

# 산업 내 경쟁 정도와 부채조달비용

## Market Competition and Cost of Debt

### - Evidence from KOSPI and KOSDAQ Listed Firms -

정석윤\* · 차상권\*\* · 진승화\*\*\*

#### 초 록

본 연구는 산업 내 경쟁정도 낮아 독점적인 산업에 속한 기업이 경쟁정도가 높은 기업에 비해 더 낮은 타인자본비용으로 자본 조달이 이루어질 것이라는 가설을 검증하고자 2001년부터 2012년까지의 유가증권시장과 코스닥상장 기업을 대상으로 분석을 실시하였다. 이를 위하여 타인자본비용을 부채차입스프레드를 이용하였으며 산업 내 경쟁정도는 허핀달-허쉬만 지수를 활용하였다.

산업 내 경쟁정도가 치열할수록 외부 기업지배구조로써 감시기능을 갖기에 회계정보의 질이 높으므로 이로 인한 정보비대칭이 감소하여 낮은 부채조달비용을 지불할 가능성이 있는 반면, 경쟁이 치열할수록 수익성이 악화되고 현금흐름 위험 및 기존 및 신규 경쟁자로 인한 영업위험이 항상 존재하므로 위험 프리미엄이 존재한다. 따라서 반대로 부채조달비용이 상승할 소지도 존재한다. 이전 연구에서 지적한 산업 내 경쟁과 이익조정간의 관련성을 보았을 때 음의 관련성을 나타내 독점적 산업에서의 정보비대칭, 높은 대리인비용 이익조정을 지적하였으나 채권자 입장에서 이를 추가적인 위험으로 간주하지 않는다는 연구를 종합해보면 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 산업에서의 낮은 부채조달비용을 예상해볼 수 있다.

실증분석결과를 살펴보면 전체표본을 대상으로 한 분석결과, 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 산업일수록 부채차입스프레드와 음의 관련성을 나타내는 바, 독점적인 산업일수록 부채조달비용을 덜 부담하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 산업의 경우 경영자의 기회주의적 의사결정으로 인해 발생하는 대리인 비용이 높다는 다수의 연구결과와 달리 독점적인 산업에서는 보다 저렴하게 타인자본을 조달 할 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 상장시장에 따른 분석을 실시한 결과, 코스닥시장에서 더 강력하게 나타났다. 본 분석의 결과는 산업 집중도를 허핀달-허쉬만 지수뿐만 아니라 상위 4사 집중도를 이용하여도 동일하게 나타났다.

본 연구는 산업집중도가 높아 산업 내 경쟁 정도가 감소하여 독점적일수록 보다 낮은 타인자본비용을 부담할 수 있음을 제시한 연구결과로써 일련의 산업 내 경쟁정도에 관한 연구를 보다 확장하였다는 데 의의가 있다. 채권자가 수익률을 결정하는 과정에서 산업 내 경쟁은 위험요소 즉, 수익률을 증감시키는 요인과 관련성이 존재함을 실증적인 보인 국내연구로써 그 차별성이 존재한다.

**주제어 :** 산업 내 경쟁정도, 산업 집중도, 부채조달비용

[투고일: 2015. 06. 30, 심사(수정)확정일: 2015. 07. 07, 게재확정일: 2015. 07. 25]

\* 주 저자, 한양대학교 경영대학 경영학부 조교수

\*\* 교신저자, 한양대학교 대학원 회계학과 박사과정, e-mail : sangkwon@hanyang.ac.kr

\*\*\* 공동저자, 한양대학교 대학원 회계학과 박사과정

## I. 서론

기업이 타인자본을 조달하고자 할 때 채권자는 개별기업이 가지고 있는 채무불이행 위험에 따라 추가적인 수익률을 요구할 수 있다. 즉, 자본조달에서 채권자(투자자)가 고려하는 가장 큰 관심은 채무자(기업)의 원리금 상환여부 또는 그 가능성이다. 다수의 연구에서는 이를 바탕으로 채권자인 투자자 또는 중간에서 정보를 제공하는 신용등급 산정기관에서는 회계정보의 질을 고려하는지 또는 회계정보의 질이 어떠한 영향을 미치는지 검증하였다.

국내외 연구를 막론하고 다수의 연구에서는 회계정보의 질이 낮다면 투자자와 기업 간의 정보비대칭이 커지고 이로 인한 자본비용의 상승은 다소 유기적으로 연결되어 있음을 보였다. 최근의 연구에서는 재량적 발생액(discretionary accruals)을 이용한 이익조정(earnings management)이 오히려 타인자본비용을 경감시키는 역할을 하고 그러한 이유로 투자자 또는 신용등급기관에서 이를 적발하지 못하거나 비중 있는 요소로 간주하지 않음을 보인 연구들이 존재하기도 하였다.

이에 본 연구는 산업 내 경쟁정도가 낮을수록 발생액 또는 실물 활동을 통한 이익조정이 보다 활발하게 이루어짐에 따라 발생하는 회계정보의 질의 감소 또는 정보비대칭의 심화를 보인 연구들을 바탕으로 부채조달비용에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 한다.

본 연구의 동기는 다음과 같다. 산업 내 경쟁이 치열할수록(완전 경쟁적일수록) 산업 내 기업 간의 정보습득 가능성 또는 정보 이용가능성(benchmark)이 증가하고 이는 곧 경영자가 기회주의적인 의사결정을 제한하는 역할로 기업의 감시기능(monitoring)으로써 효용을 갖고 있다면 경쟁이 치열할수록 부채조달비용이 감소할 수 있다. 반면에 산업 내 경쟁이 낮을수록(독점적일수록) 상대적으로 안정적인 수익구조를 피할 수 있고 신규 경쟁자의 진입으로 인한 잠재적 위험이 적으므로 부채조달비용이 경감될 수 있다. 따라서 두 가지 견해에 대해 실증적으로 살펴볼 필요가 있다고 판단하였다. 본 연구의 결과는 산업 내 경쟁의 순기능적 요소가 보다 강조된다면 산업 내 경쟁이 치열할수록 부채조달비용이 감소할 것이고 산업 내 경쟁에 따른 안정적인 수익구조 측면이 보다 부각된다면 산업 내 경쟁이 낮을수록 부채조달비용이 감소되는 관계를 보일 것으로 예상하였다.

앞서 언급한 바와 같이, 본 연구에서 주요하게 살펴볼 두 가지 변수인 산업 내 경쟁과 부채조달비용 간에는 다음 두 가지의 논리적 전개가 가능하다. 첫째, 산업 내 경쟁이 치열해지면 그 만큼은 이익이 감소하게 된다. 경쟁이 치열할수록 그 수익구조는 악화되고 결국 채무불이행 위험이 커져 채권자는 추가적인 요구를 할 수 있게 되어 기업이 부담하는 부채조달비용이 높아질 소지가 존재한다. 둘째, 경쟁이 치열할수록 산업 내 다른 기업에 의한 인수·합병 및 이익의 변동성이 커질 가능성이 존재한다.

전략적인 가격 정책(pricing)은 기업의 마진율을 감소시킬 수 있으며 이러한 위협은 경쟁이 유지되는 한 결코 감소하지 않기 때문이다(Huang et al., 2014).

반면에, 산업 내 경쟁이 치열해지면 산업 내 기업 간의 상호 감시기능이 발휘되어 회계정보의 질이 개선되고 대리인 비용이 감소하고 이에 따른 자기자본비용의 감소를 초래하는 긍정적인 반응에 대한 논리가 존재한다(Giroud & Mueller, 2010, 2011, 임승연, 2012). 따라서 산업 내 경쟁이 치열할수록 회계정보의 질이 높아지면 기업과 채권자간의 정보비대칭이 감소하여 그 만큼 기업이 부담할 부채조달비용이 감소할 소지도 존재한다.

본 연구는 앞서 기술한 산업 내 경쟁과 부채조달비용간의 상반된 이론에 실증결과를 제시하고자 2001년부터 2012년까지의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 허핀달-허쉬만 인덱스를 활용한 산업 내 경쟁 측정치와 부채차입스프레드를 활용한 부채조달비용을 본 연구의 관심변수와 종속변수로 하여 검증하고자 한다.

주요 실증분석결과를 살펴보면 전체표본을 대상으로 한 분석결과, 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 산업일수록 부채차입스프레드와 음(-)의 관련성을 나타내는 바, 독점적인 산업일수록 부채조달비용을 덜 부담하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 산업의 경우 경영자의 기회주의적 의사결정으로 인해 발생하는 대리인 비용이 높고 정보위험이 높아 자본비용이 상승한다는 일부 이전의 연구결과와 달리 독점적인 산업에서는 보다 저렴하게 부채조달을 할 수 있음을 의미한다. 또한 중위수로 구분하여 살펴 본 경우에도 질적으로 다르지 않은 결과를 도출한 바 산업집중도가 높은 집단이 낮은 집단에 비해 평균적인 부채조달비용이 낮음을 도출할 수 있었다.

산업 내 경쟁과 부채조달비용간의 관계는 상장시장에 따른 상이한 결과를 보이기도 하였다. 유가증권시장에서는 산업 내 경쟁정도과 부채조달비용간의 관련성이 전체표본을 대상으로 한 결과와 유사하게 도출되었으나 코스닥시장에서는 통계적으로 유의한 결과를 도출할 수 없었다. 이러한 결과는 산업 내 경쟁과 부채조달비용간의 관계가 상장시장에 따라 차별적으로 나타날 수 있음을 의미한다.

본 연구는 다음 장에서 산업 내 경쟁과 부채조달비용의 의의와 관련성에 대해 선행 연구를 통해 살펴보고 이어서 가설설정을 하였다. 제 3장에서는 실증분석을 위한 연구방법론을 연구모형과 조작적 정의 및 표본 선정 방법 및 절차에 대해 언급하면서 표본의 분포를 설명하였다. 제 4장에서는 본 연구의 실증분석 결과를 제시하고 이에 대한 해석을 제시하고 마지막 제 5장에서는 결론과 본 연구의 한계점을 순차적으로 나타내었다.

## II. 선행 연구 및 가설설정

### 2.1 산업 내 경쟁정도에 관한 연구

산업 내 경쟁정도란 동종 산업 내의 경쟁기업의 비중을 의미한다. 산업 내 경쟁이 치열할수록 산업 내 기업 간의 상호감시기능이 발휘되어 일종의 기업의 외부기업지배 구조로써 경영자로 하여금 기회주의적 또는 사적이익을 추구하고자 하는 의사결정을 감시 또는 제약하는 기능을 한다. 다수의 연구에서 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 산업에서의 회계정보의 질이 감소하고 경영자의 기회주의적 행동이 보다 두드러지며 그러한 원인을 산업 내 경쟁이 치열하지 않기에 정보습득가능성이 높지 않고 정보공개를 꺼리며 이로 인한 정보비대칭이 커질 수 있는 여지가 존재함을 주장하였다(임승연, 2012; 유혜영 등, 2013; Huang et. al., 2014). 예컨대, 유혜영 등(2013)에서는 산업 내 경쟁이 낮아 독(과)점 시장에서 이익조정이 보다 증가하며 회계정보의 질이 떨어지는 것을 발견하면서 기업 외부의 지배구조가 효과적으로 작동하지 않기 때문이라고 지적하였다. 이와 유사한 연구로, 신일항 등(2014)에서는 산업 내 경쟁정도와 기업지배구조와의 상호작용항을 관심변수로 기업의 실제이익조정에 미치는 영향을 살펴보았다. 산업 내 경쟁이 낮아 독점적일수록 실제이익조정이 증가하지만 기업의 내부지배구조가 건전할수록 산업 내 집중도와 실제이익조정간의 관련성이 약화됨을 주장하였다.

한편, 산업 내 경쟁과 자본비용간의 관련성을 주장한 연구가 존재한다. 임승연(2012)에서는 독점적 산업일수록 자기자본비용이 상승함을 주장하였다. 산업 경쟁이 치열할수록 수익성이 악화되는 단점이 존재하지만 산업 내 경쟁이 낮아 독점적 산업에서 발생할 수 있는 높은 대리인 비용과 불투명한 정보환경(opaque environment)이 야기하는 회계정보의 질의 감소가 더 큰 단점으로 작용할 수 있음을 주장하면서 결국 자기자본비용을 상승시킨다는 실증분석결과를 제시하였다. 손성규 등(2014)에서는 산업 내 경쟁이 높을수록(경쟁이 치열할수록) 고품질의 회계정보를 산출하고자 하는 유인이 존재하므로 높은 감사품질을 요구할 것으로 기대하였다. 분석결과, 산업 내 경쟁이 치열할수록 높은 감사보수를 지불하지만 감사시간이 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 저자들은 높은 감사보수의 지불은 감사시간의 추가적이 투입에 기인한 현상이라고 보기보다는 높은 감사품을 선호하기 때문이라고 주장하였다. 두 연구의 결과는 산업 내 경쟁이 치열할수록 고품질의 회계정보가 산출될 수 있음을 의미한다.

손성규·신일항(2014)은 재무분석가의 예측활동에 미치는 영향을 살펴보았다. 동 연구에서는 산업 내 경쟁이 치열할수록 재무분석가의 이익예측 정확성이 향상되고 분산이 감소하여 더 정확한 예측에 기여할 수 있음을 제시하였다. 즉, 산업 내 경쟁이 치열할수록 투자자와 기업 간의 정보비대칭이 감소되거나 회계정보를 해석하는 데 의견

차이가 크지 않은 현상을 보인다는 것이다.

이러한 연구들은 대체적으로 기업지배구조적 측면에서 초점을 맞추었다. 그러나 다른 견해에서의 산업 내 경쟁을 주장한 연구가 존재한다.

Valta(2012)는 미국 기업을 대상으로 산업 내 경쟁과 타인자본비용간의 관련성을 살펴보았다. 동 연구의 논리적 전개에서 산업 내 경쟁이 치열할수록 수익성 악화와 채무불이행 위험의 상승이 결국 기업의 타인자본비용을 상승시킬 수 있으며 결국 산업 내 경쟁과 타인자본비용간의 관련성이 존재함을 언급하였다. Dhaliwal et al.(2014)의 연구에서는 경영 전략적 측면에서 산업 내 경쟁이 치열한 기업일수록 보수적 회계처리 수준이 나타날 것이라고 주장하였다. 만일 산업 내 경쟁이 치열할수록 회계정보의 질이 산업 내 경쟁이 낮은 경우에 비해 더 좋다면 투자자들의 추가적인 요구가 반영되지 않아 결국 산업 내 경쟁이 치열할수록 보수적 회계처리 수준이 낮아질 것을 기대하였지만 결과는 반대로 도출되었다. 이에 대한 해석으로 동 연구에서는 시장의 경쟁이 치열하다는 것은 그 만큼 신규경쟁자의 진입이 수월할 수 있으므로 이를 견제하고자 손실을 조기에 인식할 수 있는 경영자의 의사결정이 유도될 수 있다고 주장하였다.

## 2.2 타인자본비용에 관한 연구

선행연구에서는 채권자들이 채무불이행 위험과 유동성을 파악하는데 회계정보를 바탕으로 요구수익률을 결정 짓는다고 가정할 때, 회계정보의 질이 주효한 역할을 할 수 있다는 논리적 가정을 바탕으로 한 연구들이 주를 이루었다(Bharath et al., 2008; Kim & Sohn, 2009; 강장원·남천현, 2008; 박종일, 2011; 이영한·김성환, 2011; 윤종철, 2013; 박종일·윤소라, 2014b). 회계정보의 질이 낮을수록 이로 인해 야기되는 채권자와 기업 간의 정보비대칭은 채권자로 하여금 기업에 대한 이해도가 낮아짐으로 결국 추가적인 요구수익률을 요구할 수 있음을 주장하였다(이영한·김성환, 2011; 이세철·고영우, 2012; 고영우·이세철, 2012). 이를 검증하고자 발생액의 질, 이익조정 등 회계정보의 질의 측정치들과 부채조달비용간의 관련성에 대해 살펴본 다수의 연구들이 존재한다. 구체적으로는 정보비대칭이 높을수록(고영우·이세철, 2012), 발생액의 질이 낮을수록(윤종철, 2013), 회계이익과 과세소득간의 차이가 클수록(유순미, 2013), 부채조달비용과 양(+ )의 관련성을 살펴본 연구들이 있고, 불성실공시 범인 여부(이아영 등, 2008), 공시품질(이상철, 2011), 정보비대칭에 영향을 주는 변수들에 초점을 맞추어 부채조달비용간의 관련성을 제시한 연구들이 존재하였다. 이상의 연구들에서는 공통적으로 정보위험(information risk)에 초점을 맞추었다. 그러나 이러한 연구들은 채권자(투자자)들이 회계정보의 질을 회석할만한 방법과 그 탐지능력이 존재한다는 것을 가정하지만 실제로 채권자들이 그러한 능력이 있을지 또한 이를 알고도 경영자가 회계정보의 질을 감소시킬 유인이 없다고 주장하면서 박종일·윤소라(2014b)의 연구는 재

량적 발생액을 통한 이익조정이 부채조달비용을 감소시킬 수단으로 이용될 수 있음을 보였다.

일련의 연구들이 회계정보의 질 즉, 이익조정이 자본비용에 미치는 영향에 대해 관련성을 주장하였지만 부채조달비용을 결정짓는 요소로 채무불이행 위험과 유동성 및 원리금 상환가능성 등이 주요한 변수로 꼽힌다(Valta, 2012). 본 연구에서 관심을 갖는 산업 내 경쟁은 경쟁에 따른 수익구조의 변화, 수익구조의 차이, 기업의 유동성 및 채무불이행 위험에 모두 관련성을 갖는다. 채무불이행 위험이란 기업의 도산 및 파산가능성을 의미한다. 산업 내 경쟁에 치열할수록 기업의 수익구조는 영향을 받는다. 따라서 산업 내 경쟁정도는 부채조달비용을 증감시키는 주요인 중 채무불이행 또는 영업활동으로 인한 현금흐름에 영향을 미치는 하나의 요소로 볼 수 있다(Hou & Robinson, 2006; Valta, 2012).

## 2.3 연구가설

본 연구는 산업 내 경쟁과 타인자본비용간의 관련성을 살펴보고자 하는 데 그 목적이 있다. 두 변수간의 방향성에 대해서는 두 가지의 상충되는 논리가 존재한다. 먼저, 산업 내 경쟁이 낮아 독점적일수록 타인자본비용이 증가할 것이라는 예측이다. 산업 내 경쟁은 기업의 지배구조적인 역할을 하므로 산업 내 경쟁이 치열할수록 감시기능(monitoring)이 향상된다. 이러한 기능이 효율적으로 작용된다면 산업 내 경쟁이 치열할수록 타인자본비용이 감소할 수 있다.

반면에 산업 내 경쟁이 감소하여 독점적인 경우 이익조정이 증가하고, 이익조정이 증가할수록 부채조달비용이 감소하는 일련의 선행연구를 살펴보았을 때 산업 내 경쟁과 부채조달비용은 양의 관련성을 가질 소지가 존재한다. 박종일·윤소라(2014b)의 연구에서는 재량적 발생액을 통한 이익조정이 부채조달비용을 감소시키는 결과를 제시하였다. 동 연구에서는 부채조달시장에서 경영자가 부채조달비용을 감소시키기 위해 재량적 발생액을 통한 이익조정을 실시하고 또한 채권자들 또한 이를 식별하지 못하여 결국 부채조달비용이 감소됨을 보였다. 유혜영 등(2013)의 연구에서 산업 내 경쟁이 감소할수록 이익조정이 유의적으로 증가함을 보였고, 이에 따라 산업 내 경쟁이 감소할수록 이익조정이 증가하여 부채조달비용이 감소할 소지도 충분히 존재한다. 아울러, 산업 내 경쟁이 치열한 완전경쟁시장에서는 수익구조가 탄탄하지 못하고 영업 현금흐름 변동성도 커서 투자 위험성이 존재한다. 산업 내 경쟁이 낮아 독점적일수록 상대적으로 안정적인 수익구조를 보이고 영업활동으로 인한 현금흐름 또한 경쟁이 치열한 경우에 비해 더 분산이 크지 않을 수 있다. 따라서 이와 같은 부분은 실증적 문제라고 판단하고 본 연구에서는 다음과 같이 가설을 설정하였다.

가설. 산업 내 경쟁 정도와 부채조달비용간의 음의 관련성을 가질 것이다.

### Ⅲ. 연구방법론

#### 3.1 연구모형 및 변수 정의

본 연구의 가설을 검증하고자 관련 연구를 바탕으로 아래와 같이 모형을 설정하였다(박종일, 2011 ; 박종일·남혜정, 2011 ; 고영우·이세철, 2012 ; 윤종철, 2013 ; 박종일·윤소라, 2014b ; Valta 2012). 연구모형에서 종속변수는 t+1기, 독립변수는 t기로 시차를 둔 모형으로 하였다<sup>1)</sup>.

$$\begin{aligned}
 COD_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COM_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 BTM_t + \beta_6 TACC_t + \beta_7 PPE_t \\
 & + \beta_8 BETA_t + \beta_9 INTCOV_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} MS_t + \beta_{12} MKT_t + YEAR + KSIC \\
 & + e
 \end{aligned}$$

여기서,  
변수

	조작적 정의
<i>COD1</i>	: 세전 부채조달비용
<i>COD2</i>	: 세후 부채조달비용
<i>FRV1</i>	: 소수순위등급으로 변환한 <i>COD1</i>
<i>FRV2</i>	: 소수순위등급으로 변환한 <i>COD2</i>
<i>COM</i>	: 산업 내 경쟁 정도
<i>SIZE</i>	: 기업규모
<i>LEV</i>	: 부채비율
<i>ROA</i>	: 총자산 대비 당기순이익
<i>BTM</i>	: 시장가치 대비 장부가치
<i>TACC</i>	: 총 발생액
<i>PPE</i>	: 순 유형 자산 비중
<i>BETA</i>	: 체계적 위험
<i>INTCOV</i>	: 이자보상비율
<i>LOSS</i>	: 손실 더미
<i>MS</i>	: 시장점유율
<i>MKT</i>	: 유가증권시장이면 1, 코스닥시장이면 0
<i>YEAR</i>	: 해당연도이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>KSIC</i>	: 해당산업이면 1, 그렇지 않으면 0

1) 동 기간으로 한 결과에서도 연구결과가 달라지지 않았으며 관련연구와 일치한 방법론을 준용하고자 본 논문에서는 시차 모형으로 한 분석결과 위주로 제시하였다.

중속변수인 부채조달비용은 부채차입스프레드를 이용하였다. 부채차입스프레드(*CODI*)는 총 금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 값으로 측정하였다(박종일·윤소라, 2014b). Pittman & Fortin(2004) 및 고영우·이세철(2012)에서 제시한 세금을 고려한 측정치(*COD2*)를 활용하였다. 또한 측정치 중 극단적인 값에 의해 영향을 받을 수 있고 이를 완화할 수 있는 방법으로 이전연구에서 제시한 소수의 순위변수로 변환한 값(*FRV1*, *FRV2*)을 부채조달비용의 측정치로 이용하기도 하였다.

관심변수인 산업 내 경쟁정도는 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Hirshman Index)를 활용하였다. 허핀달-허쉬만 지수가 높을수록 산업 내 소수 기업에 의한 시장점유율이 높아 결국 산업 내 경쟁정도는 낮음을 의미한다(Giroud & Mueller, 2010, 2011; Valta, 2012; Dhaliwal et. al., 2014; 박경서 등, 2011; 유혜영 등, 2013). 즉, 산업 집중도를 의미하는 허핀달-허쉬만 지수와 산업 내 경쟁정도는 서로 역(-)의 관계에 있다고 볼 수 있다(임승연, 2012 ; 유혜영 등, 2013 ; 신일항 등, 2013 ; 손성규·신일항, 2014 ; 이우재·정석우, 2014). 이를 측정하고자 상장기업 뿐만 아니라, 100억 이상의 비상장 외부 감사 법인까지 포함하여 산정하였고 한국표준산업분류 소분류로 각각 산출하였다. 구체적으로 허핀달-허쉬만 지수는 동일한 산업 내 기업의 매출액을 해당 산업의 총 매출액으로 나누고 이를 제곱하여 산업별로 합하였다. 이를 산식으로 표현하면 다음과 같다.

$$HHI_{j,t} = \sum_{i=1}^N S_{i,j,t}^2$$

여기서,  
 변수    : 조작적 정의  
*S*       : 매출액

통제변수는 다수의 선행연구에서 공통적으로 지적한 변수들로 구성하였다. 그 중, 부채조달비용을 증감시키는 요인으로 알려진 기업규모, 부채비율, 수익성, 이자보상배율, 순 유형자산 비중, 시장가치 대비 장부가치 비중, 체계적 위험, 손실더미, 상장시장 더미를 포함하였다.

기업규모(*SIZE*)는 기업 규모가 클수록 부채시장에서 부채조달가능성이 높고 또한 상대적으로 적은 비용을 조달할 수 있는 여지가 있으므로 본 연구에서는 기업규모와 부채조달비용간의 음의 관련성을 추측해 볼 수 있다. 또한 기업 규모는 본 연구에서 통제하지 못한 다른 변수를 대리할 수 있다고 알려져 있다(Becker et al., 1998 ; 박종일, 2011 ; 박종일·남혜정, 2011). 부채비율(*LEV*)이 높아 기업의 재무 안정성이 높지 않을 때 기업이 추가적인 부채조달 시 채권자는 높은 채무불이행의 가능성을 이유로 추가적인 비용을 요구할 수 있다(강장원·남천현, 2013; 전홍민, 2014). 따라서 본 연구에서는 부채비율과 부채차입스프레드와 양(+)의 관련성을 예상할 수 있다. 총자산 대



비 당기순이익률(*ROA*)은 기업의 수익성을 나타내는 지표로써 동 지표가 높을수록 부채조달비용이 감소할 것으로 예측해볼 수 있다. 장부가대비 시장가치비율(*BTM*)은 자산 총계에서 총부채를 차감한 순자산을 기말의 보통주 시가총액으로 나누어 계산하였는데, 일반적으로 이 비율이 높다는 것은 성장성이 높지 않고 보수적 회계처리 정도가 낮음을 의미한다(이아영 등, 2008; 고영우·이세철, 2012; 김종일·황문호, 2013). 총발생액 비중(*TACC*)은 당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감한 나머지를 자산총계로 나눈 값이다. 이 비율이 높을수록 이익 중 현금흐름이 차지하는 비중이 낮으므로 부채조달비용과 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 순 유형자산의 비중(*PPE*)은 총 유형 자산에서는 토지 및 건설 중인 자산을 차감한 나머지가 자산총계에서 차지하는 비중으로 이 비율이 클수록 담보능력을 이유로 부채조달비용이 감소할 것으로 예상되는 바, 부채조달비용과 음의 관련성을 추측해볼 수 있다(Pittman & Fortin, 2004; 박종일·김명인, 2013)., 체계적위험(*BETA*)는 1년간 시장모형(*market model*)으로 추정하여 산출한 위험을 뜻하며, 이 비율이 높을수록 개별기업의 위험이 증가함으로 부채조달비용이 상승할 것으로 예측할 수 있다(Kim & Sohn, 2009; 박종일·남혜정, 2011; 김종일·황문호, 2013; 전홍민, 2014). *LOSS*은 당기순손실을 기록하면 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수를 의미한다. 손실기업은 기업의 수익성의 지표가 될 수 있고(박종일·남혜정, 2011; 신현대, 2012) 손실을 기록하면 해당 연도의 수익성이 악화되었음을 의미함으로 손실더미(*LOSS*)와 부채조달비용간의 양(+의) 관련성을 예측해볼 수 있다(Pittman & Fortin, 2004, 박종일·윤소라, 2014b). 시장점유율(*MS*)은 개별기업의 시장점유율을 의미하며 개별기업의 시장점유율에 따른 기업의 전략 및 의사결정이 자본비용에 미치는 영향을 통제하고자 이를 포함하였다(신일항 등, 2014). 마지막으로 상장시장 더미(*MKT*)를 포함하였다. 상장시장 더미는 유가증권 시장의 경우 1, 코스피시장의 경우 0의 값을 사용하였다(박종일·남혜정, 2011). 유가증권시장에 비해 코스닥시장의 경우 부채조달비용이 더 클 것으로 기대되는 바, 상장시장더미와 부채조달비용간의 음(-)의 관련성을 예측해 볼 수 있다.

## 3.2 표본 선정

본 연구는 산업 내 경쟁정도과 타인자본비용의 관련성을 살펴보고자 위함이다. 먼저 2001년부터 2012년까지 연구 기간으로 하고 이를 위하여 2000년부터 2013년까지의 재무데이터를 추출하였다. 단, (1)에서 (4)까지 해당하는 경우에는 본 연구결과의 일관성을 위해 제외하였다.

(1) NICE평가정보(주)의 KIS-VALUE 데이터베이스에서 재무데이터를 추출할 수 없는 경우에는 제외하였다. (2) 12월말 결산법인이 아닌 경우, 본 연구의 표본의 동질성을 위하여 제외하였다. (3) 산업 분류상 금융업에 속하는 경우에는 금융업의 경우 계

정과목이 비금융업과 차이를 보임으로 표본에 포함하지 않았다. 마지막으로 (4) 자본잠식 또는 관리중목으로 편입된 경우 재무정보의 왜곡과 일반적인 해석이 불가능할 것으로 판단되는 바, 표본에서 제외하였다.

본 연구에 활용한 연속변수는 양 극단의 1% 값에 대해서는 윈저화(winsorizing)하였다. 총 11,919개의 기업-연도 표본 중 유가증권시장의 경우 5,719개(기업-연도)이고 코스닥시장의 경우 6,200개(기업-연도)이다.

<표 1>에는 본 연구의 표본 분포를 한국표준산업분류(K-SIC)의 제 9차 대분류로 나타냈다<sup>2)</sup>. 제조업의 경우 총 표본 11,919개(기업-연도) 중 8,242개(기업-연도)를 차지하며 약 69.15%의 비중을 보였다. 순차적으로는 도매 및 소매업, 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업, 전문, 과학 및 기술 서비스업, 건설업 그리고 운수업 순으로 많은 비중을 차지하는 것을 확인할 수 있었다. 아울러, 이러한 분포는 유가증권시장과 코스닥시장에서 유사하게 나타났다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

산업분류	Freq.	Percent	Cum.
농업, 임업 및 어업	60	0.50	0.50
광업	12	0.10	0.60
제조업	8,242	69.15	69.75
전기, 가스, 증기 및 수도사업	117	0.98	70.74
하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	35	0.29	71.03
건설업	472	3.96	74.99
도매 및 소매업	948	7.95	82.94
운수업	250	2.10	85.04
숙박 및 음식점업	3	0.03	85.07
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	886	7.43	92.50
부동산업 및 임대업	17	0.14	92.64
전문, 과학 및 기술 서비스업	691	5.80	98.44
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	96	0.81	99.24
교육 서비스업	38	0.32	99.56
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	40	0.34	99.90
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	12	0.10	100.00
Total	11,919	100.00	

2) 실증분석 시 대분류가 아닌 중분류가 적용된 산업 코드를 이용하였다.

## IV. 실증분석결과

### 4.1 기술통계량

<표 2>에 본 연구에 사용된 주요 변수의 기술통계량을 제시하였다. 종속변수인 부채차입스프레드(COD)는 연속변수로 측정된 경우(CYS)와 소수순위변수로 측정된 경우(FRV)로 구분할 수 있다. 연속변수로 측정된 부채조달비용은 평균값(중위수)이 0.0633(0.0559)로 기업이 평균적으로 6.3% 부담하는 경우임을 알 수 있다. 소수순위변수란 최솟값이 0에서 최댓값이 1의 값을 갖게 되는 변수로 연속변수를 변환하는 것이다. 따라서 평균값과 중위수가 각각 0.5의 값을 갖게 된다.

기업규모(SIZE)는 평균(중위수)이(가) 25.643(25.352)의 값을 갖는 것으로 나타나 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 한 연구에서의 기업규모와 유사하게 나타났다(이세철과 고영우, 2012). 부채비율(LEV)은 부채 총계를 자산총계로 나눈 값으로 평균비율이 0.494로 나타나 상장기업의 평균 부채비율이 49.4%, 최소 3.9%에서 최대 86%로 나타났으며 이러한 분포 또한 이전 연구가 크게 다르지 않음을 확인하였다(신현대, 2012). 총 자산 대비 당기 순이익(ROA)의 평균값은 0.026 즉, 2.6%임에 반해 표준편차는 약 0.114로 표본간의 편차가 큼을 확인할 수 있다. 시장가치 대비 장부가치(BTM)의 비율은 평균이 1.469이므로 시장가치 대비 장부 가치는 147%정도 비율을 가지며 이 비율이 최대 630% 기록한 표본도 포함되어 있다. 총 발생액의 비중을 의미하는 TACC는 평균이 -0.024 즉, 0에 가깝고 -43%에서 32%사이에서 고르게 분포되어 있다. 순 유형자산의 비중(PPE)은 표본 평균이 0.220으로 총 자산 대비 약 22%의 비중을 차지하는 것을 알 수 있다. 체계적 위험(systematic risk)이란 시장수익률 변동에 따른 기업의 자산의 수익률 변동의 민감도(sensitivity)를 의미하는 것으로 일반적으로 이 값이 1보다 크면 시장(security market)보다 더 민감하므로 상대적인 위험이 크다고 간주한다. 반면에 1보다 작다면 상대적으로 위험이 크지 않다고 볼 수 있다. 다시 말해, 체계적 위험은 상대적 위험을 의미한다. 우리나라 유가증권 시장을 대상으로 한 연구에서는 대체적으로 체계적 위험이 1보다 낮은 것으로 나타났다. 본 연구의 기술통계상의 체계적 위험 또한 평균값이 1에 미치지 못함을 확인할 수 있다. 손실더미변수(LOSS)는 평균값이 0.233으로 나타나는 바, 본 연구의 표본 중 23.3%가 당기순손실을 기록하였음을 알 수 있다. 시장점유율은 개별기업의 시장점유정도로써 평균값이 약 0.032로 나타나 이전연구들의 분포와 유사함을 확인하였다(신일항 등, 2014). 상장시장 더미변수(MKT)는 0.480으로 나타나 유가증권시장의 비중이 약 48%임을 알 수 있다.

〈표 2〉 주요변수의 기술통계량

Variable	Mean	S.D.	Min	.25	Mdn	.75	Max
<i>CYS1</i>	0.066	0.048	0.001	0.043	0.057	0.073	0.368
<i>CYS2</i>	0.057	0.043	0.000	0.036	0.048	0.065	0.302
<i>FRV1</i>	0.500	0.250	0.000	0.250	0.500	0.750	1.000
<i>FRV2</i>	0.500	0.250	0.000	0.250	0.500	0.750	1.000
<i>COM</i>	0.121	0.136	0.006	0.028	0.073	0.154	0.666
<i>SIZE</i>	25.643	1.481	20.011	24.652	25.352	26.315	32.523
<i>LEV</i>	0.494	0.233	0.039	0.322	0.478	0.632	0.860
<i>ROA</i>	0.026	0.114	-0.461	0.003	0.035	0.078	0.352
<i>BTM</i>	1.469	1.151	0.129	0.671	1.154	1.903	6.364
<i>TACC</i>	-0.024	0.113	-0.423	-0.075	-0.020	0.031	0.322
<i>PPE</i>	0.202	0.150	0.001	0.089	0.172	0.281	0.679
<i>BETA</i>	0.826	0.392	0.078	0.534	0.797	1.089	1.879
<i>LOSS</i>	0.233	0.423	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>MS</i>	0.032	0.056	0.000	0.002	0.007	0.029	0.210
<i>MKT</i>	0.480	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

*CYS1* : 연속변수로 측정된 부채조달비용 측정치 (=총 금융비용/평균이자발생부채) *CYS2* : 세금을 고려한 부채조달비용 측정치 *FRV* : 소수순위변수로 변환한 부채조달비용 측정치 *COM* : 허핀달-허쉬만 측정치를 이용한 산업 내 경쟁 정도 측정치 *SIZE* : 기업규모 *LEV* : 부채비율 *ROA* : 총 자산 대비 당기 순이익 *BTM* : 시장가치 대비 장부가치 *TACC* : 총 발생액 *PPE* : 순 유형자산 *BETA* : 체계적 위험 *LOSS* : 손실이면 1 그렇지 않으면 0의 더미변수 *MS* : 시장점유율 *MKT* : 상장시장 더미변수

## 4.2 상관관계분석

〈표 3〉에는 주요변수의 상관관계분석 결과를 제시하였다. 본 연구의 종속변수인 부채조달비용의 측정치는 연속변수로 측정된 2가지 변수와 순위변수로 측정된 변수 2가지 총 4가지의 변수가 본 연구에서 사용되었다. 이들 측정치를 피어슨 상관관계분석 결과를 살펴보면 모두 상관계수가 5%이내의 유의수준에서 0.7이상의 관련성을 갖는바, 상호관련성이 70%가 넘는 것을 확인할 수 있다. 우선 연속변수인 *CYS1*과 *CYS2*는 상관계수가 0.9788로 나타나, 측정치간의 관련성이 높음을 확인할 수 있다.

본 연구의 관심변수인 산업 내 경쟁의 측정치(*COM*)는 4개의 부채조달비용 측정치와 모두 음(-)의 관련성을 보였다. 이는 산업 집중도가 높을수록 부채조달비용이 감소함을 의미하지만 이러한 결과는 단순 두 변수간의 상관관계이므로, 통제변수를 고려

하고도 본 연구의 결과가 유효할지는 다중회귀분석에서 고려해봐야 할 문제이다.

통제변수의 결과는 *CYSI*을 기준으로 살펴보면 기업규모(*SIZE*), 수익성(*ROA*), 시장가치 대비 장부가치 비율(*BTM*), 총 발생액(*TACC*), 순 유형 자산 비중(*PPE*), 이자보상비율(*INTCOV*), 시장점유율(*MS*), 시장더미변수(*MKT*)와 유의한 음(-)의 관련성을 부채비율(*LEV*), 체계적 위험(*BETA*), 당기순손실 여부(*LOSS*)와는 양(+)의 관련성을 보였다. 이는 기업규모가 클수록, 총자산 대비 당기순이익률이 높을수록, 시장가치 대비 장부가치 비율이 높을수록, 총 발생액의 비중이 높을수록 순 유형 자산의 비중이 높을수록, 이자보상배율이 클수록, 시장점유율이 높을수록, 유가증권시장 상장기업이면 부채조달비용이 낮게 나타났다. 반면에, 부채비율이 높을수록, 체계적 위험이 클수록, 당기순손실기업일수록 부채조달비용이 높아짐을 확인할 수 있었다.

통제변수간의 결과로는 총자산이익률(*ROA*)과 총 발생액(*TACC*), 시장점유율(*MS*)과 기업규모(*SIZE*)가 다른 변수들 간의 상관관계에 비해 상대적으로 높은 상관성(correlation)을 보이는 것으로 나타났다. 이로 인한 독립변수간의 다중공선성의 문제에 관해 회귀분석 시, 분산팽창지수로 확인해본 바, 결과의 왜곡을 초래할 만큼 크지 않음을 확인할 수 있었다. 본 연구에서 실시한 회귀분석에서 평균적으로 1.57 최대 분산팽창지수는 2.69로 나타났다.

<표 3> 주요변수의 상관관계

	<i>CYSI</i>	<i>CYS2</i>	<i>FRV1</i>	<i>FRV2</i>	<i>COMI</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEV</i>	<i>ROA</i>	<i>BTM</i>	<i>TACC</i>	<i>PPE</i>	<i>BETA</i>	<i>INTCOV</i>	<i>LOSS</i>	<i>MS</i>	<i>MKT</i>
<i>CYSI</i>	1.0000															
<i>CYS2</i>	0.9788*	1.0000														
<i>FRV1</i>	0.7242*	0.7313*	1.0000													
<i>FRV2</i>	0.7030*	0.7539*	0.9504*	1.0000												
<i>COMI</i>	-0.0304*	-0.0234*	-0.0385*	-0.0238*	1.0000											
<i>SIZE</i>	-0.0931*	-0.1300*	-0.0849*	-0.1325*	0.1954*	1.0000										
<i>LEV</i>	0.0286*	0.0422*	0.1736*	0.1756*	-0.0113	0.1705*	1.0000									
<i>ROA</i>	-0.1556*	-0.2235*	-0.2354*	-0.2969*	0.0310*	0.1620*	-0.0719*	1.0000								
<i>BTM</i>	-0.0190*	-0.0403*	0.0152	-0.0123	-0.0339*	0.1067*	-0.0840*	-0.0329*	1.0000							
<i>TACC</i>	-0.0944*	-0.1193*	-0.1159*	-0.1315*	-0.0268*	0.0561*	-0.0056	0.5384*	0.0344*	1.0000						
<i>PPE</i>	-0.0799*	-0.0832*	-0.0408*	-0.0350*	0.0242*	0.1651*	0.2868*	0.0891*	0.0085	-0.1098*	1.0000					
<i>BETA</i>	0.0245*	0.0484*	0.0400*	0.0752*	0.0720*	0.0460*	0.0746*	-0.0250*	-0.3161*	-0.0232*	-0.0265*	1.0000				
<i>INTCOV</i>	-0.0230*	-0.0313*	-0.0778*	-0.0823*	-0.0005	-0.0023	-0.1018*	0.1294*	-0.0460*	0.0440*	-0.0540*	0.0026	1.0000			
<i>LOSS</i>	0.1323*	0.2044*	0.2116*	0.2902*	0.0213*	-0.1629*	0.0764*	-0.6961*	-0.0184*	-0.3739*	-0.0624*	0.0706*	-0.0804*	1.0000		
<i>MS</i>	-0.0346*	-0.0623*	-0.0402*	-0.0806*	0.2560*	0.6050*	0.0993*	0.0854*	-0.0139	-0.0242*	0.1325*	-0.0008	0.0274*	-0.0851*	1.0000	
<i>MKT</i>	-0.0403*	-0.0703*	-0.0138	-0.0655*	0.0357*	0.5500*	0.0350*	0.0620*	0.2597*	0.0510*	0.0681*	-0.2367*	-0.0153	-0.0948*	0.3298*	1.0000

여기서, \*은 5%의 유의수준을 의미하며 변수의 정의는 <표 2>와 같다.

### 4.3 다중회귀분석

#### 4.3.1 전체 표본을 대상으로 한 결과

본 연구의 가설을 검증하기 위하여 통제변수를 포함한 회귀분석을 실시하였다. <표 4>는 전체표본을 대상으로 연속변수로 측정한 부채차입스프레드를 이용하여 OLS회귀분석결과를 의미한다. 관심변수와 주요 통제변수의 경우 회귀계수와 t값을 동시에 제시하였으나 고정효과를 고려하고자 실시한 연도더미와 산업더미의 연구결과는 지면의 제약으로 제외하였다. 모형의 적합성을 나타내는 F값은 종속변수에 관계없이 모두 1%수준에서 유의한 값을 도출되었고 모형의 설명력을 의미하는 조정된 R<sup>2</sup>값은 6%에서 17%사이의 값을 갖는 것을 확인할 수 있었다. 다소 설명력이 낮게 나타났으나, 유관연구의 설명력과 비교해 보았을 때 크게 차이가 있는 것은 아니라고 판단된다.

본 연구의 관심변수인 산업 내 경쟁정도의 측정치인 허핀달-허쉬만 지수(COM)은 1% 유의수준에서 종속변수의 측정방법에 관계없이 음(-)으로 유의한 관련성을 보였다. 총 금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 COD1이나 이를 소수의 순위변수로 측정한 FRV1, 그리고 세금을 고려한 측정치인 COD2 및 이에 대한 FRV2는 각각 -0.013, -0.055, -0.007, -0.003으로 나타나 산업 내 경쟁이 낮아 독점적일수록 기업이 부담하는 부채조달비용이 낮음을 보였다. 이러한 결과는 산업 내 경쟁이 낮을수록 신규진입자로 인해 발생할 수 있는 잠재적 경쟁위험, 사업위험이 높지 않고, 안정적인 수익추가가 이루어짐에 따라 채권자들이 산업 내 경쟁정도를 추가적인 위험요소 간주하지 않음을 의미한다. 기업지배구조적인 측면에서 보면, 효과적인 지배구조가 정보비대칭을 낮추고 회계정보의 질이 높아짐으로 결과적으로 기업이 부담하는 부채조달비용을 감소할 것으로 보았으나 본 연구에서는 기업지배구조적인 측면에서의 논리가 다소 적용되지 않음을 의미한다.

그러나 본 연구의 결과가 산업 내 경쟁에 관한 연구들과 상반된 결과를 제시하고 있지는 않다. 그 이유는 박종일·윤소라(2014b)의 연구는 경영자의 입장에서 낮은 부채조달비용을 부담하고자 재량적 발생액을 통한 이익조정을 수행하고 채권자들은 이러한 이익조정을 탐지할 능력이 부족하다는 실증적 결과를 제시하였다. 해당 연구를 바탕으로 추론해보면, 독점적인 산업에 속한 기업일수록 이익조정을 더 활발히 수행하고(유혜영 등, 2013; 신일항 등, 2014), 이로 인한 부채조달비용이 감소함을 나타낸 연구(박종일·윤소라, 2014b)를 종합해볼 때 산업 내 경쟁이 낮아 독점적일수록 부채조달비용이 감소한다는 본 연구의 결과가 결코 이질적이지 않음을 알 수 있다<sup>3)</sup>. 또한, 제

3) 독점적인 산업일수록 채권자의 정보수집가능성 및 정보이용가능성이 낮고 이렇게 정보비대칭이 더 심한상황에서 회계정보의 질의 감소가 채권자들로 하여금 탐지될 수 없는 상황을 만들고 이를 이용하여 독점적인 상황에서의 부채조달비용 감소를 위한 경영자의 노력이 더 잘 반영될 수 있음을 지적하였다.

2장에서 언급한 경쟁이 치열할수록 발생하는 기업지배구조적 측면에서의 장점이 존재하나(유혜영 등, 2013; 신일항 등, 2014), 경쟁이 치열할수록 상대적으로 안정적인(pledgeable) 소득이 창출이 어렵고 이는 곧 현금흐름 위험이 높아지는 단점이 존재한다(Valta, 2012 ; Dhaliwal et. al., 2014). 즉, 이는 기업의 채무 불이행 위험이 증가함을 의미한다. 아울러, 산업 내 경쟁이 치열할수록 지속적으로 노출되는 현존하는 경쟁자 또는 잠재적인 신규 진입에 의한 경쟁 위협이 항상 끊이질 않는다(Porter, 1980; Giroud & Mueller, 2011).

즉, 본 연구는 후자의 논리가 다소 더 적용된 연구결과를 제시한다고 볼 수 있다. 결국 산업 내 경쟁이 치열하여 수익성이 악화되고 현금흐름의 불확실성이 기업의 부채조달비용을 증가시키는 즉, 채권자의 추가적인 요구가 반영되는 현상을 야기할 수 있음을 의미한다.

통제변수의 경우 선행연구를 토대로 설정한 방향성이 대체로 일관적으로 나타났다. 종속변수가 연속변수로 측정된 *CODI*의 경우, *LEV*, *BTM*, *BETA*, *LOSS MKT*는 부채조달비용과 양의 관련성을, *SIZE*, *ROA*, *TACC*, *PPE*와는 음의 관련성을 사전적으로 예측하였다. 실증분석결과, *LEV*, *BTM*, *BETA*, *LOSS*는 부채조달비용과 음의 관련성을 나타내었다. 즉, 부채비율이 높을수록, 시장가치대비 장부가치 비율이 높을수록, 체계적 위험이 높을수록, 당기에 손실을 기록한 기업일수록 타인자본비용이 상승하고 기업규모가 클수록, 총 자산대비 당기순이익률이 높을수록, 총 발생액의 비중이 클수록, 순 유형 자산의 비중이 클수록 타인자본비용이 감소하는 음의 관련성을 보였다. 그러나 시장가치 대비 장부가치 비율은 소수의 순위등급으로 측정된 경우 그 방향성이 바뀌었으며 총 발생액의 비중 또한 일관적으로 유의한 결과를 유지하지는 못하였다.

<표 4> 전체 표본을 대상으로 한 분석 결과

$$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 COM_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 BTM_t + \beta_6 TACC_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 INTCOV_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} MS_t + \beta_{12} MKT + YEAR + KSIC + e$$

Var.	Pred Sign	COD1				COD2			
		Continuous		Fractional Rank		Continuous		Fractional Rank	
		Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats
Cons	+/-	0.103***	(8.88)	0.432***	(6.77)	0.112***	(11.15)	0.655***	(10.32)
COM	+/-	-0.013***	(-3.71)	-0.055***	(-2.77)	-0.007**	(-2.23)	-0.003**	(-1.69)
SIZE	-	-0.002***	(-3.75)	-0.006**	(-2.49)	-0.003***	(-6.11)	-0.015***	(-5.86)
LEV	+	0.008***	(4.01)	0.210***	(18.86)	0.009***	(5.02)	0.203***	(18.34)
ROA	-	-0.038***	(-6.35)	-0.339***	(-10.36)	-0.050***	(-9.70)	-0.430***	(-13.22)
BTM	+	-0.001*	(-1.78)	0.006**	(2.49)	-0.001**	(-2.46)	0.005**	(1.99)
TACC	-	-0.013***	(-2.71)	-0.035	(-1.37)	-0.005	(-1.19)	0.041	(1.60)
PPE	-	-0.027***	(-8.37)	-0.151***	(-8.40)	-0.020***	(-7.08)	-0.078***	(-4.37)
BETA	+	0.001	(0.64)	0.014**	(2.00)	0.002**	(2.30)	0.031***	(4.59)
INTCOV	-	-0.000	(-0.86)	-0.002***	(-4.29)	-0.000	(-0.79)	-0.001***	(-3.89)
LOSS	+	0.005***	(3.31)	0.057***	(7.27)	0.008***	(6.46)	0.094***	(11.95)
MS	+	0.027**	(2.47)	-0.010	(-0.17)	0.019**	(2.03)	-0.052	(-0.87)
MKT	+	-0.000	(-0.34)	0.009	(1.40)	0.000	(0.02)	0.005	(0.85)
YEAR	+/-	YES		YES		YES		YES	
KSIC	+/-	YES		YES		YES		YES	
adjusted R <sup>2</sup>		0.066		0.176		0.092		0.194	
F-value		21.460***		63.074***		30.556***		71.013***	
Samples		11,919		11,919		11,919		11,919	

\*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.  
 변수에 관한 설명은 <표 2>의 내용과 동일함.

### 4.3.2 산업 내 경쟁을 중위수로 구분하여 실시한 결과

<표 5>에는 중위수로 구분한 산업 내 경쟁정도 측정치를 사용하여 앞선 분석결과 동일한 방식으로 분석하였다. 산업 집중도를 기술통계에서 제시한 중위수로 구분하여 검증하게 되면 산업 집중도가 높은 집단과 낮은 집단으로 나뉘게 된다. 본 연구에서는 1이면 산업 집중도가 높아 독점적인 경우, 0이면 산업 집중도가 낮아 경쟁적인 경우로 볼 수 있으며, 산업 집중도가 높아 독점적일수록 부채조달비용이 감소한다면 HIGH의 값이 음(-)으로 나타날 것이다. 이렇게 관심변수를 더미변수로 측정하게 되면 보다 직관적인 해석이 가능해지고 허핀달-허쉬만 지수를 바로 이용하는 경우에 발생할 수 있는 측정오차를 다소 완화할 수 있다고 알려져 있다(Valta, 2012). 따라서 본 연구에서도 관심변수를 중위수로 측정한 결과 값을 제시하고자 한다.

먼저, 앞선 분석 결과 제시방법과 동일하게 고정효과에 대한 분석 결과를 일관성을



위해 표시하지 않았으며 세금을 고려한 측정치에서는 6.6%의 설명력을 소수의 순위변수에서는 최대 17.7%의 설명력을 보여 종속변수의 측정치에 따른 모형의 설명력에는 다소 편차가 존재함을 확인할 수 있었다.

주요 관심변수의 결과를 먼저 살펴보면, 산업 내 경쟁정도가 중위수보다 낮은 경우 그렇지 않은 경우에 비해 종속변수의 측정방법에 관계없이 모두 1%의 유의수준에서 음(-)의 관련성을 갖는 바, 경쟁이 치열한 집단에 비해 경쟁이 낮은 집단(독점적인 경우)에서 더 낮은 부채조달비용을 부담하는 것을 확인할 수 있었다. 이전 연속변수로 측정된 경우에 비해 보다 더 뚜렷한 결과를 도출할 수 있었고 통제변수의 경우에도 부채비율(*LEV*)이 높을수록, 시장가치대비 장부가치 비율(*MTB*)이 높을수록, 체계적 위험(*BETA*)이 높을수록, 당기에 손실을 기록한 기업(*LOSS*)은 부채조달비용이 상승하고 기업규모(*SIZE*)가 클수록, 총 자산대비 당기순이익률(*ROA*)이 높을수록, 총 발생액의 비중(*TACC*)이 클수록, 순 유형 자산의 비중(*PPE*)이 클수록 부채조달비용이 감소하는 음(-)의 관련성을 보였다.

중위수로 구분한 변수로 검증한 연구결과를 종합해보면, 전체 표본중 상대적으로 경쟁이 약한 집단은 경쟁이 치열한 집단에 비해 더 낮은 부채조달비용을 부담하는 것을 확인할 수 있었다. 산업 내 경쟁이 치열한 집단 간의 현금흐름, 수익성, 안정성 등을 고려하였을 때에 평균적으로 독점적인 집단에서는 채권자가 부담하는 위험이 다소 낮음을 주장한 연구들과 유사한 연구결과를 의미한다(Gasper & Massa, 2006; Hou & Robinson, 2006; Irvine & Pontiff, 2009; Valta, 2012). Valta(2012)은 경쟁이 치열할수록 기업의 재화나 용역을 구매할 수 있는 고객 수에 영향을 미치고 기업의 유동성에 관련성을 갖는다고 주장하였다. 경쟁이 치열할수록 해당 산업의 기업이 이용할 수 있는 방법(channels)에 제약이 있다는 것이다. 이러한 연구들과 함께 본 연구는 산업집중도 높을수록 적은 자본비용을 조달할 수 있음을 의미한다.

<표 5> 관심변수를 더미변수를 이용한 분석 결과(중위수 기준)

$$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 HIGH_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 BTM_t + \beta_6 TACC_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 INTCOV_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} MS_t + \beta_{12} MKT + YEAR + KSIC + e$$

Var.	Pred Sign	COD1				COD2			
		Continuous		Fractional Rank		Continuous		Fractional Rank	
		Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats
Cons	+/-	0.103***	(8.83)	0.429***	(6.72)	0.112***	(11.11)	0.654***	(10.30)
HIGH	+/-	-0.005***	(-4.81)	-0.030***	(-5.40)	-0.004***	(-4.18)	-0.025***	(-4.51)
SIZE	-	-0.002***	(-3.67)	-0.006**	(-2.35)	-0.002***	(-6.01)	-0.015***	(-5.66)
LEV	+	0.008***	(4.08)	0.209***	(18.88)	0.009***	(5.02)	0.200***	(18.20)
ROA	-	-0.038***	(-6.46)	-0.340***	(-10.41)	-0.050***	(-9.74)	-0.426***	(-13.14)
BTM	+	-0.001*	(-1.66)	0.007***	(2.62)	-0.001**	(-2.37)	0.005**	(2.06)
TACC	-	-0.012***	(-2.67)	-0.034	(-1.33)	-0.005	(-1.15)	0.041	(1.62)
PPE	-	-0.026***	(-7.92)	-0.142***	(-7.92)	-0.019***	(-6.71)	-0.072***	(-4.00)
BETA	+	0.001	(0.75)	0.015**	(2.20)	0.003**	(2.44)	0.033***	(4.86)
INTCOV	-	-0.000	(-0.78)	-0.001***	(-4.22)	-0.000	(-0.74)	-0.001***	(-3.86)
LOSS	+	0.005***	(3.23)	0.057***	(7.30)	0.008***	(6.48)	0.095***	(12.16)
MS	+	0.027**	(2.50)	0.006	(0.10)	0.021**	(2.23)	-0.015	(-0.26)
MKT	+	-0.000	(-0.26)	0.009	(1.40)	0.000	(0.02)	0.004	(0.69)
YEAR	+/-	YES		YES		YES		YES	
KSIC	+/-	YES		YES		YES		YES	
adjusted R <sup>2</sup>		0.066		0.177		0.093		0.195	
F-value		21.703**		63.712***		30.895***		71.630***	
Samples		11,919		11,919		11,919		11,919	

\*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.  
 변수에 관한 설명은 <표 2>의 내용과 동일함.

### 4.3.3 상장시장별로 실시한 결과

앞선 연구결과는 전체표본을 대상으로 한 연구결과를 제시하였다면 본 항에서는 유가증권 시장과 코스닥시장을 구분, 본 연구의 기본분석모형을 재 수행하였고 그 결과를 <표 6>와 <표 7>에 각각 제시하였다. 본 연구의 표본이 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 하였으므로 상장시장에 따른 분석결과의 차이가 존재할 수 있다. 즉, 앞선 분석결과가 특정 시장에 기인한 결과인지 아닌지 추가적인 확인이 필요하다. 그 이유는 코스닥시장과 코스피시장의 재무제표 신뢰성 또는 재무적 안정성의 차이를 보이기 때문이다. 따라서 상장시장별로 분석한 결과를 통해 앞선 분석결과가 상장시장의 따라 민감한 결과를 보이는지는 필요한 분석사항이라고 판단하였다.

이전 분석과 같이 마찬가지로 통제변수 및 연도와 산업 더미변수를 포함하여 분석을 수행하였으나 지면의 제약과 간결한 결과 보고를 위하여 회귀계수와 t값은 제시하

지 않았다. 총 표본은 11,919 기업-연도 중, 유가증권시장이 5,719 기업-연도, 코스닥 시장이 6,200 기업-연도로 유사한 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다.

상장시장별 회귀분석결과는 다음과 같다. 산업 내 경쟁과 부채조달비용간의 관계는 유가증권시장보다는 코스닥시장에서 더 뚜렷한 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 즉, 독점적일수록 부채조달비용의 감소는 코스닥시장에 기인한 결과로 이해할 수 있다. 이는 산업 내 경쟁과 부채조달비용간의 관계는 시장에 따른 차이가 존재함을 의미한다.

상장시장 중 코스닥시장은 기업규모가 상대적으로 작고 위험이 높으므로 부채조달 비용에 관한 연구에서는 코스닥시장에서의 부채조달비용이 다소 높은 연구결과를 제시하였고 경쟁이 치열할수록 수익성이 악화되었을 때 재무구조의 유연화가 상대적으로 떨어지는 코스닥시장에서는 보다 강한 관계를 도출할 수 있는 것이다.

한편, 중위수로 활용한 분석에서는 두 시장 간의 차이가 존재하지 않았다. 관심변수를 일정수준이 이상 독점적인 상황과 그렇지 않은 상황으로 구분한 산업 내 경쟁을 더미변수로 측정할 경우에는 연구결과를 시장 간의 차이가 존재하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 일정수준이 이상 독점적인 경우 상장시장에 관계없이 독점적인 경우 부채조달비용이 경쟁적인 경우에 비해 더 낮음을 의미한다.

<표 6> 상장시장에 따른 분석 결과 (KOSPI Samples)

$$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 COM(HIGH)_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 BTM_t + \beta_6 TACC_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 INTCOV_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} MS_t + \beta_{12} MKT + YEAR + KSIC + e$$

Var.	Pred Sign	COD1				COD2			
		Continuous		Fractional Rank		Continuous		Fractional Rank	
		Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats
Cons	+/-	0.093 *** (6.57)	0.408 *** (5.07)	0.093 *** (6.57)	0.406 *** 5.06	0.103 *** (8.42)	0.617 *** (7.64)	0.102 *** 8.42	0.614 *** 7.61
COM	+/-	-0.004 (-0.72)	0.018 (0.58)			0.002 (0.43)	0.060 (1.41)		
HIGH				-0.005 *** (-3.87)	-0.036 *** -4.67			-0.005 *** -3.85	-0.033 *** -4.21
CONTROL		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	+/-	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
KSIC	+/-	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adjusted R <sup>2</sup>		0.090	0.230	0.092	0.233	0.110	0.227	0.112	0.229
F-value		15.451	44.803	15.860	45.523	19.074	44.125	19.499	44.485
Samples		5,719	5,719	5,719	5,719	5,719	5,719	5,719	5,719

\*\*\*,\*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.  
 변수에 관한 설명은 <표 2>의 내용과 동일함.  
 Control의 경우 이전 분석에 수행했던 통제변수들을 의미함.

<표 7> 상장시장에 따른 분석 결과 (KOSDAQ Samples)

$$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 COM(HIGH)_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 BTM_t + \beta_6 TACC_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 INTCOV_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} MS_t + \beta_{12} MKT + YEAR + KSIC + e$$

Var.	Pred Sign	COD1				COD2					
		Continuous		Fractional Rank		Continuous		Fractional Rank		Continuous	Fractional Rank
		Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats		
Cons	+/-	0.108*** (4.90)	0.408*** (3.47)	0.107*** (4.82)	0.399*** (3.39)	0.123*** (6.39)	0.655*** (5.62)	0.122*** (6.32)	0.648*** (5.57)		
COM	+/-	-0.019*** (-3.88)	-0.097*** (-3.72)			-0.013*** (-2.93)	-0.055*** (-2.13)				
HIGH				-0.005*** (-3.64)	-0.029*** (-3.66)			-0.004*** (-2.80)	-0.022*** (-2.78)		
CONTROL		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
YEAR	+/-	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
KSIC	+/-	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
adjusted R <sup>2</sup>		0.061	0.156	0.061	0.156	0.088	0.180	0.088	0.181		
F-value		11.338	30.393	11.288	30.378	16.364	36.003	16.343	36.103		
Samples		6,200	6,200	6,200	6,200	6,200	6,200	6,200	6,200		

\*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.

변수에 관한 설명은 <표 2>의 내용과 동일함.

Control의 경우 이전 분석에 수행했던 통제변수들을 의미함.

### 4.3.4 대체적인 측정치 분석을 실시한 결과

본 연구의 관심변수인 산업 내 경쟁을 측정하는 데 이전 분석에서는 허쉬만-허핀달 지수를 연속변수로 측정하거나 이를 순위수로 측정한 연구결과를 제시하였다. 본 항에서는 산업 내 경쟁을 측정하는 다른 변수를 이용하여도 같은 결과가 도출되는지는 확인해 볼 필요가 있다고 판단하였다. 4사 상위 집중도(concentration ratio)를 이용하면 보다 직관적인 이해가 가능하여 실무적으로는 상위 집중도를 이용한 분석도 많이 행해지고 있다. 개별기업의 시장 점유율로 파악하는 허핀달-허쉬만 지수가 갖는 장점에 비해 다소 제약이 존재하나 4사 상위 집중도를 이용하면 득과점 여부를 확인하는 보다 직관적인 측정치가 될 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구의 결과가 상위 집중도를 이용한 경우에도 동일한 결과를 도출할 수 있는지 살펴보고자 추가적인 분석을 실시하였다<sup>3)</sup>(신일항 등, 2014; Dhaliwal et. al., 2014). 여기서 4사 산업 집중률이란 산업

3) 신일항 등(2014)에서는 3사 시장집중도를 사용하였다. 본 연구에서 역시 3사 시장집중도를 활용한 분석에서는 본 분석의 결과와 유사하게 나타났으나 본 연구는 Dhaliwal et. al.(2014)에서 제시한 바와 같이 4사 시장집중도를 활용한 분석결과를 제시한다.

별 상위 4개사의 매출액을 기준으로 한 시장점유율이 동 산업에서 차지하는 비중을 의미한다. 시장 집중도를 산출함에 있어서 허쉬만-허핀달 지수를 계산할 때와 마찬가지로 100억 이상의 비상장 외부 감사법인까지 포함하여 산출하였으며 산업의 구분 또한 한국표준산업분류의 중분류를 기준으로 하였다.

$$CR4 = (S_1 + S_2 + S_3 + S_4) / Total$$

여기서,

- 변수      : 조작적 정의
- $S_n$      : 상위 1~4위까지의 매출액
- $Total$    : 해당 산업 내 총 매출액

산업 경쟁도를 측정함에 있어서  $CR4$ 가 높을수록 소수의 기업에 의한 시장점유율이 높음을 의미한다. 반대로 0에 가까울수록 시장집중도가 낮아 매우 경쟁적인 시장임을 의미한다. 허핀달-허쉬만 지수와 동일하게 측정치가 높을수록 집중도가 높아 독점적인 경우로 해석이 가능하다. 신일항 등(2014)과 Dhaliwhal et. al. (2014)에서는 이와 같이 측정한 산업집중도를 측정방법에의 용이성과 보다 더 직접적인 산업 내 경쟁 관찰이 가능한 수단으로써 연구목적 상 보편적일 수 있음을 주장하면서 동 측정치를 활용하였다. 따라서 본 연구에서도 측정치간의 차이로 인한 연구결과의 민감도가 존재하는지 동일한 결과를 추론할 수 있는지에 대한 검증차원에서 4사 집중도를 활용하였다. <표 8>에 제시한 실증분석결과, 4사 산업집중률로 측정한 경우에서도 부채조달비용과 유의한 관련성을 보였고 이러한 연구결과는 이전 분석결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있었다<sup>4)</sup>.  $COD2$ 의 경우 소수 순위변수의 분석결과는 다소 제한적으로 나타났으며 이는 세후 부채조달비용의 경우 산업 내 경쟁의 따른 관련성이 다소 약화되어 나타남을 알 수 있다.

4) 지면에 제시하지는 않았으나 중위수로 구분하거나 상장시장에 따른 분석결과 또한 COM을 분석으로 한 결과와 동일하게 추론되었다.

<표 8> 4사 상위기업 시장집중도를 측정한 결과

$$\begin{aligned}
 COD_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 CRA_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 BTM_t + \beta_6 TACC_t \\
 & + \beta_7 PPE_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 INTCOV_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} MS_t + \beta_{12} MKT \\
 & + YEAR + KSIC + e
 \end{aligned}$$

Var.	Pred Sign	COD1				COD2			
		Continuous		Fractional Rank		Continuous		Fractional Rank	
		Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats	Coef.	t-stats
Cons	+/-	0.107 ***	(9.11)	0.438 ***	(6.79)	0.115 ***	(11.27)	0.650 ***	(10.13)
CR4	+/-	-0.008 ***	(-3.38)	-0.039 ***	(-3.16)	-0.004 **	(-2.14)	-0.017 *	(-1.68)
SIZE	-	-0.002 ***	(-3.89)	-0.006 **	(-2.40)	-0.003 ***	(-6.19)	-0.015 ***	(-5.59)
LEV	+	0.008 ***	(4.05)	0.209 ***	(18.85)	0.009 ***	(5.01)	0.201 ***	(18.24)
ROA	-	-0.039 ***	(-6.47)	-0.342 ***	(-10.45)	-0.051 ***	(-9.77)	-0.430 ***	(-13.20)
BTM	+	-0.001 *	(-1.67)	0.006 **	(2.57)	-0.001 **	(-2.38)	0.005 **	(2.00)
TACC	-	-0.012 ***	(-2.63)	-0.033	(-1.28)	-0.005	(-1.14)	0.041	(1.61)
PPE	-	-0.027 ***	(-8.27)	-0.149 ***	(-8.24)	-0.020 ***	(-7.02)	-0.077 ***	(-4.27)
BETA	+	0.001	(0.63)	0.014 **	(2.01)	0.002 **	(2.28)	0.032 ***	(4.62)
INTCOV	-	-0.000	(-0.79)	-0.002 ***	(-4.32)	-0.000	(-0.72)	-0.001 ***	(-3.88)
LOSS	+	0.005 ***	(3.30)	0.058 ***	(7.29)	0.008 ***	(6.47)	0.094 ***	(12.00)
MS	+	0.033 ***	(2.95)	0.013	(0.20)	0.023 **	(2.39)	-0.041	(-0.67)
MKT	+	-0.000	(-0.27)	0.008	(1.28)	0.000	(0.03)	0.004	(0.58)
YEAR	+/-	YES		YES		YES		YES	
KSIC	+/-	YES		YES		YES		YES	
adjusted R <sup>2</sup>		0.066		0.176		0.093		0.194	
F-value		21.409		62.935		30.493		70.729	
Samples		11,919		11,919		11,919		11,919	

\*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.

변수에 관한 설명은 <표 2>의 내용과 동일함.

### 4.3.5 강건성 분석을 실시한 결과

강건성 분석으로 Newey-West test와 Fama and Mcbeth test를 실시하였고 이에 대한 연구결과를 <표 9>와 <표 10>에 제시하였다. 본 연구의 이전 분석 결과들이 OLS회귀분석을 제시하였고 분석 방법에 따른 차이가 존재할 수 있다. 구체적으로 두 방법을 실시한 이유는 다음과 같다.

Newey-West test(1987)방법을 이용한 이유는 패널데이터(기업-연도)를 활용하는 만큼 시계열-횡단면적 종속성이 존재할 수 있기 때문에 종속변수가 부채조달비용을 사용한 연구들에서 주로 활용한 분석방법을 적용하기 위함이다. 종속변수가 부채조달비용을 사용한 선행연구에서 다수 이용하여 그 강건성을 확인하였다(박종일·윤소라, 2014a, b). 아울러, Fama and MacBeth(1973)의 연구방법론을 이용한 분석결과를 제시하였다. Fama and MacBeth(1973)의 검증방법을 이용한 이유는 검증기간 동안의 연

도별 추세를 고려하기 위함이다. 본 연구는 2001년부터 2012년까지의 데이터를 활용, 검증하는 만큼 연도별 표본크기가 커짐을 확인할 수 있다. 따라서 이 경우 연도별 추세효과를 고려한 결과를 확인해볼 필요가 있다고 판단하였다(신일항 등, 2014). 간결한 분석결과를 제시하고자 통제변수의 회귀계수와 t값은 제시하지 않았고 고정효과 또한 분석 시에는 고려하였으나 결과표에서는 제외하였다. Fama and MacBeth test(1973)의 방법은 그 방법론상 연도더미가 포함되지 않았다.

Newey-West test(1987)의 결과는 <표 9>에, Fama and MacBeth 결과(1973)는 <표 10>에 제시하였다. <표 9>를 먼저 살펴보면, Newey-West test(1987) 분석결과, OLS분석 결과보다 t값이 낮아져 유의수준이 다소 낮아진 결과를 확인할 수 있다.

대체적으로 모형의 설명력은 소수 순위변수로 측정하는 경우 더 높게 나타났으며 본 연구의 관심변수인 *COM*와 *CR4*는 측정방법에 관계없이 유의적인 결과를 확인할 수 있었다. 종속변수가 *COD1*, *COD2*의 측정방법인 연속변수와 소수 순위변수인 경우 모두 10%이내의 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 갖는 바, 이전의 검증결과와 유사하게 산업 집중도가 높을수록 부채조달비용이 감소하는 결과를 나타냈다. 그러나 <표 10>에 제시한 Fama and MacBeth test(1973)의 결과는 *COD1*의 경우 연도별 추세효과를 고려한 후에도 유의한 음의 관계를 보였으나 *COD2*의 경우 유의한 결과를 도출하지 못하였다.

정리하면, 시계열-횡단면적 종속성이 완화된 후에도 일관된 결과가 나타나 산업 내 경쟁정도가 높을수록 부채조달비용이 감소하지만, 연도별 추세효과를 통제한 결과에서는 세후 타인자본비용을 유의적으로 감소시키지는 못하는 것으로 알 수 있다.

<표 9> 강건성 분석 결과(Newey-West test, 1987)

Var.	COD1				COD2			
	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)
	Continuous	Fractional Rank	Continuous	Fractional Rank	Continuous	Fractional Rank	Continuous	Fractional Rank
<i>COM</i>	-0.013*** (-3.19)	-0.055** (-2.24)			-0.007* (-1.91)	-0.003* (-1.86)		
<i>CR4</i>			-0.008*** (-2.69)	-0.039** (-2.54)			-0.004* (-1.70)	-0.017* (-1.81)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>K-SIC</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R <sup>2</sup>	0.061	0.147	0.061	0.156	0.068	0.140	0.067	0.151
F-value	18.675***	53.404***	18.727***	53.625***	23.611***	62.920***	23.568***	62.877***

\*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.

*COM*은 허핀달-허쉬만 지수로 측정된 산업 내 경쟁정도 측정치이며 *CR4*는 4사 기업 집중도를 의미한다.

*Control*의 경우 이전 분석에 수행했던 통제변수들을 의미함.

<표 10> 강건성 분석 결과(Fama and MacBeth, 1973)

Var.	COD1				COD2			
	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)
	Continuous	Fractional Rank	Continuous	Fractional Rank	Continuous	Fractional Rank	Continuous	Fractional Rank
<i>COM</i>	-0.012** (-2.64)	-0.053** (-2.36)			-0.006 (-1.42)	0.001 (0.04)		
<i>CRA</i>			-0.007** (-2.94)	-0.036** (-2.86)			-0.004* (-1.97)	-0.014 (-1.30)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>K-SIC</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ave. R <sup>2</sup>	0.0798	0.1614	0.0798	0.1616	0.1100	0.1941	0.1100	0.1940
F-value	64.882***	45.528***	46.706***	18.108***	28.631***	17.711***	33.281***	81.868***

\*\*\* \*\* \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 가리킨다.

COM은 허핀달-허쉬만 지수로 측정된 산업 내 경쟁정도 측정치이며 CRA는 4사 기업 집중도를 의미한다.

Control의 경우 이전 분석에 수행했던 통제변수들을 의미함.

## VI. 결론 및 한계점

본 연구는 최근의 산업 내 경쟁정도에 관한 연구들을 바탕으로 산업 내 경쟁이 회계정보의 질과 자본비용에 미치는 영향을 보다 확장하여 타인자본비용에 미치는 영향을 검증하고자 하였다. 산업 내 경쟁은 그 자체가 경영전략, 기업의 지배구조적 측면에서의 의미를 고려하였을 때 자본비용간의 관련성 또한 존재할 것이라고 판단하였다 (김선구, 2014).

구체적으로는 산업 내 경쟁이 치열할수록(완전 경쟁적일수록) 산업 내 기업 간의 정보습득 가능성 및 정보 이용가능성이 증가함에 따라 이는 곧 경영자의 기회주의적 인 의사결정을 제한하는 역할을 한다면 정보위험이 줄어 부채조달비용이 감소하는지, 또는 산업 내 경쟁이 낮을수록(독점적일수록) 상대적으로 안정적인 수익구조를 피할 수 있고, 신규 경쟁자의 진입으로 인한 잠재적 위험이 적은 경우 부채조달비용이 감소하는지 실증적으로 살펴볼 필요가 있다.

따라서 타인자본비용을 유관연구에서 공통적으로 측정하는 평균이자발생부채 대비 총 금융비용으로 측정하여 2001년부터 2012년까지의 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 검증하였다. 분석결과, 산업 내 경쟁정도와 타인자본비용간의 유의한 음의 관



런성이 존재하였다. 이전 국내연구 결과를 종합해볼 때, 산업 내 경쟁이 낮아 독점적인 경우 회계정보의 질이 상대적으로 활발하게 이루어지고(회계정보의 질이 낮고) 부채조달시장의 채권자들은 재량적 발생액을 통한 이익 상향조정을 추가적인 위험으로 자본조달비용에 반영하지 않는다는 점을 고려하였을 때 산업 내 경쟁이 낮을수록 부채조달비용이 낮아질 수 있음을 알 수 있다. 또한, 기업의 수익성이라는 측면에서 고려하였을 때에도 독점적인 경우 경쟁이 치열한 경우에 비해 더 낮고 시장의 신규진입자로 인해 잠재적 위험 또한 경쟁이 치열할 때에 비해 더 낮음으로 자금을 조달하는 기업의 입장에서는 적은 비용으로 부채조달이 가능한 것으로 파악하였다.

이러한 연구결과는 외국 선행연구에서와 유사한 결과로써 국내자본시장에서도 동일한 현상이 나타남을 확인한 결과였다(Valta, 2012). 또한 산업 내 경쟁 심화에 따른 모니터링(Monitoring) 강화 즉, 기업지배구조적인 긍정적 측면보다는 산업 내 경쟁 심화에 따른 잠재적 시장진입자의 발생으로 인한 위험 즉, 기업의 수익성에 따른 부정적 측면이 발생할 수 있다는 것을 발견한데 본 연구의 공헌점이 있다. 허나 본 연구는 측정상의 오차와 함께 누락변수의 문제가 존재할 수 있다. 따라서 본 연구의 결과에 대한 주의를 필요로 한다.

## 참 고 문 헌

- 강장원·남천현, “부채비율 특성이 이익조정에 미치는 영향”, 「상업교육연구」, 제21권, 2008, pp.141-177.
- 고영우·이세철, “정보비대칭과 타인자본비용의 관계 연구”, 「국제회계연구」, 제43집, (2012), pp.41-64.
- 김선구, “기업의 지배구조와 시장경쟁도가 조세회피에 미치는 영향”, 「상업교육연구」, 제28권 제6호, pp.287-312.
- 김종일·황문호, “수익비용 대응 정도와 부채조달비용”, 「경영교육연구」, 제28권 제2호, (2013), pp.193-212.
- 박경서·변희섭·이지혜, “상품시장에서의 경쟁과 기업지배구조의 상호작용이 투자와 배당에 미치는 영향”, 「재무연구」, 제24권 제2호, (2011), pp.483-522.
- 박종일, “감사품질과 자본비용”, 「세무와 회계저널」 제12권 제1호, (2011), pp.153-189.
- 박종일·기은선·권수영, “회계이익과 과세소득의 차이가 회사채 신용등급에 미치는 효과에 대한 재검토 및 새로운 증거”, 「회계학연구」, 제39권 제3호, (2014), pp.1-55.
- 박종일·김명민, “적자회피 및 이익감소회피 이익조정과 타인자본비용 : 비상장기업의 실증적 증거”, 「회계학연구」, 제38권 제2호, (2013), pp.283-325.
- 박종일·남혜정, “Big4 감사인의 감사품질이 부채조달비용에 미치는 효과 : 유가증권상장과 코스닥상장 기업에 대한 실증적 증거”, 「회계·세무와 감사연구」, 제55권 제2호, (2011), pp.323-368.
- 박종일·윤소라, “이익조정 구간과 수단이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 효과에 대한 비교분석”, 「회계학연구」, 제38권 제4호, (2014a), pp.209-260.
- 박종일·윤소라, “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거” 「회계학연구」, 제39권 제3호 (2014b), pp.359-410.
- 손성규·신일항, “상품시장 경쟁이 재무 분석가의 이익예측에 미치는 영향”, 「경영학연구」, 제43권 제4호, (2014), pp.1029-1058.
- 신일항·이명건·이은철, “산업 내 경쟁 정도와 실제이익조정 - 기업지배구조와의 상호작용향을 중심으로 -”, 「회계학연구」, 제 39권 제 3호, (2014), pp.57-90.
- 신현대, “국내기업의 부채자금조달 적정성이 경영성과에 미치는 영향”, 「상업교육연구」, 제26권 제4호, (2012), pp. 109-127.
- 양동훈·이상철·윤종철, “공시의 질이 부채조달비용에 미치는 영향”, 「경영학연구」, 제40권 제3호, (2011), pp.803-830.
- 유순미, “회계이익과 과세소득의 차이가 타인자본 비용에 미치는 영향”, 「국제회계연구」 제36집, (2011), pp.225-242.
- 유혜영·이호영·채수준, “산업경쟁도가 이익조정에 미치는 영향”, 「회계정보연구」, 제31권 제3호, (2013), pp.317-342.
- 윤종철, “발생액의 질이 타인자본비용에 미치는 영향 : 외부감사주체 측면에서”, 「경영교육연구」, 제28권

- 제1호, (2013), pp.95-118.
- 이상철, “공시품질과 타인자본비용의 관련성에 대한 연구”, 「회계저널」, 제20권 제4호, (2011), pp.1-34.
- 이세철 · 고영우, “발생액의 질, 이익유연화 및 부채조달비용”, 「기업경영연구」, 제19권 제4호, (2012), pp.175-193.
- 이아영 · 전성빈 · 박상수, “불성실공시가 타인자본비용에 미치는 영향”, 「회계학연구」, 제33권 제1호, (2008), pp.127-158.
- 임승연, “산업 집중도와 내재자본비용”, 「회계학연구」, 제 37권, (2012), pp.191-228.
- 이영환 · 김성환, “실제 이익조정이 신용평가에 미치는 영향”, 「세무와 회계저널」, 제12권 제2호, (2011), pp.585-610.
- 이우재 · 오광욱, “산업 내 경쟁 및 외부감사인 특성이 내부회계관리제도 검토의견과 이익의 질의 관계에 미치는 영향 - 코스닥 시장을 중심으로”, 「경영관련학회 통합학술대회 발표논문」, (2014), pp.1-29.
- 전홍민, “국제다각화가 타인자본비용에 미치는 영향”, 「무역연구」, 제10권 제1호, (2014), pp.619-640.
- Bharath, S. & Sunder, J. & Sunder S. V., “Accounting Quality and Debt Contracting”, The Accounting Review, Vol.83, (2008), 1-28.
- Becker, C.L. & Defond, M. L. & Jiambalvo, J. & Subramanyam, K. R., “The Effect of Audit Quality on Earnings Management”, Contemporary Accounting Research, (1998), Vol.15, pp.1-24.
- Dhaliwal, D. & Huang, S. & Khurana, I. K., “Product Market Competition and Conditional Conservatism”, Review of Financial Studies, Vol.19, (2014), pp.1309-1345.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D., “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, The Journal of Political Economy, Vol.81 No.3, (1973), pp.607-636.
- Gaspar, J. M., & Massa, M., “Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition” The Journal of Business, Vol.79 No.6, (2006) , pp.3125-3152.
- Giroud, X., & Mueller, H., M., “Does Corporate Governance Matter in Competitive Industries?”, Journal of Financial Economics, Vol.95 No.3, (2010), pp.312-331.
- Giroud, X., & Mueller, H., M., “Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices”, The Journal of Finance, Vol.66 No.2, (2011), pp.563-600.
- Hou, K. & Robinson, D. T., “Industry Concentration and Average Stock Returns”, The Journal of Finance, Vol.61 Iss.4, (2006), pp.1927-1956.
- Huang, H. H. & Lobo, G. J. & Wang, C. & Xie, Hong “Customer Concentration and Corporate Tax Avoidance.” Working Paper, (2014), pp.1-51.
- Irvine, P. J., & Pontiff, J., “Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition” Review of Financial Studies, Vol.22 No.3, (2009), pp.1149-1177.
- Kim, J. B. & B. C. Sohn., “Real versus Accrual-based Earnings Management and Implied Cost of Equity Capital” Working paper. (2009), pp.1-52.

- Newey, W. K., & West, K. D., "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix" Econometrica, Vol.55 No.3, (1987), pp.703-708.
- Pittman, J. A. & Fortin. S., "Auditor Choice and the Cost of Debt Capital for Newly Public Firms" Journal of Accounting and Economics. Vol.37 No.1, (2004), pp.113-136.
- Porter, M., "Competitive Strategy". Free Press. New York, (1980)
- Valta P., "Competition and Cost of Debt", Journal of Financial Economics, Vol.105, (2012), pp.661-682.

## Abstract

### Market Competition and Cost of Debt - Evidence from KOSPI and KOSDAQ Listed Firms -

Jung, SukYoon\* · Cha, Sang Kwon\*\* · Jin, Seung Hwa\*\*\*

Our study is to investigate between market competition and cost of debt capital, followed by prior studies that looked into the relationship between competition and accounting quality. Competition within the same industry could be also determined that relevance exists between the cost of capital when considering the implications of its own business strategy, corporate governance structural aspects.

Considering that there are more competitive within the industry(the more intensively competitive), then acquiring information or information availability will be increased. On the contrary, competitive market have relatively stable revenue structure, potential risks due to the entry of new competitors. Thus, it needs to empirically examine how debt financing costs decreased.

To looking for answers, we measured cost of debt by average interest-bearing liabilities compared to total financial cost. It is common measure of the cost of borrowed capital and verified in studies related to the subject.

The results showed that significant negative relation between the degree of intra-industry competition and the cost of debt capital was present. These results can be seen more than four kinds as measured showed consistently among others proxies. It means that lower degree of competition within the industry reduced the more exclusive the burden of corporate debt financing costs as competition.

To sum up our results and previous studies, lower competition made lower debt yield spreads. Profit up through discretionary accruals that cause lower accounting quality does not reflect the adjustments to the financing of the additional costs that may lower the risk of intra-industry competition can be seen that lower the cost of debt financing.

**Key words : product market competition, cost of debt**

---

\* 1st author, Hanyang University, The School of Business, Assistant professor of Accounting

\*\* Co author, Hanyang University, The Department of Accounting, Ph. D. student

\*\*\* Co author, Hanyang University, The Department of Accounting, Ph. D. student

