5 Cash-H_t \cdot dD-Cost_t^H + \beta_6 Size_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 S-Growth_t + \beta_9 Dividend_t + \beta_{10} dIndustry_t + \beta_{11} dYear_t + \epsilon_t \text{-----} (2)$$

	대기업 (N: 2,130)			중소기업 (N: 398)		
	MTB_t			MTB_t		
	모델1	모델2	모델3	모델1	모델2	모델3
	계수값	계수값	계수값	계수값	계수값	계수값
	(t-값)	(t-값)	(t-값)	(t-값)	(t-값)	(t-값)
<i>Intercept</i>	-3.281 (-6.151)	-2.867 (-5.329)	-3.533 (-7.092)	14.165 (4.219)	13.918 (4.292)	14.241 (4.178)
<i>Cash-H_t</i>	0.406 (0.936)	2.265*** (5.396)	1.017** (1.992)	-3.331*** (-2.602)	-2.609** (-2.496)	-2.633*** (-2.514)
<i>dInfor-A_t^H</i>	0.104 (1.452)		0.112 (1.521)	-0.068 (-0.302)		0.071 (0.314)
<i>dD-Cost_t^H</i>		0.122* (1.703)	0.125** (1.782)		-0.181 (-0.837)	-0.176 (-0.823)
<i>Cash-H_t·dInfor-A_t^H</i>	2.418*** (4.152)		2.150*** (3.720)	3.589*** (2.442)		2.685** (1.955)
<i>Cash-H_t·dD-Cost_t^H</i>		-0.934 (-1.559)	-0.942 (-1.573)		3.184** (2.289)	2.872** (2.021)
<i>Size_t</i>	0.144*** (7.878)	0.103*** (5.726)	0.138*** (7.410)	-0.508*** (-3.928)	-0.494*** (-3.894)	-0.282** (-2.214)
<i>ROA_t</i>	2.900*** (6.349)	5.580*** (11.405)	5.504*** (11.210)	2.579*** (3.712)	2.901*** (4.122)	2.058*** (3.327)
<i>S-Growth_t</i>	0.601*** (4.197)	0.264* (1.857)	0.246* (1.770)	0.769 (1.628)	0.869* (1.848)	0.817** (2.255)
<i>Dividend_t</i>	0.008 (0.086)	0.235*** (2.640)	0.282*** (3.120)	-0.111 (-0.430)	-0.190 (-0.751)	-0.072 (-0.360)
<i>dIndustry_t</i>	포함	포함	포함	포함	포함	포함
<i>dYear_t</i>	포함	포함	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	4.8	4.8	5.2	4.4	4.2	5.1
Adj.R ²	0.241	0.212	0.248	0.253	0.245	0.267
F-value	15.629	13.486	15.525	3.679	3.559	3.652

주: 1) *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

2) *Tobin-Q_t* = 토빈-Q비율[(보통주시가총액+우선주시가총액+충부채)/총자산]; *MTB_t* = 시가가치 대 장부가치비율[(보통주시가총액+우선주시가총액)/자기자본]; *Cash-H_t* = 현금보유비율[(현금 및 현금등가물+단기금융상품)/총자산]; *dInfor-A_t^H* = 정보비대칭의 더미변수(일별수익률의 표준편차가 중위수 이상이면 정보비대칭이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0); *dD-Cost_t^H* = 부채이자율의 더미변수(부채이자율이 중위수 이상이면 재무적 제약이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0); *Cash-H_t·dInfor-A_t^H* = 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항; *Cash-H_t·dD-Cost_t^H* = 현금보유비율과 부채이자율 더미변수의 상호작용항; *Size_t* = 기업규모(총자산의 자연로그 값); *ROA_t* = 총자산이익률(당기순이익/기초총자산); *S-Growth_t* = 매출액성장성(당기매출액-전기매출액)/전기총자산; *Dividend_t* = 배당성향(현금배당/당기순이익); *dIndustry_t* = 산업 더미변수(해당 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0); *dYear_t* = 연도 더미변수(해당 연도에 속하면 1, 그렇지 않으면 0).

5. 현금보유가 수익성에 미치는 영향

가설 1의 검증결과에 의하면, 투자자들은 대기업의 보유현금을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났으나 중소기업의 보유현금에 대해서는 긍정적으로 평가하지 않은 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 대기업의 보유현금이 기업성과를 향상시킬 것이라고 기대하지만 중소기업의 보유현금은 기업성과를 향상시키지 못할 것이라는 기대가 반영된 것으로 볼 수 있다. 그렇다면 실제로 대기업과 중소기업에서 보유현금이 기업의 성과에 어떻게 영향을 미치는지를 검증할 필요가 있다. 이를 위하여 아래와 같은 식 (3)을 설정하였다. 관심변수는 현금보유비율($Cash-H_t$)이다. 추가적으로, 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항($Cash-H_t \cdot dInfor-AH_t$)이 ROA_t 에 미치는 영향과 현금보유비율과 부채이자율 더미변수의 상호작용항($Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$)이 ROA_t 에 미치는 영향을 검증하기 위하여 식 (4)을 설정하였다. 통제변수는 신현한·장진호(2003), Krivogorsky(2006), 김진희(2011) 등의 연구에서 수익성에 영향을 미치는 것으로 검증된 기업규모($Size_t$), 부채비율($Leverage_t$), 매출액성장성($S-Growth_t$), 재고자산비율($Inventory_t$)과 그 밖에 경영성과에 영향을 미칠 것으로 예상되는 산업 더미변수($dIND_t$) 및 연도 더미변수($dYear_t$)를 통제한다.

$$ROA_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 Leverage_t + \beta_4 S-Growth_t + \beta_5 Inventory_t + \beta_6 dIndustry_t + \beta_7 dYear_t + \epsilon_t \quad (3)$$

$$ROA_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 dInfor-A^H_t + \beta_3 dD-Cost-H_t + \beta_4 Cash-H_t \cdot dInfor-A^H_t + \beta_5 Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t + \beta_6 Size_t + \beta_7 Leverage_t + \beta_8 S-Growth_t + \beta_9 Inventory_t + \beta_{10} dIndustry_t + \beta_{11} dYear_t + \epsilon_t \quad (4)$$

ROA_t = 당기의 순이익(순이익/전기총자산)

$Cash-H_t$ = 현금보유비율[(현금 및 현금등가물+단기금융상품)/총자산]

$dInfor-A^H_t$ = 정보비대칭의 더미변수(일별수익률의 표준편차가 중위수 이상이면 정보비대칭이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0)

$dD-Cost^H_t$ = 부채이자율의 더미변수(부채이자율이 중위수 이상이면 재무적 제약이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0)

$Cash-H_t \cdot dInfor-A^H_t$ = 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항

$Cash-H_t \cdot dD-Cost^H_t$ = 현금보유비율과 부채이자율 더미변수의 상호작용항

$Size_t$ = 기업규모(총자산의 자연로그 값)

$Leverage_t$ = 부채비율(총부채/총자산)

$S-Growth_t$ = 매출액성장성[(당기매출액-전기매출액)/전기총자산]

$Inventory_t$ = 재고자산비율(재고자산/총자산)

$dIndustry_t$ = 산업 더미변수(해당 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0)¹¹⁾

$dYear_t$ = 연도 더미변수(해당 연도에 속하면 1, 그렇지 않으면 0)

〈표 7〉의 패널 A는 현금보유비율이 수익성에 미치는 영향에 대한 분석결과이며, 패널 B는 정보비대칭과 재무적 제약이 현금보유비율과 수익성과의 관련성에 미치는 영향을 나타낸다. 패널 A에서, 모델 1은 수익성(ROA_t)에 영향을 미치는 통제변수만을 포함한 결과를, 모델 2는 현금보유비율($Cash-H_t$)과 통제변수를 모두 포함한 결과로서 모델 2에서 현금보유비율이 추가적인 설명력을 갖는지를 살펴보고자 한다. 중소기업에서 $Cash-H_t$ 가 포함된 모델 2의 수정 R^2 값(0.409)이 통제변수만 포함한 모델 1의 수정 R^2 값(0.405)보다 높게 나타났다. 대기업의 경우에는 $Cash-H_t$ 가 포함된 모델 2의 수정 R^2 값(0.323)이 통제변수만 포함한 모델 1의 수정 R^2 값(0.288)보다 높게 나타나고 있어 $Cash-H_t$ 가 수익성에 미치는 추가적인 설명력이 있음을 확인하였다.

분석결과, 패널 A의 대기업에서 현금보유비율($Cash-H_t$)이 수익성(ROA_t)에 미치는 영향에 대한 계수값(t값)은 0.145(8.085)로 1% 수준에서 양(+)의 관련성을 보임으로써 대기업의 보유현금은 수익성 향상에 기여하는 것으로 나타났다. 그러나 패널 A의 중소기업에서 $Cash-H_t$ 가 ROA_t 에 미치는 영향에 대한 계수값(t값)은 -0.109(-1.474)로 유의한 관련성을 발견하지 못하였

11) 산업더미변수의 경우에는 한국산업평가정보(주)에서 제공되는 산업분류의 중분류기준에 따라 분류하였다(〈표 2〉 참조).

으며, 중소기업의 보유현금은 수익성 향상에 기여하지 못하고 있음을 알 수 있다. 한편, 패널 B의 대기업에서 $Cash-H_t \cdot dInfor-AH_t$ 와 $Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$ 가 ROA_t 에 미치는 영향을 발견하지 못하였다. 그러나 패널 B의 중소기업에서 $Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t$ 가 ROA_t 에 5% 수준에서 양(+)의 관련성을 보임으로써 중소기업의 보유현금 자체는 수익성 향상에 기여하지 못할지라도 재무적 제약이 높은 경우 보유현금은 수익성 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 현금자산이 재무적 제약에 따른 부채조달비용의 추가부담을 감소시켰기 때문으로 판단된다.

〈표 7〉 현금보유가 수익성에 미치는 영향

패널 A: 현금보유가 수익성에 미치는 영향

$$ROA_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 Leverage_t + \beta_4 S-Growth_t + \beta_5 Inventory_t + \beta_6 dIndustry_t + \beta_7 dYear_t + \epsilon_t \text{ ----- (3)}$$

	대기업 (N: 2,130)		중소기업 (N: 398)	
	ROA_t		ROA_t	
	모델 1 계수값 (t값)	모델 2 계수값 (t값)	모델 1 계수값 (t값)	모델 2 계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	-0.031 (-0.969)	-0.073 (-2.349)	-1.178 (-3.662)	-1.173 (-3.660)
<i>Cash-H_t</i>		0.145*** (8.085)		-0.109 (-1.474)
<i>Size_t</i>	0.004*** (3.668)	0.004*** (4.202)	0.044*** (3.478)	0.044*** (3.510)
<i>Leverage_t</i>	-0.145*** (-17.010)	-0.128*** (-14.812)	-0.158*** (-4.440)	-0.167*** (-4.596)
<i>S-Growth_t</i>	0.082*** (10.049)	0.078*** (9.842)	0.267*** (5.886)	0.264*** (5.834)
<i>Inventory_t</i>	0.036 (1.611)	0.047*** (2.154)	0.353*** (3.613)	0.333*** (3.391)
<i>dIndustry_t</i>	포함	포함	포함	포함
<i>dYear_t</i>	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	4.4	4.5	4.0	4.0
Adj. R ²	0.288	0.323	0.405	0.409
F-value	22.065	24.803	7.041	6.889

패널 B: 정보비대칭과 재무적 제약이 현금보유와 수익성과의 관련성에 미치는 영향

$$ROA_t = \alpha + \beta_1 Cash-H_t + \beta_2 dInfor-A_t^H + \beta_3 dD-Cost-H_t + \beta_4 Cash-H_t \cdot dInfor-A_t^H + \beta_5 Cash-H_t \cdot dD-Cost-H_t + \beta_6 Size_t + \beta_7 Leverage_t + \beta_8 S-Growth_t + \beta_9 Inventory_t + \beta_{10} dIndustry_t + \beta_{11} dYear_t + \epsilon_t \text{-----} (4)$$

	대기업 (N: 2,130)		중소기업 (N: 398)	
	ROA_t		ROA_t	
	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2
	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	-0.064 (-1.992)	-0.044 (-1.378)	-0.883 (-2.605)	-1.187 (-3.652)
<i>Cash-H_t</i>	0.138*** (5.578)	0.150*** (6.480)	-0.162 (-1.249)	-0.284*** (-2.728)
<i>dInfor-A_t^H</i>	-0.006 (-1.350)		-0.048** (-2.039)	
<i>dD-Cost-H_t</i>		-0.010** (-2.555)		-0.045** (-2.005)
<i>Cash-H_t·dInfor-A_t^H</i>	0.018 (0.539)		0.078 (0.518)	
<i>Cash-H_t·dD-Cost-H_t</i>		-0.022 (-0.666)		0.339** (2.435)
<i>Size_t</i>	0.004*** (3.875)	0.004*** (4.338)	0.034*** (2.602)	0.046*** (3.598)
<i>Leverage_t</i>	-0.127*** (-14.202)	-0.125*** (-17.380)	-0.146*** (-3.951)	-0.151*** (-3.951)
<i>S-Growth_t</i>	0.078*** (9.809)	0.080*** (10.958)	0.274*** (6.103)	0.261*** (5.830)
<i>Inventory_t</i>	0.045** (2.094)	0.045*** (2.818)	0.330*** (3.386)	0.336*** (3.447)
<i>dIndustry_t</i>	포함	포함	포함	포함
<i>dYear_t</i>	포함	포함	포함	포함
VIF(Max.)	4.4	4.5	4.4	4.2
Adj.R ²	0.325	0.330	0.421	0.421
F-value	23.176	23.895	6.735	6.743

주 : 1) *, **, *** 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

- 2) ROA_t = 당기의 순이익(순이익/전기총자산); $Cash-H_t$ = 현금보유비율((현금 및 현금등가물+단기금융상품)/총자산); $dInfor-A^H_t$ = 정보비대칭의 더미변수(일별수익률의 표준편차가 중위수 이상이면 정보비대칭이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0); $dD-Cost^H_t$ = 부채이자율의 더미변수(부채이자율이 중위수 이상이면 재무적 제약이 높은 기업으로 1, 그렇지 않으면 0); $Cash-H_t \cdot dInfor-A^H_t$ = 현금보유비율과 정보비대칭 더미변수의 상호작용항; $Cash-H_t \cdot dD-Cost^H_t$ = 현금보유비율과 부채이자율더미변수의 상호작용항; $Size_t$ = 기업규모(총자산의 자연로그 값); $Leverage_t$ = 부채비율(총부채/총자산); $S-Growth_t$ = 매출액성장성[(당기매출액-전기매출액)/전기총자산]; $Inventory_t$ = 재고자산비율(재고자산/총자산); $dIndustry_t$ = 산업 더미변수(해당 산업에 속하면 1, 그렇지 않으면 0); $dYear_t$ = 연도 더미변수(해당 연도에 속하면 1, 그렇지 않으면 0).

V. 결론

투자자들은 대기업과 중소기업이 직면하는 경영환경의 차이 때문에 대기업과 중소기업에서 보유현금을 다르게 평가할 가능성이 있다. 그러나 지금까지 중소기업의 보유현금 가치에 대한 논의나 실증연구가 이루어진 바가 없다. 본 연구는 중소기업과 대기업에서 보유현금 가치가 차별화되는지를 검증하였으며, 또한 정보비대칭과 재무적 제약에 따른 보유현금 가치가 중소기업과 대기업에서 차별적으로 나타나는지를 검증하였다.

분석결과, 첫째, 중소기업에서는 보유현금이 기업 가치에 영향을 미치지 못하였으나 대기업에서는 보유현금이 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 정보비대칭이 높은 경우 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치는 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 재무적 제약이 높은 경우 중소기업의 보유현금 가치는 증가하였으나 대기업의 보유현금 가치는 증가하지 않은 것으로 나타났다. 넷째, 대기업의 보유현금은 수익성 향상에 기여하였으나 중소기업의 보유현금은 수익성 향상에 기여하지 못하는 것으로 나타났다. 다만, 중소기업의 경우에 재무적 제약이 높은 경우 보유현금이 수익성 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과, 투자자들이 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치를 차별적으로 인지하고 있고,

대기업과 중소기업에서 보유현금이 수익성에 미치는 영향 또한 다르게 나타나고 있다.

본 연구는 보유현금이 기업 가치에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과가 대기업의 효과인지를 확인하고 동시에 중소기업에서는 보유현금 가치가 다르게 나타나는지를 검증하기 위해서 유가증권 상장기업을 대상으로 분석하였다. 따라서 유가증권 상장기업 중에서 중소기업에 해당하는 기업이 많지 않기 때문에 중소기업의 연구결과를 일반화하는 데 무리가 있을 수 있으며, 본 연구의 한계점으로 인식된다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 시사점을 제공할 것이다. 첫째, 투자자들이 대기업과 중소기업에서 보유현금 가치를 다르게 인지하고 있음을 고려할 때, 기업의 적정 보유현금 전략에 도움이 될 것이다. 둘째, 투자자들이 중소기업의 보유현금 자체는 긍정적으로 평가하지 않을지라도 정보비대칭이 높거나 재무적 제약이 높은 경우 보유현금 가치를 긍정적으로 평가하고 있음을 고려할 때, 중소기업의 지원정책이 재정적 지원에 그치지 않고 수익성 향상을 위해 투자될 수 있도록 해야 할 것이다. 셋째, 재무적 제약이 높은 중소기업의 경우 보유현금이 수익성 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있어 중소기업에 대한 자금지원이 경영여건을 고려하여 신축적으로 이루어질 필요가 있음을 시사한다.

참 고 문 헌

- 강신애·민상기(2010), 「한국시장에서 외국인투자자와 기업가치와의 관계」, 『국제경영연구』, 제21권, 제1호, 한국국제경영학회, pp. 29-57.
- 고윤성·오원정(2006), 「자사주 이익소각 기업의 특성 및 기업가치 관련성에 관한 연구」, 『회계정보연구』, 제24권, 제4호, 한국회계정보학회, pp. 123-148.
- 공재식(2006), 「우리나라 기업의 현금보유수요 결정요인에 관한 연구」, 『재무연구』, 제19권, 한국재무학회, pp. 1-40.
- 김경태·노희천(2012), 「현금보유비율의 가치관련성 : 소유지배과리도를 중심으로」, 『세무와 회계저널』, 제13권, 제4호, 한국세무학회, pp. 213-245.
- 김선화·김영오(2015), 「외국인투자자가 현금보유 의사결정에 미치는 영향: 금융기관의 감시·통제 관점에서」, 『회계저널』, 제24권, 제5호, 한국회계학회, pp. 357-396.
- 김선화·김형완(2018), 「경영자 위험회피 성향에 따른 현금보유의 가치관련성」, 『세무와 회계저널』, 제19권, 제6호, 한국세무학회, pp. 143-173.
- 김선화·정용기(2018), 「CSR활동이 경영위험과 정보비대칭에 미치는 영향과 채권자의 차별적 인지 : 대기업과 중소기업의 비교」, 『회계·세무와 감사연구』, 제60권, 제3호, 한국공인회계사회, pp. 237-274.
- 김선화(2018), 「경영자 유형과 탄소집약도와의 관련성, 그리고 정보비대칭과 공시의 영향」, 『회계학연구』, 제43권, 제6호, 한국회계학회, pp. 97-146.
- 김진희(2011), 「특수관계자와의 거래가 기업의 경영성과에 미치는 영향」, 『대한경영학회지』, 제24권, 제1호, 대한경영학회, pp. 569-585.
- 동학림·김문겸(2013), 「관계금융이 중소기업대출에 미치는 영향 : 자금가용성과 대출 금리를 중심으로」, 『중소기업연구』, 제35권, 제3호, 한국중소기업학회, pp. 25-48.
- 박순홍·연강흠(2009), 「기업지배구조가 보유현금수준에 미치는 영향」, 『재무연구』, 제22권, 제2호, 한국재무학회, pp. 1-36.
- 박춘광·남현정(2014), 「기업의 국제화와 현금보유」, 『금융공학연구』, 제13권, 제1호, 한국금융공학학회, pp. 129-148.
- 빈기범·서은숙(2014), 「기업의 예비적 현금보유가 경기침체에 미치는 영향」, 『재

- 무관리연구』, 제31권, 제1호, 한국재무학회.
- 송민섭(2014), 「자본시장제약과 현금의 가치관련성에 관한 연구: 2008년 금융위기를 중심으로」, 『회계저널』, 제23권, 제1호, 한국회계학회, pp. 1-31.
- 신동령(2008), 「한국제조기업의 현금보유의 변화와 결정요인에 관한 연구」, 『재무관리연구』, 제25권, 제3호, 한국재무관리학회, pp. 1-32.
- _____(2013), 「금융위기 전후 비상장제조기업의 현금보유 및 자본지출의 변화와 현금보유의 결정에 관한 연구」, 『회계정보연구』, 제31권, 제4호, 한국회계정보학회, pp. 1-24.
- 신민식·김수은(2010), 「기업의 소유구조와 현금보유간의 관계」, 『재무관리연구』, 제27권, 제1호, 한국재무관리학회, pp. 89-120.
- 신현한·장진호(2003), 「최고경영자 교체에 따른 경영성과의 변화」, 『재무연구』, 제16권, 제2호, 한국재무학회, pp. 231-256.
- _____(2005), 「최고경영자 교체에 영향을 미치는 요인분석: 경영성과, 전문경영자, 대규모기업집단」, 『경영학연구』, 제34권, 제1호, 한국경영학회, pp. 289-311.
- 우석진·이기영·빈기범·최재윤(2015), 「중소기업의 현금성 자산관리가 기업 성과에 미치는 효과」, 『중소기업금융연구』, 신용보증기금, pp. 5-32.
- 임병균·손판도·김동석(2011), 「재무제약 하에서 기업가치 및 투자에 현금보유가치가 어떻게 영향을 주는가?」, 『금융공학연구』, 제10권, 제2호, 한국금융공학학회, pp. 75-98.
- 이건희·전상진(2014), 「중소기업 대출에 대한 은행 형태별 비교 연구」, 『중소기업연구』, 제36권, 제2호, 한국중소기업학회, pp. 73-87.
- 조중석·조문희(2010), 「발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향」, 『회계저널』, 제19권, 제3호, 한국회계학회, pp. 175-199.
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach(2004), "The cash flow sensitivity of cash," *Journal of Finance*, Vol.59, pp. 707-722.
- Baiman, S., and R. Verrecchia(1996), "The relation among capital markets, financial disclosure, production efficiency, and insider trading," *Journal of Accounting Research* (Spring), pp. 1-22.
- Baumol, W. J.(1952), "The transactions demand for cash : An inventory theoretic approach," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 6, pp. 545-556.

- Bebchuk, L. A. and A. Cohen.(2005), "The cost of entrenched boards," *Journal of Financial Economics*, Vol. 78, pp. 409-433.
- Chen, Y.(2008), "Corporate governance and cash holdings : Listed new economy versus old economy firms," *Corporate Governance*, Vol. 16, No. 5, pp. 30-42.
- Chung, K. H., J. Kim, Y. Kim and H. Zhang(2011), "Information asymmetry and corporate cash holdings," *Working Paper*.
- Denis, D. J. and V. Sibilkov(2010), "Financial constraints, investment, and the value of cash holdings," *Review of Financial Studies*, Vol. 23, pp. 247-269.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith and H. Servaes(2003), "International corporate governance and corporate cash holdings," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, pp. 111-133.
- Dittmar, A. and J. Mahrt-Smith(2007), "Corporate governance and the value of cash holdings," *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, pp. 599-634.
- Faulkender, M. and R. Wang(2006), "Corporate financial policy and the value of cash," *Journal of Finance*, Vol. 61, pp. 1957-1990.
- Francis, J., R. Lafond, P. Olsson, and K. Schipper(2005), "The market pricing of accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 2, pp. 295-327.
- Fresard, L.(2010), "Financial strength and product market behavior : The real effects of corporate cash holdings," *Journal of Finance*, Vol. 65, pp. 1097-1122.
- Han, S. and J. Qiu.(2007), "Corporate precautionary cash holdings," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 13, No. 1, pp. 43-57.
- Harford, J., S. A. Mansi and W. F. Maxwell(2008), "Corporate governance and firm cash holdings in the US.," *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, pp. 535-555.
- Kalcheva, I. and K. V. Lins(2007), "International evidence on cash holdings and expected managerial agency problems," *Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 4, pp. 1087-1112.

- Krivogorsky, V.(2006), "Ownership, board structure, and performance in continental Europe," *The International Journal of Accounting*, Vol. 41, pp. 176-197.
- Miller, M. H. and D. Orr(1966), "A model of the demand money by firms," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 80, No. 3, pp. 413 - 435.
- Myers, S. C. and N. S. Majluf(1984), "Corporate financial and investment decisions when firms have information do not have," *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, pp. 733-711.
- Leuz, C. and R. Verrecchia(2000), "The economic consequences of increased disclosure," *Journal of Accounting Research*, Vol.38, pp. 91-124.
- Ozkan, A. and N. Ozkan(2004), "Corporate cash holdings : An empirical investigation of UK companies," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28, pp. 2103-2134.
- Pinkowitz, L., R. M. Stulz and R. Williamson(2006), "Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? : A cross-country analysis," *Journal of Finance*, Vol. 61, pp. 2725-2752.
- Stulz, R.(1990), "Managerial discretion and optimal financing policies," *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 3-27.
- Subramaniam, V., T. Tang, H. Yue and X. Zhou(2010), "Firm structure and corporate cash holdings," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17, pp. 759-773.
- Tong, Z.(2011), "Firm diversification and the value of cash holdings," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17, pp. 741-758.

〈Abstract〉

**The Value Relevance of Cash Holding According to
Information Asymmetry and Financial Constraint :
Comparison between Small-Medium and Large
Companies**

Sun-Hwa Kim

I examine how the effects of cash holding on the firm value differ between firms with different size (e. g., large firms and small-medium firms). The major findings of this study are as follows. First, I find that in large firms, cash holding increases firm value, but, such a relation is not found in small-medium firms. Second, the result provides that in large firms, a positive relation between cash holding and firm value under high information asymmetry is stronger. Meanwhile, in small-medium firms, a positive relation between cash holding and firm value under high information asymmetry is found. Third, the result provides that in large firms, a positive relation between cash holding and firm value under high financial constraint is not stronger. Meanwhile, in small-medium firms, a positive relation between cash holding and firm value under high financial constraint is found. Finally, I find that in large firms, cash holding has a positive relation to firm value, but such a relation is not found in small-medium firms.

The results of this study will provide important implications for managers' cash holding decision-makings. Also, these results will help the government's SME policies in the future.

**Keywords : Small-medium firms, Cash holding, Firm value,
Information asymmetry, Financial constraint**

창업기업의 기술사업 추진역량과 경영성과 간의 관계에 대한 실증연구*

: 기술개발 집약도의 매개 및 조절효과를 중심으로

이용훈**

- I. 논의의 배경
- II. 이론적 배경 및 선행연구
- III. 연구방향 및 설계
- IV. 실증분석 결과
- V. 맺음말

* 본 연구는 연구자의 박사학위논문 및 기술보증기금 사내발표 논문을 바탕으로 수정·보완하였음.

** 기술보증기금 본부장 | dream4409@naver.com

접수일: 2018년 11월 27일, 심사의뢰일: 2018년 11월 29일, 게재확정일: 2018년 12월 21일

요약

본 연구는 기술보증기금이 직접 평가한 1,439개의 창업기업을 표본으로 기술사업 추진역량이 기술개발 집약도 향상을 통하여 재무적 성과 및 사업 안정성 등의 경영성과에 미치는 영향에 대하여 구조방정식 모형(SEM)을 활용하여 실증분석을 실시하였다.

대표자가 기술지식 등의 역량을 잘 갖추고 있을수록, 핵심 경영팀 간에는 팀워크와 전문화를 통해 체계적으로 운영될수록, 그리고 합리적 투자계획 및 적절한 자금관리가 이루어질수록, 기술개발 인프라를 확충해 나가면서 기업의 재무적 경영성과를 향상시키고 부실화 위험성도 감축해 나가는 것으로 확인되었다.

다만, 창업초기의 R&D 투자 및 인프라 확충 등 비용증가 요인으로 인하여 기술개발 집약도는 향상되는 반면, 단기적으로 기업의 재무구조 건전성을 악화시키고 부실화 위험성이 높아지는 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다.

또한 창업기업의 기술개발 집약도 수준에 따른 조절효과를 살펴보면, 핵심 기술인력 등의 경영팀들이 전문화되어 체계적으로 운영되는 경우 기술개발 집약도가 높은 기업일수록 기술개발 집약도가 낮은 기업보다 재무구조 건전성은 향상시키고 단기적 부실화 위험성을 경감시키는 효과가 있는 것으로 확인되었다.

핵심용어 : 경영주 역량, 사업투자 타당성, 기술개발 집약도, 재무구조 건전성, 부실화 위험성

I. 논의의 배경

우리나라는 그동안 창업기업의 양적 확대에도 불구하고 창업기업 생존율을 살펴보면, 생계형 창업비중이 높은 점을 고려하여 기술혁신업종 기업을 기준으로 생존율을 비교하더라도, 창업 후 5년 생존율이 35.1%로써 미국, 스웨덴 등 주요선진국의 창업 후 5년 생존율 42%~63%과 비교하면 여전히 낮은 수준을 보이고 있다(현대경제연구원, 2016).

이와 같이 우리나라 창업기업들이 창업초기의 자금난 등으로 죽음의 계곡(death valley)을 넘지 못하고 부실에 이르게 되는 상황이 지속적으로 이어지고 있어 정책적 차원에서 이에 대한 원인 규명과 세밀한 대응책을 필요로 하고 있다.

특히 벤처기업이나 이노비즈기업 등 기술력을 기반으로 하는 기업은 기술 개발에서부터 시제품 생산에 이르기까지 상당 기간이 소요되고 거액의 자금 투입을 필요로 하고 있어, 이러한 기업운영 과정속에서 경영성과 창출 및 부실가능 요인 등과 어떠한 상관관계를 보이는지 면밀한 분석이 요구된다.

지금까지 많은 선행연구 논문에서는 기업 내·외부 요인으로 대표자 등 인적자원의 경험과 역량, 사업화 타당성과 추진능력, 기술경쟁 우위 및 마케팅 역량 등 여러 요인들에 대하여 직접적인 생존·부실화 관점보다는 주로 성장을 또는 수익률 등의 재무적 경영성과 간의 인과관계를 중심으로 연구되어 왔다(Su et al., 2013; Shan, 2012).

특히 기업 내부요인을 자원기반관점(resource-based view)에서 살펴보면, 중소·벤처기업의 기술혁신 및 제반 경영활동상의 핵심역량을 구축하기 위해 기업 내부를 파악하는 것에서부터 출발하며 기업의 내부자원은 제품 및 서비스를 개발하고 생산하는데 반영구적으로 기업과 연관되는 유형·무형의 자원으로 정의된다(Barney, 1991).

자원기반관점을 다루는 선행연구에서의 기업 내부자원(resource)은 연구

자의 접근방식에 따라 인적 및 조직자원, 지적무형자산과 물적유형자산, 재무자원 등 다양한 범주에서 접근하고 있다.

본 연구에서는 기업의 핵심역량 결정요인으로 기술창업 기업의 유·무형 자원 중 대표자를 비롯한 기술인력 등 핵심경영진의 기술지식과 경험, 조직 운영 시스템 등 인적·조직자원의 측면을 중요한 요소로 판단(Wasserman, 2013)하여 이를 다루고자 한다.

또한 재무적인 관점에서 기술창업 기업은 만성적으로 운전 및 시설자금 등을 조달하는 데 어려움을 겪으면서 경영성과 창출은 지연됨에 따라 부실로 이어지는 사례가 빈번한 점을 고려하여 창업초기 설비도입 등에 대한 기술사업화 투자계획의 적정성과 합리성을 검토하고자 한다.

따라서 창업 후 직면하게 되는 현실적 애로사항의 관점에서 창업기업들의 인적자원 역량 및 자본투자가 어떻게 경영성과를 창출하고, 향후 지속적으로 안정적 사업을 영위해 나가거나 또는 부실화할 가능성이 있는지 등에 대하여 기술보증기금의 일선 영업현장 데이터를 활용하여 실증적으로 접근해 보고자 한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 기술사업 추진역량

가. 대표자 기술역량

Wasserman(2013)은 미국의 3,600여개 창업기업을 대상으로 창업자가 직면하는 어려움을 분석하였는데, 창업시기 및 창업파트너에서부터 직원의 채용과 보상, 자금조달, 대표자의 퇴진 등 창업자의 딜레마 중 대부분이 창업기업 대표자 본인의 경력관리 내지 사업파트너와의 관계와 역할 설정 측

면을 중요시하고 있다.

또한 조직그룹의 형태와 생성 및 소멸 등에 대하여 연구하고 있는 ‘조직군 생태학 이론(population ecology theory)’의 관점에서는 Lorenz(1970)의 각인효과(imprinting effect)¹⁾ 이론을 접목하여 설명하고 있는데, 창업 초기 기업 내부의 자원은 구조적 관성(structural inertia)이 되어 환경변화에 대한 기업의 유연한 적응을 제한할 수 있으며 장기적 생존에 영향을 미칠 수 있다는 견해를 제시하고 있다(차명수·임성준, 2017).

창업자의 특성과 기업성과 간의 상관관계에 대한 연구를 살펴보면, 창업자의 혁신성이나 위험감수성향 등의 심리적 특성 또는 기업가정신을 중점적으로 다루거나 창업자의 교육수준이나 창업경험 및 관련 산업 분야에서의 근무경험 등 배경적 특성, 그리고 창업자의 경영전략적 역량 등을 다루는 것으로 각각 구분해 볼 수 있다(이용훈, 2017).

일반적으로 기업의 역량(distinctive competence)은 환경변화에 신속하게 대처할 수 있는 생산활동 및 조직운영과 관련된 지식이나 기법, 자산 등을 아우르는 집합체로 정의할 수 있으며, 이러한 역량 중에서 기술역량(technological capability)은 제품의 개발 및 생산 등과 관련되는 제반 기술관련 능력으로 규정하고, 기술의 선택이나 획득, 개선, 활용 등과 관련된 지식과 기법을 모두 포함하고 있다(이병현·김영근, 2007).

본 연구에서 대표자의 기술역량은 새로운 제품이나 서비스를 공급하는 데 필요한 기술이나 지식 및 경험 등으로 규정하고, 기업의 경영성과를 창출하고 지속적 시장경쟁력을 유지하는 데 필수적 요인으로서 대표자의 기술분야 지식 보유수준 또는 동업종 종사 경험 등을 통한 기술개발 역량에 초점을 맞추어 연구하고자 한다.

1) 각인효과(imprinting effect)란 일반적으로 동물의 초기 성장단계에서 발생한 사건 또는 자극이 그 이후 지속적으로 영향을 주는 현상을 의미한다(Lorenz, 1970).

나. 경영팀 전문성

‘최고경영진 이론(upper echelon theory)’에 따르면 최고경영자를 비롯한 경영진의 인구통계학적 특성 및 심리적 요소 등은 기업의 전략적 선택과 경영성과에 중요한 영향을 미칠 수 있다고 강조하고 있다(전인·오선희, 2016).

다수의 선행연구에서는 최고경영자 개인뿐만 아니라 연구개발 등 각 분야 별로 세분화된 경영팀 집단(top management team)의 역할로 범위를 확장하여 연구가 이루어지고 있으며, 최고경영팀은 기업과 환경 간의 접점에 있으며 경영팀의 선택과 행동은 조직의 주요 의사결정 및 운영 전반에 상당한 영향을 미치고 있다는 사실을 제시하였다(Crossan and Apaydin, 2010).

Wasserman(2013)은 창업초기 주요 경영진은 대표자의 개인적 인맥 등을 활용하여 경영방침과 조직문화를 효과적으로 공유할 수 있는 직원들로 창업팀을 구성하고, 상위급 직원이 많고 하위급 직원이 적은 창업초기 인적 구조 상황에서는 다양한 업무를 수행할 수 있는 제너럴리스트(generalist)로서의 역할(role)을 필요로 한다고 주장하고 있다.

특히, 최고경영팀의 이질적 차별성은 양적인 구성(composition) 및 질적인 다양성(heterogeneity)에 의한 상이한 정도를 의미하며, 이러한 인구통계학적인 특성과 직무연관성, 정서적인 특성 등에 초점을 맞추고 각 연구자들에 따라 2~3개의 다각적인 관점에서 세분화하여 기업성과에 차별적 영향을 줄 수 있다고 보았다.

Barsade et al.(2000)은 경영진의 연령이나 성별, 학력, 인종 등의 인구통계학적인 다양성(demographic diversity), 동업종 근속년수, 조직내부의 기능적 특성 등과 연계된 조직운영 관련 다양성(organization-related diversity)과 열정이나 의욕 등의 감성적인 다양성(affective diversity)으로 구분하여 최고경영팀의 역할을 분석하고 있다.

또한 문창호(2015)는 기술혁신 역량에 대해 기능적 접근법을 통하여 경영팀의 조직관리, R&D분야, 생산운영 및 마케팅부문 등 4가지 형태로 나누어 분석하고 있는데, 경영팀의 조직관리 역량은 기업고유의 공동목표를 위해 부문별로 다양한 기능과 활동을 통합 및 조정하고 다양한 혁신 프로젝트를 효율적으로 관리하는 능력으로서 품질성능 향상, 가격경쟁력 제고, 신기술 관련 제품 출시 등 기술혁신 경영성과에 긍정적 영향을 미친다는 사실을 확인하였다.

선행연구 내용을 참조하여 본 연구에서는 기술창업 기업들의 효율적인 조직운영 측면에서 경영팀의 연구개발, 재무관리 등 전문분야별 역량과 대표자와의 관계 내지 팀워크 등 유기적 협력관계를 통하여 경영성과에 미치는 영향을 파악해 보고자 한다.

다. 사업투자타당성

‘기술사업화(technology commercialization)’는 연구개발을 통해 생성된 기술이나 지식을 기반으로 사업화하여 생산, 판매활동을 하는 일련의 과정을 의미한다고 정의할 수 있는데, 그 범위나 의미는 연구자의 관점 또는 적용분야 등에 따라 다양하게 활용되고 있다(이성화·조근태, 2012).

「기술의 이전 및 사업화 촉진에 관한 법률」 제2조에 따르면, ‘기술의 사업화’는 ‘기술을 이용하여 제품을 개발·생산 또는 판매하거나 그 과정의 관련 기술을 향상시키는 것을 말한다’라고 정의하고 있다.

Isabella(2004)는 기술사업화는 기술 또는 연구지식을 새롭게 제시하거나 개선된 형태의 제품, 프로세스 및 서비스 등으로 전환하는 과정으로써 경제적 수익창출을 위하여 시장에 진입하는 단계로 규정하고 있으며, Comford(2004)는 기술사업화를 산업분야에 직접적으로 활용할 수 있도록 연구개발을 수행하고 신제품 개발을 위한 혁신활동을 전개하는 과정이라고 정의하고 있다.

또한 김경환(2008)은 기술사업화란 기술이나 지식을 활용하여 신제품 개발 또는 신규사업에 진출하는 데 있어 그 과정상 관련되는 기술을 향상시키기 위한 일련의 혁신활동과 연구개발된 기술을 이용하여 제품이나 서비스가 만들어져 시장에 성공적으로 출시되고 수요자에게 원활하게 공급되는 일련의 과정으로 정의하였다.

이와 같이 기술사업화의 개념과 적용범위는 매우 폭넓게 사용되고 있으며 Jolly(1997)는 기술사업화의 개념을 기술의 가치를 점진적으로 증대시켜 나가는 과정으로 설명하고 있는데, 기술의 '착상(imaging) → 보육(incubating) → 시연(demonstrating) → 촉진(promoting) → 지속(sustaining)' 등의 5단계 활동으로 세분화하여 설명하고 있다.

김재진·양동우(2013)는 로지스틱(logistic) 회귀분석을 통하여 설립 후 3년 이내 창업기업을 대상으로 기술사업 추진역량이 기업의 부실화에 미치는 영향을 분석하고, 기업 생산능력 및 소요자금 조달능력 등의 기술사업 투자타당성이 기업의 생존에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이와 같이 창업기업의 경우 자금조달 금융기관의 유형 및 대출금리, 상환계획 등 세부적인 차입조건은 장래의 매출 및 수익전망과 연계하여 기업의 장단기 지급능력을 예측하고 캐쉬플로우(cash flow)를 전망해 볼 수 있으며 창업초기의 부실화 가능성 등과도 매우 밀접한 관계가 있다.

본 연구에서는 창업기업의 경우 적정한 투자관리 계획수립 여부 및 안정적 이행이라는 측면에서 기술사업화 범위를 합리적 사업투자 계획과 자금관리 방안 등 재무관리 관점으로 범위를 축소하여 분석하고자 한다.

2. 기술개발 집약도

통상적으로 기업의 경영성과는 기술적 성과나 기술경쟁 우위 등의 비재무적 성과 그리고 매출액이나 영업이익의 증가 등 재무적 성과의 카테고리

구분할 수 있다.

먼저 기술적 성과 또는 기술경쟁 우위에 대하여 살펴보면, 기술의 범주를 세부적으로 구분할 경우 기초과학 경쟁력, 응용기술 경쟁력, 산업기술 경쟁력, 특정분야 기술경쟁력 등으로 세분화하여 볼 수 있으나, 국가적인 관점이 아닌 기업적 측면에서 살펴보면 기술경쟁력의 개념은 경쟁기업보다 재화 또는 서비스를 우수한 품질로 저렴한 비용으로 생산하거나 새로운 제품을 개발, 생산, 판매하여 완전히 새로운 시장을 창출하는 능력으로 그 범위를 조정할 수 있다(이용훈, 2017).

또한 기술창업 기업의 경영 프로세스 관점에서 ‘기술개발 및 상용화 → 매출시현 → 영업이익 발생 → 이익잉여금의 R&D 재투자 → 매출증가 및 수익성 향상’ 등 기술개발 관련 사업의 선순환 과정을 고려할 때, 기업의 기술 경쟁력에 대하여 지식재산권 보유현황, R&D 전문조직과 인력운용 형태 등 특정분야의 일부분으로 측정할 수 있을 뿐만 아니라 동태적 관점에서 생산·판매활동 등 정상적인 기업활동 전반에 걸쳐 기술이 장기간 체화되어있는 축적적인 특성(cumulative characteristic)을 반영하여 기술개발 집약도로 나타낼 수 있다(이공래, 1997).

기술경쟁력 또는 기술개발 집약도 등의 기술적 성과와 관련된 선행연구를 살펴보면, 성과지표의 특성에 따라 지식재산권의 출원 및 등록건수, 인건비·제조경비 절감률 등 정량적 지표와 제품 품질개선, 기술애로 해결능력, 전후방 기술파급효과 등 정성적 지표로 구분될 수 있다.

국가별 과학기술 경쟁력을 측정하는 국제경영개발대학원(IMD)은 R&D 투자, 지식재산권 등의 과학관련 인프라 부문 및 첨단기술 제품의 수출비중 등 기술관련 인프라 부문으로 구분하여 평가하고 있고, 세계경제포럼(WEF)은 기업의 연구개발 투자 등 혁신성 분야와 기술수용성 분야로 나누어 기술개발 집약도 등을 측정하고 있다.

기술개발 집약도 등의 기술적 성과와 경영성과 간의 관계에 대한 선행연구

를 살펴보면, 대체로 긍정적 관계를 입증하는 연구가 일반적(송주영·성형석, 2015; 윤현덕·서리빈, 2011)이나 일부 연구에서는 R&D투자 등과 경영성과 간에 부정적 영향 또는 비유의적 관계(Reichert and Zawislak, 2014; 이병헌·김영근, 2007)를 주장하는 선행연구도 함께 확인할 수 있다.

본 연구에서는 기술경쟁력을 나타내는 기술개발 집약도의 경우 투입요소(input)와 성과요소(output)로 구분하고 투입요소는 연구개발 조직과 인력 등 R&D 인프라와 직접적인 R&D 투자 측면에서, 성과요소로는 지식재산권 보유 등의 구체적인 기술개발 성과에 초점을 맞추어 포괄적 개념으로 규정하고, 기술개발 투자 및 성과가 실질적으로 기업의 재무적 성과와 부실화 위험성 등에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

3. 경영성과

가. 재무구조 건전성 및 부실화 위험성

많은 선행연구에서는 재무적 관점에서의 경영성과에 대해 매출액 증가율이나 매출액 대비 영업이익률 등의 성장성 및 수익성 등을 나타내는 개별 재무비율을 성과지표로 다루고 있다(이성화·조근태, 2012; Su et. al., 2013).

그러나 기업의 생존 또는 부실과 직결되는 경영성과 측면에서는 특정 재무비율보다는 성장성과 수익성, 안정성 등을 종합적으로 살펴볼 필요가 있으며, 기업의 종합적인 재무성과 지표가 사업전반의 경영성과를 나타내는 데 보다 부합한다고 판단할 수 있다(이용훈·양동우, 2017).

사업지속성 또는 부실위험성의 측면에서 살펴보면 기업의 부실(business failure)은 개념이 명확하지 않지만, 채권자와 채무자의 관계에서 채무자가 상환능력을 상실하여 채무불이행(default) 상태를 의미하거나 영업활동에서 유입되는 현금흐름이 매우 악화되어 지급불능(insolvency) 상태의 기업을

나타내기도 하며, 기업의 경영활동을 종식하는 법률적 관점에서 파산(bankruptcy)의 의미로 사용되기도 한다(권성일, 2016).

부실위험 관련 선행연구에서는 연구자마다 각자 다른 개념을 사용하고 있는데 파산이나 채권에 대한 지급불능, 은행에서의 부도발생, 배당금 미지급 등 어느 하나라도 해당될 때 기업의 부실로 간주하거나 법적 파산이나 지급불능상태, 법적 채무청산 등을 의미하기도 한다.

또한 재무적 측면에서 기업부실은 만기도래 채무를 약정기한 내 상환하지 못하는 기술적인 지급불능 상태 또는 부채 공정가치보다 자산 공정가치가 적어 자본잠식으로 인한 부(-)의 자산상태로 실질적 지급불능 상태를 의미하기도 한다.

기업부실의 형태로는 회사정리절차의 개시, 자본잠식, 당좌부도 등 다양한 유형으로 나타나고 있다. 우리나라 대표적 보증기관인 기술보증기금 및 신용보증기금 등의 보증사고 기업 판별 기준을 살펴보면, 보증서 이면 약관에 부실기업의 종류를 규정하고 있는데 보증부대출 원금 또는 이자가 약정기한 내에 상환되지 않거나 신용정보 관리규약의 신용정보 등록, 가압류·압류 등 제3자 권리침해, 조업 중지 등 다양한 사안들을 부실발생 요소로 엄격하게 규정하고 있으며, 이러한 부실발생 기업 중 90% 이상은 채무불이행 상태(default) 등으로 이어지고 결국 기업도산에 이르고 있다.

2008년 글로벌 금융위기 이후로 국내 금융기관들을 중심으로 다양한 형태의 빅데이터와 정밀한 통계분석 프로그램들을 활용하여 본격적으로 한계기업의 선제적 구조조정과 체계적 위험(systematic risk) 등 리스크 관리활동을 강화해 나가고 있다

본 연구는 기술보증기금에서 기업의 재무제표를 토대로 매년 경영성과 평가를 통해 도출한 재무등급과 기타 재무·비재무 정보들을 반영하여 단기부실 위험을 예측한 리스크율을 활용함으로써 기술창업 기업 내부역량과의 인과관계를 규명하고자 한다.

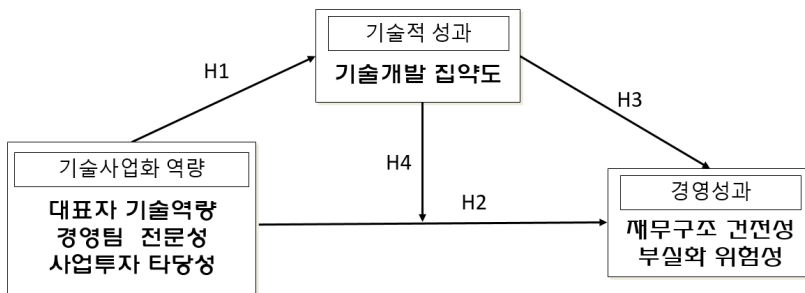
Ⅲ. 연구방향 및 설계

1. 연구모형 및 연구가설

그동안 기업의 생존 또는 부실요인 등에 관한 선행연구를 살펴보면, 대부분 ‘재무적 성과 → 생존/부실화’, ‘기업 내·외부요인 → 생존/부실화’ 또는 ‘기업 내·외부요인 → 경영성과’ 등으로 구분하여 연구가 이루어지고 있다.

본 연구에서는 기술보증기금이 직접 평가한 기술창업 기업의 현장데이터를 활용하여 ‘기술사업 추진역량(독립변수) → 기술적 성과(매개변수) → 경영성과(종속변수)’의 3단계로 인과관계를 살펴보고, 아울러 기술적 성과인 기술개발 집약도의 조절기능을 통해 기업 내부요인인 기술사업 추진역량이 기업의 경영성과에 미치는 영향의 변화를 살펴보고자 한다.

[그림 1] 연구모형



즉, 기술창업 기업의 대표자를 비롯한 핵심 경영진의 사업추진 역량 및 기술사업화 투자계획의 타당성 등이 기술개발 집약도와 재무구조 건전성, 그리고 부실화 위험성 등 각 요인들 상호 간에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보고, 아울러 기술창업 기업의 핵심요소로서 기술개발 집약도가 기업내부의 기술사업 추진역량과 경영성과 간에 어떠한 조절역할을 하는지 함께 살펴보기 위해 연구모형 및 가설을 설정하고 실증적 분석을 통해 접근해 보고자 한다.

〈표 1〉 연구가설

-
- H1. 기술사업 추진역량은 기술개발 집약도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
 H1-1. 대표자 기술역량은 기술개발 집약도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
 H1-2. 경영팀 전문성은 기술개발 집약도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
 H1-3. 사업투자 타당성은 기술개발 집약도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
-
- H2. 기술사업 추진역량은 경영성과에 정(+) 또는 부(-)의 영향을 미칠 것이다
 H2-1. 대표자 기술역량은 재무구조 건전성에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
 H2-2. 경영팀 전문성은 재무구조 건전성에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
 H2-3. 사업투자 타당성은 재무구조 건전성에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
 H2-4. 대표자 기술역량은 부실화 위험성에 부(-)의 영향을 미칠 것이다
 H2-5. 경영팀 전문성은 부실화 위험성에 부(-)의 영향을 미칠 것이다
 H2-6. 사업투자 타당성은 부실화 위험성에 부(-)의 영향을 미칠 것이다
-
- H3. 기술개발 집약도는 기술사업 추진역량과 경영성과 간에 매개기능을 할 것이다.
 H3-1. 기술개발 집약도는 대표자 기술역량과 재무구조 건전성 간에 매개기능을 할 것이다.
 H3-2. 기술개발 집약도는 경영팀 전문성과 재무구조 건전성 간에 매개기능을 할 것이다.
 H3-3. 기술개발 집약도는 사업투자 타당성과 재무구조 건전성 간에 매개기능을 할 것이다.
 H3-4. 기술개발 집약도는 대표자 기술역량과 부실화 위험성 간에 매개기능을 할 것이다.
 H3-5. 기술개발 집약도는 경영팀 전문성과 부실화 위험성 간에 매개기능을 할 것이다.
 H3-6. 기술개발 집약도는 사업투자 타당성과 부실화 위험성 간에 매개기능을 할 것이다.
-
- H4. 기술개발 집약도는 기술사업 추진역량과 경영성과 간에 조절기능을 할 것이다.
 H4-1. 기술개발 집약도는 대표자 기술역량과 재무구조 건전성 간에 조절기능을 할 것이다.
 H4-2. 기술개발 집약도는 경영팀 전문성과 재무구조 건전성 간에 조절기능을 할 것이다.
 H4-3. 기술개발 집약도는 사업투자 타당성과 재무구조 건전성 간에 조절기능을 할 것이다.
 H4-4. 기술개발 집약도는 대표자 기술역량과 부실화 위험성 간에 조절기능을 할 것이다.
 H4-5. 기술개발 집약도는 경영팀 전문성과 부실화 위험성 간에 조절기능을 할 것이다.
 H4-6. 기술개발 집약도는 사업투자 타당성과 부실화 위험성 간에 조절기능을 할 것이다.
-

2. 표본기업의 선정

본 연구에서는 기술보증기금이 직접 기술평가하여 구축하고 있는 기술창업 기업 데이터베이스(database)를 사용하였다. 기술보증기금은 자체 기술평가시스템인 KTRS(Kibo Technology Rating System)에 의거하여 중소·벤처기업의 기술역량 및 기술개발 성과, 시장성 및 사업성 등 미래의 성장전망을 중심으로 평가를 실시하고 있다.

특히, 각 기술분야별로 전문 평가인력들을 활용하여 일관성 있는 객관적 평가가 이루어지도록 각 항목별로 평가방법을 상세하게 규정하고 있으며, 개별기업의 서면자료 심사 외에도 사업장 현장을 직접 방문하여 실지 조사와 경영진들과의 인터뷰 등을 통해 기업을 평가하고 있다.

표본으로 추출한 기술창업 기업들은 회사설립 후 7년 이내의 중소기업으로 기술보증기금에서 2011년부터 2012년까지 2년 동안 자체 기술평가모형(KTRS)을 적용하여 신규로 운전자금이 지원된 기업들을 대상으로 분석하였다.

기술창업 기업 중 사업장 신축이나 설비도입 등을 위해 시설자금이 지원된 업체는 KTRS 기술평가지점(t년도)과 그 이후의 경영성과 비교분석 시기(t+1년~t+2년) 간에 고액의 설비투자에 따른 재무제표상 급격한 변화로 인하여 여타 기업군과의 직접적인 비교분석이 적절하지 않은 점을 고려하여 표본대상에서 제외하였다.

또한 보증지원된 이후 개별기업으로부터 직접 수집하거나 한국기업데이터 등으로부터 2011년부터 2014년까지 4년 동안의 재무정보를 모두 수집한 기업으로서, 매출액증가율 및 매출액 영업이익률이 각각 상·하위 1%의 극단치(outlier)에 해당하는 기업은 제외한 후 총 1,439개 기업을 표본으로 선정하였다.

3. 변수의 조작적 정의

중소기업에 대한 경영성과와 생존 또는 기업부실화 등에 대한 연구는 대부분 기업 또는 대표자 특성, 대내외 환경요인 등 개별적 이슈를 중심으로 다루어져 왔다. 기술보증기금의 자체 기술평가시스템(KTRS)은 대표자를 비롯한 경영주 역량, 기술성, 시장성 및 사업성 등 사업환경 요소를 4개의 대항목으로 구분하고 16개 기술평가 소항목 및 33개의 세부심사 지표 등 트리

(tree) 형태로 구성하고 있는데, 평가자들은 각 세부평가 지표에 대하여 객관적·정량적 요소를 설정하여 평가하거나 주관적·정성적 판단을 바탕으로 리커트(Likert) 5점척도를 적용하여 평가하고 있으며, 이들 각 세부평가 지표의 데이터와 재무제표 정보 및 기업현장 조사내용 등을 독립변수 및 매개·조절변수로 사용하였다.

그리고 종속변수로서 기업의 경영성과는 매출액 증가 또는 매출액 대비 영업이익률 등을 활용한 성장성 또는 수익성 등의 특정 재무지표보다 매년도 해당 기업의 전체적인 재무정보를 토대로 안전성, 성장성, 수익성 및 활동성 등을 종합적으로 반영하여 평가한 기술보증기금 재무등급 데이터를 활용하였는데, 각 기업의 재무등급(AAA~D, 총 18등급)을 지수로 표준화하여 사용하였으며 보증지원 후 2년간의 평균값을 적용하였다.

또한 부실위험성 측면에서는 개별기업의 1년 이내 단기 사업부실 가능확률을 의미하는 ‘부실발생 리스크율’의 2년간 평균값을 적용하였는데 기술보증기금은 매년 재무제표 정보뿐만 아니라 전국은행연합회, 한국신용정보원 등의 기업정보 및 신용정보, 자본시장의 금리 및 환율변동 추이 등 거시경제 변수를 활용하여 개별기업의 부실위험을 관리하고 있으며, 주기적인 리스크 관리 성과분석을 통해 부실화 예측 리스크율과 실제 보증사고율의 추이 및 결과값은 매우 유의한 것으로 확인되고 있다(기술보증기금, 2018).

〈표 2〉 변수의 조작적 정의 및 평가방법

변수		평가항목	평가방법	선행연구
독립 변수	대 표 자 기술역량	동업종 경험	대표자 동업종 종사기간, 근무경력 등	차명수·임성준 (2017)
		기술지식수준	대표자 전공분야, 학위, 자격증 보유 등	
	경 영 팀 전 문 성	경영팀 지식수준	경영팀의 기술, 재무 등 전공분야 경력 등	문창호 (2015), Pegels et al. (2000)
		경영참여도	지분투자, 권한위임 등 경영참여 적극성	
		대표자와 관계	경영팀의 팀워크, 특수관계자 유무 등	
	사업투자 타 당 성	투자규모 적정성	연구개발, 설비투자계획 수립 적정성	김재진·양동우 (2013) 이성화·조근태 (2012)
		자본조달능력	재정상황, 수익창출, 필요자금 조달능력	
		자금상환능력	매출계획 등 차입금 상환 가능성	
매개 / 조절 변수	기술개발 집 약 도	R&D 조직인력	R&D 조직형태, 운영기간, 인력 확보 등	송주영·성형석 (2015) Reichert et al. (2014)
		R&D 투자비율	매출액 대비 개발비 등 동업종 비교	
		지식재산권	특허 등 지식재산권 가중치 적용 평가	
종속 변수	재무구조 건 전 성	재무등급지수	평가 후 2년 재무등급지수 평균값 적용	윤현덕·서리빈 (2011)
	부 실 화 위 험 성	부실발생 리스크율	평가 이후 2년간 부실화 확률의 평균값	이용훈·양동우 (2017)

자료 : 기술보증기금(2018) 기술평가시스템(KTRS) 평가지표 적용

IV. 실증분석 결과

1. 표본기업의 기술통계적 분석

표본기업의 일반적 특성을 살펴보면 표본기업은 모두 설립 후 7년 이내 창업기업으로서 평균업력이 창업 후 4.4년이 경과하였고, 매출액은 평균 57.8억 원, 총자산은 평균 38.1억 원이며 전년도 말 기준으로 평균 종업원수는 21.2명이다.

업종별로는 OECD(2011)의 기술개발 집약도를 근거로 분류한 기술수준별 산업분류 방식을 적용하였는데 표본기업의 약 50%는 첨단기술 또는 고기술 업종을 영위하고, 표본기업의 약 85%가 기술이나 지식산업 관련업종인 것으로 나타났다.

또한 본 연구의 표본기업은 약 90%에 해당하는 기업이 우리나라 벤처기업 또는 이노비즈기업으로 인증을 받은 기업으로서 대부분이 기술력을 갖추고 있는 기술집약형 창업기업임을 확인할 수 있다.

〈표 3〉 표본기업의 기술적 특성

항목별		업체수	%	항목별		업체수	%
업력	3년 이내	448	31.1	업종	첨단·고기술 제조	706	49.1
	5년 이내	521	36.2		중·저기술 제조	349	24.3
	7년 이내	470	32.7		기타 업종	384	26.6
업 력 (평균)		4.4 년		기술 인증	벤처 & 이노비즈	638	44.3
매출액 (평균)		57.8 억원			벤처기업	597	41.5
총자산 (평균)		38.1 억원			이노비즈기업	61	4.2
종업원수 (평균)		21.2 명			기 타	143	9.9

주 : N = 1,439개업체

2. 타당성 및 신뢰성 분석

각 독립변수와 매개·종속변수 등 6개 항목에 대하여 통계패지시 프로그램인 AMOS 18.0을 사용하여 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis)을 검토하였다.

하나의 구성개념과 이를 구성하는 데 사용되는 관측변수간의 상관관계를 나타내는 집중타당성(convergent validity)의 경우 각 항목의 표준화 적재값인 SRW(Standardized Regression Weights)가 0.5 이상이면 양호한

것으로 볼 수 있으며, 특정 요인으로 묶인 항목들의 신뢰도와 관련하여 각각 사용되는 평균분산추출지수(AVE, Average Variance Extracted)는 통상적으로 0.5 이상, 개념신뢰도(C.R, Construct Reliability)는 0.7 이상이면 측정모형의 신뢰도와 수렴 타당성은 만족할 만한 수준으로 볼 수 있다(김계수, 2013).

〈표 4〉 집중타당성 및 신뢰성 검증

			SRW ^{주)}	S.E	AVE	C.R	α ^{주)}
대 표 자 기술역량	→	기술지식수준	0.947	0.133	0.634	0.770	0.752
	→	동업종 경험	0.640	0.621			
경 영 팀 전 문 성	→	경영팀 지식수준	0.735	0.436	0.338	0.595	0.583
	→	경영 참여도	0.495	0.798			
	→	대표자와 관계	0.486	0.769			
사업투자 타 당 성	→	투자규모 적정성	0.569	0.627	0.313	0.577	0.561
	→	자본조달능력	0.564	0.654			
	→	자금상환능력	0.509	0.695			
기술개발 집 약 도	→	R&D 조직인력	0.715	0.345	0.401	0.637	0.528
	→	R&D 투자비율	0.559	0.556			
	→	지식재산권	0.250	0.421			
재무구조 건 전 성	→	재무등급지수	0.855	0.200	0.785	0.785	-
부 실 화 위 험 성	→	부실화리스크율	0.851	0.200	0.784	0.784	-

주 : SRW : Standardized Regression Weights, α : Cronbach's α

각 구성개념들의 집중타당성을 검토한 결과 〈표 4〉에서와 같이 SRW는 ‘경영팀 전문성 → 경영참여도’ 및 ‘경영팀 전문성 → 대표자와의 관계’가 각각 0.495, 0.486으로 나타나 기준치인 0.5를 약간 하회하고 있으나 그대로 적용하더라도 별 무리가 없는 수준으로 판단되며 개념 타당성은 대체로 확보되었다고 볼 수 있다.

다만 ‘기술개발 집약도 → 지식재산권’의 SRW는 0.250으로써 적합기준치인 0.5를 크게 밑도는 것으로 나타났는데 측정변수로서의 활용가능성 여부에 대해 추가적인 검토가 필요한 것으로 판단된다.

따라서 지식재산권의 경우 비록 기술개발 집약도에 대한 집중도가 낮게 나타나고 있으나, 지표의 속성상 선행연구뿐만 아니라 국제경영개발대학원(IMD) 등의 기술전문기관에서 기술개발 집약도의 핵심요소에 지식재산권을 포함하고 있고, 지식재산권이 기술적 성과를 나타내는 객관성있는 정량지표인 점을 고려하여 본 연구에서도 측정변수에 포함하여 분석하고자 한다.

〈표 4〉의 평균분산추출지수(AVE)는 최대 0.785~최소 0.313, 개념신뢰도(C.R)는 최대 0.785~최소 0.577로 나타나 일부 항목이 각각의 기준적합치인 0.5 및 0.7에 다소 미달하는 것으로 나타났다.

그러나 SPSS 통계분석 프로그램을 통해 탐색적 요인분석을 실시한 결과 최대 0.888~최소 0.638으로써 각 측정변수 요인 적재치가 모두 0.6을 초과하여 적합성 기준을 충족하는 점 등을 고려하면 개념신뢰도(C.R) 및 평균 분산추출지수(AVE)가 다소 미흡한 수준으로 나타났으나 그대로 사용하더라도 별 무리가 없는 것으로 판단된다.

아울러 각 요인별 동질성 또는 일관성을 갖고 있는지 내적 일관성의 관점에서 크론바하 알파 계수(Cronbach's coefficient alpha)로 신뢰성(reliability)을 분석한 결과, 각 구성개념들의 크론바하 알파 계수는 〈표 4〉에서와 같이 최대 0.752~최소 0.528로써 대표자 기술역량을 제외한 여타 구성개념이 일반적으로 요구하는 신뢰수준인 0.6을 하회하는 것으로 나타났다.

본 연구는 1,439개의 많은 기술창업 기업을 대상으로 기술보증기금이 직접 평가·분석한 현장데이터를 활용한 연구로서 통상적으로 설문조사 방식을 이용한 연구보다도 크론바하 알파 계수가 비교적 낮게 나타나는 특징이 있으며, 본 연구에서의 크론바하 알파 계수는 최소한의 기준이라고 할 수 있

는 0.5(Nunnally, 1978)를 초과하고 있고, 다른 선행연구(송주영·성형석, 2015; 김재진·양동우, 2013)에서도 크론바하 알파 계수가 0.5~0.6임에도 불구하고 내적 일관성이 있는 것으로 인정하고 있는 점 등을 고려할 때 본 연구의 타당성과 신뢰성 분석결과는 모두 적합한 것으로 판단된다.

둘째, 판별타당성(discriminant validity)은 구성개념 간의 중첩수준을 의미하는데, ① 평균분산추출지수(AVE) > 결정계수(φ^2), ② [$\text{상관계수}(\varphi) \pm 2$] $\times$ 표준오차(S.E) $\neq 1$ 의 요건을 충족하는 경우 판별타당성이 있는 것으로 볼 수 있다(김계수, 2013).

판별타당성 분석결과, <표 5>의 각 요인별 평균분산추출지수(AVE)는 최대 0.785~최소 0.313으로써 결정계수(φ^2)보다 모두 큰 것으로 나타나 판별타당성이 충분히 확보된 것으로 인정된다.

또한 각 요인간의 상관계수의 신뢰구간[($\varphi \pm 2$) $\times$ S.E]에 '1'은 포함되지 않은 것으로 나타나 각 구성개념의 판별타당성 요건을 충족하는 것으로 확인되었다.

〈표 5〉 평균분산추출지수(AVE) 및 결정계수(φ^2)

	①	②	③	④	⑤	⑥
① 대표자 기술역량	0.634*	0.026	0.001	0.045	0.009	0.015
② 경영팀 전문성		0.338*	0.076	0.164	0.072	0.011
③ 사업투자 타당성			0.313*	0.037	0.061	0.013
④ 기술개발 집약도				0.401*	0.000	0.007
⑤ 재무구조 건전성					0.785*	0.383
⑥ 부실화 위험성						0.784*

주 : * 대각선은 평균분산추출지수(AVE)

3. 상관분석

요인분석을 통해 도출된 각 구성개념들에 대하여 상관분석을 실시하였으며, 각 상관계수들의 유의성 검정은 반복적으로 재표본추출(re - sampling)하는 부트스트랩(bootstrap) 분석방법을 통해 확인하였다.

〈표 6〉에서와 같이 대표자 기술역량과 경영팀 전문성 및 사업투자 타당성 등 독립변수들 간의 상관계수는 최대 0.278~최소-0.034로 상관관계가 비교적 낮은 것으로 확인되었으며, 매개변수로서 기술개발 집약도는 대표자 기술역량, 경영팀 전문성, 사업투자 타당성 등 독립변수들과 각각 최대 0.293~최소 0.131로 정(+)의 유의한 상관관계를 보여주고 있다.

그리고 종속변수로서 재무구조 건전성을 반영하는 재무등급 지수는 각 변수들과 최대 0.273~최소 -0.040의 상관관계를 보여주고 있으며, 부실화 위험성을 나타내는 부실발생 리스크율은 대표자 기술역량 등의 독립변수와 기술개발 집약도 및 재무구조 건전성 등의 매개변수 간에 최대 0.104~최소 -0.619의 상관관계를 보여주고 있다.

〈표 6〉 상관계수

	Mean	S.D	①	②	③	④	⑤	⑥
① 대 표 자 기 술 역 량	0.679	0.265	1	0.172**	-0.034	0.138*	0.099**	-0.134**
② 경 영 팀 전 문 성	0.570	0.234		1	0.278**	0.293**	0.273**	-0.105**
③ 사 업 투 자 타 당 성	0.705	0.080			1	0.131**	0.246**	-0.112
④ 기 술 개 발 집 약 도	0.310	0.175				1	-0.040*	0.104**
⑤ 재 무 구 조 건 전 성	0.590	0.167					1	-0.619**
⑥ 부 실 화 위 험 성	0.026	0.034						1

주 : 1) 각 변수의 평균(Mean) & 표준편차(S.D)의 최대값 1, 최소값 0

2) *p<.05, **p<.01, ***p<.001 (bootstrap = 500, confidence level = 95%)

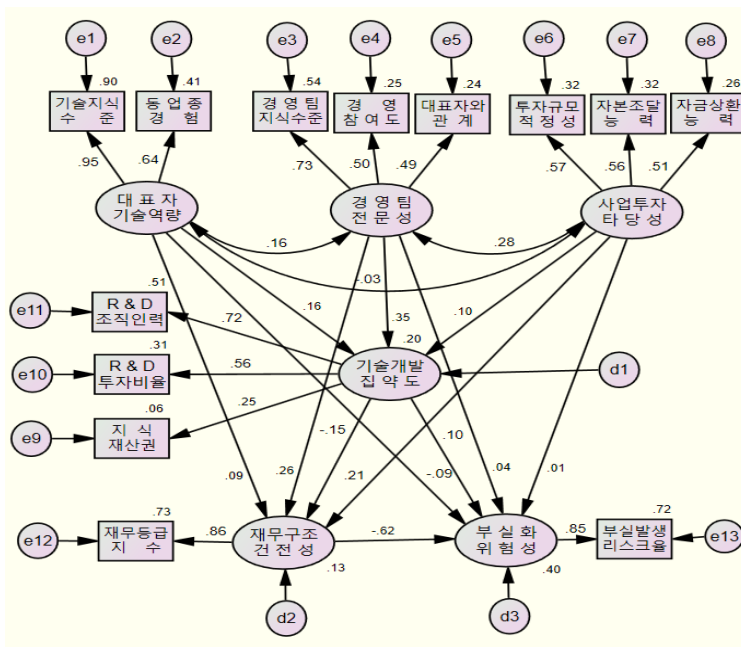
4. 구조방정식 모형 회귀분석

가. 구조방정식 모형의 적합도(model fit)

구조방정식 모형에서의 모델 적합도는 연구모형과 실제 사용된 자료 간의 일치성(consistency) 정도를 의미하며, 표본데이터의 특성과 이론적 특성이 어느 정도 부합하는가에 대한 적합성 정도를 판단하는 것으로 볼 수 있다(이용훈·심성학, 2018).

먼저, 연구모형에 따라 구조방정식 모형을 설정한 후 모형 수정계수(modification index)를 분석한 결과, 종속변수인 경영성과 항목 중 재무구조 건전성이 부실화 위험성에 부(-)의 긍정적 영향(0.337)을 미치는 점을 고려하여 모형적합도(model fit) 개선을 위해 구조방정식 모형의 경로를 추가하여 조정하였다.

[그림 2] 수정 후 구조방정식 모형의 경로별 회귀계수



chi-square = 203.979(df=52, p=0.000), GFI = 0.979, AGFI = 0.962, RMR = 0.032, NFI = 0.920

수정 후 구조방정식 모형의 적합도를 살펴보면, 대표적 지수로서 chi-square = 203.979(df=52, p=0.000), GFI = 0.979, AGFI = 0.962, RMR = 0.032, NFI = 0.920 등으로 나타났다.

chi-square 검증의 유의확률 $p=0.000(<0.05)$ 으로 모형이 적합하다는 귀무가설을 기각하는 것으로 판단할 수 있으나, chi-square 통계량은 표본 개수 및 모형의 복잡성 등에 민감한 영향을 받을 수 있는 점을 고려할 때, 본 연구모형이 1,439개의 많은 표본기업을 다루고 있으며 비교적 복잡한 형태의 모형이므로 다른 지수들과 함께 적합도를 확인하는 것이 바람직하다(김계수, 2013).

따라서 본 연구모형의 절대적합도 지수 및 증분적합도 지수 등 대부분의 모델적합도 지수는 모두 최적기준(≥ 0.90 또는 ≤ 0.05)을 충족하고 있어 수정 후 연구모형을 기준으로 분석하는 것이 적절한 것으로 판단된다.

나. 기술사업 추진역량과 경영성과 간의 기술개발 집약도 매개효과

구조방정식 모형에 의거 각 변수들 간의 인과관계 및 구조를 살펴보면, 대표자의 기술역량, 경영팀 전문성 및 사업투자 타당성 등 3개의 독립변수는 기술개발 집약도 및 재무구조 건전성을 모두 향상시키는 것으로 확인되었는데, 대표자(CEO)의 기술역량은 0.089($p<0.001$)와 0.062($p<0.05$), 경영팀의 전문성은 0.296($p<0.001$)과 0.266($p<0.001$), 사업투자 타당성은 0.110($p<0.05$)과 0.278 ($p<0.001$)로 모두 유의한 긍정적 영향을 주는 것으로 확인되었다.

그리고 부실화 위험성에 대하여는 대표자의 기술역량만이 -0.061($p<0.01$)의 부(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 직·간접효과가 모두 있었으나, 경영팀 전문성과 사업투자 타당성의 영향력은 유의하지 않은 것으로 나타나 간접효과만 있는 것으로 확인되어, 가설 H1은 모두 지지되었으나 H2는 부분적으로 지지되었다.

즉, 대표자가 동업종 경험이 풍부하고 기술지식이 풍부하여 기술역량이 양호할수록, 경영팀의 팀워크와 직무별 전문화로 조직이 체계적으로 운영될수록, 그리고 사업계획에 부합하는 합리적 투자계획과 자금관리 활동은 지식재산권 등의 기술개발 관련 인프라(infrastructure)가 확충되어 기술집약적 기업으로 변모하는 데 긍정적 영향을 주는 것으로 확인되었다.

또한 재무적 성과측면에서도 대표자 및 경영팀의 우수한 기술역량과 합리적 투자관리 계획 이행 등의 요인들은 재무구조의 건전성을 개선하는 데 정(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 기술개발 집약도는 재무구조 건전성에 $-0.183(p<0.01)$ 으로써 재무상황을 악화시키는 영향을 주었으며, 부실화 위험성에는 $0.115(p<0.05)$ 로 부실화 위험성을 가중시키는 부정적인 영향을 미치는 매개작용을 하고 있어 가설 H3도 지지되었다.

그런데 가설 H3과 관련된 선행연구를 살펴보면 R&D 투자확대 또는 지식재산권 확충 등의 기술적 성과가 경영성과를 향상시키는 긍정적 영향을 미치거나(송주영·성형석, 2015; 윤현덕·서리빈, 2011), 또는 반대로 경영성과가 악화되는 부정적 영향을 미치는(Reichert and Zawislak, 2014; 이병헌·김영근, 2007) 연구로 양분되는데, 본 연구에서의 기술개발 집약도는 기업의 재무구조 건전성을 악화시키고 부실위험을 높이는 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

본 연구에서 기술개발 집약도가 경영성과에 부(-)의 영향을 주는 요인을 살펴보면, 첫째, 본 연구의 기술개발 집약도에 대한 개념이 매출액 대비 R&D 투자 상황, 연구개발 전문조직과 인력운영, 지식재산권 획득 등 R&D 지출이 높은 항목들로 구성되어 있어 상당한 비용지출을 필요로 하고 있다.

둘째, 표본기업이 창업 후 7년 이내의 기술기업으로서 창업초기 기업규모 대비 R&D 관련 비용지출의 증가 등으로 인하여 단기적으로는 수익성이 악화되는 반면, R&D 투자결과로서의 가시적인 경영성과가 시현될 때까지는

상당기간이 소요되거나 당초 계획보다도 지체됨에 따라 재무구조 건전성 및 부실화 위험성 등의 경영성과 측면에서 부정적 효과가 나타나는 것으로 판단된다.

또한 본 연구에서 추가로 설정한 수정경로를 살펴보면, 재무구조 건전성이 부실화 위험성에 미치는 영향은 $-0.613(p<0.001)$ 으로써 경영성과가 우수하여 재무구조가 양호할수록 기업의 부실위험을 감소시키는 긍정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

〈표 7〉 경로별 회귀계수 및 연구가설 검증

구 분		B	S.E	C.R	P	β	가 설 검증결과
H1	대 표 자 기술역량 →	0.089	0.023	3.816	***	0.159	채택
	경 영 팀 전 문 성 → 기술개발 집 약 도	0.296	0.043	6.940	***	0.352	채택 채택
	사업투자 타 당 성 →	0.110	0.052	2.123	0.034	0.100	채택
H2	대 표 자 기술역량 →	0.062	0.025	2.522	0.012	0.091	채택
	경 영 팀 전 문 성 → 재무구조 건 전 성	0.266	0.051	5.209	***	0.258	채택
	사업투자 타 당 성 →	0.278	0.062	4.511	***	0.207	채택
	대 표 자 기술역량 →	-0.061	0.023	-2.685	0.007	-0.091	채택
	경 영 팀 전 문 성 → 부 실 화 위 험 성	0.039	0.046	0.847	0.397	0.038	기각
	사업투자 타 당 성 →	0.013	0.056	0.235	0.814	0.010	기각
H3	기술개발 집 약 도 → 재무구조 건 전 성	-0.183	0.060	-3.070	0.002	-0.149	채택
	→ 부 실 화 위 험 성	0.115	0.054	2.131	0.033	0.095	채택
추가	재무구조 건 전 성 → 부 실 화 위 험 성	-0.613	0.037	-16.590	***	-0.624	수정경로

주 : *** $p<0.001$

본 연구모형에서 3개의 독립변수가 종속변수인 부실화 위험성에 유의한 영향을 미치거나 그렇지 않은 원인을 살펴보면, 본 연구의 부실화 위험성 지표는 1년 이내 단기간의 부실가능성을 추정하는 지표로서 재무성과뿐만 아니라 기업이나 대표자 금융거래정보, 거래처 신용정보, 금리변동, 경기상황 정보 등 수시로 다양한 기업관련 최신 정보가 반영되어 리스크율을 산정한 데 기인한 것으로 판단된다.

결국 구조관계 분석결과를 요약하면, 대표자가 동업계의 오랜 경험과 기술관련 지식이 풍부하여 기술역량이 뛰어날수록, 경영팀의 팀워크와 직무별 전문화로 조직이 체계적으로 운영될수록, 그리고 사업계획과 상응하여 적정 규모의 합리적 투자관리 계획이 수립되고 이행될수록 기술개발 집약도와 재무구조 건전성을 향상시키는 데 모두 유의한 긍정적인 영향을 주는 것으로 확인되었다.

그러나 창업초기 R&D 투자 등 비용요인이 증가하는 반면, 그에 따른 가시적 경영성과를 실현하기까지는 상대적으로 지체됨에 따라 기술개발 집약도는 단기적으로 기업의 재무구조 건전성을 취약하게 하고 나아가 부실화 위험성을 높이게 되는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 재무구조 건전성 및 부실화 위험성에 대한 각 변수별 직·간접효과 등 인과관계의 영향력 크기를 확인하기 위해 부트스트랩(bootstrap) 방법을 이용하여 분석하였다.

재무구조 건전성의 측면에서는 경영팀 전문성의 영향력 크기가 0.206, 사업투자 타당성의 영향력이 0.191로 상대적으로 크게 나타났으며 대표자 기술역량은 0.067로 가장 작은 것으로 확인되었는데, 체계적인 조직운영 시스템을 갖추고 적절한 재무관리계획을 추진하고 있는 기업의 재무적 성과가 높게 나타난다는 사실을 추론할 수 있다.

또한 부실화 위험성의 관점에서는 대표자 기술역량, 경영팀 전문성 및 사업투자 타당성 등 3개 독립변수의 영향력 크기는 최대 -0.118~최소 -0.095

로써 비슷한 수준인 것으로 나타났는데 3개 항목 모두 기업의 부실위험 가능성을 축소시키는 중요한 요소라는 사실이 확인되었다.

〈표 8〉 경영성과에 대한 직·간접효과 및 총효과

구 분		대 표 자 기술역량	경 영 팀 전 문 성	사업투자 타 당 성	기술개발 집 약 도	재무구조 건 전 성
재무구조 건 전 성	간접효과	-0.024	-0.052	-0.016	-	-
	직접효과	0.091	0.258	0.207	-0.149	-
	총 효 과	0.067	0.206	0.191	-0.149	-
부 실 화 위 험 성	간접효과	-0.027	-0.095	-0.110	0.093	-
	직접효과	-0.091	-	-	0.095	-0.624
	총 효 과	-0.118	-0.095	-0.110	0.188	-0.624

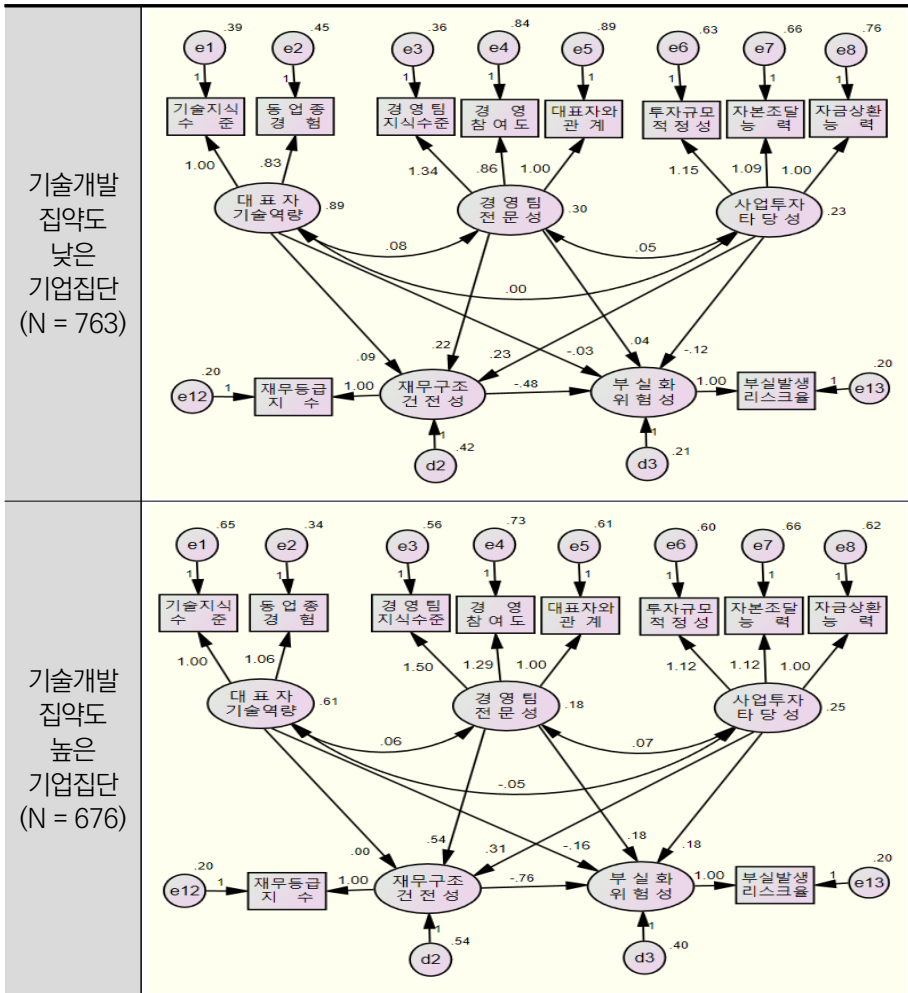
주 : bootstrap = 1,000, confidence level = 95%

다. 기술사업 추진역량과 경영성과 간의 기술개발 집약도 조절효과

본 연구는 1차적으로 기술개발 집약도를 매개변수로 투입하여 실증적 인과관계를 분석하였으며, 2차적으로는 기술개발 집약도가 각 경로별 인과관계의 영향력 크기를 조절한다는 관점에서 기술개발 집약도를 조절변수로 설정하여 분석하고자 한다.

즉, 조절변수인 기술개발 집약도에 따라 독립변수인 대표자 기술역량, 경영팀 전문성 및 사업투자 타당성 등이 재무구조 건전성에 영향을 미치는 정도가 어떻게 변화하는지, 그리고 나아가 부실화 위험성에 미치는 영향에 대하여 조절작용을 하는지 여부를 규명하고자 한다.

[그림 3] 기술개발 집약도(조절변수) 수준에 따른 경로계수 비교



기술개발 집약도 수준에 따른 두 기업집단의 경로계수의 차이가 유의성이 있는지 분석한 결과, ‘경영팀 전문성 → 재무구조 건전성’ 경로의 C.R값 (critical ratio)의 차이가 2.136, 그리고 ‘재무구조 건전성 → 부실화 위험성’ 경로의 C.R값의 차이가 -3.817로써 임계치인 ± 1.96 을 초과하므로 총 2개의 경로계수가 유의미한 차이가 있는 것으로 확인되었으며 가설 H4은 일부 지지되었다.

〈표 9〉 기술개발 집약도(조절변수)의 수준별 경로계수 및 가설검증

가설	경로	기술개발 집약도 낮은 기업집단		기술개발 집약도 높은 기업집단		C.R ^{주)} for Difference		가설 검증 결과
		B	p	B	p	Estimate	Y/N	
H4-1	대표자 기술역량 →	0.092	0.014	0.001	0.985	-1.374	No	기각
H4-2	경영팀 전문성 → 재무구조 건전성	0.220	0.002	0.544	***	2.136	Yes	채택
H4-3	사업투자 타당성 →	0.231	0.008	0.312	0.004	0.588	No	기각
H4-4	대표자 기술역량 →	-0.026	0.396	-0.164	0.002	-2.248	No	기각
H4-5	경영팀 전문성 → 부실화 위험성	0.040	0.497	0.179	0.162	0.983	No	기각
H4-6	사업투자 타당성 →	-0.123	0.097	0.179	0.087	2.359	No	기각
추가	재무구조 건전성 → 부실화 위험성	-0.480	***	-0.760	***	-3.817	Yes	채택

주 : *** p<.001, C.R(critical ratio) 임계치 = ±1.96 (p<.05)

즉, 경영팀의 전문분야별 역량이 체계적으로 잘 갖추어진 기업의 경우에는 재무구조 건전성을 제고하는 데 긍정적인 영향을 미치게 되는데, 특히 기술개발 집약도 수준이 높은 기업(B = 0.544)일수록 기술개발 집약도 수준이 낮은 기업(B = 0.220)보다 재무구조 건전성을 향상시키는 영향력이 현저하게 크고 유의미한 것으로 나타났다.

또한 기업의 재무구조 건전성은 부실화 위험성을 낮추는 부(-)의 긍정적인 영향을 미치고 있으며, 특히 기술개발 집약도가 높은 기업집단일수록 부실화 위험성에 대한 영향력이 더 커지는 유의미한 조절효과(기술개발 집약도 낮은 집단 B = -0.480 vs 기술개발 집약도 높은 집단 B = -0.760)를 나타내는 것으로 확인되었다.

따라서 본 연구에서 중간단계의 매개 또는 조절역할을 하는 기술개발 집약도의 속성을 종합적으로 살펴보면, 창업초기 R&D 투자 등으로 인하여 비용증가 요인이 발생하더라도 가시적인 경영성과를 시현하는 시점은 상당기

간 지연되어 나타남에 따라 본 연구에서는 기술개발 집약도가 재무건전성에 부(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다.

그럼에도 불구하고 기술개발 집약도가 상대적으로 높은 기업일수록 낮은 기업보다 우수한 경영성과를 시현하는 조절역할을 한다는 것은 R&D 투자 이후 구체적인 경영성과가 나타나기까지의 기간 동안 갭(gap)이 발생하는 과도기적 특성에 기인하며, R&D 투자에 따른 성과가 단기에 나타나기보다는 중장기적으로 나타난다는 속성들이 기업측면에서나 국가 정책적으로 R&D 분야에 지속적으로 투자하고 기술개발에 역점을 두는 논리적 근거로 판단할 수 있다.

V. 맺음말

1. 연구의견 및 시사점

본 연구에서는 기술력을 기반으로 하는 창업기업이 설립초기 기술사업화 투자 및 생산 등 일련의 사업활동 과정에서 직면하게 되는 주요 요인들이 어떻게 경영성과로 연결되고 시장경쟁에서 우위를 확보하는지 초점을 맞추고 연구모형을 설계하였다.

아울러 기술창업 기업의 현장 데이터에 의한 실증적 연구는 일반적으로 설문조사 방식의 연구보다도 시장현상 분석 및 진단에 보다 정확성을 도모할 수 있고, 이러한 실증분석을 통해 기술창업 지원방향을 제시하고 이들 기업의 점진적 성장토대를 마련할 수 있다는 점에서 다른 연구와 차별성을 가진다고 판단할 수 있다.

특히 창업기업의 사업화 성공 또는 실패요인에 관한 선행연구를 살펴보면 대다수의 연구자들은 성공이나 실패에 대한 조작적 정의(operational

definition)를 객관적 현장데이터를 활용하여 규정하기 어렵고 대부분이 주관적·정성적 판단에 의존할 수밖에 없는 한계성을 고려할 때, 본 연구는 기술보증기금이 직접 평가하고 수집·분석한 기술평가 및 재무제표 정보를 활용하여 구체적 기준을 제시한 연구라는 점에서 여타 설문을 통한 연구보다도 일선 경영현장의 현실과 부합하고 실용성 측면에서도 유용한 것으로 판단된다.

연구결과를 종합적으로 요약하면, 대표자가 동업종 경험이 많고 기술관련 지식이 풍부하여 기술혁신 역량을 잘 갖추고 있을수록, 핵심 경영팀 간에는 팀워크와 직무별 전문성을 통해 체계적으로 조직이 운영될수록, 그리고 사업계획과 부합하는 적정수준의 합리적 투자계획 및 자금관리 활동이 이루어질수록, 기술창업 기업들은 기술개발 인프라(infrastructure)를 확충하여 기술혁신형 기업으로 변화해 나가고 성장성, 안정성 및 수익성 등 전반적으로 재무적 성과를 향상시키고 부실화 위험성도 감축시켜 사업안정화도 이루어 나간다는 사실이 확인되었다.

그런데 기술창업 기업의 경우 창업초기에는 R&D 조직과 전문인력을 확보하고 R&D 투자도 확대하여 지식재산권을 갖추어 나가는 등 기술혁신형적 기업으로 변화해 나가는 과정 속에서 R&D로 인한 비용증가 요인은 단기적으로는 재무구조 건전성을 악화시키는 동시에 나아가 기업의 부실화 위험성이 높아지는 효과도 있는 것으로 나타났다.

그러나 장기적 관점에서는 일시적 과도기를 적절하게 극복하고 기술개발 인프라를 잘 갖춘 기업이 경영성과도 우수한 것으로 확인되어 기술개발 집약도는 장기적 성장과 사업안정성을 위한 기술창업 기업의 충분조건이 될 수는 없지만 최소한의 필요조건이라는 사실을 확인할 수 있다.

또한 창업기업의 기술개발 집약도 수준에 따른 경로별 조절효과를 살펴보면 경영팀들이 분야별로 전문화된 조직시스템을 갖추고 체계적으로 운영하는 경우 기술개발 집약도가 높은 기업일수록 기술개발 집약도가 낮은 기업보다 우수한 경영성과를 실현하여 재무구조 건전성을 향상시키는 것으로 확인되었다.

결국 R&D 투자 이후 구체적인 경영성과가 나타나기까지의 기간, 즉 과도기적인 특성으로 인하여 R&D 투자에 따른 성과가 단기적으로 나타나기보다는 중장기적으로 나타난다는 속성들이 기업이나 정부가 R&D 분야에 지속적으로 투자하고 기술개발에 역점을 두는 논리적 근거로 판단된다.

아울러 선행연구뿐만 아니라 이번 연구에서도 대표자를 포함한 인적자원의 사업추진 역량이 매우 중요한 것으로 확인되었으며, 기술창업 기업이 성공하기 위한 핵심요소는 대표자 등 최고경영진의 역량과 적기의 원활한 자금공급가능 여부 등 재무관리 계획이 사업성패와 직결된다는 것을 알 수 있다.

특히 파이낸싱 측면에서 기술창업 기업이 창업초기 자금난으로 인한 죽음의 계곡(death valley) 상황에 봉착하지 않기 위해서는 무엇보다도 금융시장 등 실물경제 현장에서 기술정보 관련 데이터베이스의 체계적 구축과 공유 등 기술정보의 비대칭성 문제가 해소되어야 한다.

기술정보는 복잡다기하면서도 트렌드가 빠르게 변화하는 특성이 있으므로 기술금융시장의 이해관계자들이 해당기술을 충분히 이해하고 정확하게 판단할 수 있는 전문지식과 역량을 함양하는 것이 무엇보다도 중요하며 앞으로 기술평가기법의 향상 및 전문가 양성을 위해 배전의 노력이 요구된다.

2. 연구의 한계점 및 향후 연구방향

중소기업의 생존 내지 부실화에 대한 연구에서 보다 실효성있는 분석이 이루어지기 위해서는 실제로 부도발생 등 부실화가 된 기업을 대상으로 체계적이며 집중적인 원인분석이 통하여 부실화 진행과정을 살펴보고 이에 대한 심층적 진단이 뒷받침되어야 한다.

그러나 현실적으로 직면하게 되는 일선 현장에서의 문제점으로서 기업이 부실화되는 즉시 대표자 및 주요 경영진 등과 연락이 쉽지 않고, 솔직한 인터뷰나 과거의 사업성과 관련된 데이터 수집이 어려워 직접적으로 부실에

이르게 된 원인을 정밀하게 파악하기 어렵다는 구조적 한계성이 존재한다.

따라서 실제 부실발생 기업을 대상으로 원인규명 등의 효율적 연구분석이 이루어지기 위해서는 통상적으로 특정시점을 기준으로 하는 정태적 분석기법(static analysis) 보다는 장기간의 많은 인력이 소요되는 문제점 등 다양한 어려움에도 불구하고 부실화 이전 정상적인 사업운영 단계에서부터 점진적으로 부실화로 이어지는 일련의 과정을 추적하는 동시에 그 원인을 찾아 연구하는 동태적 분석기법(dynamic analysis)이 활성화되어야 할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 권성일(2016), 『최신 기업신용분석(제8판)』, 한국금융연수원.
- 기술보증기금(2018), 『리스크관리 규정』.
- 김경환(2008), 「해외선진국의 기술사업화 정책 및 시사점」, 기술사업화 및 기술 금융활성화 방안 토론회 발표자료.
- 김계수(2013), 『구조방정식 모형분석』, 한나래아카데미.
- 김재진·양동우(2013), 「창업기업의 기술사업화 역량이 생존에 미치는 영향에 관한 실증연구」, 『한국자료분석학회』, 제15권, 제2호, pp. 1049-1061.
- 문창호(2015), 「기술혁신 지향성과 기술혁신 역량이 기술혁신 성과에 미치는 영향」, 『대한경영학회』, 2015 추계학술대회, pp. 97-108.
- 송주영·성형석(2015), 「기술자원의 전략적 자원속성과 경쟁우위 간의 관계에 관한 연구」, 『기술혁신학회지』, 제18권, 제3호, pp. 416-443.
- 윤현덕·서리빈(2011), 「기술혁신형(Inno-Biz) 중소기업의 기술경영성과에 미치는 핵심요인에 관한 연구」, 『기술혁신연구』, 제19권, 제1호, pp. 111-144.
- 이병현·김영근(2007), 「중소기업의 사업영역과 기술혁신 역량이 경영성과에 미치는 영향에 관한 실증연구」, 『한국벤처창업학회』, 2007 춘계학술대회, pp. 205-218.
- 이성화·조근태 (2012), 「R&D투자가 경영성과에 미치는 영향 : 기술사업화 능력의 매개효과를 중심으로」, 『기술혁신연구』, 제20권, 제1호, pp. 263-294.
- 이용훈(2017), 「기술창업 기업의 사업화 역량, 기술경쟁력, 재무건전성 및 디폴트 리스크 간의 구조관계 연구」, 호서대학교, 박사학위논문.
- 이용훈·심성학(2018), 「자원기반관점의 벤처·이노비즈기업 기술혁신성에 관한 실증연구」, 『벤처창업연구』, 제13권, 제3호, pp. 85-98.
- 이용훈·양동우(2017), 「벤처창업기업의 기술사업역량이 부실화리스크에 미치는 영향에 관한 구조관계분석」, 『기술혁신연구』, 제25권, 제1호, pp. 36-60.
- 전인·오선희(2016), 「최고경영진의 혁신의지와 기술혁신역량 간 관계, 연구개발 집약도의 매개효과 및 혁신지향적 조직문화의 조절효과를 중심으로」, 『대한경영학회지』, 제29권, 제2호, pp. 213-235.
- 차명수·임성준(2017), 「기업 초기 최고경영진 및 최고경영자의 특성이 ICT 벤처

- 기업의 장기생존에 미치는 영향」, 『인사조직연구』, 제25권, 제3호, pp. 195-234.
- 현대경제연구원(2016), 「현안과 과제 : 벤처활성화 지원 정책 실효성 제고가 필요하다」, 『이슈리포트』, 제16-13호, pp. 1-13.
- Barney, J. B.(1991), "Firm Resources and Sustained Competitive Advantage," *Journal of Management*, Vol. 17, No. 1, pp. 99-120.
- Barsade, S. G., A. J. Ward, J. D. F. Turner and J. A. Sonnenfeld(2000), "To your heart's content: A model of affective diversity in top management teams," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 45, No. 4, pp. 802-836.
- Comford, A.(2004), *Innovation, Commercialization and Knowledge Based Economic Competitiveness*, GT Management Ltd., Northampton.
- Crossan, M. M. and M. Apaydin(2010), "A multi-dimensional framework of organizational innovation: A systematic review of the literature," *Journal of Management Studies*, Vol. 47, No. 6, pp. 1154-1191.
- Isabella, D. A.(2004), *S&T commercialization of federal research laboratories and university research: comprehensive exam submission*, Eric sprout school of business, Carleton University, Ottawa.
- Jolly, V. K.(1997), *Commercializing new technologies: getting from mind to market*, Harvard Business Press.
- Lorenz, K. Z.(1970), *The establishment of the instinct concept. Studies in animal and human behavior 1*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Nunnally, J. C.(1978), *Psychometric theory(2nd ed.)*, New York: McGraw-Hill.
- OECD(2011), *ISIC Rev.3 Technology Intensity Definition: Classification of manufacturing industries into categories based on R&D intensities*
- Pegels, C. C., Y. I. Song and B. Yang(2000), "Management heterogeneity, competitive interaction groups and firm performance," *Strategic*

- Management Journal*, Vol. 21, No. 9, pp. 911-923.
- Reichert, F. M. and P. A. Zawislak(2014), “Technological Capability and Firm Performance,” *Journal of Technology Management & Innovation*, Vol. 9, No. 4, pp. 20-35.
- Shan, J.(2012), “Accumulation of Technological Innovation Capability and Competitive Performance,” *International Journal of Innovation and Technology Management*, Vol. 19, No. 5, pp. 18-20.
- Su, Z., J. Peng, H. Shen and T. Xiao(2013), “Technological Capability, Marketing Capability, and Firm Performance in Turbulent Conditions,” *Management and Organization Review*, Vol. 9, No. 1, pp. 115-137.
- Wasserman, N.(2013), *The Founder's Dilemmas*, 이형욱 역, Ecolivres.

〈Abstract〉

An Empirical Study on Relationship between Start-ups' Technological Capability and Business Performance : Focusing on the Mediating and the Moderating Effect of R&D Intensiveness

Yong-Hoon Lee

This study, using Structural Equation Model(SEM), aims to investigate structural-relationship among start-ups' technological capabilities, R&D intensiveness, financial stability and default risk.

The empirical data for this study were based on the technology appraisal results of Korea Technology Finance Corporation(KOTEC) on 1,439 start-ups from 2011 to 2012 and the financial data of the following 2 years of the sample.

The results of this study were summarized as follows: start-ups' three internal factors - namely CEO's technological capability, management organization's specialization and the feasibility of the investment plan - were proved to improve R&D intensiveness, financial stability, therefore reducing default risk.

On the other hand, the investment on R&D infrastructure and continuous R&D activities impacted on the deterioration of financial stability and default risk in the short run.

Additionally, R&D intensiveness as a moderating factor, were proved to accelerate start-ups' reduction of default risk as well as to improvement of financial stability.

Keywords : CEO's & Top management team's capability, Investment feasibility, R&D Intensiveness, Financial stability, Default risk

대중소기업 간 상생협력, 철학없이 성과없다 : PSBP 기반 매개모형 분석을 중심으로

김기찬*

- I. 연구의 배경
- II. 한국에서 왜 대중소기업 간 상생협력이 중요한가?
- III. 기업 간 관계와 상생협력의 이론적 기초
- IV. 우리나라에 있어서 상생협력의 추진과 경과
- V. 철학기반 상생협력의 PSBP모델에 대한 실증적 연구
- VI. 결론

* 가톨릭대 경영학부 교수 | kckim@catholic.ac.kr

접수일: 2018년 8월 27일, 심사의뢰일: 2018년 11월 15일, 게재확정일: 2019년 4월 5일

요 약

대기업과 중소기업 간 상생관계는 협력을 통해 열린 혁신의 성과를 지향한다. 상생협력이 대기업과 중소기업, 양자의 능력구축경쟁(capability building competition)에 공헌하게 될 때 지속가능해진다. 그러므로 상생관계(win-win relations)와 협력행동은 공정성에 대한 철학이 없으면 성과를 만들기 어렵다.

본 연구에서는 2가지의 연구문제를 제기하고 있다.

첫째, ‘공정성을 강조하는 것이 과연 혁신과 성과에 영향을 미치는가?(직접효과)’

둘째, ‘기업철학과 기업의 혁신성과(innovativeness)사이에서 구조와 행동이 유의미한 매개역할을 하고 있는가(매개효과)?’

이 연구는 2가지 연구 문제에 대해 매개모형분석을 설계하고 실증분석을 시도하고자 하였다. 실증적 분석결과, 공정하지 않는 곳에서는 혁신의 유인이 만들어지기 어렵다는 사실을 확인할 수 있었다. 공정성을 강조하는 철학과 문화가 기업의 혁신성과(innovativeness)에 영향을 미친다. 또한 공정성에 대한 기업 철학은 구조와 행동이라는 매개변수를 통해서도 유의미하게 혁신성과에 영향을 미치고 있었다.

핵심용어 : 상생, 공정, 역량구축, 협력행동, PSBP모델

I. 연구의 배경

2006년 5월 우리나라에서 대중소기업 간 상생협력모델이 이론적으로 제안(김기찬, 2006a; 김기찬외, 2006b)된 이후 13여 년이 흘렀다. 그러나 상생협력의 모델이 실천되는 현장에서 때로는 공정성에 치우치기도 하고, 때로는 겉모습만 협력인 형태로 나타나 성과를 통한 상생협력의 선순환이 현장에서 성숙되지 못하고 있다.

본 연구는 이러한 배경에서 대기업과 중소기업 간 관계는 상생협력에 대한 철학적 신념을 바탕으로 생태계적 협력이 네트워크의 효과를 만들어가는 지속가능한 상생관계와 방향을 모색해보고자 한다. 이를 위해서는 무엇보다도 경쟁의 종말(Moore, 1996)을 통한 기업생태계의 시대를 열고자 하는 의지와 철학이 있어야 한다.

대·중소기업 간 상생관계는 단기적 이익을 위한 거래적 경쟁관계를 중장기적인 협력을 통해 열린 혁신효과를 추구하고, 대기업과 중소기업 양자의 능력 구축경쟁(capability building competition)에 공헌할 수 있어야 한다. 그 래야 지속가능한 상생이 가능하고, 생태계는 수렵형 경쟁관계에서 경작형 생태계관계로 발전할 수 있을 것이다. 그러므로 상생과 협력행동은 기업가의 상생의 긍정적 효과에 대한 철학이나 기업의 문화가 전제되어야 한다. 이에 본 연구에서 상생철학을 기반으로 하는 상생협력의 성과모델을 ‘PSBP(철학 - 구조 - 행동 - 성과: Philosophy - Structure - Behavior - Performance) 모델’로 제안하고, 그 효과를 실증적으로 입증해보고자 한다.

PSBP모델은 철학이 구조를 만들고 구조가 협력행동을 만들어 혁신성으로 연결되는 모델이다. 이를 위해 PSBP모델의 기초가 되는 이론적 기반과 관련모형을 소개하였다. 이를 통해 오늘날 우리나라에서 대기업과 중소기업이 동반성장하는 기업생태계 시대로 발전될 수 있기를 기대한다.

II. 한국에서 왜 대중소기업 간 상생협력이 중요한가?

한국에서의 대중소기업 간 관계는 다른 나라들에 비해 훨씬 중요한 의미를 가진다. 이는 고도성장 과정에서 원가중심의 비즈니스모델을 기술과 차별화중심의 비즈니스모델로 바꾸는 걸림돌이 되기 때문이다. 모방형 추격성장과정에서 대기업의 글로벌 경쟁력은 가격경쟁력이었다. 1인당 국민소득 2만불에 이르는 성장과정에서 저가격은 글로벌 경쟁력의 원천이 되기도 하였다. 그래서 대기업은 지나친 원가경쟁력에 대한 집착이 있다. 그러나 이제 중국의 등장으로 원가 이상의 기술과 차별화로 경쟁해야 하는 비즈니스모델에는 낮은 중소기업의 기술력과 차별화역량은 대기업의 미래경쟁력에 큰 약점으로 부상하고 있다. 이미 독일이나 일본의 제조업은 특허와 기술차별화에 기반한 경쟁력을 갖추어 가고 있다. 이를 위해서는 중소기업이나 부품협력업체들이 기술을 키우고 사람을 키우는 능력구축 경쟁에 참여할 수 있었기 때문에 가능했다. 그러나 한국의 대기업들의 낮은 부품보상율과 중소기업의 낮은 생산성과 기술력은 기술차별화와 제품차별화로 경쟁해야 하는 글로벌시장에서 약점으로 드러나고 있다. 오늘날 조선, 중공업 등의 위기는 제품차별화보다 원가경쟁력에 집착한 결과라 할 수 있다.

대기업의 과도한 가격 후려치기와 낮은 부품원가 보상율은 우리나라 부품생태계를 무너뜨리는 원인이 되고 있다. 그 결과 부품업체들은 사람을 키우지 못하고 사람을 키우지 못한 만큼 기술개발은 어려워지고, 낮은 영업이익으로 연구개발의 여력은 떨어지고 있다. 이처럼 낮은 이익률과 낮은 생산성으로 인해 구조조정의 악순환을 겪고 있는 것이다. 대중소기업 간 현황을 살펴보자.

우선 대중소기업 간 높은 생산성격차를 보이고 있다. 이런 의미에서 한국에서의 대중소기업 간 관계는 다른 나라보다 훨씬 중요한 의미를 지닌다. 산업연구원에서 분석한 김원규(2017)의 자료에 의하면, 2014년 기준 중소기업의 총요소생산성은

대기업의 63.6%에 불과하다. 총요소생산성이란 노동생산성뿐 아니라 근로자의 역량, 자본투자 정도, 기술력 등이 복합적으로 반영한 생산효율성을 나타낸다. 대·중소기업 간 생산성격차가 84.7% 수준까지 올라갔던 1988년에 비하면 중소기업의 생산성은 점차 떨어지고 있다. 한편, 부가가치 기준 대·중소기업 간 생산성격차는 32% 수준으로 보고되고 있다(중소기업중앙회, 2018). 이러한 생산성격차는 2000년도 이후 지속적으로 확대되고 있다. 중소기업중앙회(2018)의 대·중소기업 간 생산성(부가가치 기준) 격차를 보면 2000년도에는 중·소제조업이 대기업의 0.38배였지만 2017년도에는 0.32배로 낮아져 대·중소기업 간 생산성 격차가 더욱 커지고 있다.

한국의 중소기업이 이렇게 낮은 생산성으로는 더 이상 국제경쟁력을 가질 수도 없고, 대기업의 조립생태계로서의 역할도 약화될 수밖에 없다.

〈표 1〉 광공업 내 대·중소기업 총요소생산성 수준 및 증가율

	기간/연도	계	중소기업	대기업
증가율 (%)	1984-2014	3.62	3.83	3.95
	1984-1990	4.85	6.10	4.83
	1991-1995	4.30	3.23	5.46
	1996-2000	3.08	5.87	1.53
	2001-2005	6.43	5.00	7.98
	2006-2010	1.76	-0.10	3.88
	2011-2014	0.10	1.50	-1.40
수준	1983	0.455	0.351(66.0)	0.532
	1990	0.639	0.538(72.2)	0.746
	1995	0.792	0.633(64.5)	0.980
	2000	0.924	0.849(80.2)	1.058
	2005	1.274	1.089(69.1)	1.577
	2010	1.932	1.084(56.6)	1.915
	2014	1.397	1.151(63.6)	1.810

주 : 1) 여기서 중소기업은 중소기업기본법상의 중소기업이 아니고 단지 종사자 수가 10인 이상 300인 미만인 사업체를 의미함.

2) ()는 대기업 대비 중소기업의 총요소생산성 비율(%)임.

자료 : 김원규(2017)

독일의 경우 대기업과 부품협력업체간 생산성의 격차는 10% 정도의 격차를 보인다. 자동차부품업체 중 세계에서 가장 규모가 크고 세계시장을 차지하고 있는 빅 5에 속하는 보쉬, 컨티넨탈, ZF 등이 독일제조업의 경쟁력의 허리 역할을 하고 있는 것이다. 이러한 부품업체들이 성장하고 혁신하면서 독일제조업의 조립경쟁력이 커지고 있다. 이에 비해, 한국은 중소기업과 대기업 간 63.6%에 이르는 과도한 생산성 격차로 한국제조업의 미래 경쟁력에 큰 걸림돌이 될 것으로 보인다.

둘째, 우리나라 대중소기업 상생이슈가 중요한 또 다른 이유는 대기업-중소기업 간 관계에서 대기업의 지나친 지대추구 경향과 기업생태계에 대한 낮은 이해에 기인한다. 지대추구와 기업생태계에 대한 낮은 이해는 대기업의 중소기업에 대한 과도한 가격 후려치기로 나타나고, 이것은 중소기업의 영업이익율을 낮추어 미래기술과 아이디어에 대한 투자를 낮추는 부작용으로 나타나고 있다. 특히 중소·중견기업들이 3% 이하의 영업이익율을 지속할 경우 연구개발 투자 및 인력양성 투자가 어려워지고 이는 곧 기술 및 품질경쟁력하락으로 이어지는 악순환을 초래한다. 예를 들어 한국 자동차부품산업의 경우, 점점 일본과 독일의 고부가제품과 중국의 가격경쟁력 사이에서 너트크래커 증후군이 나타나고 있다. 국내 자동차 부품업체의 연구개발 투자비중은 매출액의 2-3%수준으로 투자금액 측면에서 일본의 텐소나 독일의 보쉬 등 글로벌 자동차 부품업체의 1/4수준에 미치지 못하고 있다. 그 결과 중소기업은 혁신이나 미래투자 여력이 부족해져 중소 부품업체의 성장이 지체되고 있는 것이다. 한국은행(2017)의 자료에 따르면 자동차 완성업체를 포함한 자동차 부품업체의 영업이익율은 2016년 3.5%에서 2017년 2.9%로 낮아지고 있다. 부품업체의 지속적인 수익성하락은 경쟁력의 악순환을 초래하고 산업생태계의 파괴를 가져오는 위험한 신호이다.

따라서 부품업체의 연구개발투자-기술향상-품질향상의 선순환을 위해서, 대기업의 상생노력으로 부품업체가 적정수익성을 확보하도록 함으로써 부품업체의 기술개발이 활성화되고, 제품차별화 경쟁력이 만들어지는 선순환

의 출발점이 만들어질 수 있을 것이다.

III. 기업 간 관계와 상생협력의 이론적 기초

1. 제로섬의 동물원이 아니라 열린 생태계로의 진화 필요성

기업은 동물원에 갇혀 제로섬 사고 하에서 나홀로 독립적으로 존재하는 것이 아니라 생태계의 진화의 과정에서 구성원들 간 상호작용으로 포지티브섬을 추구하는 존재이다. 생물생태계처럼 상호작용하면서 진화하는 기업군들이다. 그래서 기업의 행동전략에 기업생태계의 이론이 도입되고 있는 것이다(Iansiti and Levien, 2004a). 바람직한 생태계는 어느 군림하는 강자가 수렴해가고 황폐화시키는 생태계가 아니라 서로 상호작용하면서 공생하는 경작형 생태계를 만들어가야 한다. 이것이 대중소기업기업 간 상생협력의 필요성이다.

생물생태계란 상호작용하는 생물들의 유기적 조직체들의 터전이면서 먹이사슬의 흐름을 말한다. 기업생태계란 생산자-중간자-소비자-분해자의 흐름이다. 개체로서 대기업과 중소기업 간의 관계, 환경을 통한 상호작용 시스템을 말한다. 그러므로 기업의 경쟁은 생태계간 경쟁의 산물이다. 따라서 산업경쟁력은 기업 간 관계를 넘어서서 ‘기업생태계’ 관점에서 이루어져야 한다.

기업생태계 관리의 핵심은 개체의 다양성에 있다. 일방적으로 통제되는 닫힌 동물원이 아니라 열린 혁신과 상호작용이 일어날 수 있는 터전이 되어야 한다. 다양성이 줄어드는 생태계는 쇠퇴하는 생태계이다. 생태계의 다양성이 높아지면 결합효과와 보완효과로 인해 생산성이 높아진다. 결합효과란 다양한 개체 간 융합(convergence)으로 혁신이 가속화되는 것이다. 보완효과는 서로 다른 종류의 개체들이 서로 보완적으로 작용을 해서 주어진 자원을 효율적으로 사용하게 된다.

그러므로 기업생태계 관리의 핵심은 대기업과 중소기업 간 ‘들숨-날숨의 법칙’을 이해하고, ‘사슬의 고리’가 끊어지지 않게 해야 한다. 이를 위해 ‘점’이 아닌 ‘고리’를 생각하는 사고의 전환이 필요하다. 가치사슬의 각 단계에 있는 개별 기업들은 우선 핵심역량이 있어야 하지만, 기업들이 서로 경쟁하고 협력하는 가치사슬의 연계가 흐름으로 유지되어야 한다. 구심력과 원심력이 조화로운 생태계를 위해서는 역량이 있어야 하고(구심력), 다른 기업들과의 네트워크가 확장되도록 외부성을 키워야(원심력) 한다. 이를 위해서는 핵심자역할을 하는 대기업이 플랫폼 리더십을 통해 별떼모텔을 만들어야 한다(김기찬, 2009).

2. 거래비용을 통해서 본 기업 간 거래양식의 선택과 상생협력

무엇보다도 기업 간 거래양식선택에 대한 이론적 근거는 거래비용이론(transaction cost theory, Williamson, 1985)에 기반하고 있다. 시장적 거래양식(market)을 선택하여 경쟁할 것인가? 위계적 거래양식(hierarchy)을 통해 협력할 것인가 하는 것이다. 윌리엄슨(Williamson, 1985)은 거래비용측면에서 기업 간 협력의 조건을 제시하고 신뢰의 역할을 제시하였다. 거래비용은 기회주의 가능성, 제한된 합리성 등이며 이것이 신뢰의 결여를 초래하여 결국 거래비용을 높이는 원인이 된다. 신뢰수준이 높아질수록 대기업과 중소기업 간 상생협력은 거래비용을 감소시키는 효과를 창출한다(Jarillo, 1988).

우리나라의 대기업과 중소기업 간 관계는 범용품의 시장(market)형 거래관계가 아니라 고객화된 제품납품을 위한 관계적 자산을 기반으로 하는 거래관계가 많다. 그러므로 일부 범용품(commodity)을 제외하고 1회적 거래가 아니라 관계특정적 거래(Williamson, 1983)의 성격을 가지고 있다. 그러므로 시장적 거래관계는 제품의 원가와 품질관리를 위한 기업내부에서 운영혁신을 위해 노력하지만 결국 거래비용이 비싸지기 때문에 관계적·협력적 거래로 전환될 수밖에 없다.

3. 대리인 관계에서 본 기업 간 거래양식의 선택과 상생협력

대리인이론(agency theory)은 대리인 간의 관계를 통해 대기업과 중소기업자 간의 상생과 동반성장에 대한 이론적 기초를 제공한다. 즉, 대기업-중소기업 관계는 일을 맡기는 대기업과 그 일을 대리하는 중소기업 간의 관계로 보면 대리인이론의 이론적 기초(Rokkan and Buvik, 2003)를 가지고 있다. 즉 주인(principal) - 대리인(agent) 관계에서 보면 대리인인 협력기업의 주인의식을 높이고 대리인비용을 최소화할 수 있는 기업 간 관계를 모색할 것이다. 대리인비용 관점에서 대·중소기업 간 상생협력은 계약형태, 목표갈등, 정보 역할의 영향을 받는다. 계약형태의 경우, 기회주의 가능성이 높을수록 시장적 거래보다 관계적 신뢰구축 노력이 필요하다. 목표갈등이란 대기업과 중소기업 간의 추구목표가 상이하다는 것을 전제하므로 갈등수준을 낮추고 협력수준을 높일 수 있는 사전적·사후적 상생노력이 필요해진다. 이처럼 기업 간 거래를 결정하는 지배구조(governance)의 양식은 거래비용과 대리인비용을 최소화하는 형태로 결정된다.

4. 지식창조의 관점에서 본 상생협력적 상호관계

일본기업들은 서구식 기업 간 관계에 비해 협력적이고 신뢰를 기반으로 한 상생협력 활동이 빈번한 편이다. 노나카와 다케우치의 지식창조이론(Nonaka and Takeuchi, 1995)의 관점에서 보면 대·중소기업 간 상생협력이 신지식의 창조에 기여하여 혁신과 경쟁우위 확보에 유용하기 때문이다. 지식창조기업이론(knowledge-creating company)은 원래는 기업내부의 지식창조의 메커니즘을 밝힌 이론이다. 형식지이상의 암묵지가 창조되기 위해서는 문제를 함께 공유하고, 협력적으로 문제해결을 하고자 하는 바탕위에서 가능하다. 그래야 아이디어 수준의 생각이 교환되고, 새로운 지식이 창조될 수 있다. 기업 간 협력과 상호작용이 활발할수록 지식의 전달과정

에서 이를 받아들이는 흡수능력(absorption capacity)이 높아지고 새로운 형태의 신지식창출과 기업들의 경쟁력 제고에 기여할 수 있다.

5. 자원의존 이론과 조직생태학 관점에서 본 상생협력

Pfeifer and Salancik(1978)를 중심으로 한 자원의존 이론과 조직생태 이론에서 본 대기업-중소기업 간 상생협력의 필요성은 자원의 한계에서부터 시작된다. 자원의존이론(resource-dependency theory)에 의하면, 어떤 대기업도 모든 자원을 전부 소유할 수 없으며, 기업활동에 필요한 외부자원을 획득하기 위해 자원을 지닌 외부조직과 상호의존적 협력관계를 만들게 된다.

조직생태학(organizational ecology)은 개별기업이 환경과의 상호작용 속에서 존재하며, 개별기업 나홀로 생존에는 한계가 있다는 점에서 자연생태계의 개념을 적용한 것이다. 개별기업들은 기업생태계(business ecosystem)라는 개념을 통해 다른 기업들과 서로 협조하며, 공생을 통해 환경에 공동적 대처를 꾀하는 집단적 전략을 추구한다(Moore, 1993).

6. 조직간 협력과 네트워크 이론에서 본 상생협력¹⁾

기업은 전략적 네트워크나 관계적 상호작용을 통해 기업특정적, 관계특정적, 파트너특정적 자원을 공유하고자 한다. 네트워크 이론은 개별기업이 다른 기업들과 협력적 네트워크를 통해 가치 있는 자원을 확보하려고 한다(Dyer and Singh, 1998; Jarillo, 1988). 기업 간 관계와 네트워크 자체도 하나는 모방불가능 자산이 되며, 모방 및 대체가 불가능한 가치를 창출하므로 이를 네트워크자원, 사회적 자본, 관계자산이라 부른다.

1) J.Barney(1991), "Firm Resources and Sustained Competitive Advantage." *Journal of Management*, 17 (1 March), pp. 99-120.; B.Wernerfelt(1984), "A Resource-based View of the Firm," *Strategic Management Journal*, 5(2 April/June), pp. 171-180.

IV. 우리나라에 있어서 상생협력의 추진과 경과

1. 상생협력 정책의 시작

아르키메데스는 지렛대와 지렛목을 놓을 자리만 준다면 지구라도 움직일 수 있다고 했다. 대중소기업 간 상생협력을 통해 동반성장의 지렛대는 상생협력에 대한 기업가, 정책담당자의 열정과 철학이다. 우리나라의 상생협력의 정책은 2004년 대·중소기업협력재단의 설립으로 시작되었으며, 2006년 상생협력의 이론적 토대 구축을 통해 역량강화, 신뢰구축, 기업생태계 혁신 등 상생협력 3대 시책이 구체화되었다. 2006년 5월 24일 청와대에서 노무현대통령 주재로 열린 대·중소기업 상생협력회의에서 김기찬(2006a)의 발표에서 역량진화의 길, 신뢰구축의 길, 열린 혁신의 길 3가지의 상생협력 노력방안이 제시되었다. 이는 대기업의 상생경영 투자 확대가 중소기업과 협력업체의 역량을 강화하고 신뢰를 확대해 열린 혁신으로 건강한 기업생태계를 조성하는 내용을 담고 있다. 이를 통해 대기업과 중소기업이 함께 성장하는 선순환구조를 제안하였다.

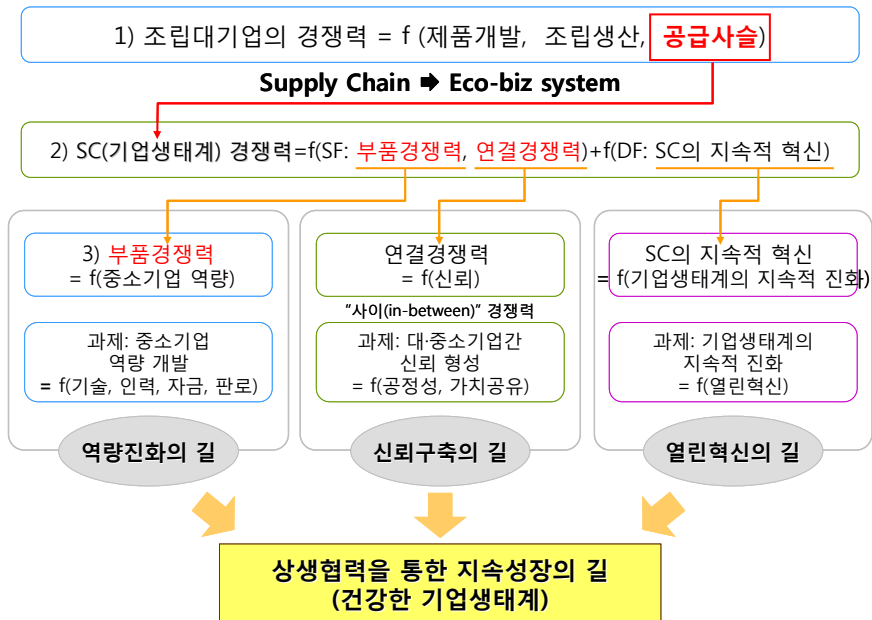
2. 초기단계 상생협력 정책의 제도화 및 주요 방향

이후 대·중소기업 상생협력 촉진에 관한 법률이 제정되었으며 중소기업 정책을 대기업과 연계하여 그 실효성을 높이고자 하였다. 이는 기존의 중소기업정책이 지나치게 중소기업 자체 경쟁력에서 찾는 나홀로 정책에서 진일 보한 것으로 평가할 수 있다. 왜냐하면 대기업이나 중소기업의 기업경쟁력은 개별 기업의 독립적 활동이 아니라 그 기업을 둘러싼 다양한 공급자, 보완자, 구매자들의 네트워크, 즉 기업생태계라는 맥락에서 이루어져야 하기 때문이다. 기업 간 경쟁이란 본질적으로는 개별기업 간의 경쟁이 아니라

각 기업과 가치네트워크를 공유하는 기업들. 즉 기업생태계 간의 경쟁이며 기업생태계간 경쟁에 있어서 경영전략의 핵심은 기업 간 가치사슬(value chain)의 고리강화와 경쟁우위로 요약할 수 있다.

그러므로 대중소기업 간 상생협력정책은 개별 기업이 아니라 구성원들 각각이 우수한 경쟁력 요소들을 보유해야 하며 이들 경쟁력 요소들이 협력기업들에 걸쳐 강력하게 연결되어 있도록 유도하고자 하였다. 이를 통해 궁극적으로 기업생태계의 혁신을 유도하고 중소기업 나홀로의 제품경쟁이 아니라 기업생태계 기반의 시스템경쟁력을 키워나가는 기업 간 상생협력 발전모델의 새로운 지평을 연 것으로 평가할 수 있다.

[그림 1] 경쟁력 위계구조와 대·중소기업 상생협력의 이론적 틀



자료 : 김기찬(2006)

V. 철학기반 상생협력의 PSBP모델에 대한 실증적 연구

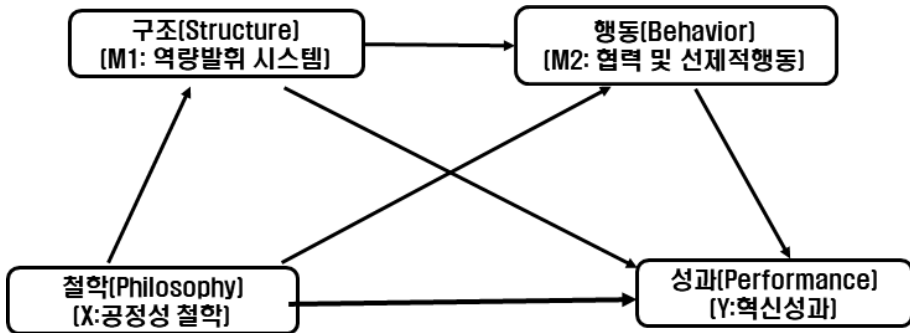
1. PSBP모형과 연구문제

성과는 행동을 따른다. 그러나 생각을 바꾸지 않고 행동이 일어나기 어렵다. 생각은 철학을 따른다. 그래서 연구모형의 설계는 공정성에 대한 철학을 상생협력의 출발로 보았다. 앞서 이론적 논의에서 살펴 본 바와 같이 대기업-중소기업 간 상생을 위해서는 무엇보다도 상생에 대한 기업철학이 선행되어야 한다. 공정성에 관한 철학이 있어야 상호 협력행동이 일어날 수 있다. 공정한 기회가 없는 곳에서 상생과 협력의 행동을 기대하기 어렵다. 그래야 상생협력의 행동으로 협력적 행동을 통한 기술개발과 혁신이 일어날 수 있다. 기술개발과 혁신행동의 결과가 상생협력의 성과이다.

이러한 인과관계를 추적하기 위해 철학이 구조를 만들고, 구조가 행동을 변화시키며, 행동의 결과가 성과라는 PSBP(Philosophy - Structure - Behavior - Performance) 패러다임(송창석 외, 2009)에 기초하여 모델을 구성하였다.

실증적 분석에서 ‘공정문화를 만들고자 하는 철학 - 역량을 발휘하게 하는 구조 - 협력과 선제적인 행동 - 혁신과 성과’를 다중매개 관계로 설정하였다. 다중매개 관계에서 독립변수는 공정하고 평등한 조직문화에 대한 기업의 철학(philosophy)이며, 매개변수 1은 역량을 발휘할 수 있는 인프라와 시스템을 갖추고 있는 정도인 구조(structure), 매개변수 2는 적극적인 협력과 선제적인 행동(behavior)이다. 그 결과 기업의 혁신성과(performance)가 나타나는 매개효과를 가정하였다.

[그림 2] PSBP기반 상생협력 연구모형



〈연구문제〉

연구문제 1: 공정을 강조하는 것이 과연 혁신과 성과에 영향을 미치는가? 공정성을 강조하는 철학과 문화가 기업의 혁신성과 (innovativeness)에 미치는 영향을 어떠한가?(직접효과)

최근 공정성을 강조하는 상생협력에 대한 실증적 시사점을 얻고자 하는 문제이다. 공정하지 않는 곳에서 혁신의 유인이 만들어지기 어렵다.

연구문제 2: 기업철학과 기업의 혁신성과(innovativeness)사이에서 구조와 행동이 어떤 매개역할을 하는가?(매개효과)

PSBP연구모형은 공정에 대한 기업철학이라는 독립변수와 기업의 혁신이라는 종속변수 사이에서 구조와 행동이라는 매개변수가 어떤 과정을 거쳐 성과창출 역할을 하는지 알아보기 위한 것이다. 공정에 대한 철학이 역량을 발휘할 수 있는 인프라를 만들고, 이것이 협력적 행동을 유인할 수 있을 때 혁신성과는 더 커질 수 있다.

2. 자료수집과 표본의 특성

실증분석에 필요한 자료는 대기업의 협력업체와 이노비즈협회에 소속된 기업을 대상으로 2018년 1월 1일부터 2018년 7월 1일까지 서베이몽키를 통해 수집하였으며, 총 1,887개 기업이 응답하였다. 조사된 표본의 기업 규모별, 주력업종별 분포와 측정도구의 일반적 경향은 다음과 같다.

〈표 3〉 표본의 특성: 기업규모별

	응답자 빈도	퍼센트
1. 대기업	127	6.7
2. 중견기업	211	11.2
3. 중소기업/소상공인	764	40.5
4. 공기업	21	1.1
5. 벤치/스타트업	749	39.7
6. 무응답	15	0.8
총 기업수	1,887	100.0

〈표 4〉 표본의 특성: 주력업종별

주력업종	빈도	퍼센트
1. 제조업	968	51.3
2. 서비스	436	23.1
3. 제조와 서비스의 융합형	386	20.5
4. 무응답	97	5.1
전체	1,887	100.0

3. 개념의 측정도구 및 신뢰성 분석

측정도구는 철학-구조-행동-성과의 각 측정변수에 대해 7점 척도로 설문을 구성하여 분석하였다.

가. 공정성 철학의 측정항목 및 신뢰도

공정성에 대한 측정항목 구성과 항목간 일관성을 나타내는 Cronbach's alpha 신뢰도는 <표 5>에서 보는 바와 같이 0.956이다.

<표 5> 공정성에 대한 철학의 측정항목 및 신뢰도

공정성 측정(7점 척도) 항목	신뢰도
공정하고 평등한 조직문화	Cronbach's alpha = 0.956
성별, 인종, 신앙, 학벌, 출신지역 간 무차별	
승급평가, 승진평가, 상여평가 등에 있어 객관적이고 명확한 기준을 적용	
모든 직원에게 자신의 재능을 발휘할 기회제공	
직급에 관계없이 도전적 일 및 전문적 역량을 개발할 기회를 제공	
공헌과 노력에 상응하는 공정한 보상	
구성원 개개인의 공헌도를 적극적으로 인정	

나. 역량발휘구조의 측정항목 및 신뢰도

역량을 발휘하게 하는 구조의 측정항목 구성과 항목간 일관성을 나타내는 Cronbach's alpha 신뢰도는 <표 6>에서 보는 바와 같이 0.930이다.

<표 6> 역량을 발휘하게 하는 구조에 대한 측정항목 및 신뢰도

역량발휘구조 측정(7점 척도) 항목	신뢰도
직원들의 역량 발휘를 위한 제도 도입 및 투자에 적극적	Cronbach's alpha = 0.930
직원들의 역량이 발휘될 수 있도록 불필요한 관행이나 제도를 적극적으로 개선	
직원들이 제대로 일을 할 수 있도록 작업환경을 검토하고 개선	

다. 협력과 선제적인 행동의 측정항목 및 신뢰도

협력과 선제적인 행동의 측정항목 구성과 항목간 일관성을 나타내는 Cronbach's alpha 신뢰도는 <표 7>에서 보는 바와 같이 0.912이다.

〈표 7〉 협력과 선제적인 행동에 대한 측정항목 및 신뢰도

역량발휘구조 측정(7점 척도) 항목	신뢰도
주도적으로 다른 기업들과의 협력행동	Cronbach's alpha = 0.912
현재 업무에 머물지 않고 미래의 변화를 위해 적극적으로 참여	
자부심을 가지고 자랑스럽게 일한다.	
일에 즐겁게 참여한다.	

라. 혁신성과의 측정항목 및 신뢰도

혁신성과의 측정항목 구성과 항목간 일관성을 나타내는 Cronbach's alpha 신뢰도는 〈표 8〉에서 보는 바와 같이 0.947이다.

기업의 혁신효과는 다음과 같이 측정하고 이들 7점 척도의 평균값을 혁신 성과변수로 투입하였다.

〈표 8〉 기업의 혁신성과측정지표

기업의 혁신성과 측정(7점 척도) 항목	신뢰도
연구개발(R&D)을 통한 기술 선도와 혁신	Cronbach's alpha = 0.947
지난 5년간(혹은 창업 이후 지금까지) 우리 회사는 많은 새로운 제품(서비스)를 출시	
지난 5년간(혹은 창업 이후 지금까지) 우리 회사는 시장에 출시한 제품(서비스)에 대해 상당히 큰 폭의 변화(개선)	
사업 운영 및 제품(서비스) 개발에 있어 새로운 혁신을 창출	
창의적으로 기업을 운영	
기업 운영에 있어 늘 새로운 방식을 추구	
늘 새로운 시장 및 고객을 찾기 위해 노력	

4. 자료의 분석 및 연구의 결과

가. 자료의 분석방법

인과관계를 보여주는 본 연구의 모형을 검증하기 위해 매개변수(mediator)을 활용한 매개효과 분석을 실시하였다. 매개효과 분석은 지금까지 Sobel(1982)와 Baron and Kenny(1986)의 매개효과 분석을 많이 이용해왔다. 이 매개효과 분석은 1) 독립변수와 종속기업 간 유의성 검증, 2) 독립변수와 매개변수 간 유의성 검증, 3) 독립변수를 통제한 상태에서 종속변수에 대한 유의성 검증, 4) 매개변수를 통제한 상태에서 종속변수의 유의성 검증을 살펴보는 것이다(김현우·이홍배·신용호, 2015).

그러나 간접효과에 대한 인과관계 분석은 간접효과를 직접적으로 검정하는 것이 아니라 귀무가설 검정의 결과라는 점에서 통계적 추론의 한계가 있다(Hayes, 2013, 제미경·전향란, 2016). 특히 다중매개(multiple mediation)과 같은 매개모형 검증에는 측정오차 반영에 한계가 있다(Hayes, 2013). 독립변수와 종속변수 사이에서 2개 이상의 매개변수가 존재하는 경우 매개변수 간 상관관계가 존재한다. 그러므로 2개의 매개변수 효과를 하나의 모형에서 추정할 필요가 있다. 이러한 한계를 극복하기 위하여 최근 부트스트랩을 이용한 방법이 대안으로 제시되고 있다.

이에 본 연구에서는 간접효과에 대한 직접적인 추정이 가능한 Hayes(2013)의 PROCESS for SPSS Macro를 이용하여 직렬 다중 매개분석을 실시하였다. 특히 매개효과와 표본분포의 정규성을 가정할 수 없는 경우가 많아 비모수 표본추출 방법인 부트스트랩 방식을 통해 상대적인 검정력을 높여주는 방식을 많이 활용하였다(제미경·전향란, 2016; 김현우 외 2015). 이는 수천 번의 재표본추출을 통해 매개효과와 통계적 추론의 정확도를 높여줄 수 있기 때문이다. 일반적으로 매개효과와 신뢰구간을 계산하기 위해 표본의 분포가 정규분포를 따른다고 가정하고 있다. 그러나 이러한 분포를

갖지 못하는 경우에 대비하여 부트스트랩은 아주 효과적이다.

이에 인과적 추론의 타당성을 높이기 위해 간접효과의 영향력분석을 위해 Shrout and Bolger(2002)가 추천한 5,000번의 부트스트래핑을 적용하였다. 이는 5,000번의 재표본을 추출하고 이를 바탕으로 95%의 신뢰구간에서 검증하는 과정이다. 부트스트래핑 과정은 다음과 같다(허원무, 2013).

첫째, 모집단에서 추출된 표본의 크기 n 을 대체할 수 있는 n 크기의 무작위표본을 추출한다.

둘째, 첫 번째 단계에서 얻은 재표본을 통해 통계치를 계산한다.

셋째, 둘째 단계의 작업을 5,000번 반복하여 매개효과 계수를 계산하여 낮은 값에서부터 높은 값으로 분류한다. 이러한 순서에 따라 95% 신뢰구간의 하한값과 95% 신뢰구간의 상한값을 제시한다. 이때 만일 0을 포함하고 있는 경우 매개효과가 긍정적인지 부정적인지 판단하기 어렵게 된다.

이 방법은 조사된 표본집단을 대표집단으로 간주하고 표본추출을 반복적으로 실시하면서 간접효과가 어떻게 달라지는가를 확인해주는 장점이 있다(Hayes, 2013). 이때 모든 경로계수의 하한값과 상한값이 0을 포함하지 않는 경우 매개변수로서 통계적으로 유의하다고 판단한다.

나. 매개모형 분석의 결과

본 연구의 분석결과를 추정 회귀식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\hat{M}_1 = 0.0227 + 0.9596X$$

$$\hat{M}_2 = 0.6549 + 0.5475X + 0.3337M_1$$

$$\hat{Y} = 0.9197 + 0.3344X + 0.2254M_1 + 0.2447M_2$$

회귀식을 해석해 보면, 공정철학이 혁신성가에 미치는 직접효과($c1=0.3344$, $p<0.001$)도 통계적으로 유의적인 영향을 미치고 있다(〈표 9〉 참조). 또한 모든 경로계수의 모든 경로계수의 하한값과 상한값이 0을 포함하고 있지 않

으므로 역량발휘 인프라로서 구조, 협력행동이 매개변수로서 통계적으로 유의적인 영향을 미치고 있다고 할 수 있다(〈표 9〉 참조).

본 연구의 분석결과를 구체적으로 정리해보면 다음과 같다.

첫째, 철학이 구조(structure)를 거쳐 혁신성과에 미치는 영향이다. 구조의 개별 매개효과($X \rightarrow M_1 \rightarrow Y$)의 크기를 나타내는 효과계수($a_1b_1=0.9596*0.2254=0.2163$)의 95% 부트스트랩 신뢰구간은 (0.1358, 0.2974)에 0이 포함되지 않으므로 양의 간접효과가 통계적으로 유의하다(〈표 9〉의 경로1).

이는 공정한 철학이 높을수록 직원의 역량을 발휘하게 하는 인프라가 좋아질 수 있다($a_1=0.9596$, $p<0.001$). 즉, 공정철학이 구조(structure)에 영향을 유의적으로 미친다. 또한 직원의 역량을 발휘하게 하는 인프라 구조(structure)는 혁신성과에 유의적인 영향을 미친다($b_1=0.2254$, $p<0.001$).

그러므로 공정철학이 구조(structure)를 매개로 해서 혁신성과를 높이는 데 0.2163단위만큼 높아진다고 해석할 수 있다(〈표 9〉 참고).

둘째, 철학이 역량발휘의 인프라를 거쳐 협력적 행동(behavior)을 거쳐 혁신성과에 미치는 영향을 나타내는 개별매개효과($X \rightarrow M_2 \rightarrow Y$)의 크기인 효과계수($a_2b_2=0.5475*0.2447=0.1340$)의 95% 부트스트랩 신뢰구간은 (0.0965, 0.1755)에 0이 포함되지 않으므로 양의 간접효과가 통계적으로 유의하다(〈표 9〉의 경로2). 이는 공정철학이 강할수록 협력적 행동(behavior)에 강해진다($a_2=0.5475$, $p<0.001$). 협력적 행동(behavior)이 강할수록 혁신성과가 좋아진다($b_2=0.2447$, $p<0.001$).

결과적으로 공정철학이 협력적 행동(behavior)을 매개로 해서 혁신성과가 0.1340단위만큼 높아진다고 할 수 있다(〈표 9〉 경로 1).

셋째, 철학이 구조(structure)화와 협력적 행동(behavior)을 경유하여 혁신성과에 미치는 영향을 나타내는 개별 매개효과($X \rightarrow M_1 \rightarrow M_2 \rightarrow Y$)이다. 개별 매개효과 크기인 효과계수($a_1d_1b_2=0.9596*0.3337*0.2447=0.0784$)의

95% 부트스트랩 신뢰구간은 (-0.0501, 0.1099)에 0이 포함되지 않으므로 통계적으로 유의한 간접효과를 가진다고 할 수 있다(〈표 9〉의 경로2 참조).

이는 공정철학이 구조(structure)화에 유의적인 영향을 미치며($a_1=0.9596$, $p<0.001$), 구조(structure)화는 협력적 행동(behavior)에 영향을 유의적으로 미치며($d_1=0.3337$, $p<0.001$), 협력적 행동(behavior)은 혁신성가에 유의적인 영향을 미친다($b_2=0.2447$, $p<0.001$).

이때 구조(structure)화와 협력적 행동(behavior)의 간접 매개효과로 0.0784단위만큼 혁신성가가 높아진다(〈표 9〉 경로3 참조).

넷째, 모든 개별효과의 합은 $0.2163 + 0.1340 + 0.0784 = 0.4287$ 로서 총간접효과의 크기는 0.4287으로서 95% 부트스트랩 신뢰구간은 (0.3458, 0.5081)에 0이 포함되지 않으므로 통계적으로 유의적인 양의 간접효과가 있다.

〈표 9〉 Hayes PROCESS의 직렬 다중 매개효과 분석 결과

종속변수	독립변수	회귀계수	SE	t값	P값
혁신성과 (performance) (Y)	공정철학(X)	0.7630	0.0213	35.8	0.0000
역량지원구조 (structure) (M ₁)	공정철학(X)	0.9596	0.0160	59.96	0.0000
협력행동 (behavior) (M ₂)	공정철학(X)	0.5475	0.0514	10.64	0.0000
	역량지원구조 (structure) (M ₁)	0.3337	0.0467	7.15	0.0000
혁신성과 (performance) (Y)	공정철학(X)	0.3344	0.0422	7.91	0.0000
	역량지원구조 (structure) (M ₁)	0.2254	0.0374	6.03	0.0000
	협력행동 (behavior) (M ₂)	0.2447	0.0232	10.56	0.0000

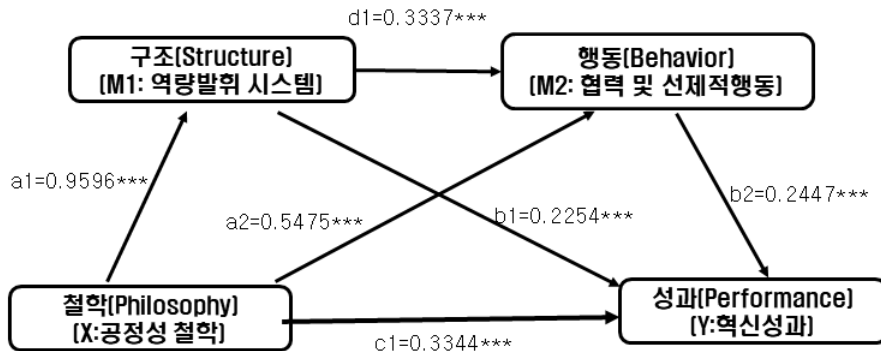
〈표 10〉 간접효과 경로와 부트스트랩 분석결과(5000번 부트스트랩)

구분	혁신성과에의 간접효과			95% 신뢰구간	
	간접효과경로	효과 계수	Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI
경로1	공정철학 → 구조(structure) → 혁신성과	0.2163	0.0403	0.1358	0.2974
경로2	공정철학 → 협력적 행동(behavior) → 혁신성과	0.1340	0.0205	0.0965	0.1755
경로3	공정철학 → 구조(structure) → 협력적 행동(behavior) → 혁신성과	0.0784	0.0152	0.0501	0.1099
총간접효과		0.4287	0.0410	0.3458	0.5081

5. 연구의 종합 및 매개모형 분석의 전략적 시사점

이상을 종합하여 공정성 철학이 혁신성과에 미치는 PSBP 직렬 다중매개 모형의 최종결과를 제시하면 [그림 3]과 같다.

[그림 3] (종합)공정성 철학이 혁신성과에 미치는 PSBP 직렬 다중 매개모형의 최종결과



** p<.01, *** P<.001

본 연구의 실증적 분석을 통해 본 연구에서 제시한 연구문제에 대해 다음과 같은 결론을 유도할 수 있었다.

첫째 연구문제 1, ‘공정을 강조하는 것이 과연 혁신과 성과에 영향을 미치는가?’ 그렇다. 유의적인 영향을 미친다고 할 수 있다.

둘째 연구문제 2, ‘공정에 대한 철학이 역량을 발휘할 수 있는 인프라를 만들고, 이것이 협력적 행동을 유인할 수 있을 때 혁신성과는 더 커질 수 있다’고 할 수 있는가? 그렇다. 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다.

결론적으로 철학-구조-행동-성과는 매개변수 효과가 유의미한 것으로 나타났다.

VI. 결론

본 연구는 대중소기업 간 상생의 필요성, 우리나라 상황에 있어서 특별한 의미, 이론적 기초, 정책의 주요 추진내용을 살펴보고, 상생철학이 협력의 성과에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다.

본 연구는 2가지의 연구문제, 즉 ‘공정을 강조하는 것이 과연 혁신과 성과에 영향을 미치는가(직접효과)?’와 ‘기업철학과 기업의 혁신성과(innovativeness) 사이에서 구조와 행동이 어떤 매개역할을 하는가(매개효과)?’를 매개모형을 통해 풀어보고자 하였다.

실증적 분석결과, 공정하지 않는 곳에서 혁신의 유인이 만들어지기 어렵다는 사실을 확인할 수 있었다. 공정성을 강조하는 철학과 문화가 기업의 혁신성과(innovativeness)에 영향을 미치며, 또한 공정에 대한 기업철학은 구조와 행동이라는 매개변수를 통해서도 유의미하게 혁신성과에 영향을 미치고 있었다.

그러므로 상생관계가 충분한 성과가 나타나기 위해서는 공정성에 대한 철학과 인식이 선행되어야 진정한 상생협력의 성과가 나타날 수 있다. 대기업과 중소기업의 상생적 협력관계는 공정성에 대한 기업철학을 키워나가는 접근이 필요하다고 할 수 있다. 이러한 철학적 토대위에서 상생행동과 혁신성과를 추구해야 한다. 공정성뿐만 아니라 역량을 키우고 발휘하게 하는 인프라로서의 제도구축도 필요하다. 이러한 기반위에서 협력적 행동이 활성화되며 혁신이라는 기업성과에 다다르게 할 수 있을 것이다.

다음은 본 연구의 한계이다. 실증적 모형을 위한 자료수집이 대기업-협력기업 간 쌍대적 관계를 전제로 한 질문이 아니라 ‘개별기업내 PSBP의 행동’을 기반으로 응답된 설문을 기초로 하고 있다. 쌍대적 관계의 조사가 어려움을 감안하더라도 향후 보다 구체적인 협력관계를 대상으로 한 조사와 분석이 필요한 연구라는 점을 밝혀둔다.

참 고 문 헌

- 곽승준·김기찬 외(2012), 『스마트 자본주의 5.0 : 산업생태계를 흥분케 하라』, 나남.
- 김기찬(1995a), 『시스템간 경쟁구조를 향한 대기업-중소기업 간 분업적 협력모형의 개발』, 중소기업연구원, 연구보고서.
- 김기찬, 등본용광(1995b), 「대기업-중소기업 간 협력관계와 시스템경쟁 효과: 자동차산업을 중심으로」, 『중소기업연구』, 제31권, 제2호, 한국중소기업학회, pp. 93-221.
- 김기찬(1998), 「4S경제성 개념의 변화와 연결경쟁력: 시스템간 경쟁과 연결의 유효성을 중심으로」, 『한국마케팅저널』, 한국마케팅학회, pp. 62-89.
- 김기찬(2006), 『한국의 대·중소기업 상생협력 발전모델: 대·중소기업 협력의 새로운 지평을 찾아』, 청와대 대·중소기업 상생협력회의(2006.5.24.).
- 김기찬·김수옥·박건수·박성택·박지윤·송창석·이종욱·임일·강호영·한정화 (2006), 「대·중소기업 상생협력의 이론적 모형 설계: 건강하고 지속가능한 기업생태계 구축」, 『중소기업연구』, 제28권, 제3호, 한국중소기업학회, pp. 381-410.
- 김기찬·송창석·박지윤(2007), 「대·중소기업 간 상생협력 유형의 세분화와 전략-중소기업의 L, A, J유형 분류와 성과를 중심으로-」, 『중소기업연구』, 제29권, 제4호, 한국중소기업학회, pp. 133-151.
- 김기찬(2009), 「기업생태계관점에서의 연구개발 전략과 플랫폼 리더십: 대·중소기업 상생협력과 R&D에의 시사」, 『중소기업연구』, 제32권, 제2호, 한국중소기업학회, pp. 157-175.
- 김기찬·송창석·임일(2015), 『플랫폼의 눈으로 세상을 보라』, 성안북스.
- 김기찬·John Laurence Enriquez(2015), 『기업건강성지표(HeBEx: Healthiness of Business Ecosystems)』, ICSB.
- 김원규(2017), 『기업규모별 생산성 격차 분석과 해소 방안』, 산업연구원.
- 김현우·이홍배·신용호(2015), 「다중매개모델에서 Bootstrapping기법을 이용한 흡수능력의 매개효과분석」, 『한국시물레이션학회논문지』, 한국시물레이션학회, 제24권, 제4호, pp. 89-96.

- 이종욱, 김기찬, 송창석, 박지운(2009), 『기업생태계 경쟁력과 상생협력 증진 방안』, (사)한국중소기업학회(2009.6.30.).
- 이형권 역(2015), 『매개분석 조절분석 및 조절된 매개분석 Process macro를 이용한 매개분석 조절분석 및 조절된 매개분석』, 신영사, (Andrew F. Hayes, *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis*, Gullford).
- 송창석·박지운(2009), 「PSBP Paradigm을 이용한 상생협력 진단모델 구축 - 발전사와 협력기업 간 상생협력을 중심으로 -」, 『중소기업연구』, 제31권, 제2호, (사)한국중소기업학회, pp. 255-272.
- 중소기업중앙회(2018), 『대중소기업 간 생산성 격차』, 보도자료.
- 제미경·전향란(2016), 「상조서비스에 대한 소비자문제경험이 재구매의도에 미치는 영향: 상조회사에 대한 태도와 서비스품질만족도의 직렬다중매개효과 분석」, 『소비문화연구』, 제19권, 제3호, pp. 157-174.
- 허원무(2013). 「매개효과 분석 방법의 최근 트렌드: 부트스트래핑을 이용한 단순, 다중, 이중매개효과 분석 방법」. 『한국비즈니스리뷰』, 제6권, 제3호, pp. 43-59.
- 小林三郎(2014), 『ホンダ イノベーションの神髄』, 日経 B P 社.
- 坂本 光司(2008), 『日本でいちばん大切にしたい会社』, あさ出版.
- Baron, R.M., and Kenny, D. A.(1986). "The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations," *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, pp. 1173-1182.
- Chesbrough, H. W.(2003), *Open Innovation: The New Imperative for Creating and Profiting from Technology*. Boston, MA: Harvard Business School Press, pp. 34-41.
- Dyer, J. and H. Singh(1998), "The Relational View: Cooperative Strategy and Sources of Interorganizational Competitive Advantage," *Academy of Management Review*, Vol. 23, No. 4, pp. 660-679
- Fine, C. H.(1998), *Clockspeed: Winning Industry Control in the Age of Temporary Advantage*, Cambridge, MA: Perseus Publishing.
- Gulati, Ranjay, Nitin Nohria and Akbar Zaheer(2000), "Strategic Networks," *Strategic Management Journal*, Vol. 21, No. 3, pp 203-215.

- Hannan M. T. and J. H. Freeman(1989), *Organizational Ecology*, Harvard University Press: Cambridge, MA.
- Iansiti, Marco and Roy Levien(2004a), "Strategy as Ecology," *Harvard Business Review*, 82(3 March): pp. 68-78.
- _____(2004b). *The keystone advantage: what the new dynamics of business ecosystems mean for strategy, innovation, and sustainability*, Harvard Business School Press.
- _____(2004c). *Keystones and Dominators: Framing Operating and Technology Strategy in a Business Ecosystem*.
- Jarillo, J. Carlos(1988), "On Strategic Networks," *Strategic Management Journal*, 9(1 Jan/Feb), pp. 31-41.
- Ki-Chan Kim, Ayman El Tarabishy, Zong-Tae Bae(2018), "*Humane Entrepreneurship: How Focusing On People Can Drive A New Era of Wealth and Quality Job Creation in a Sustainable World*," *Journal of Small Business Management*, Vol. 56, No. S1, pp. 10-29.
- Kotler P., H Kartajaya, Setiawan(2010), *Marketing 3.0: From products to customers to the human spirit*, John Wiley & Sons
- Lawrence, Lessig(2008), *Remix: Making Art and Commerce Thrive in the Hybrid Economy Paperback*, Penguin Press.
- Lavie, Dovev(2006), "The Competitive Advantage of Interconnected Firms: An Extension of The Resource-Based View," *Academy of Management Review*, 31(3 July), pp. 638-658.
- Mackey, John, Rajendra Sisodia(2013), *Conscious Capitalism: Liberating the Heroic Spirit of Business*, Harvard Business Review Press.
- Moore, J. F.(1993). "Predators and prey: a new ecology of competition," *Harvard Business Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 75-86.
- Moore, J. F.(1996). *The Death of Competition: Leadership and Strategy in the Age of Business Ecosystems*, Harper Business.
- Nonaka, I. and H. Takeuchi(1995), *The Knowledge-creating Company: How Japanese Companies Create the Dynamics of Innovation*, New York, NY : Oxford University Press.
- Nooteboom, B.(2000), "Institutions and Forms of Co-ordination in

- Innovation Systems,” *Organization Studies*, Vol. 21, No. 5, pp. 915-939.
- Otto, Scharmer(2014), *Leading from the Emerging Future: From Ego-system to Eco-system Economies*, MIT Sloan School of Management Presencing Institute(www.ottoscharmer.com, Dec 9, 2014).
- Pfeifer, J., and G. R. Salancik(1978), *The external control of organizations: A resource dependence perspective*, New York: Harper & Row.
- Porter, M. and M. Kramer(2011), “Creating Shared Value,” *Harvard Business Review*, 89, pp. 2-17.
- Rokkan, Aksel I. and Aent Buvik(2003), “Inter-firm Cooperation and the Problem of Free Riding Behavior: An Empirical Study of Voluntary Retail Chains,” *Journal of Purchasing & Supply Management*, 9(September 5/6), pp. 247-256.
- Shrout, P. E., and N. Bolger(2002), “Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations,” *Psychological Methods*, Vol. 7, No. 4, pp. 422-445.
- Sisodia, Rajendra S., David B. Wolfe and Jagdish N. Sheth(2007), *Firms of Endearment: How World-Class Companies Profit from Passion and Purpose*, Wharton School Publishing.
- Sobel, M. E.(1982). “Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models,” In S. Leinhardt(Ed.), *Sociological methodology*, Washington, DC: American Sociological Association, pp. 290-312.
- Williamson, Oliver E.(1983), *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*, a Study in the Economics of Internal Organization, Free Press.
- Williamson, O. E.(1985), *The Economic Institutions of Capitalism*. New York: Free Press.

〈Abstract〉

Win-win Relations between Large Corporations and SMEs : Focusing on the Philosophy based PSBP Model

Ki-Chan Kim

Win-win relations between large corporations and SMEs are aimed at the achievement of open innovation through cooperation. When win-win cooperation contributes to the capability building competition of both large enterprises and SMEs, it becomes sustainable.

Win-win relations and cooperative behavior are therefore difficult to achieve without a philosophy of fairness.

In this study, two research questions are raised.

First, does emphasis on fairness influence innovation and performance? (direct effect)

Second, does structure and behavior play a significant mediating role between corporate philosophy and innovation performance?

The purpose of this study is to design an empirical model for two research problems and to conduct empirical analysis.

Empirical analysis has shown that incentives for innovation are difficult to produce in places that are not fair.

Philosophy and culture that emphasize fairness affect the innovation performance of a firm.

Also, the corporate philosophy of fairness has significantly influenced innovation performance through the mediating variables of structure and behavior.

Keywords : Win-win, fairness, Capability building, Cooperative behavior, PSBP model

필진소개 (논문게재순)

김대용 현재 한국개발연구원(KDI) 전문위원으로 재직 중. 성균관대학교 경제학 박사(응용계량 / 개발경제 전공). KDI 산업·국제경제연구부(2007~2011), 국제개발협력센터(2011~현재) 근무. 국토교통부, 문화체육관광부 민간위원, KOTRA, 한국에너지공단, 한국관광공사 자문·평가위원, 한국원가공학회 초빙연구위원 역임. 「상품공간 구조의 동태적 변화에 관한 연구(2018)」, 「상품공간에 의한 동태적 산업분류 및 상품공간 증력모형(2017)」, 「미얀마 수자원관리 정책동향 및 시사점(2017)」, 「산업별 전력수요의 기온효과 분석(2016)」, 「우리나라 부동산정책 변화에 대한 검토 및 시사점(2013)」 등 다수의 논문이 있음.

김선화 현재 전남대학교 경영연구소에 재직 중. 전남대학교 경영학박사(회계학 전공). 전남대학교 BK(회계투명성과 가치경영) 박사후 연구원 역임(2008-2009), BK학술연구 교수 역임(2012-2012). 「The Relationship between Manager Type and Carbon Intensity and the Impact of Information Asymmetry and disclosure(2018, 한국회계학회)」, 「CSR활동이 경영위험과 정보비대칭에 미치는 영향과 채권자의 차별적 인지: 대기업과 중소기업의 비교(2018, 한국공인회계사회)」, 「경영자의 위험회피성향에 따른 현금보유의 가치 관련성(2018, 한국세무학회)」, 「Carbon Risk and the Cost of Debt(2017, 한국회계학회)」, 「The Response of Debtholders to the Recognition of Foreign Investor's Monitoring Power, and Debt Mispricing Associated with the Types of Earnings Management(2016, 한국회계학회)」 등 다수의 논문이 있음.

이용훈 현재 기술보증기금 본부장으로 재직중. 경북대학교 경제학학사, 서울시립대학교 경영대학원 경영학석사(재무관리 전공), 호서대학교 벤처대학원(벤처기술경영 전공). KB 국민은행(1983~1989)을 거쳐 기술보증기금(1989~2019 현재)에 재직중이며, 대통령직속 중소기업특별위원회 금융전문위원(2002~2003), (사)안양창조경제혁신센터 비상임이사(2007~2008), 호서대학교 대학원 초빙교수(2018) 등을 역임. 주요 연구실적으로는 「기술창업 기업의 사업화 역량, 기술경쟁력, 재무건전성 및 디폴트리스크 간의 구조관계 연구(2017)」, 「자원기반관점의 벤처·이노비즈기업 기술혁신성에 관한 실증연구(2018)」 등 다수의 논문이 있음.

김기찬 현재 가톨릭대 경영학부 교수로 재직중. 김기찬 교수는 서울대 경영학박사 학위를 취득했으며, Journal of Small Business Management (Humane Entrepreneurship, 2018), Technovation 등 유수의 저널에 다수의 논문을 발표했음.

Journal of Small Business Management의 부편집장, 중소기업연구 편집위원장 등을 맡았고 한국경영학회 최우수논문상, 매경논문대상, ICSB World Conference Best Paper Award 등을 수상했음. 한국중소기업학회 회장, 아시아중소기업학회회장, 세계중소기업학회 회장을 역임했음. 공저로 「Vensim을 활용한 시스템다이내믹스», 「플랫폼의 눈으로 세상을 보라」, 「사람중심 기업가정신」 등이 있음.

〈중소기업정책연구〉 원고 공모

중소기업연구원에서 발간하는 〈중소기업정책연구〉는 시의성 높은 중소기업정책 관련 주제에 대한 깊이있는 분석을 통해 정책연구자와 정책 수립 및 실행자, 그리고 중소기업정책에 관심있는 분들이 통찰과 지혜를 공유하고자 하는 목적에서 발간하는 계간 논문집입니다. 이런 취지에 공감하시는 분들로부터 〈중소기업정책연구〉에 게재할 원고를 아래와 같이 공모하고자 하오니 관심있는 분들의 많은 투고 바랍니다.

1. 발간물명 : 중소기업정책연구 (Journal of SME Policy)
2. 공모내용 : 중소기업정책에 관한 자유주제 논문
(기술, 창업, 벤처, 소상공인, 수출, 금융, 인력, 정책행정 등)
3. 발간 예정일 : 매년 4월, 8월, 12월 (年3회)
4. 공모논문의 게재여부 : 편집위원회가 위촉한 심사위원의 심사의견서를 바탕으로 편집위원회에서 최종 결정
5. 원고료 : 게재가 결정된 논문에 대해서는 소정의 원고료 지급
6. 논문접수기간 : 상시접수
7. 논문 분량 및 작성요령
 - ▶ 본문 원고 : A4 30매 내외 (요약과 참고문헌 포함)
 - ▶ 국·영문 초록 : 국문 기준 350자와 키워드
8. 논문 제출방법
 - ▶ 논문 투고신청서와 원고를 담당자 이메일(smepolicy@kosbi.re.kr)로 제출
 - ※ 논문 투고신청서 및 원고 작성요령은 중소기업연구원 홈페이지 (www.kosbi.re.kr) 참조

