

채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

한중호* · 제상영**

1997~1998년의 금융위기 이후 우리나라 채권시장은 비약적인 변화를 겪었다. 본 논문은 이러한 변화가 우리나라 기업의 재무적 전략에 미친 영향에 대한 이해를 넓히기 위해 채권신용등급의 유무로 측정된 채권시장 접근성의 차이가 부채구조와 부채의 만기구조에 미친 영향을 경험적으로 분석한다. 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 금융위기 이후 제조업기업의 부채비율이 감소하였으나 이러한 현상은 채권평가등급이 없는 기업들에게 더 크게 발생하였다. 둘째, 채권을 발행할 수 있는 기업의 단기부채 의존율이 그렇지 않은 기업보다 평균 4% 더 낮음을 발견하였다. 셋째, 채권등급이 없는 기업집단 소속기업들의 경우 부채비율이 낮아지고 단기부채 의존율이 급격하게 높아졌다. 이러한 결과는 금융위기 이후 채권시장이 발달됨에 따라 채권시장을 통한 자금조달 능력의 차이가 우리나라 기업들의 자본구조를 결정하는 중요한 요인이 되고 있음을 의미한다.

핵심주제어: 채권시장 접근성, 채권신용등급, 자본구조, 부채의 만기구조, 채권 IPO

경제학문헌목록 주제분류: G32, G31, G24, G21

I. 서 론

1997~1998년의 금융위기를 전후하여 한국의 채권시장은 큰 변화를 맞이하였다. 금융위기 직후 외국자본의 중요성이 높아지면서 단기금융 및 채권시장이 외국인 투자자에게 개방되었고 금융회사와 대기업의 부실자산을 정리하는 과정에서 대규모의 정부채권이 발행되었다. 1995년 당시 GDP의 43%였던 채권발행잔고는 급격하게 증가하여 2002년의 경우 GDP의 94%에 이르렀다. 이러한 변화가 국채시장에 의해 주도된 면이 없지 않지만 회사채의 발행잔고 또한 1995

* 교신저자, KDI 국제정책대학원 조교수, 전화: (02) 3299-1061, E-mail: joonghan@kdischool.ac.kr

** 공동저자, 고려대학교 경제학과 조교수, 전화: (041) 860-1539, E-mail: syjei@korea.ac.kr
논문투고일: 2011. 11. 17 수정일: 2011. 12. 9 게재확정일: 2011. 12. 19

년에 61조 3,000억 원에서 2002년에는 122조 7,000억 원으로 급증하는 등 금융위기 이후 우리나라의 회사채시장 또한 극적인 전환기를 맞이하였다.

이러한 변화에도 불구하고 금융위기 이후 활성화된 채권시장이 한국 기업들의 재무적 전략에 미친 영향에 대한 연구는 매우 드물다. 본 연구는 금융위기 이후 금융환경의 변화가 가져온 여파에 대한 이해를 넓히기 위해 Faulkender and Petersen(2006)의 방법론에 따라 채권시장 접근능력의 차이를 채권신용등급 유무로 측정하고 채권발행 능력에 기인한 재무적 제약의 차이가 우리나라 제조업의 레버리지와 부채의 만기구조에 미친 영향을 경험적으로 분석한다.

우리나라 채권시장의 변화는 양적인 측면뿐 아니라 질적인 면에서도 일어났다. 무디스의 1999년 보고서에 따르면 금융위기 이전에 발행된 회사채는 대부분 은행보증채 형태로 발행되었다. 즉, 회사의 신용위험에 상관없이 금리스프레드가 결정되었고 유통시장도 거의 형성되지 않았다.¹⁾ 이에 반해 금융위기 이후 발행된 회사채는 많은 경우 무보증채로 발행되어 차입하는 회사의 신용위험에 따라 금리스프레드에 차이가 발생하였다. 채권시가평가제 도입과 함께 이러한 금리스프레드의 차이는 채권투자자의 투자수요를 증가시켜 발행자 중심의 채권시장이 형성되었다.²⁾ 심한 경우 증권사들이 채권발행 물량을 인수하기 위해 엄청난 인수경쟁을 벌이는 상황까지 나타나고 있다.³⁾

이러한 회사채에 대한 수요증가로 인해 금융위기 이전에 비해 시장금리가 현격하게 낮아졌다. 예를 들어, 91일 기업어음(CP)금리와 3년 만기 회사채수익률이 금융위기 이전의 15%대에서 5%대로 낮아졌다. 낮아진 금리는 회사채와 기업어음을 발행해 자금을 조달할 수 있는 회사들이 상대적으로 유리한 조건에 자금을 조달할 수 있는 기회를 제공하였다. 채권시가평가제 도입에 따라 증가한 채권유통시장의 유동성을 함께 고려하는 경우 채권시장을 통한 자금조달이 회사의 재무전략에 근본적인 변화를 가져왔을 가능성이 매우 높다.

한국 채권시장 상황을 차치하고서도 최근의 연구들은 채권시장에서 자금을

1) "Crisis As Catalyst? Development In The Korean Bond Market," Moody's Special Comment, 1999년 8월.

2) "Developing Bond Market in Emerging Market Economics," Bundes Bank High Level Workshop 2007 발표자료(발표자: 강태수)에 따르면 1996년 8.4%이던 무보증사채 비율이 2006년 기준 99.4%로 증가하였다.

3) 최근 증권사들은 채권발행 물량확보를 위해 실사단계나 투자자설명회 등을 생략하면서 고객확보에 나서고 있다. 즉, 채권시장의 활성화 이후 채권을 발행하는 회사들의 경우 자본구조가 우량한 기업으로 채권발행이 불가능회사와는 확연한 차이를 보일 수 있다. 이러한 점을 지적해 주신 익명의 심사자님께 진심으로 감사드립니다.

조달할 수 있는 능력, 즉 채권시장 접근성이 기업의 자본구조를 결정하는 매우 중요한 역할을 하고 있음을 보였다. Faulkender and Petersen(2006)은 기존의 많은 연구들이 자금의 공급 측면을 고려하지 않고 기업의 자금수요가 자본구조를 전적으로 결정한다는 암묵적인 가정하에 이루어져 왔음을 지적하였다. 이들은 공급 측면의 중요성을 보이기 위해 채권신용평가 존재 여부로 측정된 채권시장의 접근성이 기업의 부채비율에 매우 중요한 영향을 미치고 있음을 경험적으로 보였다. Hale and Santos(2009)는 채권신용등급의 도입이 채권 IPO와 동시에 이루어짐을 보이고 회사채의 최초 발행이 은행의 정보 독점적 지위를 약화시켜 은행여신금리가 낮아짐을 보였다.

본 연구는 기존연구와 비교하여 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 첫째, 한국 채권시장의 발달은 채권시가평가제도의 도입에 따른 외생적 측면이 강해 채권시장 접근성이 자본구조에 미치는 영향을 관찰하는데 유리하다. 미국의 경우 Faulkender and Petersen(2006)이 보여준 것과 같이 채권발행은 기업의 중요한 의사결정으로 채권시장 접근성의 증가가 기업의 부채구조에 미치는 영향을 인과적으로 해석하는 것에 어려움이 따른다. 하지만 우리나라의 경우 정부가 1998년에 입안하여 2000년에 시행한 채권시가평가제 도입에 의해 채권시장이 발달하게 된 측면이 강하다. 따라서 우리나라 채권시장 활성화의 외생적인 측면은 채권시장의 접근가능성이 부채구조와 자본구조에 미친 인과적 영향을 살펴보기에 유리한 기회를 제공한다.

둘째, 기존연구가 채권시장의 접근성이 레버리지에 미친 영향에 집중한 반면 본 연구는 채권시장 접근성의 차이가 기업의 부채 만기구조에 미치는 영향을 추가적으로 분석한다. Faulkender and Petersen(2006) 연구가 채권시장 접근성과 레버리지의 관계만을 살펴본 반면, Diamond(1991a)의 모형은 신용제약이 기업 부채의 만기를 줄일 수 있는 가능성을 이론적으로 보였다. 본 논문은 1997~1998년의 금융위기 이후 한국 제조업의 단기부채 의존율 추세를 살펴보고, 채권시장에서 자금을 발행하지 못하는 기업들의 경우 단기부채 의존율이 급격하게 증가하고 있음을 보인다.

셋째, 채권신용등급 도입의 내생성을 고려하기 위해 다양한 통계적 방법을 시도한다. 채권신용등급이 있는 기업은 상대적으로 건설한 기업으로 채권시장의 접근성이 레버리지에 영향을 미치는 것이 아니라 그 역의 관계가 성립할 가능성이 있다. 이러한 가능성을 고려하기 위해 Faulkender and Petersen(2006)은 통계적 편의가 있는 것으로 알려진 단순 2단계 회귀분석(two-stage regression)

을 이용한 데 비해, 본 연구는 Maddala(1983)의 처치효과(treatment-effect) 회귀 분석과 Adabie and Imbens(2011)가 제시한 오차수정 매칭 추정방법(bias-corrected matching estimators)을 이용하여 채권신용등급의 부채구조에 대한 인과적 효과를 추정한다.⁴⁾ Murphy and Topel(2002)은 2단계 회귀분석에서 적절한 공분산행렬을 고려하지 않는 경우 t -검정에 사용되는 표준편차들이 과소추정되어 실제 유의하지 않은 관계를 유의하게 해석하는 오류가 발생함을 보였다. 본 연구는 이러한 통계적 편의문제를 피하기 위해 준우도함수 추정법(quasi-maximum likelihood estimate)을 사용하는 Maddala(1983)의 처치효과 회귀분석과 처치효과의 내생성을 비모수적 매칭방법으로 해결하는 Adabie and Imbens (2011)의 방법론을 이용하여 채권시장 접근성의 영향을 경험적으로 분석한다.

II. 채권시장 접근성과 부채구조

1. 은행여신과 회사채시장의 차이에 대한 기존 이론 고찰

금융시장이 정보비대칭과 같은 비효율성이 존재하지 않는 완전시장인 경우, 순현재가치(NPV)가 양(+)인 모든 투자기회는 외부자금을 조달받을 수 있다. 하지만 은행과 경영진 간에 투자기회에 대한 정보의 비대칭이 존재하는 경우 기업체가 필요로 하는 만큼의 신용을 공급하는 대신 일부 양질의 투자기회에만 자금을 조달하고 금리는 낮추는 신용할당(credit rating)이 일어나게 된다(Stiglitz and Weiss, 1981).

이러한 정보의 비대칭문제를 해결하기 위해 다양한 형태의 금융기관과 금융시장이 등장하였다. 은행의 경우 대기업뿐만 아니라 투자에 필수적인 투자관련 정보를 제공할 수 없는 중소기업들에게도 신용을 제공하고 이들을 효율적으로 감시·통제함으로써 장기간에 걸친 금융관계를 형성해 신뢰할 만한 기업신용정보를 만들어내는 역할을 한다(Berger and Udell, 1995; Hoshi, Kashyap, and Scharfstein, 1990; Petersen and Rajan, 1994, 1995). 채권시장은 믿을 만한 신용정보를 이미 쌓은 기업들이 기업에 대한 신뢰와 명성을 바탕으로 상대적으로

4) 계량경제학에 사용되는 2단계 회귀분석의 경우 1단계 추정에 따른 추가적인 오류를 고려한 공분산행렬을 이용하여 2단계에서 내생적 변수의 효과를 다시 검증한다. 이에 비해 Faulkender and Petersen(2006)의 경우 2단계 회귀분석에 필요한 적절한 공분산행렬을 사용하지 않아 Murphy and Topel(2002)이 지적한 통계적 편의의 문제가 발생할 수 있다.

낮은 금리에 대규모 자금을 조달할 수 있는 기회를 제공한다(Diamond, 1991b). 여신기관의 장점을 보여준 이론들은 금융기관들이 사전적인 감시와 통제(monitoring)를 통해 사후적인 평균수익률을 증가시킬 수 있으며, 또한 부실회사 정리에 있어 매우 효율적임을 보였다(Diamond, 1991b; Mester, Nakamura, and Renault, 2004; Bolton and Freixas, 2000; Bolton and Scharfstein, 1996; Rajan, 1992).

채권투자자들은 그 역할과 유인에서 은행과 같은 금융기관들과 차이를 보인다. 채권투자자의 경우 채권발행회사의 신용정보에 따라 채권의 매매가 가능하므로 여신만기 이전에 신용위험을 다른 투자자에게 이전할 수 있다. 따라서 이러한 선택이 없는 은행에 비해 회사의 경영을 적극적으로 감시하거나 회사를 통제할 유인이 적다. 채권투자자들의 사후적인 모니터링의 부재는 감시·통제에 필요한 비용절감을 의미하므로 채권금리가 은행금리보다 상대적으로 낮아짐을 의미한다. 이에 더해 회사가 채권을 발행할 수 있게 되는 경우 회사에 대한 신용정보가 채권가격을 통해 공공정보화될 수 있어 은행이 장기적인 금융관계를 통해 형성한 정보 독점을 이용한 금리책정이 힘들어진다(Hale and Santos, 2009; Rajan, 1992). 다시 말해, 채권시장에서 자금을 조달할 수 있는 경우 금융기관의 독점적 금리설정을 피할 수 있어 은행으로부터 낮은 금리에 자금을 조달할 수 있고 채권시장을 통한 대규모 자금조달이 가능하므로 채권시장을 통해 자금조달을 할 수 없는 기업과 비교해 레버리지가 높아질 가능성이 있다.

Faulkender and Petersen(2006)은 미국 기업들의 자료를 이용해 채권발행을 통한 자금조달 능력이 회사의 재무적 제약을 완화시켜 부채비율을 증가시킴을 경험적으로 보였다. Faulkender and Petersen(2006)은 Hale and Santos(2009)가 보여준 것처럼 채권신용등급을 처음으로 도입하는 회사들이 같은 해에 채권 IPO를 하게 됨을 주목하고 기업의 채권발행 능력을 측정하기 위해 채권신용등급 존재 여부에 대한 정보를 이용해 채권시장 접근성이 부채비율에 미치는 영향을 경험적으로 분석하였다. 미국의 경우 채권신용평가등급이 있는 기업들이 신용평가등급이 없는 회사와 비교해 부채비율이 약 35% 더 높다는 것을 발견하였다.

우리나라 기업들에 대한 연구들을 살펴보면 채권시장 접근성 차이에 따른 재무적 의사결정의 변화에 대한 연구는 찾아보기 힘들다. Borensztein and Lee(2002)의 연구는 은행여신의 효율성 증대에 초점을 맞추어 금융위기 이후 은행여신이 더 효율적으로 이루어져 기업집단 소속기업에 비해 비소속기업들 중 투자기회가 더 많은 회사에게 신용공급이 증가했음을 보였다. Lee, Park, and

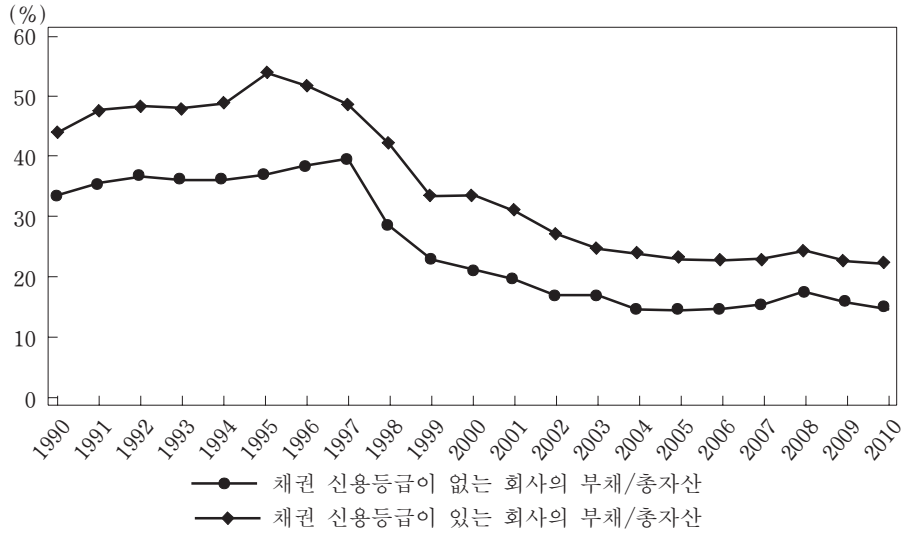
Shin(2009)은 대규모 기업집단 소속기업들의 내부자금시장(internal capital market) 의존도가 낮아져 내부자금시장이 외부자금시장에 의해 대체되어지고 있음을 보였다. 이상의 연구들이 1997~1998년의 금융위기 이후 우리나라 금융시장에 중대한 변화가 있었음을 보여주고 있지만 구체적으로 채권시장의 급성장과 이에 따라 채권시장의 접근성의 차이가 기업들의 재무정책 변화에 대한 영향을 분석한 연구는 진행되지 않았다.

한편, 다양한 기존연구들이 기업부채의 만기구조의 중요성을 지적하고 결정요인을 찾고자 노력해 왔다. 예를 들어, Myers(1977)와 Barnea, Haugen, and Senbet(1980)은 대리인 비용의 영향을 분석하였고, Brick and Ravid(1985)와 Lewis(1990)의 경우 법인세의 영향을, Flannery(1986)와 Diamond(1991a)의 경우 정보비대칭하에서 신용위험에 대한 정보가 부채만기에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, Diamond(1991a)의 모형은 금융기관이 장기여신의 공급을 제한할 수 있는 가능성을 모형에 내재화시켜 기업의 부채 만기구조가 기업의 선택에 의해 서만 결정되는 것이 아니라 금융기관의 장기신용공급 여부에 따라 함께 결정될 수 있음을 보였다. 이에 반해 기존의 경험적 연구들은 채권시장 접근성을 포함하는 재무적 제약이 부채의 만기구조에 미치는 영향을 분석하지 않았다. 본 논문은 채권시장을 통한 자금조달 능력의 차이가 부채의 만기구조에 미치는 영향을 검증하여 Diamond(1991a) 모형에서 가정하고 있는 신용공급의 채권 만기구조에 대한 인과적 관계를 경험적으로 분석한다.

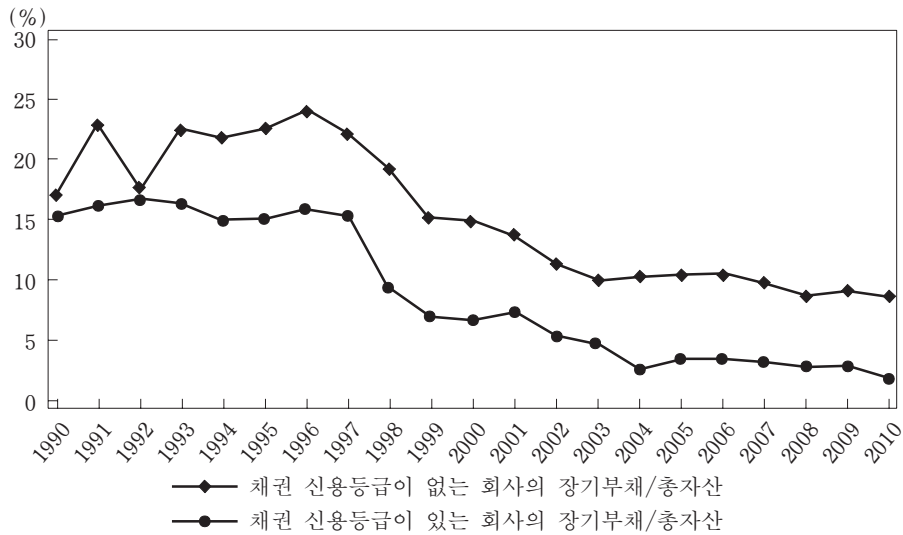
2. 한국 제조업의 채권시장 접근성과 부채구조

본 소절에서는 FnGuide의 1990년부터 2010년 자료를 이용하여 유가증권 상장제조업의 부채비율, 단기부채 의존율의 추세를 살펴본다.

〈그림 1〉은 채권신용등급 유무에 따른 우리나라 상장제조업기업의 총부채비율의 추세를 보여준다. 총부채비율은 ‘단기차입금’, ‘유동성 장기부채’와 ‘사채’, 그리고 ‘장기차입금’을 합하고 이를 ‘총자산’으로 나누어 정의하였다. 1997~1998년의 금융위기 이전의 경우 채권신용평가가 있는 경우 약 50%의 부채비율을 유지하다가 금융위기 위기 이후 약 30%로 급락하고 이후 계속해서 줄어들어 2010년 현재 평균 25%의 부채비율을 보이고 있다. 채권신용평가가 없는 상장제조업회사들의 경우 평균적인 수준은 낮지만 비슷한 추세를 보여주고 있다. 금융위기 이전 최대 40%에 이르던 부채비율이 금융위기 직후 급감하여 약 20%



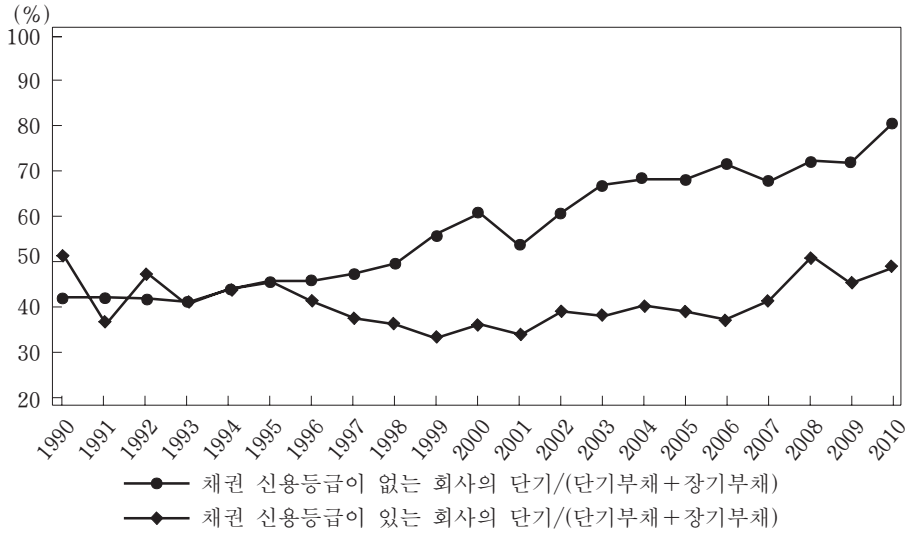
〈그림 1〉 채권신용등급의 유무와 총부채비율



〈그림 2〉 채권신용등급의 유무와 장기부채비율의 추세

로 줄어들었고 계속적으로 줄어들어 2010년 현재 약 15%로 감소하였다.

〈그림 2〉는 총부채비율의 감소추세가 장기부채의 감소에서 오는지를 살펴보기 위해 ‘사채’와 ‘장기부채’의 합을 총자산으로 나눈 장기부채비율의 추세를 나타낸 것이다. 〈그림 1〉이 보여주는 것과 같이 채권신용등급이 없는 기업들의



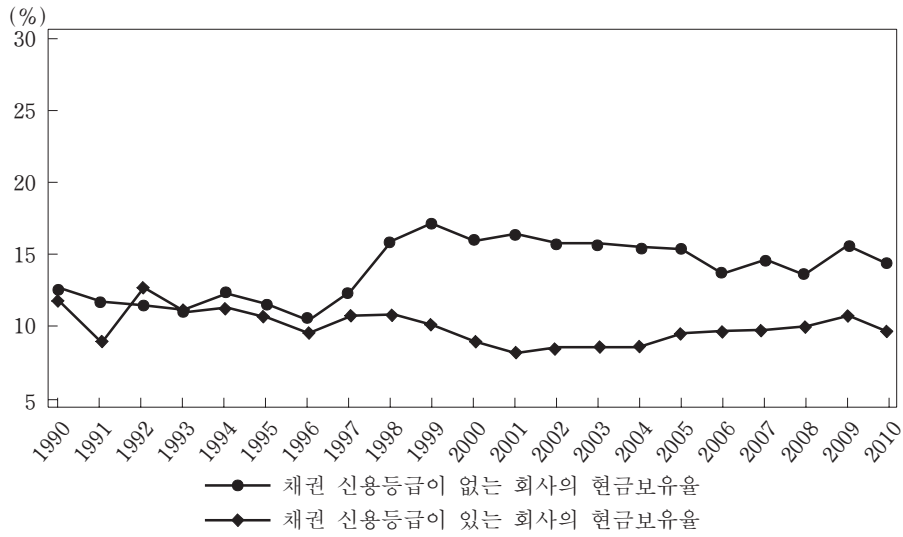
〈그림 3〉 채권신용등급 유무와 단기부채 의존율

장기부채비율이 급격하게 줄어들고 있음을 발견할 수 있다. 금융위기 이전 약 15%에 이르던 장기부채비율의 평균이 금융위기 이후 급감하여 2010년 현재 5% 미만으로 줄어들어 금융위기 이전 수준의 1/3 미만으로 줄어들었다.

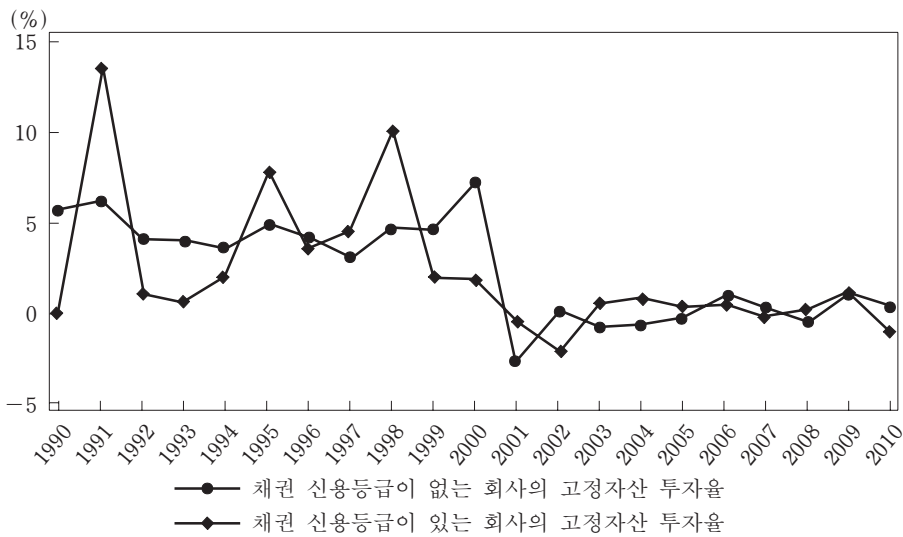
부채의 만기구조의 추세를 살펴보기 위해 ‘단기차입금/장단기부채’로 정의한 단기부채 의존율의 추세를 살펴본다. 〈그림 3〉을 보면 금융위기 이전에는 채권 신용등급 유무에 상관없이 평균 단기부채 의존율이 장단기부채의 40%를 차지 하였으나 금융위기 이후 채권신용등급이 없는 기업들의 경우, 급격하게 증가추세를 보이고 2010년 현재 장단기부채의 80%를 넘어서고 있음을 볼 수 있다. 이에 비해 채권신용등급이 있는 회사들의 경우 금융위기 이후 반대로 약간의 감소추세를 보이다 2001년 이후 다시 증가추세를 보이고 있다. 하지만 이러한 증가추세도 제한적이어서 1997~1998년 금융위기보다 더 높아졌다고 보기는 힘들다.

이러한 결과들은 금융위기 이후 채권시장을 통한 자금조달 능력의 차이가 부채비율 및 부채의 만기구조에 시계열적 변화와 횡적 변화를 함께 가져왔을 가능성을 시사한다. 또한 Diamond(1991a)의 이론이 보여준 것과 같이 채권시장 접근성의 차이에 따른 신용제약의 차이가 부채비율뿐 아니라 부채의 만기구조에 영향을 미치고 있을 가능성을 보여준다.

Almeida *et al.*(2011)에 따르면 부채의 만기구조가 투자에 영향을 미칠 수 있



〈그림 4〉 채권시장 접근성과 현금자산보유



〈그림 5〉 채권시장 접근성과 유형자산 투자의 추세

다. 이러한 발견은 부채의 만기구조에 영향을 미치는 것으로 보이는 채권시장의 접근성이 투자에 영향을 미쳤을 가능성을 동시에 의미한다. 〈그림 4〉와 〈그림 5〉는 현금자산보유율과 유형자산에 대한 투자추세를 나타내고 있다. 현금자산보유율을 살펴보면 채권시장 접근성에 따라 매우 다른 추세를 보이고 있다.

74 채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

채권신용등급이 없는 경우 평균 현금자산보유율이 약 12%에서 17%로 증가하였고 이러한 변화는 지금까지도 유지되고 있음을 볼 수 있다. 이에 반해 채권신용등급이 있는 경우에는 현금자산보유율에 유의한 추세를 찾아보기 힘들다. <그림 5>를 살펴보면 유형자산에 대한 투자는 금융위기 이후 급격하게 감소하였고 지금까지 추세를 유지하고 있지만 채권신용등급 유무에 따른 뚜렷한 차이는 찾아보기 힘들다.

이상의 대략적인 비교에서 볼 수 있듯이 금융위기 직후 도입된 채권시가평가제를 통해 활성화된 한국의 채권시장의 접근능력이 기업의 주요 재무적 정책에 상이한 변화를 가져왔을 가능성이 있다. 본 논문은 이러한 가능성에 대한 엄밀한 검증을 위해 다중선형 회귀분석과 내생성을 고려한 처치-효과 회귀분석, 그리고 매칭 추정법을 사용하여 이러한 주장을 검증한다.

III. 연구방법

Faulkender and Petersen(2006)은 회사의 자금수요를 나타내는 회사의 특성뿐 아니라 채권시장의 접근능력에 따른 신용제약의 차이가 부채비율을 결정할 수 있음을 지적하고 다음과 같은 식을 추정하였다.

$$\begin{aligned} \text{부채비율} &= \gamma_D X_{\text{Demand}} + \gamma_S X_{\text{Supply}} + \epsilon \\ &= \gamma_D X_{\text{Demand}} + \gamma_S \text{채권시장 접근성} + \epsilon \\ &= \gamma_D X_{\text{Demand}} + \gamma_S \text{채권신용등급 유무} + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

이때 ‘채권신용등급 유무’는 채권신용등급이 있으면 1, 아니면 0을 가지는 이항변수로 γ_S 가 양(+)이면 채권발행을 통해 자금을 조달할 수 있는 경우 부채비율이 증가하는 것을 의미한다. 다시 말해, 채권발행을 할 수 있는 기업들이 채권을 발행할 수 없는 기업에 비해 현저하게 부채비율이 높고 이는 부채비율을 설명하는 기존의 재무이론과 달리 부채비율을 결정하는 중요한 요인이 신용공급 제약임을 의미한다.

본 논문은 Faulkender and Petersen(2006)의 주장에 더해 채권시장의 접근성이 부채의 만기구조에도 영향을 미칠 수 있는 가능성을 살펴본다. 이를 위해 다음과 같은 식을 추정한다.

$$\begin{aligned}
\text{단기부채 의존율} &= \gamma_D X_{Demand} + \gamma_S X_{Supply} + \epsilon \\
&= \gamma_D X_{Demand} + \gamma_S \text{채권시장 접근성} + \epsilon \\
&= \gamma_D X_{Demand} + \gamma_S \text{채권신용등급 유무} + \epsilon \quad (2)
\end{aligned}$$

금융기관을 대표하는 은행의 경우 1년 만기 당좌계좌나 중기여신을 주로 제공하지만 채권시장을 통해 조달한 자금은 그 만기가 상대적으로 길다. 따라서 회사들이 채권을 발행하여 자금을 조달할 능력이 없는 경우 단기부채 의존율이 높아질 수 있다. 식 (1)에서처럼 γ_S 가 음(-)인 경우 이러한 가설을 뒷받침한다고 볼 수 있다.

본 논문은 Faulkender and Petersen(2006)의 방법론에 따라 채권신용등급 존재 여부의 내생성을 고려한다. 이를 위해 KOSPI 200지수 편입 여부와 산업별 채권신용등급이 있는 회사의 비율을 도구변수(instrument variable)로 고려하고 처치효과 회귀분석(treatment-effect regressions)을 시행한다. 이에 더해 추가적인 강건성 검증을 위해 Adabie and Imbens(2011)의 (소표본)오차수정 매칭 추정법(bias-corrected matching estimators)을 사용해 채권시장 접근성의 효과를 다시 측정한다. 이들 방법론에 대한 자세한 설명은 다음과 같다.

1. 처치효과 회귀분석

Murphy and Topel(2002)은 Faulkender and Petersen(2006)과 같이 2단계 회귀 분석에서 적절한 공분산행렬을 사용하지 않은 경우 회귀계수의 표준편차를 과소추정하는 통계적 편의가 존재함을 보였다. 본 논문은 이러한 문제점을 피하기 위해 Maddala(1983)가 제시한 조치효과(treatment-effect) 회귀분석을 우도 추정법을 이용해 추정한다. 그 함수적 형태는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
\text{부채비율(또는 단기부채 의존율)} &= \gamma_D X_{Demand} + \gamma_S \text{채권신용등급 유무} \\
&\quad + \epsilon_1 \quad (3)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
y^* &= \gamma_D X_{Demand} + \gamma_{1, Inst} \text{산업별 신용등급 도입비율} \\
&\quad + \gamma_{2, Inst} \text{KOSPI 200지수 포함} + \epsilon_2 \quad (4)
\end{aligned}$$

$$\text{채권신용등급 유무} = 1 \text{ if } y^* \geq 0,$$

$$\text{채권신용등급 유무} = 0 \text{ if } y^* < 0$$

이때 각각에 대해 ϵ_1 과 ϵ_2 는 이변량 정규분포를 따르고 $Cov(\epsilon_1, \epsilon_2) = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix}$ 임을 가정한다.⁵⁾

2. 편익-수정 매칭 추정법

결과의 강건성(robustnes)을 살펴보기 위해 Abadie and Imbens(2011)의 편익-수정 매칭 추정법(bias-corrected matching estimators)을 사용하여 채권시장의 접근성 효과를 다시 측정한다. Rubin(1974, 1975, 1979)은 처치효과(treatment-effect)의 내생성을 적절하게 제거할 수 있는 실험이 불가능한 경우 현실에서 관찰되는 데이터를 수집하고 매칭기법을 이용해 처치효과를 측정할 수 있는 방법을 제시하였다. 또한 Abadie and Imbens(2011)의 최근 연구는 Rubin(1973)과 Quade(1982)가 제시한 방법에 따라 매칭 추정법에 존재하는 통계적 편익을 고려하는 비모수적 추정방법을 제시하였다.

처치효과 매칭법은 다음과 같은 식을 추정하는 것을 목적으로 한다.

$$\tau = E[Y^1 - Y^0] \quad (5)$$

$$\tau^T = E[Y^1 - Y^0 | W = 1] = E[Y^1 | W = 1] - E[Y^0 | W = 1] \quad (6)$$

이때 Y^1 은 채권신용등급이 있는 경우의 부채비율(또는 장기부채비율, 단기채무 의존율)을 나타내고, Y^0 은 채권신용등급이 없는 회사와 모든 특성에 대해 매우 유사한 회사가 채권신용등급이 없는 경우에 잠재적인 부채비율(또는 장기부채비율, 단기채무 의존율)을 의미한다. W 는 기업이 채권신용평가를 도입한 경우 1이 아닌 경우 0이다. 즉, τ 는 평균 채권신용등급 도입효과를 의미하고, τ^T 는 채권신용등급을 도입한 회사들의 조건부 채권신용등급 도입효과를 의미한다.

식 (6)의 의미를 생각해 보면, $E[Y^1 | W = 1]$ 은 채권평가등급이 있는 회사의 채권평가등급 도입에 따른 부채비율(또는 장기부채비율, 단기부채 의존율)을 나타내고, $E[Y^0 | W = 1]$ 은 채권신용평가등급이 있는 회사가 채권평가등급이 없는 경우를 상정한 가상의 부채비율을 의미한다. 즉, “채권신용평가등급의 유무로

5) 저자들은 stata 11의 treatreg 함수를 이용해 결과를 추정하였다. 모든 표준편차는 이분산성과 잔차 간의 상관관계를 고려하기 위해 Huber/White/Sandwich 추정치를 사용하였다.

측정한 채권시장의 접근성이 부채구조에 미치는 효과”를 직접적으로 측정하는 것은 τ^T 를 추정하는 것이다. 매칭방법을 사용하지 않는 경우 채권신용등급이 있는 회사의 채권신용등급이 도입되지 않은 경우의 부채구조란 측정이 불가능하다.

매칭 추정법의 가장 주요한 가정은 다음과 같은 조건부 독립성이다.

$$(Y^0, Y^1) \perp W | X \quad (7)$$

즉, 주어진 기업특성(X)에 대하여 채권신용등급 존재 여부는 신용등급이 있는 회사의 부채구조(Y^1) 또는 신용등급이 없는 회사의 부채구조(Y^0)와 독립이다. 이러한 가정은 $E[Y^0|W=1, X] = E[Y^0|W=0, X]$ 의 관계를 의미하므로 식 (6)을 함께 고려하면 다음과 같은 관계를 의미한다.

$$\begin{aligned} \tau^T &= E[Y^1 - Y^0 | W=1] = E[Y^1 | W=1] - E_X E[Y^0 | W=1, X] \\ &= E[Y^1 | W=1] - E_X E[Y^0 | W=0, X] \end{aligned} \quad (8)$$

다시 말해, 채권신용등급이 있는 기업의 채권신용등급 도입효과(τ^T)는 측정가능한 채권신용평가가 있는 기업의 부채구조, $E[Y^1 | W=1]$ 와 역시 측정가능한 채권신용평가가 없는 기업의 부채구조, $E_X E[Y^0 | W=0, X]$ 를 추정하여 구할 수 있음을 의미한다.

Abadie and Imbens(2011)는 채권신용등급이 도입된 회사 i 와 채권신용등급이 도입되는 회사와 비슷한 특성을 가지나 채권신용평가등급이 실제로는 없는 회사 j 를 매칭하기 위해 회사특성 벡터 간의 Mahalanobis 거리를 다음과 같이 정의하고 사전적으로 정해진 매칭회사수, m 에 따라 회사의 특성 차이가 최소가 되는 회사들로 매칭을 하는 방법을 이용하였다. 즉, $V = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X}) \cdot (X_i - \bar{X}) \right]$ 일때 $\|X_i - X_j\|_V = [(X_i - X_j)' V^{-1} (X_i - X_j)]^{1/2}$ 를 최소화하는 회사 j , m 개를 찾아 이러한 회사를 회사 i 에 매칭한다.

마지막으로 Abadie and Imbens(2006)의 연구에서 제시된 선형회귀 결측치 대체추정법(regression imputation estimators)에 따라 X 의 선형회귀식을 이용해 평균 Y^1 와 평균 Y^0 를 추정하고 Rubin(1979)과 Quade(1982)에 의해 제시된 방법에 따라 매칭추정치에 소표본 편향(small sample bias)을 수정하기 위해 평균 간

의 차이를 보정한 m 개 매칭회사들의 부채구조 평균을 회사 i 의 부채구조의 대조 부채구조로 짝을 이루어 그 차이가 유의한지를 검증함으로써 평균처리효과를 추정한다.

IV. 실증분석

1. 자 료

Lee S.(2009)와 Song and Lee(2011) 등의 기존연구에서 보여준 것과 같이 금융위기 기간인 1997년과 1998년 기간의 경우 다른 기간과 매우 상이한 비정상적인 기업의 의사결정이 일어났을 가능성이 있으므로 분석대상에서 제외시켰다. 상장협회의 데이터베이스인 TS2000의 1991~2010년도의 유가증권상장회사 중 금융위기 기간인 1997년과 1998년 자료를 제외한 제조업 자료를 사용하고 생존편의(survivorship bias) 문제를 피하기 위해 동기간 중 상장되거나 상장 폐지된 기업들도 모두 포함시켜 분석한다. 채권신용등급의 유무에 대한 자료의 경우 채권신용등급의 시계열 자료를 제공하는 DataGuide Pro 자료를 사용하였다.

DataGuide는 한국신용평가(KIS), 한국신용정보(NICE), 한국자산평가(KAP)의 신용등급 시계열 자료로 제공한다. 한국자산평가(KAP)는 관계사인 한국기업평가의 신용등급 자료를 제공하고 있다. 본 연구는 채권신용등급의 존재 여부에 대한 정보를 이용하여 채권시장 접근성을 측정하므로 3대 채권신용평가사에 의한 기업어음(CP) 또는 회사채의 신용등급이 있는 경우 채권을 발행한 기업으로 분류하고, 반대로 채권신용등급이 없는 경우 채권을 발행하지 못 하는 기업으로 분류한다.

연구에 사용된 변수들은 Faulkender and Petersen(2006)에 따라 정의하고 정의된 변수들의 기초통계량은 <표 1>과 같다.

장단기부채는 ‘단기차입금+유동성장기부채+사채+장기차입금’으로 정의하고, 장기부채는 ‘사채+장기차입금’으로 정의하였다. 또한 단기부채는 ‘단기차입금’으로 정의한다. 연구에 사용된 설명변수들은 다음과 같은 이유로 고려하였다. Pulvino(1998)의 경우 회사가 더 많은 유형자산을 가지고 있을수록 기업부실에 따른 손실이 작음을 지적하였다. 따라서 유형자산비율(=유형자산/총자산)을 설명변수로 포함한다(Rajan and Zingales, 1995; Titman and Wessels, 1988). 반대

〈표 1〉 기초통계

	관측치수	평균	표준편차
부채비율=장단기부채/총자산(단위: %)	10,422	0.289	0.186
장기부채비율=장기부채/총자산	10,422	0.116	0.112
단기부채 의존율=단기부채/(단기+장기부채)	9,747	0.447	0.310
채권신용등급 유무(유: 1, 무: 0)	10,422	0.439	0.496
당기순이익/매출액	10,422	0.026	0.142
총자산 시장가치(단위: 백만 원)	10,422	894,666	2,633,440
회사존속기간(단위: 년)	10,422	32.056	14.186
유형자산/총자산	10,422	0.342	0.180
R&D/총자산	10,422	0.003	0.008
광고비/총자산	10,422	0.009	0.019
법인세율(=법인세/세전영업이익)	10,422	0.209	0.230
총자산수익률 표준편차	10,422	0.238	0.133

로 무형자산의 경우 그 가치평가가 힘들고 기업의 상황이 어려워지는 경우 그 가치가 크게 하락하므로 총부채량에 제약을 가져오게 될 가능성이 있다. 이러한 가능성을 고려하기 위해 R&D 투자와 광고비지출비율을 고려한다. Graham(2000)과 Mackie-Mason(1990)은 법인세 증감이 부채비율에 미치는 효과를 연구하였다. 법인세 효과를 통제하기 위해 ‘법인세 비용/법인세 비용 차감전손익’을 설명변수로 고려한다. 단기부채 의존율의 경우 다른 변수와 달리 관측치의 수가 675개 적음을 살펴볼 수 있다. 이러한 차이는 이들 회사들이 해당연도에 장단기부채를 사용하지 않았기 때문이다.

〈표 2〉는 채권신용등급이 없는 회사들과 신용등급이 있는 회사들을 단순 비교한 결과이다. 비교결과 흥미로운 점은 Faulkender and Petersen(2006)의 결과와 달리 우리나라 제조업의 경우 채권신용등급이 없는 기업의 평균부채비율이 신용등급이 있는 기업의 평균부채비율보다 더 높다는 사실이다. 부채비율뿐 아니라 장기부채비율도 채권신용등급이 없는 기업의 부채비율이 더 높다.

이러한 결과는 통계학에서 보여준 전형적인 심슨의 역설(Simpson’s paradox)의 예로 매해마다 채권신용평가 여부에 따라 구한 평균 부채비율을 비교한 〈표 3〉과 전체 표본평균을 나타낸 〈표 2〉를 비교하면 〈표 2〉의 결론을 일반화하는 것이 잘못된 것임을 알 수 있다. 〈표 3〉을 살펴보면 특정 연도에 상관없이 모

〈표 2〉 채권시장 접근성에 따른 회사특성 비교

	채권신용등급이 없는 기업	채권신용등급이 있는 기업
부채비율(=(단기차입금+유동성장기부채+사채+장기차입금)/총자산)	0.336	0.276
장기부채비율(=(사채+장기차입금)/총자산)	0.132	0.114
단기부채의존도(=단기차입금/(단기차입금+유동성장기부채+장기부채))	0.484	0.401
당기순이익/매출액	0.020	0.021
총자산 시장가치(단위: 백만 원)	343,632	1,631,237
회사존속기간(단위: 년)	28.864	36.406
유형자산/총자산	0.338	0.360
R&D/총자산	0.003	0.004
광고비/총자산	0.009	0.008
법인세(=법인세 지출/세전영업이익)	0.225	0.187
자산수익률 변동성(=주식수익률 변동성×(총자본/총자산))	0.208	0.257

든 연도에서 채권신용등급이 있는 기업들이 등급이 없는 기업보다 부채비율이 높다. 이러한 결과는 〈표 2〉의 결론과 완전히 반대의 결과로 Faulkender and Petersen(2006)의 결론과 일치한다. 〈표 2〉의 결과는 1991~1996년 동안 대부분의 기업들이 채권신용등급이 없고 부채비율이 높아 1991년부터 2010년까지 부채비율을 단순 평균하는 경우 채권신용등급이 없는 기업들의 부채비율 평균이 높게 추정된 결과이다. 이러한 차이는 〈그림 1〉과 〈표 2〉를 비교하는 경우에도 확인할 수 있다. 앞 절의 〈그림 2〉와 〈표 2〉의 결과와 비교하면 장기부채비율의 경우에도 같은 현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 이러한 문제점을 고려하기 위해 금융위기 이후인 1999~2010년 자료만을 이용한 분석을 함께 시도하고 가능한 경우 회귀분석에서 연도고정효과를 고려한다.

〈표 2〉의 기초통계를 통해 채권신용등급이 있는 회사와 채권신용등급이 없는 회사를 비교하면 채권신용등급이 있는 회사들의 평균 시장가치기준 총자산은 1조 6,000억 원인데 반해 채권신용등급이 없는 회사들의 경우 약 3,400억 원으로

〈표 3〉 FnGuide 채권신용평가 자료를 이용한 연별 부채비율 추세비교

연도	채권신용등급이 없는 기업		채권신용등급이 있는 기업	
	관측치수	부채비율	관측치수	부채비율
1991	472	0.387	5	0.484
1992	472	0.400	6	0.484
1993	474	0.398	9	0.508
1994	486	0.398	11	0.486
1995	503	0.399	12	0.517
1996	526	0.408	13	0.499
1999	189	0.258	331	0.330
2000	185	0.235	341	0.332
2001	185	0.231	359	0.310
2002	194	0.215	376	0.281
2003	205	0.206	371	0.252
2004	196	0.177	377	0.236
2005	197	0.174	385	0.224
2006	212	0.175	383	0.225
2007	210	0.172	394	0.229
2008	222	0.200	400	0.242
2009	215	0.180	401	0.226
2010	223	0.164	400	0.226
총평균		0.336		0.276

회사규모의 차이가 약 4배에 이른다. 회사규모뿐 아니라 회사의 연령을 비교하는 경우에도 채권신용등급이 있는 회사는 평균 36.4년, 등급이 없는 회사는 약 28.9년으로 회사의 규모나 역사에 있어 채권등급이 있는 회사와 없는 회사는 매우 큰 차이가 있음을 확인할 수 있다. 이러한 확연한 차이는 채권신용등급 도입이 내생적으로 결정될 가능성을 의미한다.

2. Tobit 다변량 회귀분석

채권신용등급 유무의 내생성을 고려하기에 앞서 본 절에서는 Tobit 다변량

82 채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

회귀분석을 이용해 채권시장 접근성의 부채구조에 대한 영향을 추정한다. 부채 비율, 장기부채비율, 단기부채 의존율은 모두 0과 1 사이의 값을 가지고, 특히 0에서 중도 절단된 분포를 취하고 있다. 이러한 분포를 반영하기 위해 OLS 대신 Tobit 다변량 회귀분석을 실시한다.

〈표 4〉는 식 (1)을 Tobit 다중 회귀분석을 이용해 추정한 결과이다. 앞 절에

〈표 4〉 채권시장 접근성과 부채비율(=장·단기부채/총자산): Tobit 회귀분석

	1990~2010 (금융위기 제외)	금융위기 이전 (1990~1996)	금융위기 이후 (1999~2010)
채권신용등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	0.021** (2.16)	0.041*** (2.62)	0.033*** (3.22)
ln(총자산 시장가치)	0.009*** (3.14)	0.008* (1.90)	0.003 (0.74)
ln(1+회사존속기간)	-0.008 (-1.48)	-0.014 (-1.36)	-0.013** (-2.10)
당기순이익/매출액	-0.294*** (-13.35)	-0.465*** (-7.77)	-0.231*** (-11.46)
유형자산/총자산	0.092*** (4.14)	-0.051 (-1.57)	0.104*** (4.01)
R&D/총자산	-1.921*** (-5.08)	-1.349 (-1.44)	-0.687* (-1.76)
광고비/총자산	-1.226*** (-5.25)	-1.403*** (-5.46)	-1.847*** (-6.16)
법인세율(=법인세/세전영업이익)	-0.054*** (-6.14)	-0.039*** (-2.59)	-0.073*** (-7.32)
자산수익률 변동성	-0.653*** (-26.45)	-1.297*** (-15.30)	-0.719*** (-27.50)
금융위기 이전(=0)/이후(=1)	-0.082*** (-8.29)		
연도고정효과	×	○	○
산업고정효과(표준산업구분대분류)	○	○	○
Pseudo R ²	0.464	0.530	0.453
관측치수	10,422	3,471	6,951

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

서 살펴본 것처럼 부채비율의 차이를 측정하기 위해서는 회사의 수요효과를 제거하는 것이 중요하다. 이를 위해 회사의 부채수요에 따른 이론을 검증하기 위한 기존의 경험적 연구들이 사용한 변수들을 고려하였다. 회사의 특성에 기인한 수요효과를 고려하기 위한 변수들의 추정결과는 기존연구들의 결과와 매우 유사하다. Rajan and Zingales(1995)와 Titman and Wesels(1988)의 결과와 같이 유형자산의 비중이 큰 회사의 경우 부채비율이 높아져 부채비율과 ‘유형자산/총자산’은 양의 상관관계를 갖고, 거꾸로 무형자산의 비중이 큰 회사들의 경우 부채비율이 낮아짐을 발견하였다(Graham, 2000; Mackie-Mason, 1990). 즉, 무형자산을 측정하는 ‘R&D/총자산’과 ‘광고비/총자산’은 부채비율과 음의 상관관계를 가짐을 살펴볼 수 있다. 기존의 연구들이 보여준 것처럼 회사의 규모와 부채비율은 양의 상관관계를 가지고 있으며(Graham, Lemmon, and Schallheim, 1998; Hovakimian, Opler, and Titman, 2001), 자산수익률의 변동성이 커지면 부채비율이 감소함을 발견할 수 있었다. 기존연구와 크게 차이가 나는 부분은 세금효과로 법인세율과 부채비율 간에 양이 아닌 음의 상관관계를 발견하였다. 이러한 음의 상관관계는 본 논문뿐 아니라 Faulkender and Petersen(2006)에서도 발견된 결과로 Graham(2000)의 접근법에 따라 적정 법인세를 시뮬레이션을 이용해 측정하고 이러한 값들을 다시 포함시키는 작업이 필요해 보인다. 하지만 이러한 작업은 본 논문의 질문에서 벗어난 추가적인 논문의 주제로 Faulkender and Petersen(2006)의 접근법에 따라 해석을 자제하고 법인세 효과를 제거하기 위한 절차로서 포함시켰다.

논문의 주관심사인 채권평가등급 존재 여부로 측정된 채권시장 접근성의 효과를 살펴보면 고려된 특정 모형이나 자료에 상관없이 모든 결과들이 채권시장에서 자금을 조달할 수 있는 경우 부채비율이 2% 이상 증가하고 있음을 보여주고 있다. Faulkender and Petersen(2006)이 지적한 것처럼 종속변수의 정의에 따라 결과가 달라질 수 있으므로 ‘장·단기부채/총자산’ 대신 ‘장기부채/총자산’을 종속변수로 이용하여 <표 4>의 결과들을 다시 추정하였다. <표 5>는 이러한 결과를 정리한 것으로 금융위기 이후의 자료를 사용하는 경우 장기부채비율이 약 3.2% 더 높아지고 있음을 발견하였다. <표 5>의 결과와 <표 4>의 결과를 비교하면, 금융위기 이전 자료를 이용하는 경우 채권신용등급 유무가 장기부채비율에 미치는 영향이 줄어들고 0.1에서 귀무가설을 기각할 수 없어 추정된 값이 유의하지는 않지만, 여전히 t -value가 1.57로 0이라고 해석하기에는 p -value가 높다. 결과의 해석에서 한 가지 유의할 점은 1990~1996년 사이에 채권신용등

84 채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

〈표 5〉 채권시장 접근성과 장기부채비율(=장기부채/총자산): Tobit 회귀분석

	1990~2010 (금융위기 제외)	금융위기 이전 (1990~1996)	금융위기 이후 (1999~2010)
채권신용등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	0.033*** (5.44)	0.028 (1.57)	0.032*** (4.87)
ln(총자산 시장가치)	0.015*** (9.06)	0.011*** (4.04)	0.017*** (7.84)
ln(1+회사존속기간)	-0.014*** (-3.49)	-0.038*** (-4.68)	-0.009** (-2.21)
당기순이익/매출액	-0.113*** (-7.65)	-0.146*** (-3.97)	-0.093*** (-6.15)
유형자산/총자산	0.132*** (8.77)	0.080*** (3.43)	0.125*** (6.95)
R&D/총자산	-0.732*** (-2.68)	-0.571 (-0.77)	0.082 (0.27)
광고비/총자산	-0.609*** (-4.05)	-0.533** (-2.51)	-1.124*** (-6.38)
법인세율(=법인세/세전영업이익)	-0.021*** (-3.13)	-0.021* (-1.72)	-0.034*** (-4.55)
자산수익률 변동성	-0.266*** (-15.32)	-0.538*** (-11.54)	-0.318*** (-15.38)
금융위기 이전(=0)/이후(=1)	-0.087*** (-13.51)		
연도고정효과	×	○	○
산업고정효과(표준산업구분대분류)	○	○	○
Pseudo R ²	0.323	0.295	0.318
관측치수	10,422	3,471	6,951

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

급이 있는 기업의 수가 현저하게 낮다는 점이다. DataGuide Pro에 따르면 1990년대 자료의 경우 금융위기 이후 자료에 비해 신용등급 자료의 대표성에 문제가 있을 가능성이 있다. 본 논문은 이러한 표본추출상의 문제가 논문의 결과들에 미치는 영향을 최소화하고자 금융위기 이후 자료만을 이용하여 채권신용등급이 있는 회사의 부채구조가 등급이 없는 회사와 다른지를 추가로 검증한다.

〈표 6〉 채권시장 접근성과 단기부채 의존도(=단기부채/(단기+장기부채)): Tobit 회귀분석

	1990~2010 (금융위기 제외)	금융위기 이전 (1990~1996)	금융위기 이후 (1999~2010)
채권신용등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	-0.122*** (-5.75)	-0.041 (-0.96)	-0.084*** (-3.64)
ln(총자산 시장가치)	-0.047*** (-9.61)	-0.016** (-2.36)	-0.072*** (-10.74)
ln(1+회사존속기간)	0.046*** (3.73)	0.086*** (4.29)	0.025* (1.78)
당기순이익/매출액	-0.109** (-2.53)	-0.166** (-2.15)	-0.072 (-1.46)
유형자산/총자산	-0.272*** (-6.20)	-0.315*** (-6.35)	-0.209*** (-3.56)
R&D/총자산	-0.970 (-1.04)	-0.851 (-0.39)	-1.883* (-1.76)
광고비/총자산	-0.192 (-0.40)	0.166 (0.28)	0.010 (0.01)
법인세율(=법인세/세전영업이익)	0.024 (1.32)	0.010 (0.43)	0.063*** (2.70)
자산수익률 변동성	-0.082 (-1.55)	0.201* (1.73)	-0.073 (-1.12)
금융위기 이전(=0)/이후(=1)	0.148*** (7.08)		
연도고정효과	×	○	○
산업고정효과(표준산업구분대분류)	○	○	○
Pseudo R ²	0.435	0.515	0.423
관측치수	9,747	3,449	6,298

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

〈표 6〉은 Diamond(1991a)의 주장처럼 신용제약이 있는 경우 부채의 만기가 짧아지는지를 검증한다. 하지만 Diamond(1991a)의 모형은 채권시장과 금융기관을 분리시키지 않고 신용제약의 효과만을 고려한 반면, 〈표 6〉의 결과는 채권 시장에서 자금을 조달하지 못하여 생기는 신용제약의 효과를 Diamond(1991a) 주장의 연장선상에서 고려한다. 〈표 6〉의 결과를 살펴보면 채권신용등급이 있

〈표 7〉 채권시장 접근성이 은행차입과 채권발행에 미치는 영향: Tobit 회귀분석

종속변수	은행차입/총자산	회사채발행/총자산
채권신용등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	-0.001 (-0.06)	0.071*** (8.12)
ln(총자산 시장가치)	-0.017*** (-6.20)	0.030*** (12.37)
ln(1+회사존속기간)	-0.008 (-1.46)	-0.008* (-1.67)
당기순이익/매출액	-0.135*** (-7.28)	-0.125*** (-6.79)
유형자산/총자산	0.098*** (4.03)	-0.016 (-0.78)
R&D/총자산	-0.514 (-1.52)	0.010 (0.03)
광고비/총자산	-1.351*** (-5.07)	-0.646*** (-3.47)
법인세율(=법인세/세전영업이익)	-0.054*** (-6.24)	-0.012 (-1.31)
자산수익률 변동성	-0.510*** (-21.32)	-0.240*** (-9.87)
<i>Pseudo R</i> ²	0.337	0.270
관측치수	6,951	6,951

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

는 경우 단기차입금을 총부채로 나누어 정의한 단기부채 의존율이 평균 12% 감소함을 발견할 수 있었다. 금융위기 이후 자료를 분리하여 결과를 다시 살펴보는 경우에도 단기부채 의존율이 8.4% 감소함을 발견하였다. 결과들을 정리하면 기업이 채권신용등급이 있는 경우 단기부채 의존율이 줄어들고 이러한 현상은 금융위기 이후 더욱 유의하게 발견됨을 의미한다.

이상의 결과들은 채권시장을 통한 자금조달이 가능한 회사들의 경우 그렇지 못한 회사들에 비해 신용제약이 적어 부채비율이 증가한다는 주장과 일치하는 결과들을 보여준다. 〈표 7〉은 이러한 연관성에 대한 직접적인 검증을 위해 은행차입비율과 회사채발행 부분을 나누어 분석한 결과이다. 분석결과 채권신용등급이 있는 경우 회사채/총자산비율이 약 7.1% 증가하지만 장단기차입금/총

자산의 비율이 증가한다는 유의한 결과는 발견할 수 없었다.

앞에서 보여준 결과들은 Faulkender and Petersen(2006)의 결과에 비해 내생성 문제가 적다. 이는 분석에 사용된 자료를 살펴보면 명확해진다. 1990~2000년 자료기간 중 과거 3년 이상의 기간 동안 채권신용등급이 없던 기업이 자료기간 중 최초로 채권신용등급을 도입하는 경우는 총 492개이다. 이들 중 290개 회사는 채권시가평가제 도입을 준비하던 시기인 1997년과 1998년에 도입되었고, 채권시가평가제가 도입된 2000년에 채권신용등급이 도입된 46개의 회사를 함께 고려하는 경우 약 68.2%의 채권신용등급 도입이 채권시가평가제 실시에 따라 이루어진 것임을 알 수 있다. 즉, 채권신용등급 도입이 기업의 선택이기는 하지만 정부의 정책변화라는 다분히 외생적인 결정요인에 의해 이루어졌음을 의미한다.

하지만 여전히 채권발행 여부는 기업의 중요한 선택이므로 채권신용등급 도입의 내생성을 고려하지 않은 추정결과는 통계적 편의문제에 노출되어 있다. 다음 절에서 probit 회귀분석을 통해 논문에서 고려된 설명변수들이 채권신용등급 유무에 미치는지를 살펴보고 내생성을 고려한 처치효과 회귀분석과 오차-수정 매칭방법을 이용해 결과의 강건성을 다시 살펴본다.

3. 채권신용등급의 내생성을 고려한 강건성 검증

본 소절에서는 제Ⅲ절에서 설명한 처치-효과(treatment-effect) 회귀분석과 매칭 추정법(matching estimator)을 이용하여 채권신용등급 유무의 내생성을 고려하고 채권시장 접근성의 부채구조에 대한 영향을 다시 추정한다.

처치효과와 매칭에 사용되는 설명변수들의 유의성을 살펴보기 위해 채권신용등급 유무를 Probit 회귀분석을 이용해 추정하였다. <표 8>은 이러한 분석결과를 보여주는 것으로 Faulkender and Petersen(2006)의 방법에 따라 부채수요를 결정하는 회사의 특성에 대한 변수들을 고려하고 처치-효과 회귀분석에 필요한 도구변수(instrument)를 함께 고려한다. Faulkender and Petersen(2006)은 금융계 실무자와의 인터뷰를 통해 다른 조건이 같은 경우 사회적으로 잘 알려진 기업들이 채권신용등급을 갖게 되는 성향이 있음을 지적하고 이를 측정하는 도구변수들을 고려하였다. 본 연구는 Faulkender and Petersen(2006)의 방법론에 따라 회사의 생산기술에 근거한 채권등급도입 성향에 대한 변수(산업별 채권등급이 있는 기업비율)와 회사의 사회적 가시성을 나타내는 KOSPI 200지수 포함에 대

〈표 8〉 채권신용등급 유(=1)무(=0) 결정요인 분석: Probit을 이용한 한계효과 추정

	(1)	(2)	(3)
산업별 채권신용등급이 있는 기업비율	0.242*** (3.08)		0.156* (1.76)
KOSPI 200지수 포함		0.672*** (5.78)	-0.100 (-0.63)
ln(총자산 시장가치)			0.455*** (9.28)
ln(1+회사존속기간)			0.515*** (8.31)
당기순이익/매출액			-0.822*** (-4.15)
유형자산/총자산			-0.198 (-0.78)
R&D/총자산			-10.338** (-2.13)
광고비/총자산			5.835* (1.91)
법인세율(=법인세/세전영업이익)			-0.061 (-0.54)
자산수익률 변동성			-0.801*** (-2.82)
<i>Pseudo R</i> ²	0.010	0.037	0.199
관측치수	6,951	6,951	6,951

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

한 정보를 도구변수로 사용한다.

〈표 8〉은 채권신용등급 유(=1)무(=0) 결정요인에 대한 Probit 회귀분석 결과로 (1)열과 (2)열에서 보여주는 것처럼 다른 변수를 고려하지 않은 경우 산업평균 채권등급비율과 KOSPI 200지수 편입 여부는 채권등급 유무와 양의 유의한 상관관계를 보이고 있음을 살펴볼 수 있다. 하지만 식 (1)과 식 (2)의 설명변수를 함께 고려한 (3)열의 결과를 살펴보면 회사의 규모가 고려되는 경우 KOSPI 200지수 편입 여부의 영향이 0.1에서 유의하지 않음을 보여주고 있다. 이는 미국과 달리 KOSPI 200지수 편입에 따른 사회적 가시성 효과가 기업규모에 의해

〈표 9〉 채권등급 유무의 내생성을 고려한 처치효과 회귀분석 결과(1999~2010년 자료)

종속변수	부채비율	장기부채비율	단기부채 의존율
채권신용등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	0.076** (2.55)	0.080*** (10.46)	-0.128*** (-6.07)
ln(총자산 시장가치)	-0.008** (-2.41)	0.006*** (5.03)	-0.071*** (-22.43)
ln(1+회사존속기간)	-0.013** (-2.45)	-0.016*** (-7.71)	0.030*** (4.40)
당기순이익/매출액	-0.207*** (-15.94)	-0.062*** (-6.49)	-0.059** (-2.01)
유형자산/총자산	0.091*** (9.18)	0.081*** (10.99)	-0.126*** (-5.78)
R&D/총자산	-0.085 (-0.43)	0.530*** (4.20)	-1.970*** (-4.29)
광고비/총자산	-1.219*** (-11.06)	-0.707*** (-11.68)	0.030 (0.10)
법인세율(=법인세/세전영업이익)	-0.073*** (-9.90)	-0.033*** (-6.28)	0.039** (2.42)
자산수익률 변동성	-0.623*** (-33.44)	-0.223*** (-19.78)	0.059 (1.51)
관측치수	6,951	6,951	6,951

주: 괄호는 t -통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

대부분 고려되어지고 있음을 의미한다. 다시 말해, 규모가 큰 기업의 경우 사회적으로 잘 알려진 기업일 가능성이 크므로 이러한 기업들의 KOSPI 200지수 편입결정이 기업의 가치성에 미치는 효과가 미미하여 채권신용등급 도입에 대한 결정에 추가적인 효과가 없을 가능성이 있다. 다양한 설명변수를 고려하는 경우에도 산업별 채권신용등급이 있는 회사의 비율은 0.1에서 유의하였다.

분석결과의 강건성을 확인하기 위해 처치-효과 회귀분석을 이용해 식 (3)과 (4)를 추정한 결과는 〈표 9〉와 같다. 도구변수로 KOSPI 200지수 편입 여부와 산업별 채권신용등급이 있는 회사비율을 고려하였다. 채권신용등급 존재 여부의 내생성에 대한 검증인 $H_0: \rho=0$ 에 대한 검증결과, 〈표 9〉에서 추정된 모든 처치-효과 회귀분석에 대해 0.01의 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 내생성이 있음을 확인할 수 있었다. 결과들을 살펴보면 채권신용등급이 있는 회사들

90 채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

〈표 10〉 시장가 부채비율을 이용한 채권등급 유무의 내생성을 고려한 처치효과 분석
(1999~2010년 자료)

종속변수	부채비율	장기부채비율
채권신용등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	0.116*** (4.61)	0.098*** (13.13)
ln(총자산 시장가치)	-0.025*** (-8.41)	0.001 (0.51)
ln(1+회사존속기간)	-0.004 (-0.80)	-0.014*** (-6.01)
당기순이익/매출액	-0.147*** (-10.11)	-0.042*** (-4.05)
유형자산/총자산	0.166*** (14.25)	0.114*** (13.42)
R&D/총자산	-0.986*** (-4.96)	0.211 (1.59)
광고비/총자산	-1.896*** (-16.59)	-0.977*** (-14.95)
법인세율(=법인세/세전영업이익)	-0.047*** (-5.34)	-0.028*** (-4.66)
자산수익률 변동성	-0.669*** (-34.60)	-0.238*** (-19.18)
관측치수	6,951	6,951

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

의 경우 부채비율이 약 7.6%, 장기부채비율이 8% 더 높고, 단기부채 의존율은 12.8% 더 낮음을 발견할 수 있었다. 앞 절에서 추정된 Tobit 회귀분석의 결과와 비교해 2배에서 3배 이상 큰 수치로 내생성이 고려되어지는 경우 더욱 유의한 결과를 발견하였다. 모든 결과는 유의수준 0.05하에서 채권신용등급 유무의 영향이 없다는 가설을 기각하였다.

지금까지의 결과들은 장부가 부채비율을 이용하여 채권시장 접근성의 영향을 분석하였다. 이러한 결과들이 부채비율의 특정한 정의에 기인한 것인지를 살펴보기 위해 부채를 시장회사가치로 나눈 시장가 부채비율을 이용해 다시 분석한다. 〈표 10〉의 결과는 〈표 9〉의 둘째 행과 셋째 행의 분석결과들을 시장가 부채비율을 이용해 다시 분석한 결과들이다.⁶⁾ 채권신용등급이 있는 경우 시장가

〈표 11〉 매칭 추정법을 이용한 채권시장 접근성의 부채구조에 대한 처치평균효과 추정

	(매칭회사수=1)	(매칭회사수=4)	Abadie-Imbens 편의-수정 매칭 추정법 (매칭회사수=4)
부채비율	0.032*** (7.73)	0.042*** (8.43)	0.034*** (8.30)
장기부채비율	0.028*** (8.26)	0.035*** (10.53)	0.023*** (8.64)
단기부채 의존율	-0.108*** (-8.97)	-0.124*** (-9.09)	-0.069*** (-6.14)

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

부채비율이 약 11.6% 증가하고 시장가 장기부채비율도 9.8% 증가해 장부가 부채비율의 정의를 사용한 경우와 비교해 그 효과가 더 크게 추정되었음을 확인할 수 있다. 논문에는 제공하지 않으나 〈표 4〉로부터 〈표 8〉의 결과들도 시장가 부채비율을 사용해 다시 추정하는 경우에도 채권시장 접근성의 영향이 더 크게 추정되었고 모든 추정치들이 유의수준 0.01에서 통계적으로 유의하였다.

〈표 11〉은 매칭 추정법을 이용하여 채권신용등급이 없는 회사 중 채권신용등급이 있는 특정 회사와 회사 특성이 가장 비슷한 회사들을 매칭하여 이들 회사들의 부채비율, 장기부채비율, 단기부채 의존율과 채권신용등급이 있는 회사의 부채비율, 장기부채비율, 단기부채 의존율의 평균적인 차이를 추정한 결과이다.⁷⁾ Adabie and Imbens(2011)와 Adabie *et al.*(2004)에 따르면 매칭 추정법은 매칭될 회사의 수, *m*을 정하고 매칭되는 회사수가 1을 초과하는 경우에는 이들 회사특성의 평균과의 차이를 검증한다. 이때 매칭되는 회사의 수에 따라 결과가 바뀔 가능성이 있으므로 Adabie *et al.*(2004)의 예에서처럼 *m*=1인 경우와 *m*=4인 경우를 고려하여 분석하였다. 매칭방법을 사용하여 평균처치효과(average treatment effect)를 추정한 결과 채권신용등급이 있는 회사가 없는 회사에 비해 부채비율과 장기부채비율이 각각 3%와 2% 이상 높고, 단기부채비율은 약 10% 정도 낮음(편의-수정 매칭 추정법의 경우 6.9% 낮음)을 발견하였다. 이러한 추정치는 Tobit 회귀분석 결과와 오차범위 내에서 큰 차이를 보이고

6) 단기부채 의존율은 “단기부채/장단기부채”로 정의되어 회사자산의 시장가치는 이용하는 경우에도 정의가 바뀌지 않아 분석에서 제외하였다.

7) 본 논문과 같이 매칭기법을 사용한 최근의 연구로는 Campello *et al.*(2010)이 있다.

있지 않아 채권신용등급 유무의 내생성을 고려하는 경우에도 채권시장 접근성이 증가하는 경우 부채비율과 장기부채비율이 높아지고 단기부채비율이 감소하게 됨을 보여주고 있다.

4. 채권 IPO와 부채구조

3항에서 다양한 기법을 이용해 채권신용등급의 내생성을 고려하고 채권시장 접근성의 차이가 부채구조에 미치는 영향을 측정하였다. 본문 결과의 강건성을 검증하는 한 가지 추가적인 방법은 회사가 채권을 처음 발행하는 채권 IPO를 전후하여 부채구조가 바뀌는지를 살펴보는 것이다. 이러한 접근방법의 한 가지 문제는 채권발행에 대한 전수표본을 가지고 있지 못한 경우 채권 IPO 효과를 직접적으로 고려할 수 없다는 점이다. Hale and Santos(2009)는 미국 자료를 이용하여 채권신용평가가 처음으로 도입되는 경우 채권 IPO가 동시에 이루어졌음을 지적하였다. 본 소절은 이러한 실행상의 어려움을 피하기 위해 과거 최소 3년 동안 채권신용등급이 없는 자료에 대해 채권신용등급이 도입되는 경우를 채권 IPO로 정의하고 분석을 시행한다. 추정할 경험적 모형은 다음과 같다.

$$\Delta \text{부채비율}_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^2 \beta_{\text{채권신용등급 도입}, j} \times \text{채권신용등급 도입}_{t-j} + \gamma_D X_{\text{Demand}, t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

〈표 12〉와 〈표 13〉은 채권신용등급의 최초 도입을 전후하여 부채비율과 단기부채 의존율의 변화를 분석하기 위해 식 (9)를 추정한 결과이다. 앞 소절들이 횡적 차이에 치중한 반면 본 소절은 시계열적 변화를 분석하므로 실제 채권 IPO가 채권신용등급 도입 직후가 아닌 1년 또는 2년 후에 일어나는 경우의 누적효과를 함께 추정하기 위해 $\sum_{i=0}^2 \beta_{\text{채권신용등급 도입}, t-i}$ 를 추정한다. 추정을 위한 표본은 과거 최소 3년 동안 채권신용등급이 없다가 신용등급이 도입된 회사와 분석기간 동안 한 번도 채권신용등급이 도입되지 않은 회사들을 함께 고려하여 추정한다. 금융위기 전후에 채권 IPO의 효과를 분리해 추정하기 위해 1997~1998년을 전후하여 각각의 표본을 구성하고 이들을 이용해 누적 채권 IPO 효과를 추정하였다.

〈표 12〉의 결과를 살펴보면 금융위기 이후 채권 IPO는 그 첫 해에 부채비율

〈표 12〉 채권 IPO가 부채비율의 증감(Δ부채율)에 미치는 영향

	1990~1996(금융위기 이전)	1999~2010(금융위기 이후)
채권신용등급 도입(채권 IPO) (=1: yes/0: o)	0.039 (1.29)	0.044*** (2.74)
채권신용등급 이후 첫 해 (=1: yes/0: no)	-0.009 (-0.55)	0.006 (0.39)
채권신용등급 이후 둘째 해 (=1: yes/0: no)	-0.024 (-1.04)	0.005 (0.61)
ln(총자산시장가치) _{t-1}	0.002* (1.84)	0.000 (0.27)
ln(1+ 회사존속기간)	-0.006 (-1.63)	-0.001 (-0.46)
(당기순이익/매출액) _{t-1}	0.083** (2.38)	0.032*** (3.18)
(유형자산/총자산) _{t-1}	0.015* (1.66)	-0.015*** (-2.61)
(R&D/총자산) _{t-1}	-0.401 (-1.09)	0.097 (0.89)
(광고비/총자산) _{t-1}	0.040 (0.83)	-0.062 (-1.31)
(법인세율) _{t-1}	0.001 (0.19)	0.006 (1.36)
(자산수익률 변동성) _{t-1}	0.110*** (4.25)	0.062*** (6.20)
$\sum_{i=0}^2 \beta$ 채권신용등급 도입, t-i	0.006 (0.13)	0.055** (2.47)
Pseudo R ²	0.012	0.020
관측치수	2,353	5,452

주: 괄호는 t-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

을 4.4% 증가시키고 3년의 누적효과는 5.5% 증가시켰다. 금융위기 이전의 경우 채권 IPO 첫 해에 부채비율을 3.9% 증가시키나 3년 누적효과는 0.6%로 추정되었고, 이들 추정치는 유의수준 0.1에서 영향이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

94 채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

〈표 13〉 채권 IPO가 단기부채비율 증감(Δ 단기부채 의존율)에 미치는 영향

	1990~1996(금융위기 이전)	1999~2010(금융위기 이후)
채권신용등급 도입(채권 IPO) (=1: yes/0: no)	-0.046* (-1.69)	-0.068 (-1.18)
채권신용등급 이후 첫 해 (=1: yes/0: no)	0.019 (0.49)	-0.039* (-1.67)
채권신용등급 이후 둘째 해 (=1: yes/0: no)	0.010 (0.57)	0.005 (0.28)
$\ln(\text{총자산시장가치})_{t-1}$	-0.004* (-1.91)	-0.007*** (-4.49)
$\ln(1 + \text{회사존속기간})$	0.005 (0.81)	0.002 (0.55)
(당기순이익/매출액) $_{t-1}$	0.073 (1.12)	0.029 (1.38)
(유형자산/총자산) $_{t-1}$	0.037** (2.31)	0.001 (0.05)
(R&D/총자산) $_{t-1}$	-0.109 (-0.19)	0.468 (1.61)
(광고비/총자산) $_{t-1}$	-0.142 (-1.33)	-0.007 (-0.05)
(법인세율) $_{t-1}$	0.001 (0.07)	-0.001 (-0.05)
(자산수익률 변동성) $_{t-1}$	-0.063 (-1.06)	-0.047 (-1.58)
$\sum_{i=0}^2 \beta_{\text{채권신용등급 도입, } t-i}$	-0.017 (-0.41)	-0.101 (-1.55)
Pseudo R ²	0.114	0.002
관측치수	2,337	4,811

주: 괄호는 t -통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

〈표 13〉의 단기부채 의존율의 경우도 채권 IPO가 이루어지는 경우 첫 해에 6.8% 감소하고, 둘째 해는 3.9% 감소하여 3년 누적효과는 단기부채 의존율이 10.1% 감소하는 것으로 추정되었다. 하지만 둘째 해의 효과, 3.9%를 제외하고는 유의수준 0.10에서 귀무가설을 기각할 수 없었다. 금융위기 이전결과를 살펴

보면 채권 IPO 첫 해는 4.6% 유의하게 감소하나 3년 누적효과는 1.7%로 그 효과가 매우 미미하였다. 금융위기 이후 채권 IPO의 단기채권 의존율에 대한 누적효과는 양측검정을 사용하는 경우 유의수준 0.1에서 통계적으로 유의하지는 않지만 t -통계량이 1.55로 대립가설이 $H_0: \sum_{j=0}^2 \beta_{\text{채권신용등급 도입}, j} > 0$ 인 단측검정을 하는 경우 p -value가 0.06으로 유의수준 0.10하에서 귀무가설을 기각할 수 있다.

결과를 정리해 보면 채권신용등급의 최초 도입으로 측정한 채권 IPO는 회사의 부채비율을 높이고 단기부채비율을 낮추어 앞에서 분석한 결과들과 동일한 결과를 얻었다.

5. 채권시장 접근성과 기업집단

Borensztein and Lee(2002)는 금융위기를 전후하여 우리나라 은행의 기업여신의 변화를 분석하고 금융위기 이전에 비해 더 효율적인 투자가 이루어졌음을 발견하였다. 특히, 기업집단 소속회사에 대한 여신이 줄어들었음을 보이고 기업집단 비소속기업 중 더 투자기회가 많은 회사에 대한 여신이 증가하였음을 보였다. 이러한 연구는 금융위기 이후 기업집단 소속 여부에 따라 회사의 부채비율과 부채 만기구조에 변화가 있었을 가능성을 시사한다. 하지만 부채비율을 결정하는 요인 중에는 수요적 요인들도 포함되므로 이러한 변화가 금융환경 변화에 따른 재무적 제약의 증가를 의미하는 것인지 아니면 단순히 회사의 자금 수요가 줄어든 탓인지를 밝히는 것은 쉽지 않은 작업이다. 본 소절은 금융위기 이후 채권시장 접근성의 차이에 따라 기업집단 소속기업들의 부채구조와 부채 만기구조에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴본다. 만약 Borensztein and Lee(2002)가 주장한 바와 같이 금융위기 이후 기업집단 소속기업들의 재무적 제약이 증가한 경우 채권시장을 통해 자금을 조달할 수 없는 기업집단 소속기업들의 부채비율은 줄어들고 단기부채비율은 증가하였을 것이다. 기업집단 소속 여부에 따라 표본을 나누고 각각의 표본을 이용해 식 (1)과 식 (2)를 추정하여 이러한 가능성을 검증한다.

〈표 14〉는 식 (1)을 Tobit 회귀분석을 이용해 추정한 결과이다. 둘째 열과 셋째 열은 금융위기기간을 제외한 1990~2010년 자료를 이용한 분석이다. 결과를 살펴보면, 금융위기 이후 개별 기업과 채권신용등급이 없는 기업집단 소속기업의 경우 부채비율이 약 8% 줄어들었음을 살펴볼 수 있으나, 채권신용등급이

96 채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향

〈표 14〉 기업집단 소속/비소속 기업의 채권시장 접근성이 총부채비율에 미치는 영향

	1990~2010(금융위기기간 제외)		1999~2011(금융위기 이후)	
	개별 기업	기업집단 소속기업	개별 기업	기업집단 소속기업
채권평가등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	0.028 (1.41)	0.025** (2.23)	0.057*** (2.77)	0.030** (2.49)
ln(총자산 시장가치)	0.025*** (4.33)	0.008** (2.29)	0.012 (1.17)	0.003 (0.84)
ln(1+회사존속기간)	-0.011 (-0.85)	-0.009 (-1.44)	-0.010 (-0.56)	-0.013** (-2.02)
당기순이익/매출액	-0.238*** (-6.08)	-0.309*** (-11.98)	-0.184*** (-5.06)	-0.241*** (-10.20)
유형자산/총자산	0.127*** (2.82)	0.088*** (3.39)	0.186*** (2.81)	0.080*** (2.81)
R&D/총자산	-1.821** (-2.09)	-1.872*** (-4.36)	-0.132 (-0.13)	-0.781* (-1.77)
광고비/총자산	-0.790 (-1.52)	-1.240*** (-4.65)	-1.985*** (-2.71)	-1.870*** (-5.59)
법인세율 (=법인세/세전영업이익)	-0.071*** (-4.39)	-0.049*** (-4.82)	-0.100*** (-4.12)	-0.067*** (-6.24)
자산수익률 변동성	-0.694*** (-14.98)	-0.617*** (-20.96)	-0.690*** (-13.07)	-0.709*** (-22.92)
금융위기 이전(=0)/이후(=1)	-0.078*** (-4.16)	-0.079*** (-6.76)		
연도고정효과	×	×	○	○
산업고정효과 (표준산업구분대분류)	○	○	○	○
Pseudo R ²	0.541	0.439	0.512	0.448
관측치수	2,981	7,441	1,570	5,381

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

있는 기업집단 소속기업의 경우 5.4%(=7.9% - 2.5%) 감소했음을 볼 수 있다. 이러한 발견은 채권신용등급이 없는 경우 기업집단 소속 기업의 경우에도 신용 제약이 더 심해졌을 가능성을 시사한다.

넷째 열과 다섯째 열에서는 1999~2010년 자료만을 사용하고 개별 기업과 기

〈표 15〉 기업집단 소속/비소속 기업의 채권시장 접근성이 단기부채 의존도에 미치는 영향

	1990~2010(금융위기기간 제외)		1999~2011(금융위기 이후)	
	개별 기업	기업집단 소속기업	개별 기업	기업집단 소속기업
채권평가등급 존재 여부 (있음=1)/(없음=0)	-0.048 (-1.27)	-0.141*** (-5.48)	-0.041 (-1.00)	-0.111*** (-3.90)
ln(총자산 시장가치)	-0.024** (-2.55)	-0.049*** (-7.89)	-0.057** (-2.29)	-0.067*** (-8.55)
ln(1+회사존속기간)	0.095*** (3.49)	0.036*** (2.58)	0.087** (1.96)	0.020 (1.27)
당기순이익/매출액	-0.030 (-0.44)	-0.124** (-2.24)	0.020 (0.24)	-0.102* (-1.66)
유형자산/총자산	-0.294*** (-4.23)	-0.256*** (-4.57)	-0.224** (-2.00)	-0.200*** (-2.88)
R&D/총자산	-0.332 (-0.17)	-0.917 (-0.86)	-2.321 (-1.06)	-1.512 (-1.21)
광고비/총자산	-0.172 (-0.18)	-0.167 (-0.31)	1.327 (1.05)	-0.160 (-0.18)
법인세율 (=법인세/세전영업이익)	-0.007 (-0.27)	0.032 (1.44)	0.030 (0.66)	0.070*** (2.62)
자산수익률 변동성	0.008 (0.10)	-0.122* (-1.81)	-0.096 (-0.87)	-0.086 (-1.04)
금융위기 이전(=0)/이후(=1)	0.136*** (3.61)	0.152*** (5.97)		
연도고정효과	×	×	○	○
산업고정효과 (표준산업구분대분류)	○	○	○	○
<i>Pseudo R</i> ²	0.444	0.436	0.419	0.428
관측치수	2,806	6,941	1,396	4,902

주: 괄호는 *t*-통계량이고 *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

기업집단 소속기업 표본을 나누어 결과를 다시 추정하였다. 결과를 살펴보면 첫째 열과 둘째 열의 결과와 비교해 기업집단 소속기업에 대한 채권신용등급의 효과가 작아졌음을 관찰할 수 있다. 채권신용등급이 없는 기업집단 소속기업의 경우 신용등급이 있는 기업에 비해 부채비율이 약 3% 더 낮았다. 그 영향의

정도는 줄어들었지만 기업집단 소속기업의 경우에도 채권을 발행할 수 없는 경우 부채비율을 줄이고 있음을 알 수 있다.

〈표 15〉는 식 (3)을 개별 기업과 기업집단 소속기업 자료를 이용해 추정한 결과이다. 둘째 열과 셋째 열은 금융위기기간(1997, 1998)을 제외한 1990~2010년 자료를 이용하여 식 (3)을 추정한 결과이다. 결과에서 알 수 있듯이 채권신용등급의 유무는 기업집단 소속기업의 단기부채 의존율에는 영향을 미쳤으나 개별 회사의 경우 그러한 영향을 찾을 수 없었다. 이러한 결과의 강건성을 살펴보기 위해 개별 회사 표본과 기업집단 소속기업 표본을 분리하고 금융위기 이후인 1999~2010년 자료만을 이용해 식 (3)을 추정하는 경우(넷째와 다섯째 열)에도 동일한 결과를 얻었다.

결과를 정리하면, 채권시장 접근성은 개별 기업의 부채비율과 단기부채 의존율의 횡적 차이를 모두 설명하지 못하지만 채권신용등급이 없는 기업집단 소속회사들의 부채비율과 단기부채 의존율에 유의한 영향을 미쳤음을 확인하였다. 채권신용등급이 없는 기업집단 소속회사들의 경우 부채비율이 약 3% 낮고 단기부채 의존율은 약 11% 더 높았다. 이는 채권시장 접근성이 떨어지는 기업집단 소속회사들의 부채구조가 재무적 제약에 영향을 받고 있다는 주장과 일치한다.

V. 결 론

본 논문은 1997~1998년의 금융위기 이후 급속하게 활성화된 채권시장 접근성의 차이가 우리나라 제조업의 부채구조에 미친 영향을 경험적으로 분석하였다. 이를 위해 Faulkender and Petersen(2006)의 접근방법에 따라 채권신용등급 유무에 대한 정보를 이용해 채권시장 접근성을 측정하고 채권시장의 접근성이 떨어지는 경우 부채비율이 감소하고 부채의 만기가 짧아지는지를 검증하였다.

분석결과 채권신용등급이 없어 채권시장의 접근성이 떨어지는 회사들은 부채비율이 높고 단기부채에 의존하는 정도가 심하다는 것을 발견하였다. 이에 더해 Lee, S.(2009)와 Borensztein and Lee(2002)의 연구의 연장선상에서 신용계약과 기업집단 소속의 관계를 살펴보고, 금융위기 이후 활성화된 채권시장의 접근성이 떨어지는 기업집단 소속기업의 경우 부채비율이 감소하고 단기부채 의존율이 크게 증가했음을 발견하였다.

본 연구는 기존연구에 대해 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 먼저 기존의 연구가 채권시장 접근성이 부채비율(=레버리지)에 미치는 영향만을 연구한 데 비해 채권시장 접근성의 차이가 부채의 만기구조에 영향을 준다는 사실을 처음으로 보였다. 이에 더해 기존연구가 채권시장 접근성에 의한 부채비율의 횡적 차이를 설명하고자 시도했다면 본 연구는 동일한 결과가 1997~1998년의 한국의 금융위기 이후 추세적인 변화를 설명할 수 있을 가능성을 처음으로 보였다. 본 논문의 결과는 기업의 부채구조를 결정하는 요인이 기업재무에서 가정되어 지는 것과 달리 기업의 수요 측면뿐 아니라 재무적 제약에 의해 함께 결정됨을 보였고, 채권시장의 발달과 채권시장을 통한 자금조달 능력의 차이가 기업의 재무적 전략에 변화를 가져올 수 있는 중요한 환경적 요인임을 보였다.

참 고 문 헌

- Adabie, A. and G. W. Imbens, "Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects," *Econometrica* 74, 2006, 235~267.
- _____, "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects," *Journal of Business and Economic Statistics* 29, 2011, 1~11.
- Almeida, H., M. Campello, and B. Laranjeira, "Corporate Debt Maturity and the Real Effects of the 2007 Credit Crisis," *Critical Finance Review*, forthcoming.
- Barnea, A., R.A. Haugen, and L.W. Senbet, "A Rationale of Debt Maturity Structure and Call Provisions in the Agency Theoretic Framework," *Journal of Finance* 35, 1980, 1223~1234.
- Berger, A. N. and G. F. Udell, "Collateral, Loan Quality, and Bank Risk," *Journal of Monetary Economics* 25, 1990, 21~42.
- Bolton, P. and X. Freixas, "Equity, Bonds, and Bank Debt: Capital Structure and Financial Market Equilibrium Under Asymmetric Information," *Journal of Political Economy* 108, 2000, 324~351.
- Bolton, P. and D. Scharfstein, "Optimal Debt Structure and the Number of Creditors," *Journal of Political Economy* 104, 1996, 1~25.
- Borensztein, E. and J. W. Lee, "Financial Crisis and Credit Crunch in Korea: Evidence from Firm-level Data," *Journal of Monetary Economics* 49, 2002,

853~875.

Brick, I. E. and S. A. Ravid, "On the Relevance of Debt Maturity Structure," *Journal of Finance* 40, 1985, 1423~1437.

Campello, M., J. Graham, and C. Harvey, "The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis," *Journal of Financial Economics* 97(3), 470~487.

Diamond, D. W., "Debt Maturity Structure and Liquidity Risk," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991a, 709~738.

_____, "Monitoring and Reputation: the Choice Between Bank Loans and Directly Placed Debt," *Journal of Political Economics* 99, 1991b, 688~721.

Faulkender, M. and M. A. Petersen, "Does the Source of Capital Affect Capital Structure?," *Review of Financial Studies* 19, 2006, 45~79.

Flannery, M. J., "Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice," *Journal of Finance* 41, 1986, 19~37.

Graham, J. R., "How Big are the Tax Benefits of Debt?" *Journal of Finance* 55, 2000, 1901~1941.

Graham, J., M. Lemmon, and J. Schallheim, "Debt, Leases, Taxes, and the Endogeneity of Corporate Tax Status," *Journal of Finance* 53, 2000, 131~162.

Hale, G. and J. Santos, "Do Banks Price Their Informational Monopoly?," *Journal of Financial Economics* 93, 2009, 185~206.

Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, "The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan," *Journal of Financial Economics* 27, 1990, 67~88.

Hovakimian, A., T. Opler, and S. Titman, "The Debt-Equity Choice," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 2001, 1~24.

Lee, S., K. Park, and H. Shin, "Disappearing Internal Capital Markets: Evidence from Diversified Business Groups in Korea," *Journal of Banking and Finance* 33, 2009, 326~334.

Lewis, C. M., "A Mutli-period Theory of Corporate Financial Policy under Taxation," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 1990, 25~43.

Mackie-Mason, J., "Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions?" *Journal of*

- Finance* 45, 1990, 1471~1493.
- Maddala, G. S., *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, England: Cambridge University Press, 1983.
- Mester, L., L. Nakamra, and M. Renault, "Transactions Accounts and Bank Monitoring," *Review of Financial Studies* 20, 2007, 529~556.
- Murphy, K. M. and R. H. Topel, "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models," *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 2002, 88~97.
- Myers, S. C., "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, 147~176.
- Petersen, M. and R. Rajan, "The Benefits of Lending Relationships," *Journal of Finance* 47, 1994, 3~37.
- _____, "The Effects of Credit Market Competition on Lending Relationships," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, 407~444.
- Pulvino, T., "Do Asset Fire Sales Exist? An Empirical Investigation of Commercial Aircraft Transactions," *Journal of Finance* 53, 939~978.
- Quade D., "Nonparametric Analysis of Covariance by Matching," *Biometrics*, Vol. 38, 1998, 597~611.
- Rajan, R., "Inside and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm's Length Debt," *Journal of Finance* 47, 1992, 1367~1400.
- Rajan, R. and L. Zingales, "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence From International Data," *Journal of Finance* 50, 1995, 1421~1460.
- Rubin, D., "The Use of Matched Sampling and Regression Adjustments to Remove Bias in Observational Studies," *Biometrika* 70, 1973, 185~203.
- _____, "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies," *Journal of Educational Psychology* 66, 1974, 688~701.
- _____, "Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies," *Journal of the American Statistical Association* 125, 1979, 318~328.
- Song, K. and Y. Lee, Long-term Effect of a Financial Crisis: Evidence from Cash Holding, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, forthcoming.
- Stiglitz, J. and A. Weiss, "Credit Rationing in markets with Imperfect Information," *American Economic Review* 71, 1981, 393~410.

[Abstract]

Access to Bond Markets and Capital Structure of Korean Manufacturers

JoongHo Han* · Sang Young Jei**

We empirically examine the impact of access to bond markets on capital and debt maturity structure of Korean manufacturers. Firstly, we find that the leverage has sharply decreased since the financial crisis and such effect is more pronounced for the firms without bond ratings. Secondly, we find that debt maturity of the firms without bond ratings is lower by 4% than that of firms with bond ratings. In sum, the findings here indicate that, as the bond markets have developed since the financial crisis, the access to debt markets has become an important determinant of capital structure of Korean manufacturers.

Keywords: access to bond markets, bond ratings, capital structure, debt maturity structure, bond IPOs

JEL Classification: G32, G31, G24, G21

* Corresponding Author, KDI School of Public Policy and Management, Tel: +82-2-3299-1061, E-mail: joonghan@kdischool.ac.kr

** Coauthor, Assistant Professor, Department of Economics, Korea University-Sejong, Tel: +82-41-860-1539, E-mail: syjei@korea.ac.kr