

비상장기업에서 부채차입 의존도가 이익과 타인자본비용간의 관계에 미치는 영향

박종일* · 박경호** · 박찬웅***

<요 약>

본 연구는 기업의 이익 수준과 부채조달비용간의 일반적인 음(-)의 관계가 부채비율이 높아질수록 감소되는가를 비상장기업을 대상으로 분석하였다. 부채비율이 높은 기업일수록 경영자의 기회주의적 이익조정 동기가 심화될 것으로 예상할 수 있으며, 채권투자자가 이를 인지할 수 있다면 이익과 부채조달비용과의 관련성은 부채비율의 고저에 따라 달리 평가될 수 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 부채조달비용이 보다 중요한 의미를 갖는 비상장기업을 대상으로 선정하고, 부채차입 의존도가 경영자의 이익조정에 미치는 영향 정도에 대한 채권시장의 반응을 살펴봄으로써 이익 수준과 타인자본비용 간의 관계에 부채차입 의존도가 어떤 효과를 미치는가를 검증하였다. 즉 본 연구는 채권투자자들의 인지된 반응(perceived response)을 통해 부채차입이 이익의 질을 어떻게 평가하고 있는가를 살펴본 것이다. 이를 위하여 타인자본비용은 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드로 측정하고, 2004년부터 2009년까지 6년간 한국증권선물거래소에 상장되지 않은 비상장기업을 대상으로 40,362개 기업/연 자료를 이용해 분석하였다.

실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 타인자본비용에 영향을 줄 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 부채비율은 타인자본비용과 유의한 양(+)의 관계를, 이익 수준은 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 타인자본비용에 영향을 줄 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 이익과 부채비율간의 상호작용변수는 타인자본비용과 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계가 부채비율이 높아질수록 약화된다는 것을 의미한다. 즉 채권투자자들이 이익 수준과 부채비율을 동시에 고려하여 기업의 이익의 질을 평가하고 있음을 나타내며, 부채비율이 높아질수록 경영자의 기회주의적 이익조정 동기가 심화될 것으로 인지하여 부채비율이 높은 기업의 이익의 질을 보다 낮게 평가하고 있음을 시사한다. 한편, 이상의 검증결과는 타인자본비용 측정치를 부채차입이자율이나 차입이자율 스프레드로 측정한 경우와 관계없이, 또한 이들 변수를 소수의 순위등급 변수나 연속변수로 측정한 경우와 관계없이

* 충북대학교 경영대학 경영학부 부교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 043-261-3380, 제1저자

** 숭실대학교 경영대학 회계학과 조교수, toz9@ssu.ac.kr, 02-828-7258, 교신저자

*** 경희대학교 경영대학 회계·세무학과 부교수, accpark@khu.ac.kr, 02-961-0484, 공동저자

일관되게 나타났으며, OLS 회귀분석뿐만 아니라 군집성을 통제한 Clustering 검증이나 횡단면-시계열적 종속성 문제와 이분선성 문제를 완화시킨 통계치를 제공하는 Newey and West(1987) 검증 결과에서도 모두 강건성 있게 나타났다.

본 연구는 주식시장이 부채한 관계로 부채차입 의존도에 따른 타인자본비용이 보다 중요성을 가지는 비상장기업을 대상으로 이익의 질이 부채차입 의존도에 따라 채권투자자들에게 달리 평가되고 있음을 보여주었다는데 의의가 있다. 따라서 본 연구의 결과는 과거 선행연구들이 주로 상장기업을 대상으로 부채계약가설에 근거한 경영자의 이익조정행위를 검증한 연구결과를 제시한 것에 비해 시장이 비상장기업의 부채차입 정도에 대해 이익의 질 관점에서 어떻게 평가되고 있는지를 이해하는데 도움을 준다는 점에서 추가적인 공헌점이 있다.

〈주제어〉 비상장기업, 타인자본비용, 회계이익, 부채비율, 경영자의 이익조정행위, 채권시장의 평가

I. 서 론

본 연구의 목적은 부채비율이 높은 기업의 경우 이익의 질이 낮기 때문에 부채조달비용¹⁾이 더 높아지는가를 비상장기업을 대상으로 규명하는데 있다. 구체적으로 본 연구에서는 부채비율이 높은 기업은 이익조정의 가능성이 더 높을 수 있다는 부채계약가설에 근거하여 부채비율이 높은 기업들에 대해서는 채권투자자들의 요구수익률이 더 높아지기 때문에 기업의 부채조달비용이 증가하는가를 검증하고자 하였다. 일반적으로 기업의 경영성과인 이익 수준이 높을수록 채권투자자들의 요구수익률은 감소된다. 그러나 기업의 이익 수준이 높다고 하더라도 부채비율이 높은 기업일수록 이익조정의 가능성은 증대될 수 있기 때문에 이익 수준과 부채조달비용간의 음(-)의 관련성은 대출이자율을 결정함에 있어 채권투자자들이 부채비율을 어떻게 고려하는가에 따라 영향을 받을 것으로 예상된다. 즉 채권투자자들의 요구수익률은 부채비율이 높아짐에 따라 추가로 증가될 수 있으므로 이익 수준과 부채조달비용간의 음(-)의 관계는 부채비율이 높아질수록 약화될 것으로 연구가설을 설정하였다.

본 연구는 그동안 상장기업을 대상으로 부채 수준에 따른 경영자의 이익조정행위 여부에 관해 논의하였던 선행연구들과 달리 주식시장이 존재하지 않는 비상장기업을 대상으로, 부채비율의 높고 낮음에 따른 이익조정 유인²⁾을 채권시장에서 어떻게 평가하고 있는가를 기업의 이익 수준과

1) 본 연구에서는 부채조달비용과 타인자본비용이라는 용어를 논문상에 동일한 의미로 사용한다. 또한 본 연구에서 타인자본비용의 측정치로 선행연구와 같이 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드로 측정하였으므로, 이들 두 용어 역시 부채조달비용과 타인자본비용의 대용변수로 지칭하고자 한다.

2) 일반적으로 부채의 규모가 큰 기업일수록 자본조달을 위한 채권자와의 계약으로부터 많은 제약을 받을 수 있기 때문에 기업은 부채계약 시 유리한 위치를 점하기 위해서 이익을 낮게 보고하기 보다는 높게 보고하려는 동기가 더 강할 것이라고 보고 있다(Watts and Zimmerman 1986). 그러나 미국과 달리 대부분의 국내 선행연구의 경우는 부채비율이 높을수록 재량적 발생액은 감소시키는 회계절차를 선택하고

부채조달비용간의 음(-)의 관계가 부채 수준에 따라 달리 영향을 받는가를 통해 분석함으로써 부채계약가설을 타인자본비용(부채조달비용)의 관점에서 검증하고자 한다. 즉 본 연구는 부채차입 의존성에 따라 이익의 질이 어떻게 달라질 수 있는가를 채권시장의 인지된 반응(perceived response)을 통해 살펴본다는 점에서 상장기업을 대상으로 부채계약가설(debt covenant hypothesis)을 분석한 선행연구들과는 다른 차별성을 가지고 있다. 한편, 박종일과 박찬웅(2011)의 연구에서는 비상장기업을 대상으로 재량적 발생액 정도가 높은 기업이면 그렇지 않은 경우보다 이익과 타인자본비용 간에 음(-)의 관련성이 약화된다는 결과를 보고한 바 있다. 그러나 그 연구가 이익의 속성(attributes)에 초점을 둔 연구라면, 본 연구는 부채차입 의존도에 따라서 즉, 자본구조 중에서 타인자본이 차지하는 비중이 이익과 타인자본비용 간에 체계적으로 다른 시장반응을 보이는가를 살펴본다는 점에서 차이가 있다.³⁾

Watts and Zimmerman(1986)에 의해 전개된 부채계약가설에 의하면 채무이행조항(debt covenant)을 위반할 가능성이 높을수록 경영자는 보고이익을 증가시키는 회계절차를 선택하게 된다. 즉 Watts and Zimmerman(1986)은 실증회계이론(positive accounting theory)에서 부채비율이 높은 기업은 부채조달계약에서 보다 유리한 조건을 달성하기 위해 보고이익을 높이는 방향으로 이익조정행위를 수행한다고 주장하였다. 이러한 주장을 뒷받침해 주는 실증적 연구로는 Duke and Hunt(1990), DeFond and Jambalvo(1994), Sweeney(1994) 등의 연구가 있으며, 이들 경험적 연구에서는 기업의 부채비율이 높을수록 재량적 발생액을 통한 이익조정 수준이 증가되는 경향이 있다는 결과를 보고하였다.⁴⁾

있음을 보여주고 있다(나종길과 최정호 2000 ; 윤순석과 이진열 2001 ; 김지홍과 고윤성 2006 ; 최효순 2008 등). 부채비율이 높아질수록 경영자의 이익조정 수준이 증가하거나 감소하는 경우는 모두 이익조정행위는 증가되는 것을 의미한다. 따라서 국내외의 연구 모두에서의 공통점은 부채비율이 낮은 경우보다 높은 기업일수록 경영자의 이익조정 정도가 감소되기 보다는 증가됨을 시사하는 것이다.

- 3) 구체적으로는 박종일과 박찬웅(2011)의 연구는 이익 수준과 타인자본비용 간의 관계가 발생액으로 측정되는 이익의 질적 속성에 따라서 채권투자자들이 이에 대해 달리 반응하는가를 살펴본 연구라면, 본 연구는 부채차입 의존도에 따라서 이익과 타인자본비용 간의 관계를 채권투자자들이 달리 반응하는가를 살펴본 연구에 해당된다. 이는 박종일과 박찬웅(2011)의 연구가 이익의 질 관점 자체에 대한 시장반응을 살펴본 연구인데 반해, 본 연구에서는 이익의 질 관점에 대한 시장반응을 살펴보는 데 있어 부채차입 의존도라는 매개를 이용해 부채차입과 관련한 경영자의 기회주의적 이익조정 유인을 채권투자자들이 어떻게 이익의 질 관점에서 요구수익률에 반영시키고 있는가를 살펴본다는 점에서 연구주제 측면에서 차이가 있는 것이다.
- 4) 부채비율과 재량적 발생액 간의 관계를 살펴본 연구가 부채비율이 재량적 발생액과 어떠한 관계에 있는지를 살펴본 연구라면, 본 연구와 같이 부채비율에 따라 이익의 정보가 타인자본비용에 미치는 효과를 살펴보는 것은 부채비율 수준에 따른 이익 정보를 채권투자자들이 어떻게 평가하는지에 대한 인지된 시장반응을 살펴보는 것이다. 전자의 경우는 상장기업을 대상으로 선행연구들에서 분석이 이루어진 반면, 후자와 관련해서는 부채차입 의존도에 따른 이익의 질을 달리 평가하고 있는가를 비상장기업뿐만 아니라, 상장기업을 대상으로 한 경우에도 체계적으로 살펴본 연구는 거의 없었다. 또한 전자와 후자의 분석은 다른 의미를 가지고 있다. 예를 들어, 만일 전자의 분석결과에서 부채비율이 높은 기업과 재량적

한편, 상장기업과는 달리 비상장기업의 경우에는 주식시장이 부재하기 때문에⁵⁾ 자본구조(capital structure)에서 부채비율이 차지하는 비중이 보다 중요한 의미를 가지고 있을 뿐 아니라, 기업의 자본비용(cost of capital)의 관점에서도 자기자본비용 보다는 타인자본비용이 갖는 의미가 더 중요하다. 부채계약가설은 자기자본 보다는 부채 규모와 보다 밀접한 관계에 있다는 점에

발생액 간에 유의한 양(+)의 관계가 관찰되었다고 하더라도 이러한 사실과는 무관하게 후자의 경우인 시장에서 투자자들의 인지된 평가(assessment)는 앞서의 경우와 같은 결과가 나타날 수도 있고, 다른 결과로 나타날 수도 있다. 일반적으로 자본시장에서는 정보비대칭(information asymmetry)의 문제가 존재하기 때문에 기업이 생산하는 정보에 대한 자본시장의 평가는 매우 중요할 수 있는데, 이는 자본시장에서의 정보의 비대칭으로 인해 기업의 내재가치보다 과소 혹은 과대평가될 수 있는 역선택의 문제를 야기할 수 있고, 이로 인해 자본비용의 증가로 이어질 수 있기 때문이다(Heaky and Palepu 1993, 2001). 이러한 측면을 감안한다면 전자와 달리 후자의 경우 투자자들의 시장반응은 부채비율의 고저와 관련한 투자자들의 평균적인 기대심리를 반영한 결과라는 점에서 부채비율 수준에 대해 투자자들의 인지된 평가는 정보비대칭 상황에 따라 앞서의 결과를 반영시킬 수도 있고 그렇지 않을 수도 있으며, 또한 앞서의 결과와는 다른 기대심리를 투자자들이 형성하여 반응할 수도 있다. 특히 투자자들의 인지된 평가는 부채비율 정도와 이익조정 간의 관련성 분석에서 제공해 주지 못하는 부채사용에 따른 미래 채무불이행과 관련한 투자자들의 기대심리의 형성도 반영되어 있다는 점에서 전자의 분석도 중요한 의미를 내포할 수 있지만, 후자의 분석결과 역시 기업관련 정보이용자들에게는 중요한 의미 정보를 제공하게 된다. 따라서 본 연구는 과거 선행연구들에서 많은 연구가 이루어진 전자의 분석보다는 후자와 관련해서 부채비율에 따른 이익과 타인자본비용 간의 관계에 초점을 두고 채권투자자들의 인지된 시장반응을 살펴보고자 한다.

- 5) 주식시장이 존재하지 않는다는 것은 비상장기업의 대부분이 채권시장을 통해 자금을 조달하고 있음을 나타낸다. 또한 국내 채권시장에서 신용등급이 높지 않은 비상장기업들은 자금조달 시 회사채 발행(공적부채 ; public debt) 보다는 주로 금융기관을 통한 자금 차입(사적부채 ; private debt)을 한다(Kim et al. 2011). Kim et al.(2011)은 국내의 경우 비상장기업의 다양한 부채조달 원천으로 상업은행, 개발은행, 투자은행, 저축은행, 보험회사 및 기타 사적대출자 등이 존재함을 논의하고 있다. 본 연구에서는 이들을 통칭하여 ‘채권투자자(debtholders)’로 언급한다. 한편, 공적부채계약(예로, 회사채 발행)은 기업과 불특정 다수의 채권자와 계약을 맺는다는 점에서 사적부채계약보다 채권투자자들과 기업 간에는 정보비대칭이 크다. 즉 기업이 회사채 발행시 공적부채의 채권투자자들은 다수의 채권자로 구성되고 사적부채계약과 달리 시장을 통해 계약을 맺는 관계에 있기 때문에 시장이라는 통로를 통한 계약은 기업에 대한 감시비용에 있어 서로 간에 무임승차의 문제가 존재하게 되어 효과적인 감시 역시 어렵게 된다(Diamond 1984). 그러한 점에서 공적부채의 투자자들은 정보해석능력이 낮을 수 있고, 채권투자자와 기업간에는 정보비대칭으로 인한 역선택(adverse selection)의 문제가 발생할 가능성이 높다. 반면, 은행 등과의 사적계약을 통한 부채차입은 당사자 간의 쌍무적 계약이라는 점에서 채협상이나 재조정이 보다 용이할 뿐 아니라 가격 외에도 만기재설정, 담보 변경 등의 다양한 수단을 통해 통제권과 감시가 보다 수월한 특성을 가지고 있다. 또한 사적계약을 통해 채권투자자들은 기업과 관련한 보다 세부적인 사적정보에 접근가능성이 높기 때문에 공적부채의 채권투자자들보다 우월한 정보해석능력도 가지고 있다(Bharath et al. 2008). 한 예로, Bhattacharya and Chisaa(1995)는 기업들은 상대적으로 분산된 회사채의 채권투자자들(dispersed bondholders)보다 고정된 작은 집단의 금융기관의 투자자들에게 그들의 사적인 정보(proprietary information)를 기꺼이 공유하려 한다고 주장한다. 따라서 본 연구의 분석대상인 사적계약 채권투자자들은 회사채 발행을 통한 공적계약 투자자들에 비해 정보해석능력에 있어 우월한 입지에 있는 채권투자자들이다.

서 기업의 자본비용 중 타인자본비용과 더 높은 관련성을 가지게 된다. 이러한 점에 착안하여 본 연구에서는 상장기업 대신 비상장기업을 중심으로 분석대상 표본을 선정하였고, 또한 부채계약가설을 검증한 대부분의 선행연구가 기업의 이익조정 변수에 초점을 둔 것과는 달리 타인자본비용을 이용함으로써 채권시장의 인지된 반응 관점에서 접근하였다. 특히 부채비율과 이익 간에 존재하는 상호관련성(이익의 질)이 타인자본비용에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 즉 본 연구는 이익 수준과 타인자본비용 간에 일반적으로 예상되는 음(-)의 관련성이 부채비율의 수준에 따라 달라지는지를 검증하였으며, 만일 이익 수준과 타인자본비용간의 음(-)의 관련성이 부채비율이 높은 기업일수록 약화된다면, 이는 부채비율이 높은 기업일수록 경영자의 이익조정 정도가 높기 때문에 채권투자자들이 이익의 질을 낮게 평가한 결과라고 할 수 있다. 따라서 이익과 부채비율간의 상호작용변수가 타인자본비용과의 관계에서 양(+)의 관련성이 나타난다면, 이는 채권투자자들이 부채계약가설에서 논의되는 경영자의 이익조정 정도가 증가되어 부채비율이 높은 기업의 이익의 질은 감소될 것으로 평가한 결과로 해석할 수 있다. 본 연구는 이러한 가설에 대한 검증을 위하여 2004년부터 2009년까지 6년 동안의 비상장기업을 대상으로 최종표본 40,362개 기업/연 자료를 선정하여 분석에 사용하였다.

부채계약가설을 검증하기 위하여 선행연구들에서 사용된 경영자의 재량적 회계선택 측정치인 재량적 발생액(discretionary accruals)은 자본시장에 존재하는 여러 외부이해관계자들에게는 이를 직접 측정하는 것이 가능하지 않다. 또한 재량적 발생액의 측정은 일정한 추정모형(예로, Dechow et al. 1995 ; Kothari et al. 2005 등)에 따라 연구자의 추정과정이 필연적으로 수반되므로, 측정오차(measurement error)의 문제에서 자유롭지 못하다는 한계를 가지고 있다(Dechow et al. 1995 ; Kasznik 1999. Kothari et al. 2005 등). 따라서 본 연구와 같이 부채비율을 매개로 하여 경영자의 이익조정 정도에 대한 채권시장에서의 평가(debt market's assessment)를 살펴보는 일은 의미 있는 작업이 될 수 있다. 또한 이러한 분석방법은 선행연구들이 부채계약가설을 검증하는데 있어 체계적으로 사용되지 않았기 때문에 본 연구의 검증결과는 관련연구(related study)에 추가적인 공헌점을 제공할 수 있다는 점에서 학계뿐만 아니라 실무계 및 규제기관에게도 여러 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 부채비율과 관련한 이익조정을 다룬 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에는 설정된 가설을 검증하기 위한 연구설계로서 연구모형의 제시와 변수의 측정과 정의 및 표본의 선정과정을 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 그 결과를 논의하며, 제Ⅴ장에는 연구결과를 요약하고 연구의 추가적 공헌점과 한계점을 기술한다.

II. 선행연구와 연구가설

1. 부채비율과 이익조정 관련 선행연구

실증회계이론에서 자본구조(capital structure)와 경영자의 이익조정행위와의 관계는 크게 부채계약가설(debt covenant hypothesis)⁶⁾과 정치비용가설(political cost hypothesis)과 관련시켜 논의되었다. 후자인 정치비용가설은 기업이 높은 정치적 비용을 지불할 가능성이 클 경우 현재의 이익을 미래의 기간에 이연시키는 조정을 한다고 본다(Watts and Zimmerman 1986).⁷⁾ 반면, 전자인 부채계약가설은 Watts and Zimmerman(1986)에 의하면 채무이행조항(debt covenants)을 위반할 가능성이 높을수록 보고이익을 증가시키는 회계절차를 선택하게 된다고 본다. 특히 미국기업들을 대상으로 한 대부분의 연구들은 부채비율이 높은 기업일수록 실제로 채무이행조항을 위반할 가능성이 높으므로 채무계약조항에 부합하기 위해 회계이익을 증가시키는 회계절차를 선택한다는 부채계약가설이 지지되고 있음을 제시하고 있다(DeFond and Jambalvo 1994 ; Sweeny, 1994 ; DeFond and Park 1997 ; Beneish et al. 1999 등). 예를 들어, DeFond and Jambalvo(1994)와 Sweeny(1994)의 초기의 연구들의 경우 DeFond and Jambalvo(1994)는 채무이행조항을 위반한 기업들을 대상으로 위반직전 연도와 위반연도의 비정상 발생액을 이용하여 기업들이 보고이익을 증가시키는 회계절차를 선택하고 있음을 보여주었다. 한편, Sweeny(1994)은 채무이행조항을 위반한 기업들의 보고이익을 증가시키는 회계선택이 주로 채무이행조항 위반 후에 나타남을 보여주었다. 미국의 경우 앞서의 DeFond and Jambalvo(1994)와 Sweeny(1994)의 연구와 같이 부채계약을 위반한 기업을 분석대상으로 한 경우를 제외하면 대부분의 연구들이 부채계약의 대응변수로 총자산 대비 총부채로 측정된 부채비율(debt ratio)을 이용하여 분석하고 있으며, 기업의 이익조정 수준은 재량적 발생액(discretionary accruals)을 이용하여 분석하였다. 부채비율과 재량

6) 부채계약가설이란 금융비용 부담이 큰 기업이나, 회계수치에 근거를 둔 부채계약이 위반될 가능성이 있는 기업의 경우 부채계약 위반에 따른 비용을 줄이기 위해 보고이익을 조정을 한다는 것에 기초한 가설이다.

7) 정치적 비용은 독과점금지, 규제, 정부보조금, 세금, 요금 등 잠재적인 역 정치적 행동으로부터 기업에 부과된 잠재적 부의 이전(potential wealth transfers)을 포함한 모든 기대비용이 고려될 수 있다(Watts and Zimmerman 1978). 그러나 측정상의 한계로 인해 대부분의 실증연구들에서는 정치비용가설에 대한 대응변수로 기업규모 측정치를 사용하고 있다. 예를 들어, Jones(1991)는 미국 국제무역협회(ITC)가 수입제한 조치를 위해 해당산업을 조사하는 동안 조사대상 기업들이 정부로부터 수입제한 조치를 이끌어내기 위해 이 기간에 이익을 하향조정한다는 결과를 재량적 발생액 측정치를 이용하여 제시하였다. Cahan(1992)은 독점과 관련된 규정 위반에 대해 조사를 받은 기업들의 이익조정을 분석한 결과에서 심사를 받는 기간 동안에 이익을 하향조정한다는 결과를 제시하였으며, Key(1997)는 케이블 요금을 지나치게 높게 책정하여 높은 이익을 얻고 있는 케이블 TV산업에 속한 기업들을 대상으로 관련기업들에 대한 정부의 조사기간 동안 경영자가 보고이익을 하향조정함을 발생액을 측정치를 이용하여 밝혀냈다.

적 발생액을 통한 이익조정 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고한 연구는 그 외에도 다수 존재한다(Warfield et al. 1995 ; Young 1998 등). 반면, DeAngelo et al.(1994), Becker et al.(1998), Richardson(1998), Shivakumar(2000) 등의 연구에서는 부채비율이 높은 기업이 재무적 곤경을 겪고 있거나 이미 과거에 보고이익을 상향조정한 경우에는 부채비율과 이익조정 수준 간에는 음(-)의 관계를 가질 수 있다고 예상하고, 이를 지지하는 실증적 증거를 제시하였다.

국내 경우에는 명시적인 부채차입계약이 존재하지 않는 것이 일반적이다. 따라서 부채비율과 재량적 발생액간의 관계를 살펴봄에 있어 부채계약을 위반한 기업들을 대상으로 분석하는 것은 가능하지 않다. 따라서 부채차입의존도를 나타내는 부채비율과 이익조정 수준간의 관계를 중심으로 연구가 이루어졌으며, 이를 대상으로 분석한 논문으로는 최성규와 김경민(2005), 김지홍과 고윤성(2006), 최효순(2008) 등이 있고, 대부분의 연구는 이익조정 관련연구에서 주된 변수를 검증함에 있어 통제변수로 부채비율을 이용할 경우 부채비율과 이익조정간의 양(+)의 관련성이 나타나고 있는지를 확인한 연구들이었다. 구체적으로 살펴보면, 최성규와 김경민(2005)은 부채비율이 높을수록 재량적 발생액의 절대값을 취하여 분석하면 이익조정이 증가됨을 관찰하고, 이러한 결과를 경영자에 의한 기회주의적 이익조정의 결과라고 설명하였다. 반면, 재량적 발생액에 절대값이 아닌 재량적 발생액 자체를 이용하면 부채비율의 증가에 따라 오히려 이익조정 수준이 감소하는 현상이 나타났으며, 이러한 결과에 대해 우리나라에서는 부채비율이 계약비용을 대리하기 보다는 정치적 비용(political cost)을 대리하는 변수로 해석하였다. 이처럼 재량적 발생액에 절대값을 취한 경우와 취하지 않고 자체를 분석한 경우 설명변수와 재량적 발생액 간의 유의한 관계가 달리 나타날 수 있음은 박종일(2003)의 연구에서도 보여주고 있다.

김지홍과 고윤성(2006)은 외환위기 이후 부채비율이 감소한 기업들의 경우 이익조정을 통하여 부채비율을 감소시키고 있다는 결과를 제시하였다. 이 연구는 부채비율 변화를 종속변수로 하고 재량적 발생액을 독립변수로 하여 부채비율과 재량적 발생액 사이의 음(-)의 관계를 보여준다는 점에서 기존 국내 연구와 차이가 있다. 최효순(2008)은 부채비율과 재량적 발생액 자체와는 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고, 부채비율과 재량적 발생액간에 존재하는 내생성 문제를 통제한 후 채무부채 구성비를 매체변수를 이용한 모형에서만 부채비율과 재량적 발생액 간에는 유의한 양(+)의 관계가 관찰됨을 보고하였다. 그 외에도 부채비율과 이익조정간의 관계를 중점적으로 분석한 연구들은 아니지만 종속변수로 재량적 발생액을, 설명변수로 부채비율을 사용한 이익조정 관련연구들의 경우 두 변수 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고한 연구들이 다수 존재한다(나종길과 최정호 2000 ; 윤순석과 이진열 2001 등).

부채계약가설과 관련된 연구에는 발생액에 기초한 이익조정(accruals-based earnings management)행위에 초점을 맞춘 연구 외에도 기업이 실물활동을 통해 이익조정(real earnings management)행위를 한다는 연구도 있다(Kim et al. 2010).

이상의 결과에서 알 수 있듯이 선행연구들에서는 부채비율이 높은 기업이 재량적 발생액을

이용하여 보고이익을 높이거나 낮춘다는 결과를 제시하거나 실제 이익조정행위를 통해 보고이익을 증가시키는 것으로 보고하고 있다. 이와 같은 경영자의 이익조정행위는 보고이익의 질에 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 정보불균형(information asymmetry) 하에서의 경영자의 이익조정행위는 경영자와 회계정보이용자간의 회계정보의 질을 왜곡시킬 수 있어 투자자들에게는 의사결정과정에서 역선택(adverse selection)의 문제를 초래할 수 있고, 경영자의 의도적인 보고이익의 질에 대한 왜곡은 자본시장의 건전한 발전에도 부정적인 영향을 끼칠 수 있다.

그러나 기존 연구들은 부채비율이 채량적 발생액에 미치는 영향만을 분석하는데 그쳤고, 높은 부채비율이 기업의 이익의 질과 연계되어 채권시장에서 부채조달비용에 어떠한 효과를 미치고 있는가를 체계적으로 살펴본 연구는 전무하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 위의 사항을 분석함에 있어 부채비율이 갖는 의미가 보다 중요하고, 주식시장이 존재하지 않기 때문에 부채를 통한 자본조달이 중요성을 갖는 비상장기업을 대상으로 하여 부채조달비용(타인자본비용) 관점에서 부채비율의 영향을 분석하고자 한다.

2. 연구가설

주로 상장기업을 대상으로 한 선행연구들에서는 부채비율이 높은 기업일수록 재무보고과정에 경영자의 개입이 증가하여 이익조정의 정도가 증대되는 것으로 나타났다. 즉 부채비율이 높은 기업일수록 채량적 발생액에 절대값을 취한 경우나 채량적 발생액을 그대로 이용한 경우 모두에서 이익조정 수준이 상향조정되거나 하향조정 되는 것으로 나타났다. 따라서 부채비율이 높을수록 보고이익을 증가시키기도 하고 감소시키기도 하는 경영자의 채량적 회계선택이 더 심할 것이라 기대된다(최성규와 김경민 2005). 이는 부채비율이 높은 기업의 경영자들은 보고이익의 증가나 감소에 대한 회계절차를 보다 선호한다는 결과이다. 이와 같이 부채비율이 높은 기업일수록 보고이익에 대한 경영자의 의도적인 개입 정도가 심화되어 회계정보의 질은 낮아질 수 있고, 따라서 채권투자자들의 미래 현금흐름의 추정에 있어 불확실성 정도는 증가될 수 있다. 즉 부채비율이 높은 기업일수록 채권투자자에게는 정보위험(information risk)이 보다 증가할 수 있기 때문에 채권시장(debt market)에서 해당 기업에 대한 요구수익률은 더 높아질 수 있어 부채조달 시에 타인자본비용은 더 상승할 것으로 예상된다. 이와 같이 높은 부채비율은 비상장기업에서 부채조달 시에 타인자본비용과 양(+)의 관계가 기대된다. 또한 이익 수준과 타인자본비용 간에는 일반적으로 음(-)의 관계가 예상될 수 있다. 이는 이익 수준이 높은 기업일수록 수익성이 높아 미래 채무불이행이나 파산위험의 가능성이 낮아질 수 있기 때문이다(Lou and Vasvari 2009 ; Kim et al. 2010 ; Dhaliwal et al. 2008 등). 따라서 채권투자자들은 기업성파가 높은 기업일수록 낮은 수익률을 요구하게 되어 타인자본비용은 낮아질 것이다.

한편, 부채비율이 높은 기업일수록 경영자의 기회주의적 이익조정행위는 보다 증가될 수 있는

므로, 부채비율이 높은 기업에서 산출된 재무제표의 신뢰성은 낮아질 수 있고, 또한 채권투자자들에게 이들 기업의 회계이익의 질은 더 낮게 평가될 수 있다.⁸⁾ 따라서 채권투자자들이 이익의 질을 평가할 때 부채비율을 고려한다면, 다른 조건이 일정할 때 부채비율이 높은 기업의 보고이익에는 경영자의 기회주의적 이익조정 정도가 더 반영된 것으로 인지될 수 있어, 이익 수준과 타인자본비용간의 음(-)의 관련성은 부채비율이 높아질수록 약화될 것으로 예상될 수 있다.⁹⁾ 따라서 본 연구는 아래와 같이 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 가설을 설정하였다.

가설 : 다른 조건이 일정할 때, 부채차입의존도가 높은 기업일수록 이익 수준과 타인자본비용간의 음(-)의 관계는 보다 약화될 것으로 기대된다.

III. 연구설계 및 표본

1. 연구모형의 설정

본 연구는 부채차입의존도가 높은 기업의 이익의 질을 채권자들이 더 낮게 평가하는가를 비상장기업을 대상으로 검증하는데 목적이 있다. 이를 위해 먼저 이익과 타인자본비용간의 관계와 부채차입의존도와 타인자본비용 간의 관계를 각각 살펴본다.

다음으로 부채의존도가 높은 기업일수록 보고이익을 증가시켜 보고할 유인이 있기 때문에 미래 현금흐름을 예측함에 있어 해당 기업의 보고이익이 불확실성이 높다고 채권자들이 평가한다면

8) 이와 같이 비상장기업일 대상으로 한 경우는 아니지만, 본 연구에서의 부채차입의존도가 높은 기업에 대하여 경영자의 기회주의적 이익조정 행위가 더 증가할 것으로 예상하고 이들 기업의 이익의 질이 더 낮을 것으로 기대하는 관점은 상장기업을 대상으로 한 부채비율과 재량적 발생액 간의 관계를 다룬 과거 선행연구들에서의 주장에 바탕을 둔 설명이다(DeFond and Jambalvo 1994 ; Sweeny 1994 ; DeFond and Park 1997 ; 나종길과 최정호 2000 ; 윤순석과 이견열 2001 ; 최효준 2008 ; 전성빈 등 2011). 아직까지 상장기업과 비상장기업 간에 부채비율의 증가에 따른 두 시장 간에 관점 차이가 존재하는지와 관련한 과거 선행연구들이 거의 없는 관계로 본 연구는 상장기업의 관점을 비상장기업에 적용하여 논의한 것이다. 이와 같이 부채비율과 이익의 질 간의 관계를 분석한 연구는 아니지만, Burgstahler et al.(2006), Ball and Shivakumar(2005), 및 Beatty et al.(2002)의 연구들도 상장기업과 비상장기업 간의 이익의 질을 비교분석할 때 상장기업에서의 논의된 주장들을 비상장기업에 적용해 상호 비교하는 방식으로 살펴본 바 있다.

9) 본 연구에서 제시된 가설의 경우 이익 수준과 타인자본비용간의 음(-)의 관련성 정도가 부채비율의 고저에 따라 달리 나타남을 의미하며, 부채비율이 높은 기업일수록 두 변수 간의 관련성이 보다 약화된다는 표현은 이익 수준과 타인자본비용간의 일반적인 음(-)의 관계가 부채비율이 높아질수록 양(+)의 관련성 정도가 보다 증대된다는 것을 의미하며, 후술될 연구설계에서 제시된 총자산이익률(NI)과 부채비율(LEV) 간의 상호작용변수(interactive term)가 타인자본비용(COD)과의 유의적인 양(+)의 관계로 나타날 것으로 기대한 것이다. 이와 관련한 보다 구체적인 사항은 다음 절의 III. 연구설계 및 표본에서 다룬다.

부채차입의존도에 따라 앞서의 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계가 약화될 것으로 기대된다. 이를 위하여 본 연구에서 종속변수는 타인자본비용(cost of debt)에 해당되는 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드를 이용하여 분석하며(Fortin and Pittman 2007 ; Jiang 2008), 변수 자체의 극단치를 조정하기 위해서 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)를 이용한다(Francis et al. 2004, 2005 ; Ge and Kim 2010). 관심변수는 총자산이익률(NI)과 부채차입의존도를 나타내는 부채비율(LEV)간의 상호작용변수(interactive term)이다. 만일 가설이 지지된다면 식(1)과 식(2)에서의 $NI*LEV$ 의 계수값은 유의한 양(+)의 값이 나타날 것으로 예상된다($\beta_3 > 0$).

통제변수로써는 타인자본비용에 영향을 미치는 것으로 알려진 기업규모(SIZE), 매출액성장률(GRWA), 유형자산 비중(PPE), 자본잠식여부(NEGE) 및 결산월 차이(FY)를 모형식에 고려하였다. 모형식에 고려된 이들 통제변수는 이전 연구들에서 자본비용 결정요인으로 알려진 변수들이다(McInnis 2010 ; Ge and Kim 2010 ; Kim et al. 2010 ; Lou and Vasvari 2009 ; Hope et al. 2009 ; Ahmed et al. 2008 ; Fernando et al. 2008 ; Dhaliwal et al. 2008 ; Jiang 2008 ; Pittman and Fortin 2004 ; Khurana and Raman 2004 등). 또한 산업별 차이와 경제적 영향에 따른 고정효과(fixed effects)를 통제하기 위하여 산업더미(ΣIND)와 연도더미(ΣYD)를 모형식에 고려하였다. 구체적인 변수의 정의와 측정은 식(2)의 하단에 기술하였다. 이상의 종속변수와 관심변수 및 통제변수를 바탕으로 다음과 같은 식(1)과 식(2)의 회귀식을 설정한다.

$$COD1^{(RANK)}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 LEV_t + \beta_2 NI_t + \beta_3 NI_t * LEV_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 GRWA_t + \beta_6 PPE_t + \beta_7 NEGE_t + \beta_8 EXPT_t + \beta_9 FY_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad (1)$$

$$COD2^{(RANK)}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 LEV_t + \beta_2 NI_t + \beta_3 NI_t * LEV_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 GRWA_t + \beta_6 PPE_t + \beta_7 NEGE_t + \beta_8 EXPT_t + \beta_9 FY_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad (2)$$

여기서, $COD1^{(RANK)}_{t+1}$ = t+1년도 부채차입이자율(소수의 순위등급변수)
 $COD2^{(RANK)}_{t+1}$ = t+1년도 차입이자율 스프레드(소수의 순위등급변수)
 $COD1_{t+1}$ = t+1년도 부채차입이자율(연속변수)
 $COD2_{t+1}$ = t+1년도 차입이자율 스프레드(연속변수)
 LEV_t = t년도 부채비율(=총부채/총자산)
 NI_t = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

test variable

$NI_t * LEV_t$ = t년도 NI_t 와 LEV_t 의 상호작용변수

control variables

$SIZE_t$ = t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)
 $GRWA_t$ = t년도 매출액성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산]
 PPE_t = t년도 유형자산의 비중(유형자산/총자산)
 $NEGE_t$ = t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0
 $EXPT$ = t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액)

FY_t	=t년도 12월 이외의 결산법인이면 1, 아니면 0
ΣIND	=산업별 더미변수
ΣYD	=연도별 더미변수
ε	=잔차항
편의상 i 기업에 대한 아래첨자는 생략함	

앞서 언급한 바와 같이, 식(1)과 식(2)의 차이는 종속변수의 측정방법에 있다. 식(1)의 타인자본비용 측정치는 부채차입이자율(*loan interests rate*; 본 연구에서는 COD1으로 칭함)을 의미하고, 식(2)의 경우에는 부채차입이자율에서 일정 기준이자율(*prime rate*)을 차감하여 계산한 차입이자율 스프레드(*yield spread*; 본 연구는 이를 COD2로 칭함)를 의미한다(Pittman and Fortine 2004; Fortine and Pittman 2007; Jiang 2008).¹⁰⁾ 여기서 차입이자율 스프레드는 국고채 3년 만기 이자율을 무위험이자율로 간주하고 식(1)의 부채차입이자율에서 차감하여 계산하였다. 한편, 본 연구는 부채차입이자율의 경우 측정오차(*measurement error*)의 문제를 완화하기 위하여 다음과 같이 세 가지 측정방법에 따라 측정한 차입이자율들의 평균값을 사용하였다. 구체적으로는 첫째, 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 값, 둘째로 이자비용을 평균이자발생부채로 나눈 값, 셋째로는 평균차입이자율이다.¹¹⁾

부채비율(LEV)이 높은 기업에 대하여 채권투자자들은 채무불이행에 따른 신용위험이 증가하는 것으로 인지할 수 있으므로, LEV는 타인자본비용(COD1 및 COD2)과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다(Ahmed et al. 2008; Fernando et al. 2008; Jiang 2008 등). 또한 총자산이익률(NI)은 기업의 성과지표로서 수익성이 높은 기업일수록 부채상환능력이 높고, 파산위험의 가능성은 낮기 때문에 보다 저렴한 이자율로 차입이 가능할 수 있으므로, 타인자본비용과는 유의한 음(-)의 관계가 나타날 것으로 예상된다(Kim et al. 2011; Lou and Vasvari 2009; Dhaliwal et al. 2008 등). 따라서 식(1)과 식(2)의 모형식에서 β_1 과 β_2 는 각각 양(+)과 음(-)의 계수값으로

10) 비상장기업의 경우는 상장기업과 달리 부채조달원천이 공적부채(예로, 회사채 발행)보다 주로 금융기관을 통한 자금차입이 주된 원천이다(Kim et al. 2011). Kim et al.(2011)은 한국의 비상장기업은 주로 금융기관을 통한 사적부채(*private debt*)를 통해 이루어지고 있다고 보고했다. 이 연구는 부채조달을 위한 금융기관의 자금원으로 상업은행, 개발은행, 투자은행, 저축은행, 보험회사와 기타 사적대출자 등으로 구성되었음을 설명한다. 따라서 본 연구의 타인자본비용의 측정은 주로 금융기관을 통한 부채조달 비용에 해당된다.

11) 본 연구에서 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드의 계산에 사용된 총금융비용, 평균이자발생부채 및 평균차입이자율 자료는 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE 데이터베이스에 추출하였다. 총금융비용, 평균이자발생부채 및 평균차입이자율의 구체적인 측정치에 관한 산식에 대해서는 NICE신용평가정보(주)의 매뉴얼을 참조하기 바란다. 또한 이자비용의 경우에는 손익계산서상의 이자비용을 이용하였다. 그리고 차입이자율 스프레드를 계산하기 위해 기준이자율(*prime rate*)은 한국은행에 보고된 자료를 활용하였다. 이러한 측정치들을 이용해서 본 연구는 부채차입이자율 또는 차입이자율 스프레드를 타인자본비용의 대용변수(*proxy variable*)로 사용하였다.

나타날 것이 예상된다($\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$).

또한 본 연구에서 제시된 연구가설이 지지된다면 NI*LEV 상호작용변수(interactive term)는 타인자본비용 측정치(COD1 및 COD2)에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 나타낼 것으로 예상된다($\beta_3 > 0$). 이는 채권투자자들이 부채비율이 높은 기업일수록 경영자의 이익조정 정도가 증가할 수 있다고 평가한다면 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계는 부채비율이 증가함에 따라 감소될 것으로 예상되기 때문이다. 따라서 식(1)과 식(2)에서 β_3 의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값으로 관찰된다면 상장기업을 대상으로 논의된 바 있는 부채계약가설이 지지된 결과로 해석될 수 있다.

식(1)과 식(2)의 모형식에서 통제변수의 선정은 여러 선행연구들에서 타인자본비용의 결정에 영향을 미치는 변수들을 고려하였다(Kim et al. 2011 ; Ge and Kim 2010 ; Lou and Vasvari 2009 ; Hope et al. 2009 ; Jinag 2008 ; Pittman and Fortin 2004 ; 박종일 2011 ; 김확열과 박미영 2010 등). 선정된 통제변수로는 기업규모(SIZE), 유형자산의 비중(PPE), 매출액성장률(GRWA), 자본잠식여부(NEGE)와 12월 결산법인여부(FY) 등이다.

식(1) 및 식(2)에서 공통된 통제변수의 선정 이유를 살펴보면 다음과 같다. 선행연구에 따르면 기업규모가 클수록 기업위험에 덜 노출되고, 보다 나은 지급능력을 가지고 있으므로 기업규모(SIZE)는 타인자본비용과 음(-)의 관계를 보일 것으로 기대된다(Kim et al. 2011 ; Ge and Kim 2010 ; Lou and Vasvari 2009 등). 매출액성장률(GRWA)의 경우, 선행연구에서의 주장은 성장성이 높은 기업은 미래성장가능성의 정보를 내포하는 경우와 이익조정의 가능성을 내포하는 경우로 나뉘어진다. 그러나 다수의 기존 연구들에서는 후자의 결과인 성장성이 높은 기업일수록 이익조정의 가능성이 높고, 성장성이 높은 기업은 재무적 왜곡가능성도 높다는 점에서 매출액성장률과 타인자본비용 간에는 양(+)의 관계가 존재할 것을 예상한 경우가 더 일반적이다(Ahmed et al. 2008 ; Fama and French 1995).¹²⁾ 유형자산의 비중(PPE) 변수에서 유형자산은 기업의 담보제공능력을 나타내는 실질적 고정자산에 해당되므로 총자산에서 유형자산이 차지하는 비중이 클수록 타인자본비용과는 음(-)의 관계를 가질 것으로 기대된다(Lou and Vasvari 2009 ; Hope et al. 2009 ; Pittman and Fortin 2004 ; 김확열과 박미영 2010 등). 본 연구에서는 기업의 재무적 왜곡가능성의 측정치로 매출액성장률(GRWA) 외에도 자본잠식여부(NEGE) 변수를 모형식에 고려하였다. 자본잠식기업들은 정상수준의 기업들과 비교해서 재무적 왜곡가능성이 더 높은 기업에 해당되므로, 이들 기업은 타인자본비용과 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상된다(Kim et

12) 주식시장이 존재하는 상장기업을 대상으로 한 연구들은 성장성의 변수를 시장가치 대비 장부가치로 측정하고 있으나, 본 연구의 분석대상은 비상장기업에 해당되므로, 주식시장이 부재하기 때문에 시장가치가 존재하지 않는다. 그러한 점에서 본 연구에서는 성장성 변수로 매출액 성장률을 이용하였다. 그리고 매출액 성장률의 계산에서 비상장기업의 경우 전기 대비 매출액의 증감으로 측정할 경우 매출액 변동이 큰 기업들이 다수 존재하여, 전기 매출액으로 표준화하는 대비 기초총자산으로 표준화하여 측정하였다(Choi et al. 2010).

al. 2011). 수출비중(EXPT)은 총매출액 중 해외매출액이 차지하는 비중으로 측정하였는데 이 비중이 큰 수출의존형 기업일수록 채권자들은 미래 성장기회가 클 것으로 인지할 수 있으므로 수출비중과 타인자본비용 간에는 음(-)의 관계가 존재할 것으로 예상되어 본 연구의 모형식에 반영하였다(박종일 2011).

12월 결산법인여부(FY)는 12월 결산법인 이외의 법인들이 표본에서 다수 존재한다는 비상장기업의 특성을 반영하여 이를 모형식에 통제변수로 고려한 것이다. 문상혁 등(2005)의 연구는 12월 결산법인과 비교해서 12월 이외의 법인들의 이익조정이 더 낮다는 결과를 보고한 바 있어, 본 연구에서는 FY를 12월 결산법인 이외의 법인이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정했기에 FY와 타인자본비용 간에 음(-)의 관계가 예상된다(박종일 2011). 또한 기업의 산업특성 차이가 신용등급의 변화에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 산업더미(ΣIND) 변수를, 경제적 환경변화가 기업의 전반적인 특성에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 연도더미(ΣYD) 변수를 모형식에 포함하였다. 변수의 구체적인 측정과 정의는 식(2)의 하단에 보고된 사항과 같다.

한편, 가설을 검증하는데 있어 본 연구는 종속변수를 $t+1$ 시점으로 측정하였고, 관심변수와 통제변수는 t 시점으로 측정하였다. 이러한 시점에 대한 고려는 설명변수와 종속변수간의 단순 관련성(association)뿐만 아니라 전후관계에 따른 인과관계(casuality relation) 역시 동시에 파악할 수 있다는 점에서 이점이 있을 뿐만 아니라 관심변수와 종속변수간의 발생될 수 있는 내생성 문제(endogeneity problem) 역시 통제할 수 있는 이점을 가지고 있다(Ge and Kim 2010 ; Jiang 2008 등).

2. 표본의 선정

본 연구는 2004년부터 2009년까지 한국선물증권거래소에 상장·등록되지 않은 비상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 부채차입이자율과 실증분석에 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업
- (3) 외부감사를 받은 기업

본 연구에서 분석기간은 2004년부터 2009년까지 6년간이다. 앞서 설명한 바와 같이 종속변수(부채차입이자율 또는 차입이자율 스프레드)는 $t+1$ 시점이고, 관심변수 및 통제변수는 t 시점으로 측정되었으므로, 설명변수는 2003년부터 2008년까지의 기간 자료가 분석에 이용되었다.

조건 (1)의 경우 금융업을 제외한 이유는 채무제표의 양식과 회계처리방법이 일반 업종과 비교할 때 상이하고, 계정과목 역시 차이가 있기 때문이다. 조건 (2)는 모형식 식(1)과 식(2)에서

사용되는 종속변수(부채차입이자율)와 관심변수 및 설명변수의 자료를 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 추출하여 표본으로 선정하였기 때문이다. 조건 (3)은 외부감사를 받지 않은 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮기 때문에 표본에서 제외하기 위하여 설정하였다. 표본의 선정 후에는 각 변수의 극단치 처리와 관련하여 식(1)과 식(2)의 모형식에 포함된 변수 중 자연로그 값을 취한 SIZE와 더미변수를 제외한 연속변수에 대해서 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 하였다. 이와 같은 기준에 따라 선정된 최종표본은 2004년부터 2009년까지 40,362개 기업/연 자료이다.¹³⁾

IV. 실증분석결과

1. 변수의 기술통계 및 변수간 차이검증

<표 1>에서는 본 연구의 식(1)과 식(2)에 사용된 변수들의 기초통계량을 보고하고 있다. 종속변수인 부채차입이자율 COD1과 차입이자율 스프레드 COD2가 소수의 순위등급변수인 경우 평균과 중위수는 각 0.5이고, 표준편차는 0.289, 최소값과 최대값이 각각 0과 1이다. COD1과 COD2 변수가 연속변수인 경우는 평균(중위수)이 0.066(0.061)과 0.020(0.015)이다. 이는 비상장 기업에서 타인자본을 이용하여 부채차입조달을 행하면 평균적으로 6.6%의 차입이자율을 부담하며, 부채조달 시 기준이자율보다 평균 2%를 추가로 더 부담하고 있음을 나타낸다.

총자산이익률(NI)은 평균과 중위수가 0.044와 0.033으로 모두 양(+)의 값이며, 부채비율(LEV)의 평균(중위수)이 0.640(0.664)로 나타나 상장기업보다 비상장기업의 부채차입의존도가 높음을 볼 수 있다.

기업규모(SIZE)의 평균과 중위수는 각각 17.051와 16.803으로 이를 자연로그 값을 취하기 전의 값으로 환산할 경우 약 25,419백만 원과 19,835백만 원이었다. 매출액성장률(GRWA)의 평균과 중위수는 각각 0.207과 0.089로 나타나 중위수보다 평균이 더 2배 이상 더 높은 수치로 나타나고 있어 일부 기업들의 높은 매출액성장률이 전체 평균에 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 유형자산의 비중(PPE)은 평균(중위수)이 0.368(0.344)로 나타나 표본기업들의 유형자산이 총자산의 1/3 이상을 차지하고 있음을 알 수 있다. 자본잠식기업(NEGE)은 평균이 3.5%이며, 수출비중(EXPT)은 3.5%이고, 결산월이 12월 이외의 법인(FY)은 전체표본의 4.7% 정도를 구성하고 있다. 이는 상장기업이 12월 결산월에 집중되어 있는 경우보다 높은 비중이었다.

13) 비상장기업의 경우 산업업종이 상당히 다양하기 때문에 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 다양한 업종에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있었다.

〈표 1〉 기초통계량

변 수	전체 표본 (N= 40,362)				
	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
$COD1^{RANK}$	0.500	0.500	0.289	0	1
$COD2^{RANK}$	0.500	0.500	0.289	0	1
$COD1$	0.066	0.061	0.039	0.003	0.299
$COD2$	0.020	0.015	0.039	-0.044	0.254
LEV	0.640	0.664	0.220	0.104	1.665
NI	0.044	0.033	0.099	-0.281	0.439
$SIZE$	17.051	16.803	0.957	12.248	23.908
$GRWA$	0.207	0.089	0.589	-1.375	4.587
PPE	0.368	0.344	0.267	0	0.980
$NEGE$	0.026	0	0.158	0	1
$EXPT$	0.035	0	0.143	0	1
FY	0.047	0	0.211	0	1

주1) 변수의 정의 : $COD1_{t+1}$ =t+1년도 부채차입이자율, $COD2_{t+1}$ =t+1년도 차입이자율 스프레드, 위첨자에 'RANK'는 소수의 순위등급으로 측정된 경우임, NI_t =t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산), LEV_t =t년도 부채비율(=총부채/총자산), $SIZE_t$ =t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함), $GRWA_t$ =t년도 매출액 성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산], PPE_t =t년도 유형자산의 비중(유형자산/총자산), $NEGE_t$ =t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0, $EXPT_t$ =t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액), FY_t =t년도 12월 이외의 결산법인이면 1, 아니면 0임.

주2) 2004년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

<표 2>에서는 전체표본을 부채비율의 고저(중위수 기준)에 따라 표본을 양분한 후 각 변수별로 기초통계량 및 차이검증 결과를 보고하였다.¹⁴⁾

<표 2>의 결과를 보면, 대부분의 변수들에서 부채비율에 고저에 따라 유의한 차이를 보이고 있다. 타인자본비용의 측정치($COD1^{(RANK)}$, $COD2^{(RANK)}$) 모두는 부채비율이 중위수보다 큰 경우가 작은 경우보다 평균과 중위수가 유의하게 더 높은 것으로 나타났다. 이는 차입의존도가 높은 비상장기업이 그렇지 않은 경우보다 부채조달비용이 더 높다는 결과이며, 단순한 차이검증 결과 이기는 하나 본 논문의 예상과 일치하는 결과를 보여주고 있다.

또한 부채비율이 높은 기업이 낮은 기업보다 총자산이익률(NI)이 낮고, 기업규모가 작으며, 수출비중은 낮는데 반해, 매출액성장률과 자본잠식기업의 비중이 더 높고, 12월 결산법인의 비중 역시 더 높은 것으로 나타났다.

14) <표 2>에서 부채비율의 중위수를 기준으로 양분된 각 집단의 평균은 부채비율이 중위수보다 높은 기업의 평균이 0.815이고, 중위수보다 낮은 기업의 평균은 0.465였다. 이들 간의 부채비율의 평균 차이는 35%(=0.815-0.465) 정도로 큰 차이를 보인다.

〈표 2〉 부채비율 고저에 따른 변수별 차이검증결과

변 수	LEV (High) (N= 20,181)		LEV (Low) (N= 20,181)		차이검증	
	평 균	중위수	평 균	중위수	t test	W test
$COD1^{RANK}$	0.542	0.572	0.458	0.425	29.293***	28.987***
$COD2^{RANK}$	0.540	0.569	0.459	0.426	28.342***	28.065***
$COD1$	0.068	0.065	0.064	0.058	9.432***	28.992***
$COD2$	0.021	0.018	0.018	0.011	8.923***	28.068***
NI	0.019	0.019	0.069	0.052	-53.112***	-56.994***
$SIZE$	17.029	16.783	17.074	16.827	-4.807***	-4.026***
$GRWA$	0.267	0.069	0.146	0.066	20.658***	22.023***
PPE	0.387	0.373	0.350	0.338	14.137***	10.352***
$NEGE$	0.051	0	0.000	0	33.012***	32.575***
$EXPT$	0.030	0	0.040	0	-6.950***	-8.599***
FY	0.040	0	0.050	0	-7.903***	-7.897***

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주2) 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 보고함.

주3) 2004년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

2. 상관관계 분석

<표 3>에는 식(1)과 식(2)의 모형식에 사용된 주요 변수들에 대한 피어슨 상관관계 분석결과를 보고하였다. <표 3>의 결과를 보면, 부채차입이자율 측정치($COD1^{(RANK)}$)와 차입이자율 스프레드($COD2^{(RANK)}$) 간에는 소수의 순위변수로 측정된 경우나 연속변수로 측정된 경우 모두 높은 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 이러한 결과는 종속변수 측정방법에 따라 검증결과가 크게 변화될 가능성은 높지 않음을 시사한다.

부채비율(LEV)은 앞서 <표 2>의 차이검증 결과와 같이 타인자본비용의 측정치 $COD1(2)^{(RANK)}$ 변수들과 모두 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있음이 나타났다. 이 결과는 부채비율이 높은 기업일수록 타인자본비용이 더 높다는 것을 나타내며, 채권자들이 타인자본 의존도가 높은 비상장 기업에 대해 더 높은 수익률을 요구한다는 의미한다. 또한 총자산이익률(NI)과 타인자본비용 간에도 예상과 같이 유의한 음(-)의 상관성이 있는 것으로 나타났으나 이러한 결과는 타인자본비용을 소수의 순위등급변수로 측정된 결과에서만 나타나고 있다.

〈표 3〉 변수간 상관관계 분석

Variable	$COD1^{RANK}$	$COD2^{RANK}$	$COD1$	$COD2$	LEV	NI	$SIZE$	$GRWA$	PPE	$NEGE$	$EXPT$	FY
$COD1^{RANK}$	1	0.972 (0.000)	0.676 (0.000)	0.764 (0.000)	0.138 (0.000)	-0.058 (0.000)	0.043 (0.000)	0.055 (0.000)	-0.147 (0.000)	0.033 (0.000)	-0.040 (0.000)	-0.029 (0.000)
$COD2^{RANK}$		1	0.685 (0.000)	0.776 (0.000)	0.137 (0.000)	-0.068 (0.000)	0.046 (0.000)	0.063 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.032 (0.000)	-0.039 (0.000)	-0.028 (0.000)
$COD1$			1	0.968 (0.000)	0.030 (0.000)	0.015 (0.003)	0.039 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.163 (0.000)	0.045 (0.000)	-0.037 (0.000)	-0.016 (0.000)
$COD2$				1	0.045 (0.000)	0.001 (0.868)	0.046 (0.000)	0.066 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.045 (0.000)	-0.038 (0.000)	-0.018 (0.000)
LEV					1	-0.306 (0.000)	-0.007 (0.147)	0.111 (0.000)	0.093 (0.000)	0.371 (0.000)	-0.034 (0.000)	-0.045 (0.000)
NI						1	0.001 (0.916)	0.311 (0.000)	-0.170 (0.000)	-0.167 (0.000)	0.012 (0.016)	0.002 (0.733)
$SIZE$							1	-0.013 (0.000)	0.004 (0.471)	0.007 (0.161)	0.042 (0.000)	-0.005 (0.352)
$GRWA$								1	-0.107 (0.000)	0.000 (0.982)	0.011 (0.034)	-0.016 (0.001)
PPE									1	0.011 (0.034)	-0.002 (0.696)	0.004 (0.371)
$NEGE$										1	-0.022 (0.000)	-0.016 (0.001)
$EXPT$											1	0.011 (0.021)
FY												1

주1) 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 전체표본을 대상으로 보고됨(N=40,362개 기업/연).

주2) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주3) 괄호안의 수치는 p 값임(양측검증).

종속변수와 통제변수간의 관계에서도 대체로 예상과 같은 방향으로 유의한 상관성이 나타나고 있다. 즉 성장성이 높을수록, 자본잠식기업인 경우 타인자본비용이 높고, 유형자산의 비중이 클수록, 수출비중이 클수록, 12월 결산법인인 경우는 타인자본비용이 작게 나타났다. 그러나 기업규모의 경우에는 예상과 달리 기업규모가 클수록 타인자본비용이 큰 것으로 보고되었다. 그러나 이 결과는 타인자본비용에 영향을 줄 수 있는 일정 통제변수들을 고려한 후 다변량 회귀분석을 통해 일반화될 수 있는가를 검증할 필요가 있다. 한편, 변수간의 상관성으로 판단해 볼 때, 다중공선성(multicollinearity)을 우려할 정도의 높은 상관성을 가지고 있는 변수들은 나타나지 않음을 볼 수 있다.

3. 가설 검증결과

<표 4> 및 <표 5>에서는 식(1)과 식(2)의 다변량 회귀모형식을 이용하여 가설에 대한 회귀분석 결과를 나타내었다. <표 4>는 종속변수를 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정한 결과를, <표 5>는 연속변수(continuous variable)로 측정한 결과를 각각 보고하였다. Model 1과 3은 관심변수인 상호작용변수(interactive term)가 제외된 결과를, Model 2와 4는 상호작용변수가 포함된 결과를 각각 나타내었다. 또한 Model 1과 2는 종속변수가 부채차입이자율(COD1)인 경우의 결과를, Model 3과 4는 COD1에서 국고채 3년 만기 기준이자율을 차감한 차입이자율 스프레드(COD2)를 종속변수로 사용한 경우의 결과를 각각 보고하였다. 한편, 식(1)과 식(2)에 포함된 변수가 회귀분석 상에 모두 고려되었으나, 표의 간결화를 위하여 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수에 대한 사항은 별도의 보고를 생략하였다. 따라서 본 연구결과는 산업과 연도별 차이에 따른 고정효과(fixed effects)가 고려된 후의 검증결과이다.

<표 4>에서 타인자본비용에 대해 소수의 순위등급변수로 측정된 COD1과 COD2의 검증결과를 먼저 살펴보면 다음과 같다. F 값은 추정모형 모두 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준으로 나타나고 있어 제시된 식(1)의 연구모형식의 설정은 적합성이 있음을 나타낸다.¹⁵⁾ 모형의 설명력(수정된 R^2)의 경우 추정모형에 따라 약간의 차이는 있으나, 대략 8.5%에서 9% 정도의 설명력을 보이고 있다.

Model 1부터 4까지의 결과로 볼 때 부채비율(LEV)은 타인자본비용의 측정치들(COD1 및 COD2)모두와 유의한 양(+)의 관계가 있으며, 총자산이익률(NI)은 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계가 있다는 결과가 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 가설 부분에서 설명한 일반적인 기대와 같이 부채비율이 높은 비상장기업의 타인자본비용은 높고, 총자산이익률이 높은 기업의 타인자본비용이 낮다는 것을 보여주는 결과이다. 한편 관심변수인 NI*LEV(NI와 LEV간의 상호작용변수)는 소수의 순위등급변수로 측정된 COD1 및 COD2에 대해 모두 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 가지는 것으로 나타났다. 이 결과는 이익 수준과 타인자본비용 간에 존재하는 음(-)의 상관관계가 부채비율이 높아짐에 따라 감소하게 됨을 나타낸다. 즉 채권시장의 채권투자자들은 부채비율이 높은 기업에 대해 경영자의 기회주의적 이익조정행위가 심화될 것으로 평가하고 미래의 현금흐름에 대한 불확실성이 높다고 인지하여 그에 따른

15) <표 4>의 검증결과에서 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는가를 분산팽창요소(variance inflation factor ; VIF) 값으로 확인하였다. 통상적으로 모형식의 회귀분석 결과에서 VIF 값이 10 이상을 상회하면 변수들 간의 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단하고 있다. <표 4>의 경우 모형 2와 4 모두 VIF 값이 가장 높았던 변수는 NI*LEV인 상호작용변수로서 그 값은 6.513으로 나타났다. 따라서 VIF의 허용범위 10 이하의 수준으로 판단할 때 본 연구모형식에서 설명변수 간 다중공선성 문제가 검증결과에 미치는 영향은 중요하지 않은 것으로 평가된다. 후술된 <표 5>의 경우도 설명변수가 <표 4>와 동일하므로 VIF의 최대값은 역시 NI*LEV인 상호작용변수로 나타났다.

정보위험 역시 증가할 것으로 예상하기 때문에 부채비율이 높은 기업에 대해 이익의 질을 더 낮게 평가하고 이들 기업위험에 대한 프리미엄(risk premium)을 추가로 부과하게 되어, 결국 차입이자율이 증가하게 됨을 의미한다. 따라서 부채차입 의존도가 높은 기업일수록 이익 수준과 타인자본비용 간의 음(-)의 관계는 보다 약화될 것으로 기대한 본 연구가설은 지지된 결과로 나타났다. 또한 비상장기업의 부채차입 의존도의 증가에 대한 채권투자자들의 반응을 살펴본 본 연구의 결과는 상장기업에서 주로 논의된 바 있는 부채계약가설(부채비율이 증가함에 따라 경영자의 이익조정 정도가 더 심화될 것으로 예상)을 지지하는 실증결과라고도 볼 수 있다.

〈표 4〉 가설 검증결과 : 종속변수가 소수의 순위등급변수

Variable	pred. sign	fractional ranks variable (N=40,362)			
		Interest Rate (COD1)		Yield Spread (COD2)	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
절편	?	0.486 (19.146 ^{***})	0.503 (19.772 ^{***})	0.561 (22.072 ^{***})	0.578 (22.698 ^{***})
LEV	+	0.213 (29.542 ^{***})	0.195 (25.929 ^{***})	0.213 (29.400 ^{***})	0.194 (25.769 ^{***})
NI	-	-0.193 (-12.167 ^{***})	-0.469 (-13.016 ^{***})	-0.196 (-12.292 ^{***})	-0.475 (-13.147 ^{***})
NI*LEV	+	-	0.451 (8.533^{***})	-	0.456 (8.617^{***})
SIZE	-	-0.004 (-2.471 ^{***})	-0.004 (-2.626 ^{***})	-0.004 (-2.880 ^{***})	-0.004 (-3.017 ^{***})
GRWA	+	0.022 (8.455 ^{***})	0.020 (7.961 ^{***})	0.021 (8.397 ^{***})	0.020 (7.898 ^{***})
PPE	-	-0.189 (-33.499 ^{***})	-0.189 (-33.560 ^{***})	-0.190 (-33.569 ^{***})	-0.190 (-33.632 ^{***})
NEGE	+	-0.073 (-7.776 ^{***})	-0.049 (-4.989 ^{***})	-0.074 (-7.799 ^{***})	-0.049 (-4.987 ^{***})
EXPT	-	-0.060 (-6.133 ^{***})	-0.060 (-6.119 ^{***})	-0.060 (-6.134 ^{***})	-0.060 (-6.120 ^{***})
FY	-	-0.022 (-3.310 ^{***})	-0.021 (-3.280 ^{***})	-0.023 (-3.552 ^{***})	-0.023 (-3.522 ^{***})
ΣIND		Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included
adj. R ²		0.088	0.090	0.085	0.087
F Value		231.002 ^{***}	222.602 ^{***}	222.553 ^{***}	214.696 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

통제변수의 결과를 보면, SIZE, PPE, NEGE, EXPT, FY는 COD1 및 COD2에 대해 유의한 음(-)의 결과를, GRWA는 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 이는 기업규모가 클수록, 유형자산의 비중이 높을수록, 자본잠식기업이면, 12월 이외의 결산법인이면 타인자본비용이 낮고, 기업의 매출액 성장률이 높은 기업일수록 타인자본비용이 높다는 결과이다. 이와 같은 결과는 기업규모가 크거나 유형자산의 비중이 높을수록 기업위험에 노출 시에 담보제공능력이 높기 때문에 채권투자자들의 요구수익률은 그에 따라 감소하기 때문으로 해석될 수 있으며, 수출비중이 높은 기업일수록 채권자들은 미래 성장기회가 클 것으로 평가하여 낮은 이자율로도 자금을 제공하기 때문으로 해석된다. 또한 12월 이외의 결산법인이 12월 결산법인에 비해 타인자본비용이 낮다는 것은 12월 이외의 결산법인의 이익조정 가능성이 더 낮다고 평가한 결과로 해석될 수 있다. 그리고 기업의 성장성이 높을수록 채권자들은 이익조정의 가능성이 더 높고, 그에 따라 기업의 재무적 왜곡가능성도 높다고 인지하기 때문에 요구수익률이 증가되어 타인자본비용이 높아진 결과로 볼 수 있다.

기대와 다른 결과를 보이는 통제변수는 NEGE로서 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과는 Kim et al.(2011)의 실증결과에서도 관측된 바가 있다.

<표 5>는 종속변수에 대해 연속변수로 측정된 COD1과 COD2의 검증결과이다. 표 보고방식은 앞서의 <표 4>와 동일하다. F 값은 추정모형 모두 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준이며, 모형의 설명력(수정된 R^2)의 경우 추정모형에 따라 조금 차이는 있으나, 대략 6.6%에서 6.8% 정도로 나타났다.

Model 1부터 4까지 모든 경우에서 부채비율(LEV)이 타인자본비용의 측정치들(COD1 및 COD2)과 유의한 양(+)의 관계가 있음이 보고되었으며, 총자산이익률(NI)은 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타나 앞서의 <표 4>의 결과와 일치된 결과를 발견하였다. 또한 주된 관심변수인 NI*LEV(NI와 LEV간의 상호작용변수)의 경우에도 소수의 순위등급변수로 측정된 <표 4>의 경우와 마찬가지로 측정방법에 상관없이(COD1 및 COD2) 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값이 관측되었다. 다만, 앞서 <표 4>의 경우에는 타인자본비용을 소수의 순위등급변수로 측정함에 따라 변수 자체가 가질 수 있는 극단치 문제가 조정된 결과이기 때문에 연속변수로 측정된 경우인 <표 5>보다 유의수준이 더 높게 나타났다는 차이가 있다.

따라서 소수의 순위등급변수로 측정한 경우나 연속변수로 측정한 경우 모두 부채차입의존도가 높은 기업일수록 이익 수준과 타인자본비용 간의 음(-)의 관계가 약화될 것으로 예상한 연구가설을 지지하는 결과를 보고하고 있다고 해석할 수 있다.

〈표 5〉 가설 검증결과 : 종속변수가 연속변수의 경우

Variable	pred. sign	continuous variable (N=40,362)			
		Interest Rate (COD1)		Yield Spread (COD2)	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
절 편	?	0.081 (23.185 ^{***})	0.081 (23.277 ^{***})	0.039 (11.347 ^{***})	0.040 (11.472 ^{***})
LEV	+	0.009 (8.683 ^{***})	0.008 (7.737 ^{***})	0.009 (8.603 ^{***})	0.008 (7.672 ^{***})
NI	-	-0.010 (-4.455 ^{***})	-0.019 (-3.821 ^{***})	-0.010 (-4.420 ^{***})	-0.019 (-3.821 ^{***})
NI*LEV	+	-	0.015 (2.074^{**})	-	0.015 (2.033^{**})
SIZE	-	-0.001 (-4.381 ^{***})	-0.001 (-4.414 ^{***})	-0.001 (-4.384 ^{***})	-0.001 (-4.415 ^{***})
GRWA	+	0.004 (10.348 ^{***})	0.008 (10.213 ^{***})	0.004 (10.311 ^{***})	0.008 (10.213 ^{***})
PPE	-	-0.021 (-27.581 ^{***})	-0.021 (-27.590 ^{***})	-0.021 (-27.593 ^{***})	-0.021 (-27.590 ^{***})
NEGE	+	0.003 (2.208 ^{**})	0.004 (2.713 ^{**})	0.003 (2.242 ^{**})	0.004 (2.734 ^{**})
EXPT	-	-0.006 (-4.433 ^{***})	-0.006 (-4.429 ^{***})	-0.006 (-4.435 ^{***})	-0.006 (-4.429 ^{***})
FY	-	-0.002 (-2.045 ^{**})	-0.002 (-2.037 ^{***})	-0.002 (-2.017 ^{***})	-0.002 (-2.037 ^{***})
ΣIND		Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included
adj. R^2		0.068	0.068	0.066	0.066
F Value		175.124 ^{***}	165.647 ^{***}	169.825 ^{***}	160.632 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

통제변수의 경우에도 모든 변수에서 타인자본비용 측정치와 통계적으로 유의한 계수값을 보이고 있다. 즉 SIZE, PPE, EXPT, FY는 COD1 및 COD2에 대해 유의한 음(-)의 관계가 있음을 나타내는 결과를 발견하였고, NEGE와 GRWA의 경우에는 타인자본비용에 대해 양(+)의 계수값을 가지고 있는 것으로 나타나 모형 설정 단계에서 예상한 방향과 일치되는 결과를 발견하였다. 특히 자본잠식기업을 나타내는 NEGE의 경우에는 앞서 <표 4>에서 타인자본비용을 소수의 순위등급변수로 측정한 결과와는 달리 연속변수로 측정한 타인자본비용과의 관계에서는 예상과

일치되게 COD1 및 COD2에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 자본잠식기업이면 그렇지 않은 기업에 비해 재무제표의 왜곡가능성이 높아 타인자본비용이 증가된다는 것을 의미한다.

4. 민감도 분석

<표 4>와 <표 5>의 경우에는 부채비율(LEV)에 대해 연속변수 측정치를 이용하여 분석된 검증결과이다. 본 절에서는 민감도 분석(sensitivity analysis)의 일환으로 부채비율의 측정치를 연속변수 대신 더미변수로 측정한 경우로 재분석을 수행해 보았다. 더미변수 설정에 있어서는 부채비율의 중위수(median)와 4분위수(quartile)를 기준으로 사용하여 부채비율의 고저를 구분하였다. 즉 중위수를 이용한 경우에는 부채비율이 중위수보다 높은 기업이면 1, 낮은 기업이면 0의 값을 부여하였으며, 4분위수를 이용한 경우에는 부채비율이 상위 1/4 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 분석방법은 앞서의 <표 4>와 <표 5>와 동일하며, 지면상 주된 관심변수인 LEV, NI와 이들의 상호작용변수인 NI*LEV 변수에 대해서만 보고하였다. 실증분석 결과는 <표 6>과 같다. <표 6>에서 Panel A에는 앞서 <표 4>와 같이 타인자본비용에 대해 소수의 순위등급변수로 측정한 검증결과를 보고하였고, Panel B에는 <표 5>와 같이 타인자본비용을 연속변수로 측정한 경우의 결과를 보고하였다.

<표 6>의 Panel A에서 종속변수가 타인자본비용(COD1 및 COD2)에 대해 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정된 경우에는 관심변수인 NI*LEV_D(부채비율의 더미변수)를 중위수를 기준으로 측정한 경우나 4분위수를 기준으로 측정한 경우 모두에서 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타남을 볼 수 있다. 또한 LEV_D와 NI도 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 계수값을 나타나고 있어 앞서 <표 4>의 결과와 일치하는 결과를 발견하였다.

Panel B에서 종속변수가 타인자본비용(COD1 및 COD2)에 대해 연속변수(continuous variable)로 측정된 경우, 관심변수 NI*LEV_D(부채비율의 더미변수)를 중위수로 기준으로 측정한 경우에는 유의한 결과를 발견하지 못하였고 4분위수를 기준으로 측정한 경우에는 모두 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이와 같은 결과는 앞서 <표 4>와 <표 5>의 경우에서 볼 수 있듯이 연속변수의 경우보다 소수의 순위등급변수로 측정한 경우에 보다 강한 통계적 유의성이 나타나기 때문이며, 종속변수를 연속변수로 측정할 경우에는 부채비율이 상위 1/4 이상의 수준에서만 연구가설이 지지되는 결과가 나타났다. 즉 부채비율 변수를 연속변수 대신 더미변수로 측정한 결과들에서도 연구가설을 지지하는 결과를 발견하였다고 할 수 있다. 따라서 본 연구의 실증결과는 측정방법에 따라 민감하게 변화하지 않는 강건한 결과라고 판단한다. 다만, 종속변수를 연속변수로 측정한 경우에는 변수 자체의 극단치 문제가 존재할 수 있어 관심변수인 상호작용변수는 부채비율 수준이 매우 높은 1/4 이상의 경우에만 가설을 지지하는 검증결과를 얻었다고 할 수 있다.

〈표 6〉 민감도 결과

Panel A : OLS results—dependence variable : <i>fractional ranks variable</i>					
Variable	pred. sign	<i>Interest Rate (COD1)</i>		<i>Yield Spread (COD2)</i>	
		LEV (median)	LEV (Quartile)	LEV (median)	LEV (Quartile)
<i>LEV_D</i>	+	0.071 (22.335 ^{***})	0.032 (8.911 ^{**})	0.070 (22.094 ^{***})	0.031 (8.769 ^{***})
<i>NI</i>	—	−0.296 (−14.883 ^{***})	−0.364 (−20.775 ^{***})	−0.298 (−15.053 ^{***})	−0.367 (−20.878 ^{***})
<i>NI*LEV_D</i>	—	0.171 (5.817^{***})	0.281 (8.205^{***})	0.174 (5.911^{***})	0.282 (8.197^{***})
<i>control variables</i>	—	Included	Included	Included	Included
Panel B : OLS results—dependence variable : <i>continuous variable</i>					
Variable	pred. sign	<i>Interest Rate (COD1)</i>		<i>Yield Spread (COD2)</i>	
		LEV (median)	LEV (Quartile)	LEV (median)	LEV (Quartile)
<i>LEV_D</i>	+	0.003 (7.129 ^{***})	0.001 (1.987 ^{**})	0.003 (7.096 ^{***})	0.001 (1.983 ^{**})
<i>NI</i>	—	−0.013 (−4.798 ^{***})	−0.018 (−7.591 ^{***})	−0.013 (−4.741 ^{***})	−0.018 (−7.522 ^{***})
<i>NI*LEV_D</i>	—	0.006 (1.410)	0.017 (3.621^{***})	0.006 (1.378)	0.017 (3.583^{***})
<i>control variables</i>	—	Included	Included	Included	Included

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

5. 강건성 분석

앞서의 <표 4>부터 <표 5>까지의 결과는 분석방법으로 OLS의 회귀분석결과였다. 본 절에서는 OLS의 검증결과보다 강건한 분석방법으로 개별기업간의 군집성(cluster)이 통제된 Clustering 검증방법이나 횡단면적 시계열적 종속성(cross-sectional and time-serial dependence) 문제나 이분산성(heteroscedasticity) 문제를 완화시킨 Newey and West(1987)의 검증결과에서도 일관된 결과가 나타나는지를 살펴보기 위해 이와 관련한 강건성 분석(robustness analysis)을 별도로 실시해 보았다.¹⁶⁾ 그 결과는 <표 7>과 같다. <표 7>에서는 지면 제약상 종속변수에 대해 극단치가

16) 패널 연도별 자료를 통합(pooled) 회귀분석 결과를 통해 분석할 경우 경우에 따라 통합된 회귀분석 결과에서 만일 횡단면-시계열적 종속성의 영향이 크면 회귀식의 설명력이나 회귀계수의 t 값이 사실보다 큰 값을 가지게 되는 상향편의(upward biased)의 검증결과가 나타날 수 있다. 이러한 경우에는 검증

조정된 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 추정된 결과를 중심으로, 그리고 관심 변수인 LEV, NI와 이들의 상호작용변수인 NI*LEV 변수를 중심으로 보고하였다.¹⁷⁾

〈표 7〉 강건성 분석결과 1 : Clustering test and Newey and West(1987) test

Variable	pred. sign	fractional ranks variable			
		Clustering test		Newey and West(1987) test	
		Interest Rate (COD1)	Yield Spread (COD2)	Interest Rate (COD1)	Yield Spread (COD2)
		Model 2	Model 4	Model 2	Model 4
LEV	+	0.195 (15.82 ^{***})	0.194 (15.76 ^{***})	0.195 (20.55 ^{***})	0.194 (20.47 ^{***})
NI	-	-0.469 (-9.66 ^{***})	-0.475 (-9.71 ^{***})	-0.469 (-10.49 ^{***})	-0.475 (-10.56 ^{***})
NI*LEV	-	0.451 (6.53^{***})	0.456 (6.56^{***})	0.451 (6.96^{***})	0.456 (7.00^{***})
control variables	-	Included	Included	Included	Included
ΣIND		Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included
adj. R^2		0.090	0.088	0.072	0.072
F Value		159.52 ^{***}	137.25 ^{***}	171.56 ^{***}	157.09 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임. 단, Newey and West(1987) 검증결과에서 보고된 설명력(adj. R^2)은 연도별 평균치를 보고함.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 7>의 검증결과를 보면, <표 4>의 OLS 회귀분석결과와 마찬가지로 Clustering 검증결과나 Newey and West(1987) 검증결과 모두 부채비율(LEV)이 타인자본비용 측정치(COD1 및 COD2)에 대해 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났고, 총자산이익률(NI)은 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계가 있음이 나타났다. 그리고 이들의 상호작용변수인 NI*LEV 변수도 OLS 분석결과와 경우와 마찬가지로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값이 나타나고 있음

된 결과가 과대해석되는 오류가 발생될 수 있다(Petersen 2009). 따라서 이러한 문제를 해소하기 위해 개발된 방법이 Newey and West 검증방법이다(Newey and West 1987). 또한 회계 자료가 가질 수 있는 군집성 문제를 완화하는데 있어 효과적인 검증방법으로는 Clustering 검증방법이 있다.

17) 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, <표 5>에 대한 종속변수를 연속변수로 추정된 경우에서도 Clustering 검증이나 Newey and West 검증결과 모두에서 NI*LEV의 결과는 COD1 및 COD2에 대해 유의수준은 <표 7>보다 낮아지만, 5% 수준에서 유의한 양(+)의 결과가 관찰되었다.

을 볼 수 있다. 따라서 개별기업간 군집성을 통제한 경우나 이분산성이나 횡단면-시계열적 종속성 문제를 통제한 경우 모두 OLS의 검증결과와 일치된 결과로 나타나 본 연구가설에 대한 검증결과는 분석방법에 관계없이 강건성이 있음을 발견하였다.

한편, 본 연구에서는 부채비율이 높아질수록 경영자의 기회주의적 이익조정 가능성이 보다 높아져서 채권투자자들이 기업의 이익의 질이 감소될 것이라고 평가하는 관점에서 논의하였다. 그러나 만일 경영자의 이익조정 정도가 증가되어 이익의 질이 감소된 것에 대한 평가가 아니라 부채비율이 높아질수록 기업의 미래 채무불이행이나 파산가능성이 높아질 수 있기 때문에 그에 따른 채권투자자의 위험부담이 증가해 이익 수준과 타인자본비용 간의 음(-)의 관련성이 약화될 수도 있다. 본 절에서는 후자의 가능성을 통제하기 위하여 식(1) 및 식(2)의 모형식에 기업신용등급(CRATING) 변수를 추가로 고려한 후 회귀분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> 강건성 분석결과 2 : 파산위험 가능성을 고려하기 위해 기업신용등급을 통제한 경우

$$COD1(2)^{(RANK)}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 LEV_t + \beta_2 NI_t + \beta_3 NI_t * LEV_t + \beta_3 CRATING_t (Orthogonalized \ CRATING)_t \\ + \beta_3 SIZE_t + \beta_5 GRWA_t + \beta_6 PPE_t + \beta_8 NEGE_t + \beta_9 EXPT_t + \beta_{10} FY_t + \sum IND \\ + \sum YD + \varepsilon$$

Variable	pred. sign	fractional ranks variable			
		CRATING Included		Orthogonalized CRATING Included	
		Interest Rate (COD1)	Yield Spread (COD2)	Interest Rate (COD1)	Yield Spread (COD2)
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
LEV	+	0.088 (8.94 ^{***})	0.088 (8.86 ^{***})	0.194 (25.93 ^{***})	0.194 (25.77 ^{***})
NI	-	-0.297 (-7.93 ^{***})	-0.303 (-8.08 ^{***})	-0.468 (-13.03 ^{***})	-0.474 (-13.16 ^{***})
NI*LEV	-	0.387 (7.33^{***})	0.393 (7.42^{***})	0.449 (8.51^{***})	0.454 (8.60^{***})
CRATING	-	-0.021 (-16.65 ^{***})	-0.021 (-16.57 ^{***})	-0.021 (-16.65 ^{***})	-0.021 (-16.57 ^{***})
control variables	-	Included	Included	Included	Included
$\sum IND$		Included	Included	Included	Included
$\sum YD$		Included	Included	Included	Included
adj. R ²		0.096	0.093	0.096	0.093
F Value		226.91 ^{***}	219.24 ^{***}	226.91 ^{***}	219.24 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음. 단, $CRATING_t$ =t년도 기업신용등급(NICE신용평가정보㈜),

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 8>에서는 CRATING 변수를 그대로 포함한 결과와 Fortin and Pittman(2007) 및 Jiang (2008)과 같이 종속변수를 CRATING로 하고, 나머지 식(1)과 식(2)의 COD의 모형식에 포함된 변수들을 설명변수로 한 회귀분석에서 얻어진 잔차항인 Orthogonalized CRATING 변수를 포함한 결과를 각각 보고하였다.

<표 8>의 결과를 보면, 파산위험의 가능성을 통제한 후에도 관심변수 NI*LEV 변수는 CRATING 변수가 포함된 결과나 Orthogonalized CRATING 변수가 포함된 결과나 모두 타인자본비용과는 유의한 양(+)의 결과로 나타나고 있어 <표 4>의 검증결과와는 질적으로 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과로 볼 때 본 연구의 검증결과와는 비상장기업에서 부채비율이 높아질수록 채권투자자들은 파산위험의 가능성보다는 경영자의 기회주의적 이익조정 가능성이 보다 높아진다고 인지해 이들 기업의 이익의 질이 보다 낮다고 평가하기 때문에 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계가 약화된 것으로 보인다.

V. 결 론

본 연구는 비상장기업을 대상으로 기업의 이익 수준과 부채조달비용간의 양(+)의 관계가 부채비율 수준에 따라 달리 평가되는가를 채권시장의 채권투자자 관점에서의 살펴보았다. 부채계약가설에 따르면 부채비율이 높은 기업의 경영자는 채무이행조항을 위반할 가능성이 높아지므로 보고이익을 조정하려는 기회주의적 이익조정 유인이 보다 증대하는 것으로 예상되며, 이와 같은 예상에 대한 다양한 실증적 증거들이 제시되어 왔다. 본 연구는 상장기업과 비교해서 비상장기업들의 경우에는 부채차입 의존도가 상대적으로 더 높고, 비상장기업들이 경제활동을 수행하는데 있어 상장기업보다 타인자본이 자본구조(capital structure)에 미치는 영향이 보다 크다는 점에 착안하여 기존 연구와 달리 주식시장이 부채한 비상장기업에서 이익과 부채조달비용과의 관련성이 부채비율의 고저에 따라 달리 평가되고 있는가를 채권시장의 타인자본비용 관점에서 검증하였다.

이를 검증하기 위해 본 연구에서는 타인자본비용 측정에 대해서는 선행연구와 같이 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드로 측정하였으며(Ge and Kim 2010 ; Jiang 2008 ; Fortin and Pittman 2007), 부채차입이자율을 측정은 측정오차(measurement error)의 문제를 경감하기 위하여 다음과 같이 세 가지 측정방법에 따라 측정한 후 이들의 평균값을 사용하였다. 구체적으로는 첫째, 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 값, 둘째로 이자비용을 평균이자발생부채로 나눈 값, 셋째로는 평균차입이자율이다.

본 연구의 분석기간은 2004년부터 2009년까지 6년간으로 한국증권선물거래소에 상장되지 않은 비상장기업을 대상으로 금융업을 제외하고 일정 조건을 충족하는 대표본인 40,362개 기업/연

자료를 분석에 사용하였다.

본 연구의 실증분석결과는 요약하면 다음과 같다. 첫째, 타인자본비용에 영향을 줄 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 부채비율은 타인자본비용(부채차입이자율과 차입이자율 스프레드)과 유의한 양(+)의 관계를, 이익 수준은 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이는 부채비율이 높을수록 채무불이행의 가능성이 증가하므로 채권투자자들의 요구수익률은 증가하고, 기업성과 측정치가 높을수록 채권투자자들의 요구수익률은 감소된다는 결과이다.

둘째, 주된 관심변수인 이익 수준과 부채비율간의 상호작용변수는 타인자본비용에 영향을 줄 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 타인자본비용과 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관련성이 부채비율이 높아짐에 따라 약화된다는 결과이다. 또한 비상장기업에서 부채차입의존도가 높아질수록 채권투자자들은 부채차입의존도를 고려하여 기업의 이익의 질을 평가하고 있음을 나타낸다. 특히 채권투자자들은 부채비율이 높아질수록 경영자의 기회주의적 이익조정행위 정도가 심화될 것으로 인지하여 부채비율이 높은 기업의 이익의 질이 보다 낮을 것으로 평가하여 이들 기업에 대해 위험에 대한 프리미엄을 추가로 부과하기 때문에 요구수익률은 증가하고, 따라서 부채조달비용은 상대적으로 더 증가됨을 시사한다.

이상의 결과는 종속변수인 타인자본비용 측정치를 부채차입이자율이나 차입이자율 스프레드로 측정한 경우, 그리고 이들 종속변수를 소수의 순위등급 변수나 연속변수로 측정한 경우와 관계없이 일관되게 나타났다. 그리고 OLS 회귀분석뿐만 아니라 군집성을 통제한 Clustering 검증결과나 횡단면-시계열적 종속성 문제와 이분선성 문제를 완화시킨 후 통계치를 제공하는 Newey and West(1987) 검증결과 모두 강건성이 있게 나타났다.

선행연구들은 주로 상장기업을 대상으로 부채계약가설이 지지되는가를 재량적 발생액과 부채비율간의 관계를 통해 살펴보았다. 그러나 본 연구에서는 주식시장이 존재하지 않기 때문에 부채차입의존도에 따른 타인자본비용이 보다 중요한 의미를 가질 수 있는 비상장기업을 대상으로 부채계약가설을 이익의 질과 연계시켜 이익 수준이 부채차입의존도에 따라 채권시장의 채권투자자들에게 달리 평가되고 있음을 검증하였다는데 의의가 있다. 따라서 본 연구의 검증결과는 부채계약가설을 검증한 관련연구에 추가적인 공헌점(additional contribution)을 제공할 뿐만 아니라, 더 나아가 부채비율과 이익의 질간의 관계를 동시에 고려하였다는 점에서 기존 연구보다 확장된 증거(extend evidence)를 제시하고 있다. 따라서 본 연구는 부채비율과 관련하여 비상장기업들의 이익과 타인자본비용 관점에서 부채계약가설이 지지된 결과를 보여줌으로써 학계, 실무계 및 규제기관에게는 여러 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구에서의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 식(1)과 식(2)의 모형식에서 타인자본비용에 영향을 줄 수 있는 다양한 통제변수를 추가로 고려하지

못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 존재할 수 있다. 따라서 이러한 사항은 검증결과 해석상 고려될 필요가 있다. 둘째, Bharath et al.(2008)은 공적부채에 해당되는 회사채를 발행할 때의 자본제공자의 정보해석능력과 사후적 교섭력이 사적부채를 발행할 때의 금융기관의 경우보다 더 낮다고 주장한다. 특히 은행은 우월한 정보생산능력을 가지고 있으며, 자금대출시 기업의 사적정보의 접근가능성도 높아서 계약 후에도 모니터링이나 재교섭능력 역시 우월한 입지에 있다고 주장한다. 따라서 채권자와 장기적인 관계에 놓여있는 기업의 계약시점 또는 재계약시점에 특정 채권자와 이전에 계약관계가 있었는지 또는 동일한 채권자와 장기적으로 관계를 유지하고 있었는지에 따라서도 부채비율이 부채조달비용에 미치는 영향은 달라질 수도 있다. 그러나 국내의 경우는 외국과 달리 이러한 자료와 관련한 정보원인 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE, 상장회사협의회 TS2000 및 애프엔가이드의 DataGuide 등에서는 제공되지 않아 자료상의 한계로 인해 이와 같은 유용한 분석을 수행하지는 못하였다.

참고문헌

- 김지홍 · 고윤성. 2006. “외환위기 이후의 부채비율 감소와 이익조정행위에 관한 연구”. 회계저널 제15권 제2호 : 119-144.
- 김확열 · 박미영. 2010. “감사보수가 재무제표 보수성과 자본비용에 미치는 영향”. 재무와회계정보저널 제10권 제1호 : 81-111.
- 나종길 · 최정호. 2000. “부실기업의 이익조정과 주식시장의 반응”. 회계학연구 제25권 제4호 : 55-85.
- 문상혁 · 지현미 · 최 관. 2005. “결산일 차이가 감사보수, 감사시간, 그리고 감사품질에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제42호 : 135-165.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- 박종일. 2011. “신용등급이 타인자본비용에 미치는 추가적인 정보가치 : 비상장기업을 중심으로”. 재무와회계저널 제12권 제2호 : 523-553.
- 박종일 · 박찬웅. 2011. “비상장기업에서 재량적 발생조정이 회계이익과 타인자본비용 사이의 관련성에 미치는 영향”. 재무와회계저널 제12권 제3호 : 429-458.
- 윤순석 · 이진열. 2001. “유상증자 기업의 이익조정”. 회계학연구 제26권 제4호 : 1-25.
- 전성빈 · 권혜진 · 김성혜. 2011. “부채의 특성에 따른 이익조정”. 회계와감사연구 제54호 : 39-78.
- 최성규 · 김경민. 2005. “부채비율과 경영자의 이익조절”. 회계학연구 제30권 제3호 : 113-145.
- 최효순. 2008. “기업의 이익조정 유인에 대한 부채계약가설 재검증”. 회계학연구 제33권 제1호 : 69-96.
- Ahmed, A. S., S. J. Rasmussen, and S. Tse. 2008. Audit quality, alternative monitoring mechanism, and cost of capital : An empirical analysis. *Working paper*. Texas A&M University.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in U.K. private firms : comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 83-128.
- Beatty, A. L., B. Ke, and K. Petroni. 2002. Earnings management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks. *The Accounting Review* 77 (3) : 547-570.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1-24.
- Beneish, M. D. 1999. Incentives and penalties related to earnings overstatements that violates GAAP. *The Accounting Review* 74 : 425-457.
- Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder. 2008. Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review* 83 (1) : 1-28.
- Bhattacharya, S. and G. Chisea. 1995. Proprietary information, financial intermediation, and research incentives. *Journal of Financial Intermediation* 4 : 328-357.
- Burgstahler, D. C., L. Hail, and C. Leuz. 2006. The importance of reporting incentives : earnings

- management in European private and public firms. *The Accounting Review* 81 (5) : 983–1016.
- Cahan, S. 1992. The effect of antitrust investigation on discretionary accruals : A refined test of political–cost hypothesis. *The Accounting Review* 67 (January) : 77–95.
- Choi, J. H., J. B. Kim, and Y. Zang. 2010. Do abnormal high audit fees impair audit quality. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 29 (2) : 73–97.
- DeAngelo, H., L. Deangelo, and D. Skinner. 1994. Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 14 : 113–144.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earning management. *The Accounting Review* 70 (2) : 193–225.
- DeFond, M. L. and C. W. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 : 115–139.
- DeFond, M. L. and J. Jambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145–176.
- Dhaliwal, D. S., Gleason, C. A., S. Heitzman, and K. D. Melendrez. 2008. Auditor fees and cost of debt. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 23 (1) : 1–22.
- Diamond, D. W. 1984. Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies* 51 : 393–414.
- Duke, J. C. and H. G. Hunt. III. 1990. An empirical Examination of debt covenant restrictions and accounting–related debt proxies. *Journal of Accounting and Economics* 12(1–3) : 45–63.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1995. Size and book–to–market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50 : 131–155.
- Fernando, G. D., R. J. Elder, and A. M. Abdel–Meguid. 2008. Audit quality attributes, client size and cost of capital. *Working Paper*. Syracuse University.
- Fortin, S. and J. A. Pittman. 2007. The role of auditor choice in debt pricing in private firms. *Contemporary Accounting Research* 24 (3) : 859–896.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967–1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2) : 295–327.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2010. Real earnings management and cost of debt. *Working paper*. City University of Manitoba.
- Healy, P. and K. Palepu. 1993. The effect of firms' financial disclosure strategies on stock price. *Accounting Horizons* 7 : 1–11.
- Healy, P. and K. Palepu. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets : A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Financial Economics* 31 : 405–440.
- Hope, O. K., T. Kang, W. Thomas, and Y. K. Yoo. 2009. Impact of excess auditor remuneration on

- cost of equity capital around the world. *Journal of Accounting Auditing and Finance* 24 (2) : 177–210.
- Jiang, J. 2008. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377–416.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigation. *Journal of Accounting Research* 29 (Autumn) : 193–228.
- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57–821.
- Key, K. 1997. Political cost incentives for earnings management in the cable television industry. *Journal of Accounting and Economics* 23 (November) : 309–337.
- Khurana, I. K. and K. K. Raman. 2004. Litigation risk and the financial reporting credibility of big 4 versus non–big 4 audits : Evidence from Anglo–American countries. *The Accounting Review* 79 (2) : 473–495.
- Kim, B. H., L. Lei, and M. Pevzner. 2010. Debt covenant slack and real earnings management. *Working paper*. American University.
- Kim, J. B., B. Y. Song, and L. Zhang. 2010. Earnings management through real Activities and Bank loan contracting. *Working paper*. City University of Hong Kong.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi. 2011. Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms : Korean evidence. *Contemporary Accounting Research* 28 (2) : 585–615.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- Lou, Y. and F. P. Vasvari. 2009. Auditor specialization and the cost of debt. *Working paper*. London Business School.
- McInnis, J. 2010. Earnings smoothness, average returns, and implied cost of equity capital. *The Accounting Review* 85 (1) : 315–341.
- Newey, W. K., and K. D. West. 1987. A simple, positive semi–definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55 (3) : 703–708.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets : Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1) : 435–480.
- Pittman, J. A. and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1) : 113–36.
- Richardson, V. J. 1998. Information asymmetry and earnings management : Some evidence. *Working paper*. University of Kansas.
- Shivakumar, L. 2000. Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? *Working paper*. London Business School.

- Sweeny, A. 1994. Debt—covenant violations and Managers' accounting responses. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 281—309.
- Warfield, T. D., J. J. Wild and K. L. Wild. 1995. Managerial ownership, accounting choice, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 38 (4) : 431—456.
- Watt, R. and J. L. Zimmerman. 1986. Positive accounting theory. First Edition. New Jersey : Prentice—Hall, Inc.
- Watts, R. and J. Zimmerman. 1978. Toward a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review* 53 : 112—134.
- Young, S. 1998. The determinants of managerial accounting policy choice : Further evidence for the UK. *Accounting and Business Research* 28 : 131—143.

The Effect of the Debt Dependence on the Association between Earnings and Cost of Debt in Private Firms

Jong-Il Park* · Kyung-Ho Park** · Chan Woong Park***

〈Abstract〉

The objective of this study is to investigate whether the negative relation between earnings level and cost of debt decreases with the level of leverage using a sample of private firms. We expect that the managers of high-leveraged firms would like to have a more opportunistic incentives to manage earnings. In addition, we expect that if creditors recognize the managers' incentive, the relation between earnings and cost of debt will be affected by the level of leverage. Therefore, this study focuses on private firms because they heavily rely on debt markets to raise capital. We investigate whether the level of leverage affects the relation between earnings and cost of debt by focusing on the debt market's responses to earnings management. To do this, we use two proxies for cost of debt, interest rates of debt and spread. The sample period covers from 2004 to 2009 and the sample consist of 40,362 firm-year data from private firms.

The empirical test results are as follows. First, we find significantly positive relation between leverage and cost of debt after controlling the factors which are expected to affect cost of debt. We also find significant negative relation between earnings and cost of debt. Second, we find that the interaction terms on earnings and leverage are significant and positive even after controlling several factors which are expected to affect the level of cost of debt. The result shows that the negative relation between earnings and cost of debt decreases with the level of leverage. These findings indicate that debt investors consider both the level of earnings and leverage and evaluate the quality of earnings based on those factors. Therefore, the empirical results mean that debt investors regard the higher leverage as the higher possibilities of manager's opportunistic earnings manipulation, that is, lower quality of earnings. We find consistent empirical results regardless of proxies of cost of debt(interest rates of debt or spread), the ways to measure dependent variables (practitional rank variable or continuous variable). In addition, these results do not change in additional test where using OLS regression, the method suggested to control the possibility of

* Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author

** Assistant Professor, School of Business, Soongsil University, atoz9@ssu.ac.kr, Corresponding Author

*** Associate Professor, School of Management, Kyung Hee University, accpark@khu.ac.kr, Co-Author

clustering attributes of data, and Newey and West(1987) method to alleviate the problem of cross-sectional and/or time-series dependence of data.

The contributions of this study as follows. First, we focus on private firms in which cost of debt has more important implication because they do not have access to the stock market. Second, it shows that the relation between earnings quality and leverage can be differently evaluated by credit investor according to the level of leverage. In sum, while most of prior studies focus on listed firms in investigating management's earnings manipulation based on debt covenant hypothesis, this study shows how the debt market actually evaluates the quality of earnings using the level of debt-ratio by focusing on private firms. We believe it is more appropriate for testing debt covenant hypothesis to focus on the private firms because they heavily relies on creditors rather than shareholders.

<Key words> Unlisted Company, Cost of Debt, Accounting Earnings, Debt/Equity ratio, Earnings Management, The Evaluation in Debt Market