

한국의 금융발전이 중소기업 성장에 미친 이질적 영향*

송 상 윤** · 김 영 식***

논문초록 본 논문에서는 2001년부터 2013년까지 우리나라 제조업에 속한 종업원 수 5인 이상 300명 이하 1,619개 중소기업을 대상으로 중소기업금융의 발전이 금융제약 완화 경로를 통해 이들의 성장에 미친 영향에 대해 연구하였다. 특히 기업이 직면한 정보비대칭 수준을 나타내는 업력 및 규모에 따라 금융발전의 영향이 상이할 수 있다는 점에 주목하였다. 분석 결과 우리나라 중소기업금융의 발전은 소규모·저업력 기업보다 대규모·고업력 기업에 더 큰 긍정적 영향을 미쳤으며, 종업원 수 30명 미만 소규모의 기업의 경우 금융발전의 혜택을 누리지 못한 것으로 나타났다. 또한 글로벌금융위기 이전 대비 이후 기업들이 직면한 금융제약은 더 심해졌으나, 업력 20년 이상 종업원 수 100명 이상 기업군의 경우 글로벌금융위기의 부정적 영향을 덜 받은 것으로 추정되었다. 이러한 기업 단위 분석을 산업 단위로 확장하여 분석한 결과 금융제약 정도가 높은 산업일수록 성장 속도가 더딘 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 기업성장, 금융발전, 금융제약, 현금흐름 민감도, 글로벌금융위기

경제학문헌목록 주제분류: G2, L11, L25

투고 일자: 2016. 1. 25. 심사 및 수정 일자: 2016. 8. 10. 게재 확정 일자: 2016. 9. 19.

* 이 연구는 하나금융경영연구소, 서울대학교 금융경제연구원, 교육부 및 한국연구재단의 BK21플러스 사업(미래기반 창의인재양성형)으로 지원된 연구임 (관리번호 21B20130000013). 논문의 질 향상에 큰 도움을 주신 익명의 심사자들에게 감사의 말씀을 드린다.

** 제1저자, 서울대학교 경제학부 박사과정, e-mail: pily0591@hanmail.net

*** 교신저자, 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: kimy@snu.ac.kr

I. 서론

금융발전은 기업과 은행 간 정보비대칭 완화 경로를 통해 기업성장에 긍정적인 영향을 미친다(Levine, 1997; Bena and Jurajda, 2007 등). 최근 금융발전과 기업성장 간의 관계에 대한 실증연구들은 금융발전의 정보비대칭 완화 경로가 기업성장에 미치는 긍정적 영향을 검증하는 데에서 나아가, 그 영향의 정도가 기업마다 상이할 수 있다는 점에 주목하고 있다. 금융발전의 정보비대칭 완화 경로가 이미 금융시장에서 외부자금을 활용하고 있는 기업들을 중심으로 이루어지는지(intensive margin), 혹은 정보비대칭이 커 금융접근성이 떨어지는 기업들에게까지 포괄적으로 영향을 미치는지(extensive margin)를 검증하고자 하는 것이 이들의 궁극적인 목표다. 지금까지의 선행연구에서 금융발전의 정보비대칭 완화 경로에 대한 논의는 기업이 직면한 정보비대칭 수준을 나타내는 기업규모와 업력을 중심으로 이루어지고 있다.¹⁾ 이들은 금융발전의 혜택이 상대적으로 금융접근성이 낮은 소규모·저업력 기업에게 돌아갔는지, 반대로 대규모·고업력 기업의 금융접근성을 더욱 강화하는 쪽으로 작동하였는지를 중점적으로 검토하고 있다.²⁾

각 기업이 처한 정보비대칭 수준에 따라 금융발전이 기업성장에 미친 영향 정도가 다를 것이라는 가설을 검증하기 위한 실증연구들의 접근방법은 크게 두 가지로 나뉘어진다. 첫 번째는 모형에서 금융발전과 기업업력 및 규모 간 관계를 명시적으로 고려하는 방법이다. 이 접근방법에서는 기업업력 및 규모와 금융발전지표의 상호교차항을 활용하여 금융발전이 기업성장에 미친 영향이 어떻게 상이한지를 검증한다(Beck et al., 2008; Arellano, Bai and Zhang, 2012 등). 두 번째는 기업투자

1) World Business Environment Survey에 따르면 기업이 직면한 금융장애물은 업력과 규모에 의해 큰 영향을 받으며, 이는 정보비대칭에 기인한다. 최근 연구들에서 정보비대칭을 측정하는 변수로 기업업력 및 규모가 이용되는 것에 대한 구체적인 논의는 Bena and Jurajda(2007) 참조하였다.

2) 금융이론에서는 금융발전의 정보비대칭 완화 경로가 기업성장에 미치는 영향에 대해 두 가지 가능성을 제시한다. 먼저, 금융발전의 정보비대칭 완화 경로가 상대적으로 정보비대칭이 큰 소규모기업들을 중심으로 작동할 가능성이며, 두 번째는 고정비용(fixed cost) 때문에 소규모 기업들은 금융접근이 쉽지 않으며, 이러한 점 때문에 금융발전은 어느 정도 규모가 있는 기업들에게 더 큰 긍정적인 영향을 미친다는 것이다(Beck et al., 2008; Levine, 1997; Greenwood and Jovanovic, 1990). 최근 실증연구들은 이러한 두 가지 가설을 비교·검증하는 데에 초점을 맞추고 있다.

및 성장에 대한 현금흐름 민감도를 분석하는 것이다. 정보비대칭이 심한 기업일수록 외부차입이 어려우며, 외부차입이 어려울수록 해당기업의 투자와 성장은 현금흐름에 의존할 수밖에 없다. 이 때문에 금융발전은 기업이 처한 금융제약(financial constraints)을 완화하여 투자 및 성장의 현금흐름 민감도를 낮추는 방향으로 작용한다는 것이 이 접근방법의 논리다(Love, 2003; 김용환 · 이윤재 · 김문겸, 2008 등).³⁾ 따라서 이 두 가지 방법은 접근방식이 상이할 뿐이며, 금융발전이 기업성장에 미친 영향을 검증한다는 측면에서는 본질적으로 유사하다.

본 연구에서는 위에서 언급한 두 접근방법을 함께 활용하여 우리나라 중소기업 금융의 발전이 금융제약 완화 경로를 통하여 이들의 성장에 미친 영향을 검증한다. 앞의 두 접근방법에 따르면 금융발전은 은행과 기업 간 정보비대칭 정도를 완화하여 기업의 외부자금에 대한 접근성을 높였을 것이며, 외부자금에 대한 접근성 향상은 이들의 성장-현금흐름 민감도 하락에 기여했을 것이다. 궁극적으로는 금융발전에 의한 성장-현금흐름 민감도 하락 정도가 기업규모 및 업력별로 얼마나 상이한지를 관찰하고, 이에 대한 시사점을 제공하는 것이 본고의 목표다. 즉, 금융발전이 기업의 성장-현금흐름 민감도에 미친 영향이 기업 특성을 불문하고 동일한지, 아니면 규모 및 업력별로 차이를 보이는지를 밝히는 것이 본 논문의 핵심사항이다. 구체적으로 본 논문은 다음과 같은 세 가지에 초점을 맞춘다.

첫 번째는 소규모 · 저업력 기업들이 상대적으로 높은 금융제약에 직면해 있다는 가정 하에서 성장-현금흐름 민감도가 금융제약을 측정하는 변수로 적당한지에 대한 검증이다. 소규모 · 저업력 기업들이 상대적으로 높은 금융제약에 처해 있다는 것은 선행연구들에서 검증되었지만, 성장-현금흐름 민감도가 금융제약을 측정하는 변수로 적당한지에 대한 논의는 여전히 진행 중이다(Fazzari, Hubbard, and Petersen, 1988, 2000; Kaplan and Zingales, 1997, 2000 등). 성장-현금흐름 민감도가 업력 및 규모에 따라 단조적으로 증가하지 않는다면, Kaplan and Zingales(1997, 2000)의 주장처럼 현금흐름 민감도는 금융제약을 측정하는 변수가 될 수 없을 것이다.

3) 이러한 논리는 Myers and Majluf(1984)와 Stiglitz and Weiss(1981) 등이 제시한 자금조달 순위가설(pecking order hypothesis)에 근거한다. 자금조달순위가설이란 기업이 금융제약에 처해 있을 때 기회비용이 적은 자금부터 이용한다는 것을 말하며, 금융제약이 큰 기업일수록 내부자금이용과 외부자금이용 간 비용 격차가 크기 때문에 해당기업의 성장 및 투자는 내부자금의 원천인 현금흐름에 민감하게 반응한다. 이에 관한 자세한 설명은 구재운(2007) 참조하였다.

두 번째는 2000년 이후 우리나라 중소기업금융의 발전이 기업이 직면한 금융제약을 낮추는 방향으로 작동하였는지에 대한 검증이다. 여기서는 기업을 업력 및 규모별로 세분화하여 금융발전이 이들의 성장에 미친 긍정적 영향이 이질적인지를 중점적으로 검토한다. 금융제약 정도가 큰 소규모·저업력 기업들이 금융발전의 긍정적 혜택을 상대적으로 더 크게 받았는지, 반대로 금융발전에 따라 대규모·고업력 기업들의 금융접근성이 더욱 높아졌는지가 주 관심사항이다.

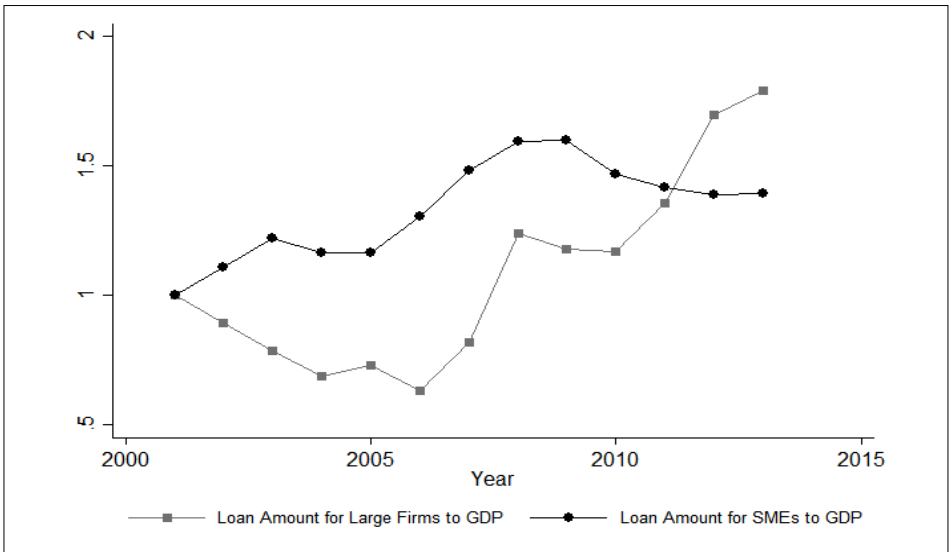
세 번째는 위의 두 번째 주제에서 언급한 중소기업금융 발전의 영향이 글로벌금융위기 전후로 어떻게 상이한 지를 분석한다. 금융위기와 같은 특수한 상황 하에서는 금융회사들의 위험회피성향이 높아지며, 이에 따라 안전자산 선호현상(flight to quality)이 강해져 상대적으로 정보비대칭이 큰 소규모·저업력 기업들이 금융발전의 영향을 덜 받을 가능성이 존재한다.⁴⁾ 이 경우 금융발전의 포괄적 영향은 감소하고, 정보비대칭 정도가 크지 않아 금융접근성이 좋은 대규모·고업력 기업들에게 금융발전의 혜택이 쏠릴 수 있을 것이다.

〈Figure 1〉은 GDP 대비 신용공급 비율을 중소기업과 대기업으로 나누어 그린 것이다. 금융발전에 대한 선행연구에서는 대부분 GDP 대비 국내 신용공급 비율(domestic credit of private sector to GDP)을 금융발전 지표로 활용하는데, 본 연구에서는 중소기업만을 대상으로 하기 때문에 국내 신용 중에서 중소기업 신용만을 관심 대상으로 삼는다.⁵⁾ 〈Figure 1〉에 따르면 시기별 등락은 있으나 평균적으로

4) 안전자산 선호 현상은 글로벌금융위기 전후 은행들의 자산운용 행태를 통해 파악할 수 있다. 금융감독원이 제공하는 은행권 대출 관련 데이터를 보면 글로벌금융위기 이후 기업대출은 크게 감소한 반면, 상대적으로 안전한 자산인 주택담보대출은 큰 변화 없이 유지되었다. 또한 기업대출 내에서도 중소기업대출의 감소폭이 가장 컸으며, 증가율 회복 추이는 가장 더딘 것으로 나타났다. 이러한 현상이 나타나는 이유에 대한 한 가지 가능성은 중소기업 대출 감소가 공급 측 요인이 아닌 수요 측 요인에 발생하였다는 것이다. 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 자료를 보면 2009년 1분기에서 2010년 1분기까지 중소기업 대출수요지수는 31에서 -3까지 감소하였으나, 2010년 2분기부터는 글로벌금융위기 이전 시기 수준을 회복하였다. 이를 볼 때, 〈Figure 1〉에서 보인 2010년 이후 중소기업 신용공급비율 하락 추이는 공급 측 요인에 더 큰 영향을 받은 것으로 보인다.

5) 엄밀하게 말하자면, 이 지표는 경제규모 대비 중소기업에 공급된 신용량의 규모를 측정하는데에 지나지 않는다. 그러나 많은 선행연구들에서 GDP 대비 신용량을 금융발전을 나타내는 지표로 활용하고 있다는 점, 이 지표가 금융발전을 측정하는 타 변수(채권자 보호, 정보 공유 수준 등)들과 큰 인과관계 및 상관관계를 가지고 있다는 최근 연구(Djankov, McKiesh and Shleifer, 2007)에 기초하여 그대로 활용하였다. 또한 주식시장발전도를 함께 고려하지 않은 것은 본 논문의 분석대상이 비상장 중소기업이기 때문이다.

〈Figure 1〉 Trends of Credit to GDP by SMEs and Large Firms (2001=1)



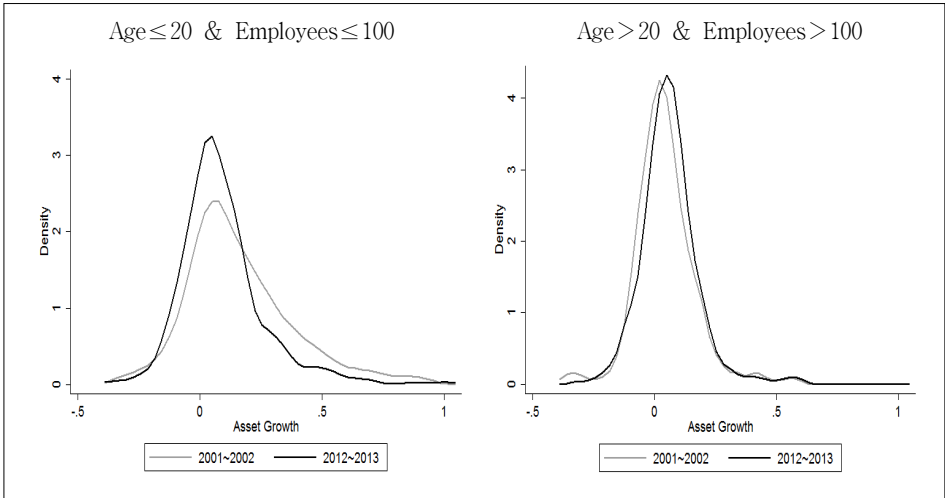
Source: Financial Supervisory Service of Korea.

GDP 대비 신용공급 비율은 대기업과 중소기업 모두에서 증가하는 추이에 있다. 본 그림에서 흥미로운 것은 글로벌금융위기 전후의 차이이다. 2009년부터 추이를 보면 중소기업과 대기업의 GDP 대비 신용공급 비율은 상반되는 모습을 보이고 있으며, 대기업 지표가 상대적으로 빠르게 상승하였다. 이는 글로벌금융위기 이후 상대적으로 정보비대칭 정도가 큰 중소기업의 대출증가율은 큰 폭 하락한 반면 대기업의 대출증가율은 상승하였음을 의미하는 것으로, 글로벌금융위기 전후로 정보비대칭 완화 경로의 작동 범위가 달라졌을 가능성을 보여준다. 즉, 앞서 언급한 금융기관들의 안전자산 선호현상으로 인하여 글로벌금융위기 이후에는 상대적으로 정보비대칭이 작은 기업들이 금융발전의 영향을 더 받았을 가능성이 있다.⁶⁾

〈Figure 2〉는 우리나라 제조업 부문의 종업원 수 300인 이하 중소기업을 저업력·소규모(업력 20년 이하, 종업원수 100명 이하)와 고업력·대규모(업력 20년 초과, 종업원수 100명 초과)로 나누어 각각 2001~2002년과 2012~2013년 총자산 증가율 분포를 그린 것이다. 두 그룹의 분포에서 주목할 점은 시기별 분포 이동의

6) 중소기업 내에서도 이러한 패턴이 보이는지를 관찰하기 위해서는 중소기업 규모별 및 업력별 신용공급량에 대한 자료가 필요하다. 그러나 이러한 자료는 현재 존재하지 않기 때문에 중소기업과 대기업 간의 비교를 통해 가능성을 제기하였다.

〈Figure 2〉 The Kernel Density of Asset Growth



Source: Author's calculation using Kis-value data.

차이다. 상대적으로 정보비대칭이 큰 소규모·저업력 기업의 경우 2001~2002년 대비 2012~2013년에 총자산성장률이 높은 기업 비중이 큰 폭으로 줄어든 반면, 대규모·고업력 기업의 분포는 2001~2002년 대비 2012~2013년에 소폭 우측 이동하여 총자산증가를 평균값은 증가한 것으로 나타났다. 〈Figure 1〉에서 보인 것처럼 2001~2002년 대비 2012~2013년의 금융발전 수준이 높다는 것을 감안할 때, 〈Figure 2〉에서 보이는 그룹 간 분포 이동의 차이는 대규모·고업력 기업들이 금융발전의 혜택을 더 크게 받았을 가능성을 보여준다. 본 논문의 주요 목적은 이처럼 〈Figure 1〉과 〈Figure 2〉에서 가능성으로 제시한 인과관계의 통계적 유의성을 실제로 검증하는 것이다.

구체적으로 본 연구에서는 2001년부터 2013년까지 우리나라 제조업 부문의 5인 이상 300인 이하 중소기업 1,619개의 불균형 패널 데이터를 이용하였다. 일반적으로 기업성장은 지속성을 가지기 때문에 동적모형을 고려하지 않을 경우 오차항의 자기상관 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 종속변수의 시차변수를 독립변수로 활용하는 동적패널분석(dynamic panel analysis)을 수행하였다. 또한 패널분석에서 종속변수의 시차변수를 독립변수로 활용할 경우 내생성 문제가 존재하는데, 이를 완화하기 위하여 Arellano and Bover(1995)의 system GMM 방법론에 따라 수준방정식에서는 차분변수를, 차분방정식에서는 수준변수를 각각 도

구변수로 활용하였다.

실증분석의 주요결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 제조업 부문 5인 이상 300인 이하 중소기업의 자산성장은 현금흐름과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 가졌으며, 성장-현금흐름 민감도는 업력이 낮고, 규모가 작을수록 더 높게 나타났다. 대규모·고업력 기업 대비 소규모·저업력 기업들의 금융제약 정도가 심하다는 가정 하에서 소규모·저업력 기업들의 성장-현금흐름 민감도가 높은 것은 Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988, 2000)의 주장을 지지하는 결과이다. 둘째, 중소기업금융의 발전은 기업들이 직면한 금융제약을 완화하는 데에 기여한 것으로 나타났다. 단, 완화 정도는 업력 및 규모별로 상이하게 나타났는데, 업력 20년 이상, 종업원 수 30명 이상 기업들이 금융발전의 혜택을 더 크게 받은 것으로 추정되었다. 반대로 종업원 수 30명 미만 기업들은 중소기업금융의 발전에도 불구하고 성장-현금흐름 민감도가 상승하여 금융발전의 혜택을 전혀 받지 못한 것으로 보인다. 이러한 결과는 우리나라 중소기업금융 발전의 포괄적 영향이 크지 않음을 시사한다. 셋째, 글로벌금융위기 전후 성장-현금흐름 민감도를 비교해 보면, 평균적으로 글로벌금융위기 이전 대비 이후에 성장-현금흐름 민감도가 높아진 것으로 나타났다. 단, 업력 20년 이상, 종업원 수 100명 이상 기업군의 경우 글로벌금융위기의 부정적 영향을 덜 받은 것으로 나타났다. 넷째, 기업 단위의 자료를 산업 단위 자료로 변환하여 해당 산업의 평균적인 성장-현금흐름 민감도와 산업 내 기업들의 평균 자산성장률 간의 관계를 본 결과, 통계적으로 유의미한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 금융제약이 심한 기업들이 많이 포함된 산업일수록 성장 속도가 타 산업에 비해 느리다는 것을 시사한다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 진행된다. 제Ⅱ장에서는 금융제약과 현금흐름 민감도 간의 관계, 금융발전과 성장-현금흐름 민감도의 관계, 금융발전과 기업성장의 관계에 대한 선행연구들을 개괄하고, 선행연구 대비 본 연구가 가지는 차별성에 대해서 간략하게 서술한다. 제Ⅲ장에서는 본 논문에서 이용한 데이터와 방법론에 대해 설명하고, 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

II. 선행연구 개괄 및 본 연구의 차별성

선행연구 개괄에서는 크게 세 가지 주제의 선행연구들을 검토한다. 첫째, 성장-현금흐름 민감도 혹은 투자-현금흐름 민감도가 과연 금융제약을 측정하는 변수인가에 대한 논쟁을 기업이 직면한 금융 제약 정도를 어떠한 기준에 의해 세분화하였고, 그에 따른 결과는 어떻게 상이하였는 지에 초점을 맞추어 소개한다. 둘째, 금융발전과 성장(투자)-현금흐름 민감도의 관계에 대한 선행연구들을 요약한다. 셋째, 금융발전이 기업 성장에 미친 영향이 기업업력 및 규모에 따라 이질적임을 보인 선행연구들을 소개한다. 끝으로 본 논문이 이러한 세 가지 주제의 선행연구들과 어떠한 관련성과 차별성을 가지고 있는지 간략하게 서술한다.

먼저 투자-현금흐름 민감도가 기업이 직면한 금융제약을 측정하는 변수인가라는 물음에 답하기 위한 선행연구들은 대부분 직관적인 금융 제약 기준에 따라 기업을 적절히 세분화한 후, 이들의 투자-현금흐름 민감도가 금융 제약 정도에 따라 단조적으로 증가하는지를 계량적으로 검증하였다. 연구의 시초는 Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988, 이하 FHP)이다. FHP (1988)는 내부자금과 외부자금 이용 간 비용 차이를 기업이 직면한 금융 제약 정도로 정의하고, 자금조달순위 이론에 따라 금융 제약이 심할수록 기업 투자가 내부자금에 의존한다고 주장하였다. 이들은 배당성향을 이용하여 금융 제약 정도를 세분화하였는데, 배당성향이 낮을수록 금융 제약이 높다는 가정 하에 배당성향과 투자-현금흐름 민감도 간에는 음(-)의 관계가 있음을 보였다.⁷⁾

Kaplan and Zingales (1997, 이하 KZ)은 FHP (1988)가 이용한 자료 중 배당성향이 낮은 49개 기업을 이용하되, 이 기업들의 연간 보고서, 유동성 상태에 대한 대답 자료, 재무제표 등을 광범위하게 이용하여 이들이 처한 금융 제약 정도를 재분류하였다. 그 결과 금융 제약 정도가 낮은 기업일수록 투자-현금흐름 민감도가 높게 나타남을 보임으로써 배당성향을 이용하여 금융 제약 정도를 세분화한 FHP (1988)의 결과를 반박하였다. 더불어 이들은 투자-현금흐름 민감도와 금융 제약 간의 관계가 단조적이지 않기 때문에 이 두 변수 간 관계를 밝히기 보다는 금융 제약 정도가 낮을수록 투자-현금흐름 민감도가 높게 나타나는 이유를 밝히는 것이 더 중요하다고

7) 이는 내부자금과 외부자금 이용 간 비용 차이가 큰 기업일수록 내부자금을 이용하려는 경향이 강해지며, 내부자금 이용 경향이 클수록 배당성향은 낮아진다는 논리에 근거한다.

고 주장하였다. 이후 이들의 논쟁은 FHP(2000) 및 KZ(2000)를 통해 지속되었는데 논쟁의 핵심은 금융제약 정도를 세분화하는 기준에 대한 것이다. FHP(2000)는 금융제약 정도로 기업을 세분화하는 기준은 내부자산 혹은 내부정보가 아니라 기업이 직면한 자금공급에 따른 외생적 변수가 적합하다고 주장하였다.

FHP와 KZ의 논쟁 이후로 2000년대에는 성장-현금흐름 민감도와 금융제약 간의 관계를 밝히고자 하는 연구들이 진행되었다. Carpenter and Petersen(2002)은 미국 제조업 기업 중 총자산 기준으로 5백만 달러에서 1억 달러까지의 소규모 상장기업 불균형 패널 데이터를 이용하여 분석하였다. 분석 결과 외부금융을 이용하지 않는 기업들의 총자산성장과 현금흐름은 1:1 관계에 있었던 반면, 외부금융을 활발하게 이용하는 기업들의 경우 이러한 관계가 약화되는 것으로 나타나 FHP의 주장을 지지하였다. Wagenvoort(2003)는 Carpenter and Petersen(2002)의 모형을 유럽 자료에 접목시켜 분석하였으며, 대체적으로 Carpenter and Petersen(2002)과 유사한 결과를 도출하였다. 단, Wagenvoort(2003)는 상장기업만을 분석한 Carpenter and Petersen(2002)의 한계점을 보완하여 비상장기업까지 분석 대상을 확장하였으며, 상장기업 대비 비상장기업의 성장-현금흐름 민감도가 더 높음을 보였다.

Elston(2002)과 Audretsch and Elston(2002)은 독일 중소기업의 성장-현금흐름 민감도를 분석하였다. 비상장 중소기업의 경우 상장기업과 달리 투자수요를 측정하는 Tobin Q를 통제할 수 없기 때문에 이들은 Hall(1987)과 Evans(1987)의 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과 기업성장에 영향을 줄 수 있는 업력과 규모를 통제하고 나면 현금흐름과 성장은 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 이는 기업들이 금융제약에 직면하고 있는 것으로 해석되었다.

Oliveira and Fortunato(2006)는 포르투갈 제조업 자료를 이용하여 저업력(업력 10년 미만)·소규모(종업원 수 50명 미만) 기업의 성장-현금흐름 민감도가 고업력·대규모 기업에 비해 더 크다는 것을 보였으며, 이는 저업력·소규모 기업들의 금융제약이 상대적으로 더 크다는 기존 연구들의 결과를 뒷받침 한다고 주장하였다. 이 결과는 금융제약과 현금흐름 민감도 간에는 정(+)의 관계가 있다는 FHP의 주장을 뒷받침하는 사례다.

다음으로 금융발전과 투자-현금흐름 민감도를 연결 지어 분석한 대표적인 선행연구는 Love(2003)가 있다. Love(2003)는 1988년부터 1998년까지 36개국의 5,000개 기업 데이터를 활용하여 기업이 직면한 금융제약이 이들의 투자에 미치는 영향을

분석하였다. Love (2003)의 투자 오일러 방정식에서 확률적 할인요인은 기업 내부자금의 함수이며, 금융이 덜 발전한 국가의 기업일수록 자본비용이 높기 때문에 투자를 미래로 미루려는 경향이 있다고 주장하였다. 또한 금융발전 정도가 낮고 규모가 작은 기업일수록 이러한 경향이 심화됨을 보였다.

Hutchinson and Xavier (2006)는 금융발전 정도가 낮은 슬로베니아와 상대적으로 금융시장이 성숙한 벨기에를 비교하였다. 이들에 따르면 금융발전 수준이 낮은 슬로베니아의 기업들이 내부자금에 더 민감하게 반응하였으며, 이는 벨기에 대비 슬로베니아의 자본시장이 덜 성숙하였기 때문이라고 해석하였다.

김용환 · 이윤재 · 김문점 (2008)은 1990년부터 2006년까지 우리나라 상장제조기업 1,096개를 대상으로 국내 금융시장의 발전이 기업의 금융제약 완화에 기여하였는지 여부를 밝혔다. 이들이 주목한 것은 현금흐름지표 및 현금흐름지표와 금융발전 간 상호교차항의 회귀계수이다. 이들에 따르면 중소기업, 저업력 기업, IT 기업들이 상대적으로 큰 금융제약에 직면하고 있으며, 금융발전은 타 기업군에 비해 이들의 금융제약 완화에 더 큰 기여를 하고 있는 것으로 나타났다.

노영진 · 김인철 · 김진웅 (2009)은 1994년부터 2007년까지 우리나라의 기업 패널 자료를 이용하여 금융발전이 금융제약 완화를 통해 투자에 긍정적 영향을 미치는지를 Love (2003) 모형에 기초하여 분석하였다. 분석대상은 상장기업이면서 분석기간 중 7년 이상 존속한 863개의 제조기업과 382개의 비제조기업이다. 이들에 따르면 2000년 이후의 금융발전은 제조업, 서비스업 및 대기업의 금융제약 완화에 기여한 것으로 나타났으며, 중소기업은 반대로 2000년 이후 금융발전에 긍정적인 영향을 받지 못한 것으로 드러났다.

마지막으로 기업업력 및 규모에 따라 금융발전이 기업성장에 미친 영향이 이질적임을 보인 대표적인 선행연구로는 Beck et al. (2008)과 Arellano, Bai, and Zhang (2010)이 있다. Beck et al. (2008)은 1980년부터 2000년까지 국가별 · 산업별 데이터를 이용하여 금융발전이 산업성장에 미친 영향을 분석하였다. 이들은 금융발전을 측정하는 변수로 GDP 대비 국내 신용공급 비율(domestic credit of private sector to GDP)을 이용하였으며, 제조업 내 산업을 세분화하여 분석하였다. 이들은 해당 산업의 소규모 기업 비중과 금융발전 간 상호교차항을 통해 금융발전의 영향을 검증하고자 하였는데, 소규모 기업의 비중이 높은 산업일수록 금융발전의 긍정적 영향을 더 크게 받고 있는 것으로 나타났다.

Arellano, Bai, and Zhang (2010)은 Beck et al. (2008)의 연구와 상이한 결과를 도출하였다. 이들은 2004~2005년 유럽 38개국의 기업 미시데이터를 이용하였으며, 금융발전이 이들의 성장에 미친 영향을 검증하기 위해 이론 및 실증모형을 구성하였다. 이들에 따르면 평균적으로 기업규모와 성장률은 음(-)의 상관관계를 보여 기업규모가 작을수록 성장률이 높았으나, 금융이 발전할수록 이러한 음(-)의 상관관계가 약해짐을 보였다. 즉, 일반적으로 소규모 기업이 대규모 기업 대비 성장률이 높으나 이들의 성장률 격차는 금융이 발전한 국가일수록 작아졌는데, 이는 금융이 발전한 국가일수록 소규모 기업 대비 대규모 기업들이 금융발전의 혜택을 더 받았기 때문이라고 해석하였다.

마지막으로 본 연구는 이러한 선행연구들의 결과를 세 가지 측면에서 보완·발전시키고자 하였다. 첫째, FHP와 KZ의 논쟁에서와는 달리 본 연구에서는 기업업력과 규모를 기업 세분화 기준으로 삼는다. 이는 기업업력이 짧고 규모가 작을수록 성장(투자)-현금흐름 민감도가 크게 나타난다는 Love (2003)와 Oliveira and Fortunato (2006)의 연구 결과에 근거를 둔다. 둘째, 본 연구는 비상장 중소기업의 성장-현금흐름 민감도를 분석했다는 측면에서 Elston (2002), Audretsch and Elston (2002) 및 Oliveira and Fortunato (2006)의 연장선상에 있다. 단, 본 연구는 이들의 연구에서 더 나아가 중소기업의 성장-현금흐름 민감도와 금융발전 간의 관계를 조명했다는 점에서 차별성을 지닌다. 셋째, 본 연구는 기업성장에 미친 금융발전 영향의 이질성을 검증한 Beck et al. (2008)과 Arellano, Bai and Zhang (2010)의 연구를 성장-현금흐름 민감도 측면에서 보완한다. 이들의 연구는 금융발전과 기업성장 간의 관계를 직접적으로 분석한 반면, 본 연구에서는 금융발전이 성장-현금흐름 민감도로 측정되는 금융제약 완화 경로를 통해 기업 성장에 미친 이질적 영향을 관찰한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자 료

본 연구에서 기업 관련 데이터는 Kis-value의 기업 재무제표 자료를, 유동성 지표이자 금융발전을 나타내는 변수인 GDP 대비 중소기업 신용공급 비율은 중소기업

업중앙회, 금융감독원 및 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 데이터를 이용하였다.⁸⁾ 분석기간은 2001년부터 2013년까지이며, 분석대상은 제조업에 속한 기업 중 i) 종업원 수가 5명 이상 300명 이하인 중소기업에 속하며, ii) 분석기간 내 5년 이상 연속적으로 존재하고, iii) 모기업이 존재하지 않는 기업이다.⁹⁾ 대기업 및 상장기업의 경우 간접금융 이외에도 주식시장 등 직접금융시장의 발전에 영향을 받을 수 있으며, 모기업이 존재하는 중소기업의 경우 자본조달에 있어 모기업의 영향을 크게 받을 수 있기 때문에 제외하였다.¹⁰⁾ 5년 이상 연속적으로 존재하는 기업을 분석 대상으로 삼은 것은 연속연수를 더 길게 잡을 경우 최근 연도에 올수록 소규모·저업력 기업들의 비중이 크게 감소하고, 글로벌금융위기 전후를 비교하는 본 분석의 특성 상 단기간만 존재하는 기업은 분석에서 제외하는 것이 옳다고 판단하였기 때문이다.¹¹⁾

본 실증분석에서 종속변수는 실질총자산증가율(asset_growth)을 이용하였으며, 실질총자산을 로그차분하여 산출하였다. 독립변수로는 실질총자산증가율 전기(前期) 값(L1.asset_growth), 기업규모 통제를 위한 종업원 수 전기값(L1.lnemp), 기업업력 전기값(L1.lnage), 현금흐름 전기값(L1.cash_flow), 중소기업금융 발전지표(FD)가 이용되었다.¹²⁾ 중소기업금융 발전지표의 경우 신용공급 증가량만을

-
- 8) Kis-value 자료의 단점은 외부감사 기업만을 대상으로 한다는 것이다. 우리나라 외감기업 기준은 2016년 6월 현재 직전년도말의 자산총액이 120억 이상 인 주식회사, 직전년도말의 자산총액이 70억 이상이면서 부채총액이 70억 이상인 주식회사, 직전년도 말의 자산총액이 70억 이상이고 종업원 수가 300명 이상인 주식회사이다. 이 때문에 기업규모가 영세하거나, 소규모 자본의 스타트업 기업 등은 분석 대상에 포함시키지 않았다.
- 9) Kis-value에 포함되어 있는 기업규모 자료만으로 중소기업을 분류하면 종업원 수가 5,000명 이상인 기업도 일부 포함되는 것으로 나타났으며, 종업원 수가 1~4명 사이인 기업도 다수 존재하였다. 본 연구에서는 일반적인 제조업의 중소기업 졸업기준을 참고하여 종업원 수 300명 이하로 대상을 제한하였다.
- 10) Hoshi, Kashyap, and Scharfstein (1991)은 일본 기업 자료를 이용하여 모기업이 존재하는 기업의 투자-현금흐름 민감도가 독립기업보다 더 낮다는 것을 보인 바 있다.
- 11) Kis-value 자료를 보면 일부 기업들의 재무제표가 불연속적으로 존재한다. 이들의 경우 기업 상태가 불안정하거나 데이터의 오류로 판단하고 제외하였다. 대부분의 선행연구들에서도 단기간 존재하는 기업은 제외하고 있는데, Oliveira and Fortunato (2006)은 4년 이상 연속 존재하는 기업을, 노영진·김민철·김진웅(2009)은 7년 이상 존재하는 기업을 대상으로 하였다. 본 연구에서 연속연수를 3~6년까지 변화시켜 가며 실증분석을 시도하였는데 분석 결과가 가지는 함의는 크게 달라지지 않았다.
- 12) 종속변수의 시차변수2(lag2)까지 이용할 경우 시차2 변수의 회귀계수가 유의하지 않아 고려

〈Table 1〉 Summary Statistics

variable	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
asset growth	0.098	0.190	-0.370	-0.019	0.063	0.177	1.026
age	16.348	9.169	2.000	10.000	15.000	21.000	68.000
employ	76.638	52.035	5.000	40.000	62.000	98.000	300.000
cash flow	0.086	0.066	-0.179	0.047	0.079	0.121	0.328
FD	0.255	0.071	0.116	0.180	0.296	0.318	0.335

Note: P25, p50 and p75 indicate 25%, 50% and 75% percentile, respectively.

포착하기 위하여 분모에 들어가는 GDP는 2001년 값으로 고정하고 계산하였다.¹³⁾ 기업규모와 기업업력은 자연로그를 취하였으며, 현금흐름은 선행연구들과 같이 $\{(\text{영업이익} + \text{감가상각비}) / \text{총자산}\}$ 으로 계산하였다. 여기서 실질총자산성장률, 현금흐름 변수의 상하위 1%는 극단치로 간주하고 분석에서 제외하였다. 이러한 과정을 거쳐 최종적으로 본 분석에서 이용된 기업 수는 1,619개이며, 관측치 수는 16,334개이다.¹⁴⁾

본 분석에 이용된 변수들에 대한 기초통계량은 〈Table 1〉에 제시되어 있다. 실질총자산증가율, 기업업력, 종업원 수 및 현금흐름 변수는 중간값 대비 평균값이 높아 오른쪽으로 치우친(right skewed) 분포를 보이고 있다. 평균 실질총자산성장률은 약 9.8%, 평균업력은 16.3년, 평균 종업원 수는 약 76명, 총자산 대비 현금흐름 평균은 8.6%로 나타났다. GDP 대비 중소기업 신용공급 비율(FD) 평균값은 0.225로 최솟값 0.116에서 최댓값 0.335까지 분포하고 있다.

하지 않았다. Oliveira and Fortunato(2006) 역시 시차1만 고려한 바 있다.

13) 이러한 계산 방식을 택한 이유는 GDP 대비 중소기업 신용공급 비율의 움직임은 중소기업 신용공급 뿐 아니라 GDP의 움직임에도 영향을 받기 때문이다. 금융발전 변수의 시계열 변화를 본 Atif, Sufi and Verner(2015) 역시 이러한 방법을 택한 바 있다. 기준연도를 2001년 대신 2013년으로 할 수 있는데, 분석결과는 크게 다르지 않았다.

14) Kis-value 자료에서 종업원 수 5명 이상 300명 이하 중소기업 제조업 기업 수는 총 3,316개이다. 이 중 데이터가 불연속으로 존재하는 기업 및 주요 변수들의 상하위 1% 극단치를 제거하고 나면 기업 수는 2,349개로 줄어든다. 2,349개 중에서 5년 이상 연속적으로 존재하는 기업이 1,619개이다.

〈Table 2〉 Correlation Matrix

variable	asset growth	age	employ	cash flow	FD
asset growth	1				
age	-0.2226	1			
employ	-0.1103	0.2804	1		
cash flow	0.1353	-0.1307	0.0448	1	
FD	-0.0918	0.2313	0.0634	-0.1329	1

〈Table 2〉는 이들 변수 간 상관계수를 나타낸 것이다. 먼저 종속변수와 독립변수 간 상관계수를 보면, 예상대로 업력과 규모는 총자산증가율과 음(-)의 관계를, 현금흐름은 정(+)의 관계를 가지고 있다. 중소기업 금융발전 변수가 총자산증가율과 약한 음(-)의 상관관계를 가지는 것은 규모와 업력의 영향 때문으로 보인다. 중소기업 금융발전은 시간에 의존하는 변수이며, 시간에 따라 기업업력 및 규모도 변하기 때문에 이들 변수 간 상관관계를 함께 고려해야만 한다. 즉, 총자산증가율은 기업규모와 업력에 큰 영향을 받기 때문에 이 두 변수를 통제하고 나면 중소기업 금융발전이 총자산증가율에 미치는 영향의 정도가 달라질 수 있다. 마지막으로 독립변수 간 상관계수에서 주목할 점은 업력과 규모 간 관계다. 이 두 변수는 예상대로 정(+)의 관계를 보였으나, 상관계수 크기는 0.284로 크지 않다. 이는 본 분석을 진행함에 있어 큰 함의를 제공한다. 업력과 규모 간 상관계수가 매우 크다면 저업력 기업과 소규모 기업을 구분하는 것은 큰 의미가 없다. 그러나 위에서처럼 상관계수가 크지 않다면 저업력 기업과 소규모 기업에 모두 포함되는 관측치가 많지 않으며, 이러한 점 때문에 이들 사이에서도 금융발전의 이질적인 영향을 식별할 수 있을 것이다.

2. 분석 방법론

본 분석에서는 i) 자료의 시계열이 짧고 관측치 수가 많은 특성 (small T, large N), ii) 종속변수(기업성장)의 지속성, iii) 독립변수의 내생성(endogeneity), iv) 기업 간 관측되지 않는 이질성을 고려하기 위해 Arellano and Bond(1991)와 Arellano and Bover(1995)가 제안한 system GMM을 활용하였다.¹⁵⁾ System GMM은 패널모형에서 독립변수에 종속변수의 시차변수가 포함될 때 생기는 내생

성의 문제를 완화하기 위한 것으로, 수준방정식과 1차 차분방정식을 동시에 활용하
 되 수준방정식에서는 차분변수를 도구변수로 활용하고, 1차 차분방정식에서는 수
 준변수를 도구변수로 활용한다.¹⁶⁾ 구체적으로 다음과 같은 식을 고려해보자.

$$y_{it} = \alpha + \rho y_{it-1} + x'_{it} \beta + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식 (1)에서 독립변수에 종속변수의 시차변수가 포함되어 있기 때문에 고정효과
 (fixed effect)를 제거하기 위해 within 변환을 실시하거나 1차 차분을 해도 독립변
 수와 오차항 간 공분산이 0이 될 수 없으며, 이는 관측치 수가 증가($n \rightarrow \infty$)한다고
 해도 해결되지 않는다(Nickell bias). 이를 해결하기 위하여 system GMM에서는
 다음과 같은 적률조건(moment conditions)을 이용한다.

$$E[y_{i,t-s}(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ for } s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (2)$$

$$E[x_{i,t-s}(\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1})] = 0 \text{ for } s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (3)$$

$$E[(y_{i,t-s} - y_{i,t-s-1})(u_i + \epsilon_{i,t})] = 0 \text{ for } s = 1 \quad (4)$$

$$E[(x_{i,t-s} - x_{i,t-s-1})(u_i + \epsilon_{i,t})] = 0 \text{ for } s = 1 \quad (5)$$

식 (2)와 식 (3)은 차분방정식에서 종속변수의 시차변수와 기타 독립변수들이
 외생적이라는 조건이며, 식 (4)와 식 (5)는 수준방정식에서 종속변수의 시차변수
 와 기타 독립변수들이 외생적이라는 조건을 의미한다.

또한 system GMM에서는 종속변수의 시차변수 이외 독립변수들의 인과구조를
 명확하게 반영해야 한다. 독립변수들은 외생변수, 사전결정변수, 내생변수로 나누
 어지며, 외생변수는 $E[X_{i,s}\epsilon_{i,t}] = 0 (\forall s, t)$, 사전결정변수는 $E[X_{i,s}\epsilon_{i,t}] = 0 (\forall s$
 $\leq t)$, 내생변수는 $E[X_{i,s}\epsilon_{i,t}] \neq 0 (\forall s, t)$ 로 정의된다. 이러한 변수들의 인과적 특

15) 본 실증분석은 STATA를 활용하였으며, system GMM에 대한 전반적인 개괄과 STATA에서의
 활용방법은 Khadraoui, Nouredine, and Smida (2012)와 Roodman (2006)을 참조하였다.

16) 여기서 1차 차분방정식만을 활용하는 방법론이 차분 GMM이다. 차분 GMM의 경우 분석에
 사용되는 변수들이 무작위 행보(random walk)를 따르면 차분변수들에 대한 도구변수로 수준
 변수가 적합하지 않으며, 이러한 차분 GMM의 문제점을 극복하고자 한 방법론이 system
 GMM이다.

성을 명확하게 모형에 반영하지 않을 경우 식 (3)과 식 (5)의 적률조건이 제대로 작동하지 않기 때문에 편의가 발생하거나 표준오차가 커지는 등의 문제가 발생할 수 있다(한치록·홍민기, 2013). 본 논문에서는 금융발전 변수를 제외한 다른 독립 변수는 모두 시차1 변수를 이용하였기 때문에 내생변수는 존재하지 않는다. 따라서 현금흐름을 사전결정변수로 취급하였으며, 나머지는 외생변수로 보았다.

System GMM을 이용하여 모형을 추정할 경우 다음과 같은 두 가지 검정을 수행해야 한다. 첫 번째는 과대식별 조건에 대한 검정이다. 통상적으로 Sargan test라고 하는데, 모형에서 쓰인 도구변수들이 실제로 외생적인지를 검정한다. 단, Allerano and Bond(1991)에 따르면 오차항에 이분산이 존재하는 경우에 본 검정의 결과를 신뢰할 수 없기 때문에, 본 실증분석에서는 오차항의 이분산을 고려한 강건한 표준오차(robust standard error)를 제시하는 것으로 대신하였다. 다음으로는 오차항의 자기상관 검정이다. 동적패널모형에서 종속변수의 시차변수를 독립변수에 포함시키는 이유는 오차항의 자기상관을 제거하기 위함이며, 만약 종속변수의 시차변수에 대한 도구변수가 적절하게 사용되었다면 $E[\Delta\epsilon_{i,t}\Delta\epsilon_{i,t-s}] = 0$ 의 조건이 $s \geq 2$ 인 경우 항상 만족되어야 한다. 만약 $E[\Delta\epsilon_{i,t}\Delta\epsilon_{i,t-2}] \neq 0$ 이 된다면 이는 $cov(\Delta\epsilon_{i,t}, y_{i,t-2}) \neq 0$ 임을 의미하며, 이 경우 차분방정식에서 수준변수의 시차변수가 외생적이지 않아 도구변수로 적절하지 않다는 것을 의미한다. 수준방정식에서 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 에 자기상관이 없다면($cov(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{i,t-1}) = 0$), 차분방정식 오차항은 1계 자기상관이 존재하고, 2계 자기상관은 존재하지 않는다($cov(\Delta\epsilon_{i,t}, \Delta\epsilon_{i,t-1}) \neq 0$, $cov(\Delta\epsilon_{i,t}, \Delta\epsilon_{i,t-2}) = 0$). 이를 검정하기 위하여 본 실증분석에서는 Allerano-Bond test 결과를 함께 제공한다.

3. 실증분석 결과

(1) 기업업력 및 규모에 따른 성장-현금흐름 민감도 차이

앞서 FHP(1988, 2000)과 KZ(1997, 2000)의 논쟁으로 소개한 바 있듯이 성장-현금흐름 민감도가 각 기업이 처한 금융제약 정도를 측정하는 변수로 적절한가는 어떠한 특성의 기업을 금융제약이 큰 기업으로 가정하는가에 큰 영향을 받는다고 볼 수 있다. 본 연구는 Beck et al. (2008), Oliveira and Fortunato(2006)처럼 업력이 짧고, 규모가 작은 기업일수록 신용공급자와 기업 간 정보비대칭이 커 금융제약이

더 심할 것이라는 가정에서 출발한다. 이러한 가정 하에서 업력이 짧거나, 규모가 작은 기업들의 성장-현금흐름 민감도가 더 높게 나타나고, 통계적으로 유의미한 단조성을 보인다면 성장-현금흐름 민감도를 금융제약을 측정하는 변수로 볼 수 있을 것이다. 이에 대한 결과는 <Table 3>에 제시되어 있다. 각 연도별 시점더미에 대한 결과는 제시하지 않았다.

먼저, Model (1) 과 Model (2) 는 총자산증가율, 업력, 규모 및 현금흐름 각각의 전기(lag1) 변수만을 이용하여 모형을 구성한 것이다. Model (1) 은 고정효과모형을 이용하여 추정한 것이며, Model (2) 는 내생성을 통제하기 위해 system GMM을 이용하여 추정한 것이다. 결과에 따르면 모든 변수의 회귀계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 업력이 짧고 규모가 작을수록 성장정도가 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리나라 제조업 부문 중소기업의 경우 Gibrat's law가 성립하지 않는다는 것을 보여준다. 또한 정(+)의 값으로 추정된 현금흐름의 회귀계수는 현금흐름이 클수록 총자산증가율로 본 기업의 성장정도가 더 높았음을 의미한다. 단, 내생성이 통제되지 않은 Model (1) 에서 추정된 회귀계수의 경우 모든 독립변수들을 외생변수로 간주함에 따라 Model (2) 의 회귀계수와 큰 차이를 보였다. 특히 본 연구에서 관심 있는 현금흐름의 경우 Model (1) 과 내생성이 통제된 Model (2) 의 회귀계수가 0.52와 0.3으로 큰 차이를 보였다. 이는 본 연구에서 내생성의 통제가 필수적임을 시사한다.

다음으로 Model (3) 과 Model (4) 는 업력 및 규모에 따른 성장-현금흐름 민감도 차이를 검증한 것이다. Model (3) 은 업력과 현금흐름 간 상호교차항을, Model (4) 는 규모와 현금흐름 간 상호교차항을 각각 고려한 것인데, 추정 결과 각 상호교차항은 1% 수준에서 모두 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 업력이 길고 규모가 클수록 성장-현금흐름 민감도가 낮다는 것을 의미하며, 상호교차항이 가지는 특성을 고려하면 이러한 관계는 단조적인 특성을 보인다고 할 수 있다. Model (5) 는 두 상호교차항을 동시에 고려한 것으로 Model (3) ~Model (4) 결과가 유사하게 유지되고 있다. <Figure 3>은 기업 업력 및 규모에 따라 성장-현금흐름 민감도를 추정한 후, 세분화 된 각 기업군의 성장-현금흐름 민감도 평균치를 나타낸 표다. X축은 종업원 수로 나타낸 기업규모이며, 30명, 100명을 기준으로 기업을 세분화하였다. 결과를 보면 업력이 길고, 기업규모가 클수록 성장-현금흐름 민감도는 하락하는 현상이 뚜렷하게 관찰되었다. 특히 업력 20년 이상, 종업원수 100

〈Table 3〉 The Growth-Cash Flow Sensitivity by Firm Age and Size

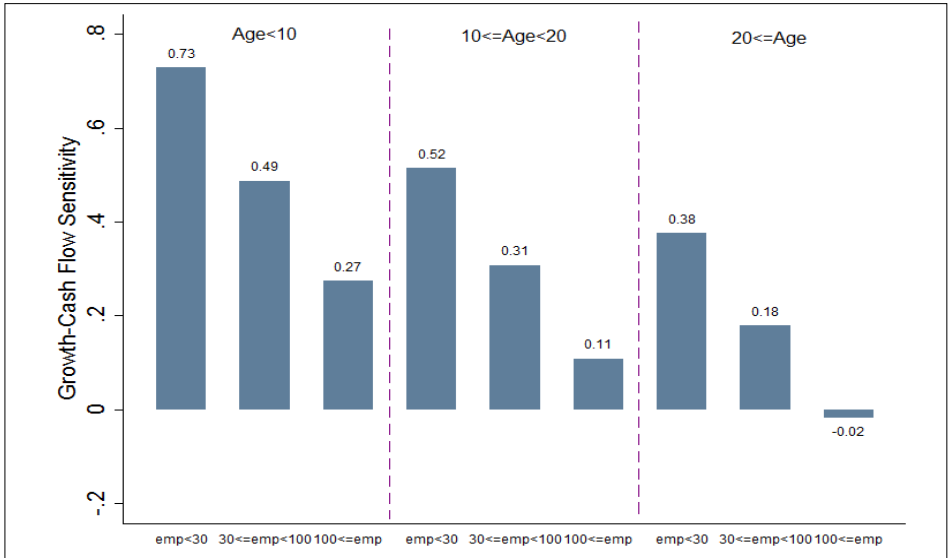
Dep. Var: asset_growth	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
	Fixed Effect			System GMM	
L1. asset_growth	0.049*** (0.008)	0.030*** (0.012)	0.028** (0.012)	0.030*** (0.012)	0.029** (0.012)
L1. lnage	-0.083*** (0.012)	-0.079*** (0.022)	-0.047** (0.023)	-0.077*** (0.022)	-0.055** (0.023)
L1. lnemp	-0.087*** (0.007)	-0.114*** (0.013)	-0.113*** (0.012)	-0.091*** (0.014)	-0.095*** (0.014)
L1. cash_flow	0.520*** (0.032)	0.300*** (0.045)	0.947*** (0.200)	1.354*** (0.295)	1.591*** (0.318)
L1. cash_flow * L1. lnage			-0.254*** (0.073)		-0.181** (0.075)
L1. cash_flow * L1. lnemp				-0.256*** (0.068)	-0.202*** (0.070)
constant		0.711*** (0.055)	0.631*** (0.059)	0.617*** (0.061)	0.580*** (0.063)
N	16,334				
number of firms	1,619				
Arellano-Bond test	order 1	-	0.0000	0.0000	0.0000
	order 2	-	0.2441	0.2457	0.2532

Note: 1) L is a lag operator, lnemp is the log of employment and lnage is the log of firm age.
2) The results of year dummies are not reported.
3) Robust standard errors are in parentheses.
4) ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

명 이상 기업들의 경우 성장-현금흐름 민감도가 음(-)의 값으로 추정되었다. 이는 업력 20년 이상, 종업원 수 100명 이상 기업들의 경우 성장이 현금흐름에 제약되어 있지 않다는 것을 의미한다.

이러한 결과는 FHP(1988, 2000)과 KZ(1997, 2000)의 논쟁에서 FHP(1988, 2000)의 결과를 지지하는 것이며, 이후에 지속적으로 이루어진 업력 및 규모와 성장-현금흐름 민감도 관계에 대한 선행연구(Elston, 2002; Oliveira and Fortunato, 2006 등)들과도 유사하다. 즉, 상대적으로 큰 정보비대칭에 직면하고 있는 소규모·저업력 기업은 대규모·고업력 기업에 비해 높은 금융제약에 직면하고 있다는 가정 하에서 성장-현금흐름 민감도는 각 기업이 직면한 금융제약 정도를 측정하는 적절한 변수라고 할 수 있다.

〈Figure 3〉 Growth-Cash Flow Sensitivity by Firm Age and Size



Note: Each number is calculated using the regression results of model (5) in 〈Table 3〉.

(2) 기업업력 및 규모에 따른 성장-현금흐름 민감도: 금융발전의 영향

여기에서는 기업이 직면한 금융제약 정도가 우리나라 중소기업금융의 발전으로 인해 얼마나 완화되었는지를 검증한다. 구체적으로 금융발전이 성장-현금흐름 민감도에 미친 영향을 관찰하되, 업력 및 규모에 따라 금융발전의 영향이 어떻게 상이한지를 중점적으로 검토한다. 금융제약이 심한 소규모·저업력 기업들이 금융발전 전에 더 큰 긍정적 영향을 받았는지, 반대로 이미 유동성을 충분히 공급받고 있는 고업력·대규모 기업들이 금융발전의 혜택을 더 많이 받았는지가 주요 관심사항이다. 금융발전이 소규모·저업력 기업들에게 더 많은 긍정적 영향을 미쳤다면 금융이 발전할수록 업력 및 규모와 현금흐름 간 상호교차항의 회귀계수가 더 커져야 한다. 즉, 금융이 발전할수록 저업력·소규모 기업과 고업력·대규모 기업 간 성장-현금흐름 민감도 차이는 감소하는 방향으로 작동해야 한다. 〈Table 4〉에서는 더미변수를 활용하여 업력과 규모별로 기업을 세분화하여 추정하였다. 세분화 기준은 〈Figure 3〉과 동일하게 업력 10년 미만, 10년 이상 20년 미만, 20년 이상, 종업원 수 30명 미만, 30명 이상 100명 미만, 100명 이상이다.

〈Table 4〉에서 Model (1)의 (L1.cash_flow * FD) 회귀계수는 업력 및 규모에 상관없이 모든 기업들이 평균적으로 받은 금융발전의 영향 정도를 나타낸다. 이 회귀

〈Table 4〉 The Effects of Financial Development on Growth-Cash Flow Sensitivity

Dep. Var: asset_growth	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
L1. asset_growth	0.034*** (0.011)	0.031*** (0.012)	0.030*** (0.012)	0.031*** (0.012)
L1. lnage	-0.075*** (0.020)	-0.087*** (0.022)	-0.079*** (0.022)	-0.088*** (0.022)
L1. lnemp	-0.109*** (0.012)	-0.113*** (0.013)	-0.101*** (0.013)	-0.103*** (0.013)
L1. cash_flow	0.593*** (0.183)	0.499*** (0.187)	0.517*** (0.185)	0.486*** (0.187)
L1. cash_flow * FD	-1.139* (0.645)	-1.388** (0.669)	-1.159* (0.662)	-1.540** (0.670)
L1. cash_flow * FD * I (L1. age<10)		0.909*** (0.350)		0.721** (0.354)
L1. cash_flow * FD * I (10≤L1. age<20)		0.927*** (0.270)		0.844*** (0.272)
L1. cash_flow * FD * I (L1. emp<30)			1.467*** (0.454)	1.320*** (0.462)
L1. cash_flow * FD * I (30≤L1. emp<100)			0.283 (0.237)	0.206 (0.237)
constant	0.698*** (0.054)	0.718*** (0.057)	0.651*** (0.059)	0.677*** (0.060)
N	16,334			
number of firms	1,619			
Arellano-Bond test	order 1	0.0000	0.0000	0.0000
	order 2	0.2111	0.2085	0.2364
		0.2130		

Note: 1) L is a lag operator and I(·) is an indicator function which has values 1 or 0.
2) The results of year dummies are not reported.
3) Robust standard errors are in parentheses.
4) ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

계수는 10% 유의수준에서 음(-)으로 추정되었는데, 이는 중소기업금융이 발전할 수록 성장-현금흐름 민감도가 감소함을 의미한다.

다음으로 Model (2) ~ Model (4)는 업력 및 규모별로 금융발전이 성장-현금흐름 민감도에 미친 영향의 차이를 추정한 것이다. 업력별로 나누어 본 Model (2)의 추정 결과 업력 10년 미만 기업군과 업력 10년 이상 20년 미만 기업군의 더미변수를

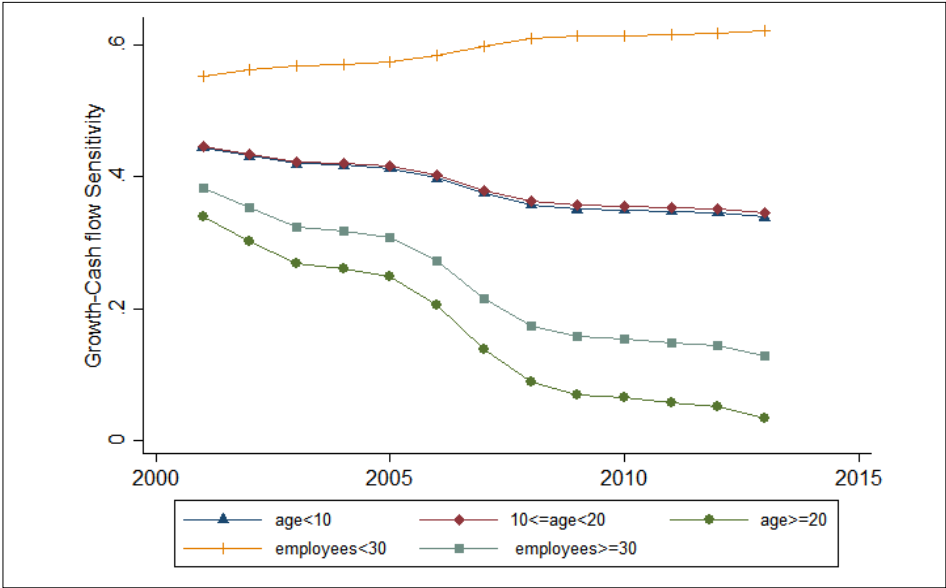
고려한 현금흐름과 금융발전 간 상호교차항의 회귀계수가 각각 1% 수준에서 유의한 정(+)의 값을 보였다. 이는 금융발전이 업력 20년 이상 기업군과 업력 20년 미만 기업군에 미친 영향의 정도가 상이하다는 것을 의미하며, 정(+)의 회귀계수는 업력이 길수록 금융발전의 긍정적인 영향을 더 많이 받았다는 것을 의미한다. Model(3)은 Model(2)와 유사한 방식으로 기업규모별 중소기업금융 발전의 영향 차이를 추정한 것으로서 종업원 수 30명 미만 기업군의 경우 회귀계수가 1.467로 매우 크게 추정되었다. 이 수치를 $(L1.cash_flow * FD)$ 의 회귀계수 -1.159와 함께 고려하면 최종적으로 종업원 수 30명 미만 기업에게 적용되는 $(L1.cash_flow * FD)$ 의 회귀계수는 정(+)의 값을 가지며, 이는 종업원 수 30명 미만 기업들의 경우 금융발전의 혜택을 전혀 받지 못했다는 것을 의미한다. 마지막으로 Model(4)는 업력과 규모를 동시에 고려한 것으로, 추정 결과는 Model(2)~Model(3)과 크게 다르지 않게 유지되었다.

〈Figure 4〉는 〈Table 4〉의 Model(2)~Model(3) 회귀계수 추정 결과를 이용하여 업력 및 규모별로 성장-현금흐름 민감도의 시계열 추이를 나타낸 것이다.¹⁷⁾ 종업원 수 30명 미만 기업군을 제외한 모든 기업군이 금융발전의 긍정적인 영향을 받았으며, 특히 업력 20년 이상 기업군의 경우 성장-현금흐름 민감도가 최근 들어 거의 0에 근접한 것으로 나타났다. 앞에서 언급한 것처럼 종업원 수 30명 미만인 소규모 기업의 경우 금융이 발전할수록 성장-현금흐름 민감도가 오히려 상승하는 모습을 보이고 있다.

결론적으로, 서론의 〈Figure 1〉에서도 보았듯이 GDP 대비 중소기업 대상 신용공급은 지속적으로 증가하였는데, 이러한 중소기업금융의 발전은 저업력·소규모 기업 보다 고업력·대규모 기업의 금융제약 하락에 더 큰 기여를 한 것으로 나타났다.

17) 〈Table 4〉에서 2변수 교차항, 3변수 교차항들이 다수 이용되었기 때문에 회귀계수만을 보고서는 업력별, 규모별 성장-현금흐름 민감도를 직관적으로 파악하기 어렵다. 〈Table 4〉에서 이용된 3변수 교차항의 경우 금융발전이 현금흐름 민감도에 미치는 영향을 업력별, 규모별로 세분화하여 본 것이며, 이를 해석하기 위해서는 2변수 교차항에 사용된 금융발전 변수(FD)의 영향까지 고려해야 한다. 이를 통합적으로 계산하여 제시한 것이 〈Figure 4〉이다.

〈Figure 4〉 Trends of Growth-Cash Flow Sensitivity by Firm Age and Size



Note: Each number is calculated using the results in model (2) and model (3) of 〈Table 4〉.

(3) 기업업력 및 규모에 따른 성장-현금흐름 민감도: 글로벌금융위기의 영향

다음 주제는 앞의 분석에서 보인 금융발전의 긍정적 효과가 2008년 글로벌금융위기 전후로 어떻게 상이한지를 검증하는 것이다. 서론의 〈Figure 1〉에서 나타난 2009년 이후 대기업과 중소기업 간 신용공급의 차이가 금융회사들의 안전자산선호 현상에 기인한 것이라면, 중소기업 중에서도 성장에 대한 불확실성과 정보비대칭이 상대적으로 큰 소규모·저업력 기업들이 신용공급 감소의 부정적인 영향을 더 크게 받았을 수 있다. 이러한 글로벌금융위기 전후의 분석 결과는 〈Table 5〉에 제시되어 있다.

〈Table 5〉에서 주목할 것은 글로벌금융위기 전후 현금흐름과 금융발전 간 상호교차항의 회귀계수이다. 먼저 Model (1)에서는 글로벌금융위기 이후 현금흐름과 금융발전 상호교차항의 회귀계수 변화를 보기 위하여 글로벌금융위기 이후의 연도 더미변수 ($L1.cash_flow * FD * I(Year \geq 2009)$)를 활용하였다. 추정 결과 Model (1)의 현금흐름과 금융발전 간 상호교차항 ($L1.cash_flow * FD$)의 회귀계수는 -2.606 (1% 수준에서 유의)인데, 이는 금융이 발전할수록 현금흐름이 하락했음을 의미한다. 다음으로 글로벌금융위기 이후의 연도를 고려한 현금흐름과 금융발전 간 상호

〈Table 5〉 The Effects of Financial Crisis on Growth-Cash Flow Sensitivity

Dep. Var: asset_growth	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
L1. asset_growth	0.031*** (0.012)	0.032*** (0.012)	0.031*** (0.012)	0.032*** (0.012)	0.032*** (0.012)
L1. lnage	-0.113*** (0.013)	-0.114*** (0.013)	-0.113*** (0.013)	-0.112*** (0.013)	-0.104*** (0.013)
L1. lnemp	-0.078*** (0.022)	-0.085*** (0.022)	-0.082*** (0.022)	-0.082*** (0.022)	-0.084*** (0.022)
L1. cash_flow	0.865*** (0.229)	0.855*** (0.230)	0.861*** (0.229)	0.860*** (0.229)	0.820*** (0.229)
L1. cash_flow * FD	-2.606*** (0.998)	-2.550** (1.001)	-2.583*** (0.998)	-2.583*** (0.999)	-3.539*** (1.040)
L1. cash_flow * FD * I (Year ≥ 2009)	0.855** (0.379)	1.011** (0.393)	0.904** (0.382)	0.906** (0.380)	0.804** (0.398)
L1. cash_flow * FD * I (Year ≥ 2009) * I (L1. age ≥ 20)		-0.525* (0.278)			0.659 (0.433)
L1. cash_flow * FD * I (Year ≥ 2009) * I (L1. emp ≥ 100)		-0.052 (0.270)			0.118 (0.281)
L1. cash_flow * FD * I (Year ≥ 2009) * I (L1. age ≥ 20 & L1. emp ≥ 100)			-0.575* (0.321)		
L1. cash_flow * FD * I (Year ≥ 2009) * I (L1. age ≥ 20 & L1. emp ≥ 150)				-1.278** (0.513)	-1.172** (0.560)
L1. cash_flow * FD * I (L1. age < 20)					1.227*** (0.408)
L1. cash_flow * FD * I (L1. emp < 30)					1.134*** (0.405)
constant	0.695*** (0.056)	0.713*** (0.058)	0.702*** (0.057)	0.700*** (0.056)	0.668*** (0.060)
N	16,334				
number of firms	1,619				
Arellano-Bond test	order 1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	order 2	0.2482	0.2332	0.2314	0.2298
		0.2137			

Note: 1) L is a lag operator and $I(\cdot)$ is an indicator function which has values 1 or 0.

2) The results of year dummies are not reported.

3) Robust standard errors are in parentheses.

4) ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

교차항($L1.cash_flow * FD * I(Year \geq 2009)$)의 회귀계수는 0.855 (5% 수준에서 유의)로 추정되었는데, 이는 글로벌금융위기 이후 금융발전의 긍정적인 혜택이 줄어들었음을 의미한다.

Model (2)는 Model (1)에서 보인 글로벌금융위기 이후 금융발전의 긍정적 영향 감소가 업력 및 규모별로 차이가 있는지를 검증한 것이다. 앞의 <Table 4>에서 업력 10년 미만 기업들과 업력 10년 이상 20년 미만 기업들이 받은 금융발전의 긍정적인 영향이 서로 유사하였기 때문에 이들 기업을 업력 20년 미만 기업들로 한데 묶어서 추정하였다. 그 결과 업력 20년 이상 기업들이 글로벌금융위기의 부정적인 영향을 덜 받은 것으로 나타났다. 즉, 글로벌금융위기 이후 업력 20년 이상 기업들에 대한 현금흐름과 금융발전 간 상호교차항($L1.cash_flow * FD * I(Year \geq 2009) * I(L1.age \geq 20)$)의 회귀계수가 -0.525 (10% 수준에서 유의)로 추정되었다. 이 음(-)의 회귀계수는 정(+)의 값으로 추정된 $L1.cash_flow * FD * I(Year \geq 2009)$ 의 회귀계수가 업력 20년 이상 기업군에 한해서 하락한다는 것을 보여준다. 반면 종업원 수 100명 이상 기업군의 경우 회귀계수가 10% 수준에서도 유의하지 않아 종업원 수 100명 미만 기업들과 동일한 글로벌금융위기의 영향을 받은 것으로 나타났다.

Model (3) ~ Model (4)는 분석 표본에서 글로벌금융위기의 부정적인 영향을 가장 적게 받았을 것으로 예상할 수 있는 대규모·고업력 기업군을 대상으로 추정한 것이다. Model (3)에서는 업력 20년 이상, 종업원수 100명 이상 기업군을 고려하였는데, 추정 회귀계수가 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, Model (2)에서 업력 20년 이상 기업만을 대상으로 분석한 결과와 회귀계수 값이 큰 차이를 보이지 않았다. Model (4)는 업력 20년 이상, 종업원수 150명 이상 기업군을 대상으로 추정한 것으로서, 업력 20년 이상, 종업원수 100명 이상 기업보다 회귀계수가 더 작게 추정되었다. 즉, 이 기업군이 글로벌금융위기의 부정적인 영향을 훨씬 덜 받은 것으로 나타났으며, $L1.cash_flow * FD * I(Year \geq 2009)$ 의 회귀계수(0.906)를 함께 고려하면 오히려 글로벌금융위기 이후 이 기업군의 성장-현금흐름 민감도가 감소한 것으로 보인다. Model (1) ~ Model (4)의 결과를 종합하면 글로벌금융위기 이후에 평균적으로 기업이 직면한 금융제약 정도는 상승한 것으로 나타났으나, 금융제약 상승 정도는 기업 규모 및 업력에 따라 상이했다. 특히, 업력 20년 이상 종업원 수 150명 이상 기업군은 글로벌금융위기의 부정적인 영향을 받지 않은 것으

로 나타났다.

마지막으로 Model (5)는 <Table 4>의 주요결과를 나타내는 변수와 함께 글로벌 금융위기의 영향력 변화를 추정한 것이다. <Table 4>에서 나타난 종업원 수 30명 미만 또는 업력 20년 미만의 기업들이 금융발전의 영향을 덜 받았다는 결과를 고려하여 이들 각각에 해당하는 현금흐름과 금융발전 간 상호교차항, 즉 $(L1.cash_flow * FD * I(L1.age < 20))$ 와 $(L1.cash_flow * FD * I(L1.emp < 30))$ 를 추가하였다. 추정 결과 소규모·저업력 기업들이 금융발전의 영향을 덜 받았다는 <Table 4>의 결과가 거의 그대로 유지되었으며, <Table 5>의 Model (4) 추정 결과도 크게 다르지 않게 유지되었다.

(4) 성장-현금흐름 민감도가 산업 성장에 미친 영향

앞의 기업 단위 분석 결과를 간단하게 정리하면 i) 금융발전은 평균적으로 중소기업의 성장-현금흐름 민감도를 낮추는 데에 기여했으나, ii) 그 영향 정도는 기업 업력 및 규모에 따라 상이하여 저업력·소규모(업력 20년 미만, 종업원 수 30명 미만) 기업들이 금융발전의 긍정적 영향을 상대적으로 덜 받았으며, iii) 글로벌 금융 위기는 평균적으로 기업들의 성장-현금흐름 민감도를 증가시키는 방향으로 작용하였으나, 대규모·고업력 기업들은 이러한 글로벌 금융위기의 부정적인 영향을 받지 않았다. 여기에서는 이러한 개별 기업들의 성장-현금흐름 민감도가 이들 기업이 속한 산업의 성장에 미친 영향을 살펴본다. 지금까지의 기업 단위 분석 결과를 산업 단위로 확장해보면, 산업 내에 성장-현금흐름 민감도가 높은 기업들이 많을수록 해당 산업은 현금흐름에 제약되어 있어 상대적으로 타 산업군에 비해 성장이 느릴 것이다.

산업 단위 분석을 위하여 먼저 기업 단위 분석의 결과가 모두 반영되어 있는 <Table 5>의 Model (5)를 현금흐름으로 편미분하여 각 기업별 성장-현금흐름 민감도를 산출하고, 산업별 성장-현금흐름 민감도는 해당 산업 내 기업들의 성장-현금흐름 민감도의 평균값으로 산출했다. 산업별 분석에 필요한 다른 자료는 기업별 자료를 집계하여 계산하였다. <Table 6>은 산업별 자료의 대략적인 정보를 파악하기 위하여 각 산업 내 업력 20년 미만 기업 비중, 종업원 수 30명 미만 기업 비중, 업력 20년 이상 종업원 수 100명 이상 기업 비중 및 성장-현금흐름 민감도의 평균값을 나타낸 것이다. 단, 산업별 자료의 경우 해당 산업에 속한 기업 수가 지나치게

〈Table 6〉 The Characteristics of Industry Level Data

Industry	number of firms	small firm share	young firm share	mature firm share	Growth-Cash flow sensitivity
Other Transport Equipment	426	0.2534	0.4826	0.016	0.3974
Pulp, Paper and Paper Products	437	0.0557	0.2063	0.177	0.2188
Textiles, except Apparel	574	0.0537	0.2340	0.245	0.2434
Food Products	760	0.0565	0.2270	0.134	0.2416
Electronics	980	0.0777	0.2322	0.135	0.2545
Electronic Components, Computer, Radio, Television and Communication Equipment and Apparatuses	1112	0.1282	0.4575	0.058	0.3481
Rubber and Plastic Products	1148	0.0928	0.2671	0.149	0.2685
Fabricated Metal Products, Except Machinery and Furniture	1370	0.1854	0.3500	0.067	0.3203
Chemicals and Chemical Products except Pharmaceuticals and Medicinal Chemicals	1400	0.1586	0.1935	0.074	0.2624
Basic Metal Products	1571	0.2251	0.2878	0.085	0.3233
Motor Vehicles, Trailers and Semitrailers	1973	0.0643	0.3539	0.109	0.3091
Other Machinery and Equipment	3532	0.2263	0.3652	0.075	0.3487

Note: 1) Small firm and young firm share are the proportions of firms with the number of employees less than 30 and with firm age younger than 10, respectively.
2) Mature firm share means the proportion of firms with the number of employees more than 100 and with firm age older than 20.
3) Growth-cash flow sensitivity is the mean value of firms' growth-cash flow calculated using Model(5) in 〈Table 5〉.

작을 경우 산업 속성이 기업 자료의 극단치에 큰 영향을 받을 수 있기 때문에 총 기업 수가 400개 이상인 산업만을 이용하였다. 총 기업수가 400개 미만일 경우 연도별로 30개의 관측치도 확보하기가 어렵기 때문이다.¹⁸⁾ 최종적으로 산업별 분석

18) 기업별 분석에서는 포함되었으나 산업별 분석에서는 포함되지 않은 산업은 음료 제조업, 가구 제조업, 목재 및 나무 제품 제조업(가구 제외), 가축, 가방 및 신발 제조업, 연탄 및 석유 정제품 제조업, 인쇄 및 기록매체 복제업, 의료용 물질 및 의약품 제조업, 의복, 액세서리 및 모피제품 제조업, 비금속 광물제품 제조업, 의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업, 기타 제품 제조업으로 총 11개 산업이다. 이 산업들의 관측치 수가 적은 것은 본 분석에서 적용한 기준들(5년 이상 연속 존재, 독립기업, 종업원 수 5인 이상 300명 이하) 보다는 각 산업의 특성에 기인한 것이다.

에서는 총 15,283개의 기업 자료가 이용되었다.

〈Table 6〉을 보면 산업 내 기업 수는 426개에서 3,532개까지 나타났으며, 성장-현금흐름 민감도는 펄프, 종이 및 종이제품 제조업(Pulp, Paper and Paper Products)이 0.2188로 가장 낮았고 기타 운송장비 제조업(Other Transport Equipment)이 0.3974로 가장 높게 나타났다. 종업원 수 30명 미만 소규모 기업 비중은 섬유제품 제조업(의복 제외, Textiles except Apparel)이 5.37%로 가장 낮았고, 기타 운송장비 제조업이 25.34%로 가장 높았다. 업력 20년 미만 저업력 기업 비중은 기타 운송장비 제조업이 48.26%로 가장 높았고, 화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외, Chemicals and Chemical Products except Pharmaceuticals and Medicinal Chemicals)이 19.35%로 가장 낮았다.

〈Table 7〉은 연도별 산업 자료를 이용하여 성장-현금흐름 민감도가 산업 성장에 미친 영향을 추정한 결과다. 산업 단위 분석에서는 성장 지속성 여부에 대한 선행 연구가 많지 않기 때문에 결과 비교를 위하여 pooled OLS와 system GMM을 함께 수행하였으며, 두 모형 모두 시간더미와 산업더미를 고려하였다(결과에서는 제외). 독립변수로 사용된 산업 내 종업원 수 30명 미만 비중과 업력 10년 미만 비중은 기업 단위 분석에서 기업 업력이 낮고, 규모가 작을수록 성장이 빠르다는 결과를 반영한 것이다. 기업 단위 분석에서처럼 산업별 평균 종업원 수, 평균 업력을 이용할 수도 있으나 분포 특성을 좀 더 반영하기 위하여 저업력·소규모 기업 비중을 이용하였다. 단, 평균 종업원 수, 평균 업력을 이용하더라도 결과는 크게 달라지지 않았다.

〈Table 7〉의 결과를 보면 산업별 성장 역시 기업 성장과 마찬가지로 통계적으로 유의미한 정(+)의 성장 지속성을 가지는 것으로 나타났다. 두 모형 모두에서 종업원 수 30명 미만 기업비중이 클수록 산업 성장률이 높은 것으로 나타나 기업 단위 분석과 유사한 결과를 보였다.

반대로 업력 10년 미만 기업 비중의 경우 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 나타났다. 마지막으로 본 분석의 주요 변수인 성장-현금흐름 민감도의 회귀계수를 보면 두 모형 모두에서 음(-)의 값을 가져 성장-현금흐름 민감도가 상승할수록 산업 성장률은 하락하는 것으로 나타났다. 단, 전기의 성장률이 해당 기 성장률에 미치는 영향을 통제한 system GMM 모형에서는 성장-현금흐름 민감도의 회귀계수가 pooled OLS 보다 더 크게 추정되어 성장-현금흐름 민감도가 산업 성장에 미치는

〈Table 7〉 The Effects of Growth-Cash Flow Sensitivity on Industry Growth

Dep. Var: asset_growth		Model (1)	Model (2)
		Pooled OLS	System GMM
L1.asset_growth			0.222*** (0.067)
Growth-Cash flow Sensitivity		-0.263** (0.114)	-0.177** (0.085)
Small Firm (emp<30) share		0.245*** (0.078)	0.284*** (0.066)
Young Firm (age<10) share		-0.103* (0.059)	-0.101 (0.070)
constant		0.220*** (0.066)	0.156 (0.145)
N		156	144
R-Square		0.8104	-
Arellano-Bond test	order 1	-	0.0013
	order 2	-	0.6409

Note: 1) The results of year and industry dummies are not reported.
2) Robust standard errors are in parentheses.
3) ***, **, * indicate significance at 1%, 5% and 10%, respectively.

음(-)의 영향력이 소폭 감소하는 것으로 보인다. 종합해보면 산업 내 소규모 기업들이 많을수록 해당 산업의 성장률이 상승하지만, 성장-현금흐름 민감도 또한 높아지기 때문에 이들이 처한 높은 금융제약 수준이 산업 성장에 부정적인 영향을 미치고 있는 것으로 추정되었다.

IV. 결 론

본 논문에서는 2001년부터 2013년까지 우리나라 제조업에 속한 5인 이상 300인 이하 1,619개 중소기업을 대상으로 중소기업금융의 발전이 금융제약 완화 경로를 통해 이들의 성장에 미친 영향에 대해 연구하였다. 금융발전이 기업성장에 미친 평균적인 영향을 검증하는 데에서 나아가, 기업이 직면한 정보비대칭 수준을 나타내는 업력 및 규모에 따라 금융발전의 영향이 상이할 수 있다는 점에 주목하였다. 또한 금융회사들의 안전자산 선호현상이 심화된 2009년 글로벌금융위기를 기점으로

금융발전 영향이 변화하였을 가능성을 제시하고, 이를 검증하는 데에 목표를 두었다. 마지막으로 기업 단위의 분석을 산업 단위 분석으로 확장하여 산업 내 기업들의 평균적인 금융제약 수준이 산업 성장에 미치는 영향력을 검증하고자 하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 5인 이상 300인 이하 제조업 중소기업의 자산성장은 현금흐름과 밀접한 정(+)의 관계를 가지고 움직이는 것으로 나타났다. 이는 평균적으로 볼 때 중소기업의 성장이 현금흐름에 제약되어 있다는 것을 시사한다.

둘째, 기업업력과 규모별로 성장-현금흐름 민감도 차이를 검증한 결과 업력이 길고 규모가 클수록 성장-현금흐름 민감도는 낮아지는 것으로 나타났다. 상대적으로 정보비대칭이 커 금융제약 정도가 심한 소규모·저업력 기업들의 성장-현금흐름 민감도가 높게 나타나는 것은 FHP(1988, 2000)와 KZ(1997, 2000)의 논쟁에서 FHP(1988, 2000)을 지지하는 것이며, 포르투갈 제조업 자료를 이용하여 성장-현금흐름 민감도를 분석한 Oliveira and Fortunato(2006)와 유사한 결과이다. 구체적으로 업력과 현금흐름, 규모와 현금흐름 간 상호교차항을 통해 업력 및 규모별 성장-현금흐름 민감도 차이를 파악하고자 하였는데, 두 상호교차항 모두 자산성장과 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 가졌다. 현금흐름과 두 상호교차항의 회귀계수를 이용하여 각 기업이 직면한 성장-현금흐름 민감도를 계산한 결과 업력 20년 이상 종업원 수 100명 이상 중소기업의 경우 성장-현금흐름 민감도가 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나 중소기업 내에서도 업력이 길고 규모가 큰 기업들은 금융제약에 직면하고 있지 않은 것으로 추정되었다.

셋째, 2001년부터 2013년까지 우리나라 중소기업금융의 발전은 기업들이 직면한 금융제약을 낮추는 데에 기여한 것으로 나타났다. 중소기업금융의 발전은 GDP 대비 중소기업 신용공급 비율로 측정하였으며, 이 변수와 현금흐름 간 상호교차항을 통해 이러한 관계를 밝히고자 하였다. 단, 금융제약 완화 정도는 기업 업력 및 규모별로 상이하게 나타났는데, 규모가 크고 업력이 길수록 금융발전의 혜택을 더 많이 받은 것으로 추정되었다. 특히 고업력(업력 20년 이상) 기업들이 중소기업금융 발전의 혜택을 가장 많이 받았으며, 종업원 수 30명 미만 소규모 기업들의 경우 금융발전의 혜택을 전혀 누리지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지난 13년 간 우리나라 중소기업금융의 발전이 상대적으로 정보비대칭이 작은 대규모·고업력 기업들의 금융접근도를 더욱 높이는 쪽으로 작용하였다는 것을 의미한다.

넷째, 글로벌금융위기 전후 기업들의 성장-현금흐름 민감도를 비교한 결과 평균적으로 글로벌금융위기 이후에 기업이 직면한 금융제약 정도가 심해진 것으로 나타났다. 단, 업력 20년 이상 종업원 수 100명 이상 기업군의 경우 글로벌금융위기의 부정적인 영향을 덜 받은 것으로 나타났으며, 업력 20년 이상 종업원 수 150명 이상 기업군의 경우 글로벌금융위기의 부정적인 영향을 전혀 받지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 글로벌금융위기 이후 은행들의 안전자산 선호현상이 강화되었다는 선행연구들의 연구결과를 뒷받침하는 결과이며, 금융발전의 포괄적 영향이 더욱 약화되었음을 시사한다.

다섯째, 기업 단위 분석 결과를 산업 단위 분석으로 확장하여 산업 내 기업들의 평균적인 성장-현금흐름 민감도와 산업성장 간의 관계를 본 결과, 금융제약이 심한 기업들이 많이 속한 산업일수록 성장이 더딘 것으로 추정되었다.

이러한 분석 결과는 정책적인 관점에서도 시사점을 지닌다. 먼저, 지금까지 선행연구들을 보면 대부분 상장기업을 중심으로 분석하거나, 대기업과 중소기업의 비교, 재벌기업과 비재벌기업의 비교 등이 주를 이루었다. 본 논문에서는 중소기업 내에서도 기업이 처한 정보비대칭 수준에 따라 중소기업금융의 발전이 이들의 성장에 상이한 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 검증하였다. 따라서 선행연구들처럼 이분법적으로 기업을 나눌 것이 아니라, 중소기업 내에서도 기업을 좀 더 세분화하여 살펴볼 필요가 있다. 특히 금융회사의 기업 대상 신용공급 행태를 업력, 규모 등의 기업 속성으로 나누어 살펴 볼 필요가 있을 것이다.

또한, 글로벌금융위기와 같은 특수한 상황에서는 금융회사들의 위험회피성향이 강해질 수 있기 때문에 이를 정책적으로 고려할 필요가 있다. 금융회사들의 위험회피성향이 강해지면 과거에는 금융권에서 자금조달이 가능했던 기업들도 자금 부족에 시달릴 수 있기 때문에 신용공급량을 시기에 따라, 업력 및 규모에 따라 유연하게 적용해야 한다. 특히 본 연구 결과에서 보인 것처럼 소규모·저업력 기업들이 상대적으로 금융발전의 영향을 상대적으로 덜 받을 가능성이 있으므로, 이들이 금융권을 통해서 원활히 자금조달을 받을 수 있는 방안을 강구할 필요가 있다.

■ 참고 문헌

1. 구재운, “한국 제조기업 투자의 금융요인에 대한 실증분석: 자금조달순위가설과 잉여현금흐름가설을 중심으로,” 『금융학회지』, 제12권 제1호, 2007, pp. 29-54.
(Translated in English) Koo, J. W., “Financial Factors in Firms Investments: Pecking Order Hypothesis vs. Free Cash Flow Hypothesis,” *Korean Journal of Money and Finance*, Vol. 12, No. 1, 2007, pp. 29-54.
2. 김용환 · 이윤재 · 김문겸, “금융제약이 국내 제조기업의 성장에 미치는 영향에 관한 연구,” 한국 재무학회 학술대회, 2008, pp. 1217-1245.
(Translated in English) Kim, Y. H., Y. J. Lee and M. G. Kim, “An Empirical Study on the Effect of Financial Constraints on the Growth of Korean Manufacturing Firms,” Korea Finance Association, 2008, pp. 1217-1245.
3. 노영진 · 김인철 · 김진웅, “금융발전이 기업의 금융제약에 미친 영향과 시사점,” 산업연구원, 2009.
(Translated in English) Noh Y. J., I. C. Kim and J. W. Kim, “The Effect of Financial Development on Financial Friction of Firms and Its Implication,” Korea Institute for Industrial Economics and Trade, 2009.
4. 민인식 · 최필선, 『패널 데이터 분석』, 한국 STATA 학회, 2013.
(Translated in English) Min, I. S. and P. S. Choi, *Panel Data Analysis*, Korea Association of STATA, 2013.
5. 한치록 · 홍민기, “패널자료를 이용한 계량경제분석 방법론,” 사업체패널조사를 활용한 사업체의 동향 연구 제2장, 한국노동연구원, 2013.
(Translated in English) Han, C. R. and M. G. Hong, “The Methodology of Econometric Analysis Using Panel Data,” The Dynamic Research on Workplace Using Workplace Panel Survey Chapter 2, Korea Labor Institute, 2013.
6. Arellano, Cristina, Yan Bai, and Jing Zhang, “Firm Dynamics and Financial Development,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 59, No. 6, 2012, pp. 533-549.
7. Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 277-297.
8. Arellano, M., and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, pp. 29-51.
9. Audretsch, David B., and Julie Ann Elston, “Does Firm Size Matter? Evidence on the Impact of Liquidity Constraints on Firm Investment Behavior in Germany,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, No. 1, 2002, pp. 1-17.
10. Beck, T., A. Demirciguc Kunt, L. Laeven, and R. Levine, “Finance, Firm Size, and Growth,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 40, No. 7, 2008, pp. 1379-1405.
11. Bena, J., and S. Jurajda, “Which Firms Benefit More from Financial Development?,” CERGE-EI Working Paper No. 330, 2007.
12. Carpenter, R. E., and B. C. Petersen, “Is the Growth of Small Firms Constrained by

- Internal Finance?," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 2, 2002, pp.298-309.
13. Demircuc-Kunt, A., and R. Levine, "Finance and Inequality: Theory and Evidence," *Annual Review of Financial Economics*, Vol. 1, No. 1, 2009, pp.287-318.
14. Djankov, S., C. McLiesh, and A. Shleifer, "Private Credit in 129 Countries," *Journal of financial Economics*, Vol. 84, No. 2, 2007, pp.299-329.
15. Elston, "An Examination of the Relationship between Firm Size, Growth and Liquidity in the Neuer Markt," Economic Research Center of Deutsche Bundesbank, 2002.
16. Evans, D. S., "The Relationship between Firm Growth, Size and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, 1987, pp.567-581.
17. Fazzari, Hubbard, and Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, pp.141-206.
18. Fazzari, Hubbard, and Petersen, "Investment-cash Flow Sensitivities are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales," *Quarterly journal of Economics*, 2000, pp.695-705.
19. Greenwood, J., and B. Jovanovic, "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, pp.1076-1107.
20. Hall, Bronwyn H., "The Relationship between Firm Size and Firm Growth in the US. Manufacturing Sector," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, 1987, pp. 583-606.
21. Hoshi, Takeo, Anil Kashyap, and David Scharfstein, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, pp.33-60.
22. Hutchinson, John, and Ana Xavier. "Comparing the Impact of Credit Constraints on the Growth of SMEs in a Transition Country with an Established Market Economy," *Small Business Economics*, Vol. 27, No. 2-3, 2006, pp.169-179.
23. Kaplan and Zingales, "Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, pp.169-215.
24. Kaplan and Zingales, "Investment-cash Flow Sensitivities are not Valid Measures of Financing Constraints," National Bureau of Economic Research, 2000.
25. Khadraoui, N., and M. Smida, "Financial Development and Economic Growth: Static and Dynamic Panel Data Analysis," *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 5, 2012.
26. Levine, R., "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda," *Journal of Economic Literature*, 1997, pp.688-726.
27. Levine, R., "Finance and Growth: Theory and Evidence," *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1, 2005, pp.865-934.
28. Love, I., "Financial Development and Financing Constraints," *The Review of Financial Studies*, Vol. 16, 2003.
29. Mian, Atif R., Amir Sufi, and Emil Verner, Household Debt and Business Cycles Worldwide. No. w21581, National Bureau of Economic Research, 2015.
30. Myers, S. C., and N. S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions when

- Firms have Information that Investors do not Have,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, 1984, pp.187-221.
31. Nickell, S., “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects,” *Econometrica*, Journal of the Econometric Society, 1981, pp.1417-1426.
 32. Oliveira, Blandina, and Adelino Fortunato. “Firm Growth and Liquidity Constraints: A Dynamic Analysis,” *Small Business Economics*, Vol 27, No. 2-3, 2006, pp.139-156.
 33. Rajan, R. G., and L. Zingales, “Financial Dependence and Growth,” *American Economic Review*, Vol. 88, 1996.
 34. Roodman, D., “How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata,” Center for Global Development working paper 103, 2006.
 35. Stiglitz, J. E., and A. Weiss, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information,” *American Economic Review*, Vol. 71, 1981, pp.393-410.
 37. Wagenvoort, Rien, “Are Finance Constraints Hindering the Growth of SMEs in Europe?,” No. 7/2003, European Investment Bank, Economics Department, 2003.

The Heterogenous Effects of Financial Development on Small and Medium-size Enterprises' Growth: Evidence from Korea*

Sang Yoon Song** · Young Sik Kim***

Abstract

This paper examines the effects of financial development on firm growth via the alleviation of financial constraints using data from 1,619 manufacturing firms with more than 5 and less than 300 employees in South Korea between 2001 and 2013. This paper focuses on the heterogeneity effect of financial development on firm growth based on information asymmetry as measured by a firm's size and age. The key findings are as follows: First, financial development for SMEs had larger positive effects on the growth of large and old firms than young and small ones. Firms with less than 30 employees especially saw no benefits from financial development. Second, although financial constraints became more severe after the financial crisis on average, firms older than 20 years old with more than 100 employees were less negatively affected than young and small ones. Third, an industry-level analysis expanded from firm-level studies showed that the growth rate of industries with high financial constraints was much lower than that of industries with low financial constraints.

Key Words: firm growth, financial development, financial friction, cash flow sensitivity, global financial crisis

JEL Classification: G2, L11, L25

Received: Jan. 25, 2016. Revised: Aug. 10, 2016. Accepted: Sept. 19, 2016.

* This work was supported by the Hana Institute of Finance, the Seoul National University Institute for Research In Finance and Economics(SIRFE), and the BK21Plus Program(Future-oriented innovative brain raising type, 21B20130000013) funded by the Ministry of Education(MOE, Korea) and National Research Foundation of Korea(NRF). We are grateful to the two anonymous referees for their constructive suggestions and comments, which helped us to improve the manuscript.

** First Author, Ph.D. Candidate, Department of Economics, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6360, e-mail: pily0591@hanmail.net

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6360, e-mail: kimy@snu.ac.kr