

Print ISSN: 1738-3110 / Online ISSN 2093-7717
<http://dx.doi.org/10.15722/jds.13.9.201509.47>

Debt Issuance and Capacity of Korean Retail Firms 유통 상장기업들의 부채변화에 관한 연구*

Jeong-Hwan Lee(이정환)**, Sam-Ho Son(손삼호)***

Received: August 13, 2015. Revised: September 3, 2015. Accepted: September 15, 2015.

Abstract

Purpose – The aim of this paper is to investigate the explanatory power of the Pecking-order theory (the cost of financing increases with asymmetric information) among Korean retail firms from the perspective of debt capacity. According to the Pecking-order theory, a firm's first preference is to use internal funds for its capital needs, its next preference is the issuance of debt, and its last preference is the issuance of equity; this is due to the information asymmetry problem between existing shareholders and investors. However, prior empirical studies, such as Lemmon and Zender (2010), argue that the entire sample test for the Pecking-order theory could be misleading due to the different levels of debt issuance capability of each of the individual firms; in fact, they confirm that the explanatory power of the Pecking-order theory improves after taking into account the differences in debt capacity of the U.S. firms they examined. This paper implements a case study approach among Korean retail firms to examine the relationship between debt capacity and the explanatory power of the Pecking-order theory in Korea.

Research design, data, and methodology – This study uses the sample of public retail firms on the Korea Composite Stock Price Index (KOSPI) from the time period of 1990 to 2013. We gather related financial and accounting statements from the financial information firm WISEfn. Credit rating information is provided by the Korea Investor Service. We employ the models of Lemmon and Zender (2010) and Son and Kim (2013) to measure a firm's debt capacity. Their logit models use the rating dummy variable as a dependent variable and incorporate other firm characteristics as independent variables to estimate debt capacity. To test the Pecking-order theory, we adopt variants of the financing deficit model of Shyam-Sunder and Myers (1999).

In the test of the Pecking-order theory, we consider all of the changes in total debt obligations, current debt obligations, and long-term debt obligations.

Results – Our main contribution to the literature is our confirmation of the predicted relationship between debt capacity and the explanatory power of the Pecking-order theory among Korean retail firms. The coefficients on financing deficits become greater as a firm's debt capacity improves. This is consistent with the results of Lemmon and Zender (2010). The coefficients on the square of the financing deficits are also negative for the firms in the largest debt capacity group, which is also consistent with the predictions in prior literature.

Conclusions – This study takes a case study approach by examining Korean retail firms. We confirm that the Pecking-order theory explains the capital structure of retail firms more appropriately, after taking into account the debt capacity of each firm. This result suggests the importance of debt capacity consideration in the testing of the Pecking-order theory. Our result also implies that there has been a potential underestimation of the explanatory power of the Pecking-order theory in existing studies.

Keywords: Retail Industry, Pecking-Order Theory, Debt Capacity, Credit Rating, Debt Obligation.

JEL Classifications: G02, G11, G12, G32.

1. 서론

본 논문은 부채수용력을 고려하는 경우 자본조달 순서이론이 한국 유통상장 기업의 자본구조를 얼마나 설명하고 있는지를 검토하는 것을 목적으로 하고 있다. 특히 본 논문은 유통상장 기업들의 부채속도를 총부채, 유동부채, 비유동부채 등으로 세분화하여 모형의 검정에 엄밀성을 기하고자 하였다.

최근에 들어와 기업의 자본구조 이론은 대표적으로 부채발행의 편익 즉, 이자의 범인세 감세효과와 부채발행의 비용 즉, 파산위험을 고려하여 최적의 자본구조가 결정된다는 절충이론과 정보비대칭성으로 인한 비용을 고려할 때 자본조달은 내부자본, 채권발행, 주식발행의 순서로 결정된다는 자본조달 순서이론으로 발전하고 있다.

본 논문은 이 두 가지 경쟁이론들 중에 순서이론의 검정에 초

* This research was supported by the Soonchunhyang University Research Fund.

** First Author, Assistant Professor, College of Economics and Finance, Hanyang University, Korea. Tel: +82-2-2220-1036. E-mail: Jeonglee@hanyang.ac.kr

*** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics and Finance, Soonchunhyang University, Korea. Tel: +82-41-530-1227. E-mail: sch35@sch.ac.kr

점을 맞추고 있다. 이 검정의 대표적이 모형은 Shyam-Sunder & Myers(1999)의 자금부족분 모형이다. 이들은 부채발행액을 종속변수로 하고 자금부족분(financing deficit)을 설명변수로 설정하는 단순한 모형을 이용하여 미국의 대기업들의 자금조달 행태가 순서이론에 입각해서 이루어진다는 실증분석 결과를 제시한 바 있다.

그런데 Frank & Goyal(2003)은 Shyam-Sunder & Myers(1999)의 결과가 왜곡된 표본선택에서 기인하였음을 지적하였다. 이들은 대규모 장기 표본을 이용하여 대기업의 경우에는 자금부족분 계수추정치가 1에 가까운 값을 보여 순서이론을 지지하는 것으로 나타나지만, 소형 성장기업에서는 이 계수추정치가 매우 작은 값을 나타냄을 보여주었다. 즉 이들 기업들은 부채발행보다는 주식발행에 의존하고 있음을 밝혀 순서이론이 소규모 성장기업들의 자본구조에 대한 설명력이 떨어짐을 지적하였다.

이처럼 순서이론의 검정을 둘러싼 논쟁이 진행되는 와중에, Lemmon & Zender(2010)는 일종의 부채조달능력인 부채수용력을 고려할 경우에 순서이론을 보다 체계적으로 검정할 수 있다고 주장하였다. 이들은 부채수용력이 큰 기업그룹에서는 자금부족분 모형에 따른 순서이론의 설명력이 크게 나타나고, 부채수용력이 작은 기업그룹에서는 순서이론의 설명력이 작게 나타난다는 점을 보여주었다. 이들은 Frank & Goyal(2003)이 제기한 소규모 고성장기업에서 순서이론의 설명력이 낮은 것은 이들 기업들의 낮은 부채수용력에서 기인한 결과임을 보였다. 즉, 부채수용력을 고려할 경우 소규모 성장기업에서 나타나는 높은 주식발행 의존도가 순서이론과 모순되는 현상이 아니라는 주장이다.

한편, 국내의 자본구조에 대한 논의도 활발하게 진행되고 있다. 그런데 Shyam-Sunder & Myers(1999)에 기초한 Kim(2006)의 연구나 순서이론을 절충이론과 혼합하여 검정을 수행한 Ku et al.(2008)은 순서이론이 한국기업들의 자본구조를 잘 설명하지 못하고 있다는 점을 지적하였다. 또한 Son & Kim(2013)는 Lemmon & Zender(2010)의 부채수용력 논의를 끌어들여 한국에서 순서이론의 설명력을 제고할 수 있음을 주장하였다.

이와 같은 국내외적 연구배경 하에서 본 논문은 한국 유통 상장기업의 자본구조를 순서이론이 얼마나 설명하는지를 부채수용력을 도입하고, 부채의 측도를 다변화하여 세부적으로 살펴보고자 한다. 즉, 본 논문은 유통 상장기업들의 총부채, 유동부채, 비유동부채 등을 모두 고려하여 개별적으로 분석하고, 부채수용력을 고려하여 종합적인 실증분석을 시도하였다. 제도적으로 이와 같은 분석은 비유동부채의 비중이 전체 채권 중 거의 80%에 이르러 장기채 발행이 자본구조 분석의 중심이 되는 미국의 경우와 달리 한국 유통 상장기업에 있어서 전체 부채 중에서 유동부채의 비중이 평균적으로 약 70% 정도를 차지하는 것을 고려할 때, 반드시 필요한 분석과제라고 판단된다.

본 논문은 순서이론의 검정을 위하여 증권거래소에 상장된 유통 상장기업들을 대상으로, 1991년부터 2013년까지의 기업군에 대하여 부채수용력을 기준으로 세 개의 그룹으로 나누어 순서이론의 설명력을 검토하였다. 이러한 부채수용력의 크기를 측정하기 위하여 Lemmon & Zender(2010) 및 Son & Kim(2013)의 채권등급에 기초한 로짓모형을 이용하였다. 순서이론을 검정하기 위한 실증모형으로는 Shyam-Sunder & Myers(1999)의 기본 모형 즉, 주식발행의 가능성 여부를 고려하여 자금 부족분의 제곱항을 독립변수에 고려한 모형을 이용하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다. 전체 표본에 있어서 Shyam-Sunder & Myers(1999)와 같이 총부채변화를 종속변수로 사용한 결과 자금 부족분의 계수추정치는 -0.15로서 순서이론에 반하는 결과가 도출되었다. 그러나 자금 부족분의 제곱항을 고려한 경우 부채발행과 자금 부족분과의 관계가 전체 표본에 있어서

는 오목한(concave) 관계가 도출되어 Chirinko & Singha(2000)의 예측에 부합하는 실증분석 결과가 나타났다.

둘째, 부채수용력을 고려한 분석에서 총부채 변화를 종속변수로 이용한 경우 부채수용력이 가장 낮은 그룹과 중간 그룹 그리고 가장 높은 그룹의 자금 부족분의 계수추정치가 자금 부족분의 제곱항을 설명변수에 도입한 경우에 각각 -0.322, 0.217, 0.508로 순차적으로 커지는 양상을 보여주었다. 즉, 부채수용력과 순서이론의 설명력 간에는 선형적인 정의 상관관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치도 일관되게 음의 값을 나타내어 Lemmon & Zender(2010)의 논의에 일부분 부합하는 결과가 도출되었다.

셋째, 부채수용력을 고려한 분석에서 유동부채 변화를 종속변수로 사용한 경우에도 부채수용력이 가장 큰 그룹에서 자금 부족분의 계수추정치가 가장 큰 양의 값인 0.124를 나타내었으나 그 절대치가 작고 유의수준이 낮게 나타났다. 그렇지만 이 경우에도 부채수용력이 커짐에 따라서 순차적으로 자금 부족분의 계수추정치가 커지고 있어서 총부채변화를 종속변수로 사용한 경우와 동일한 양상을 나타내었다. 즉, 이 경우에도 부채수용력을 고려하면 순서이론의 설명력에 개선이 나타났다.

넷째, 부채수용력을 고려한 분석에서 비유동부채 변화를 종속변수로 사용한 경우, 부채수용력이 가장 큰 그룹에서 자금 부족분의 계수추정치가 유의한 양의 값인 0.365로 추정되었으나 부채수용력이 중간인 그룹에서 동 계수추정치가 0.425로 추정되어 설명력이 역전되는 양상이 나타났다. 이는 Lemmon & Zender(2010)에 부합하지 않는 결과이다.

요약하면, 총부채변화량 측도에 대해서 부채수용력이 가장 큰 그룹에서 자금 부족분의 계수추정치가 양의 값인 0.508로 추정되었다. 그러나 이 수치도 상대적으로 낮은 값이어서 순서이론을 강하게 지지한다고 보기 어렵다. 다만, 부채수용력과 계수추정치 간에 양의 상관관계가 총부채 및 유동부채를 종속변수로 이용한 경우에 나타나서 부분적으로 Lemmon & Zender(2010)에 부합하는 결과라고 평가할 수 있겠다.

전반적으로 국내 유통 상장기업들의 경우 순서이론을 지지할 수 있는 근거를 찾기가 어려운 이유는 이들 기업들이 전반적으로 성장성이 높게 나타나고 있기 때문에 주식발행 의존도가 상대적으로 크기 때문인 것으로 판단된다. Yoon(2014)에 따르면 한국 유통 상장 대기업들 중에서 고성장 그룹의 평균 기업수가 1990년대 3개에서 2000년 이후에 7개로 크게 늘어났다. 따라서 우리나라 유통 상장기업들의 경우 대기업의 부채수용력이 크게 나타난다고 하더라도 높은 성장에 따라 주식발행의존도가 매우 높게 나타난다는 점을 고려한다면, 이처럼 자금 부족분의 계수추정치의 최대값이 0.5정도로 낮게 나타난다는 점을 이해할 수 있다.

본 연구가 기존 문헌에 기여한 부분은 크게 다음과 같다. 우선 본 연구는 기존 연구보다 다양한 부채측도를 이용하여 한국 유통 상장기업들의 자본구조에 대한 순서이론의 설명력의 한계를 확인하였다는 점에서 나름대로의 의미를 갖는다. 본 연구는 부채수용력에 대한 고려가 한국 유통 상장기업 내의 순서이론이 지지될 수 있다는 근거를 찾았다는 측면에서 Son & Kim(2013) 및 Lemmon & Zender(2010)에 부합하는 결과를 도출하였다.

또한 본 연구는 유동부채와 비유동부채에 대해서 순서이론의 설명력이 차별적으로 적용될 수 있음을 확인하였다. 즉, 유동부채를 이용하는 것보다 비유동부채를 이용하여 모형을 설정하는 것이 유통 상장기업들의 자본구조에 대한 순서이론의 설명력을 높이는 데 기여한다는 점을 발견하였다. 비록 한국 유통 상장기업에서 유동부채가 차지하는 비중은 비유동부채의 경우보다 상대적으로 크지만, 기업의 자본구조에 대한 의사결정에 미치는 영향은 비유동

부채가 더 크다고 평가할 수 있겠다.

본 논문은 다음과 같이 진행된다. 우선 2장에서는 기존 문헌연구를 실시하고, 3장에서는 본 논문이 설정한 연구모형을 소개한다. 4장에서는 본 논문의 실증분석결과를 체계적으로 제시하고, 5장에서는 결론을 간략하게 정리하였다.

2. 선행연구 고찰

순서이론은 정보비대칭성에 입각하여 기업의 자본조달행태를 예측한 모형으로서 기업의 자금조달은 일반적으로 내부자본, 채권발행, 외부주식 발행의 순서로 이루어진다고 예측한다. 순서이론의 검정과 관련하여 Shyam-Sunder & Myers(1999)는 정상적인 경우 기업들이 자금조달 순서에 따라 자금을 조달하는 경우, 자금부족분 계수는 1로 추정되어야 한다고 주장하였다.

그런데 Frank & Goyal(2003)은 Shyam-Sunder & Myers(1999)의 표본선정이 일부 대기업에 국한되어 있음을 지적하였다. 이들은 Shyam-Sunder & Myers(1999)과 동일한 검정모형을 이용하면서 표본을 소규모 고성장 기업그룹에 한정할 경우 자금부족분 계수추정치가 매우 작게 나타난다는 사실을 제시하면서 순서이론이 전체 기업의 자본구조를 잘 설명하지는 못한다는 점을 지적하였다.

특히 소규모 고성장 기업에서는 대기업에 비해 정보비대칭성 문제가 심각하게 나타날 가능성이 크다. 순서이론에 따르면 이처럼 정보비대칭성이 큰 기업들은 그로 인한 높은 비용을 수반하는 주식발행보다는 채권발행에 더 크게 의존하게 된다. 따라서 소규모 고성장 기업 그룹군을 대상으로 추정한 자금부족분 계수추정치가 작게 나타난다는 것은 순서이론의 예측에 정면으로 위배되는 사실이라고 이들은 주장한다.

한편, Lemmon & Zender(2010)은 이전의 연구들과 달리 소규모 고성장 기업의 경우 경영자와 투자자 사이의 정보비대칭성이 높으므로 부채발행이 원활하게 수행되지 않을 가능성이 크다. 이 경우 기업의 자금 부족분은 부채발행보다는 주식발행을 통하여 조달되므로 그 계수가 작은 값으로 추정될 것으로 보았다. 이들은 기업이 회사채 등급을 가질 확률 그 자체를 상, 중, 하 단위로 나누어서 부채수용력의 측도로 사용하였다.

이들은 또한 자금 부족분이라는 설명변수 이외에 자금 부족분의 제곱항을 추가적인 설명변수로 사용하여, 자금 부족분의 크기가 부채수용력에 비교하여 상대적으로 커질수록 주식발행의존도가 높아지므로, 채권발행과 자금 부족분의 제곱항의 관계는 음의 관계를 가져야 한다고 주장하였다. 또한 이들은 부채수용력이 큰 기업들에서 주로 부채발행을 통해 자금 부족분을 충당하고, 부채수용력이 작은 고성장기업에서 부채 이외의 다른 외부자금조달 수단을 이용한다는 것을 밝혀 Frank & Goyal(2003)이 발견한 고성장 기업에서의 낮은 자금부족분 계수추정치가 순서이론의 예측에 잘 부합할 수 있음을 보여주었다.

한편, 국내에서 Shyam-Sunder & Myers(1999) 모형을 이용한 연구는 Lee et al.(2001)과 Yoon(2003)이 있다. Lee et al.(2001)은 IMF 외환위기를 전후하여 우리나라 대기업들의 자본조달 행태의 변화를 살펴보았다. 이들은 단기부채, 회사채, 장기부채를 종속변수로 설정하고, 자본부족분의 계수를 추정한 결과 양(+)의 값을 추정하여 순서이론을 지지하는 결과를 도출하였다. 또한 Yoon(2003)은 Shyam-Sunder & Myers의 모형에 투자현금유입과 주식발행 현금유입을 동시에 고려하였다. 그는 우리나라 기업들의 자금 부족분이 일반적으로 투자현금유입으로 가장 많이 충당되고, 그 다음으로 영업현금흐름과 부채를 포함한 재무현금유입으로 충당된다

는 사실을 밝혀 투자현금유입과 부채 및 주식발행 현금유입을 모두 독립변수로 사용한 확장모형의 설명력이 높다고 주장하였다.

또한 Kim & Park(2005)은 Frank & Goyal(2003) 모형을 이용하였는데, 이 모형은 기존의 자금부족분 변수 이외에도 기업 유형성, 토빈의 Q , 기업규모, 수익성, 직전연도 부채비율 변화 등 다양한 변수들을 추가적인 설명변수로 고려하고 있다. 그러나 그의 연구에서는 자금 부족분의 계수추정치가 작게 나타나 순서이론에 대해서 회의적인 결과를 제출하였다.

또한 Ku et al.(2008)은 Frank & Goyal(2003) 모형에서 도입한 기업의 부채비율에 영향을 주는 기업규모, 유형성, 성장성 등 기업의 특성 변수들이 모두 절충이론에 부합하는 움직임을 보였다는 것을 밝혔다.

Son & Kim(2013)는 부채수용력을 고려하여 순서이론을 검정한 최근의 연구이다. 그런데 이들은 비유동부채 변화를 부채발행 측도로 삼고 이를 종속변수로 설정하였을 때 부채수용력이 커질수록 자금 부족분의 계수추정치의 값이 선형적으로 커진다는 사실을 확인하였다. 이는 미국기업을 대상으로 한 Lemmon and Zender(2010)의 연구에 부합하는 결과로서, 한국에서 순서이론의 설명력이 떨어진다는 기존 연구결과들은 부채수용력에 대한 고려가 부재한 결과라고 해석하였다.

또한 Yoon(2014)의 경우 한국의 유동상장기업들의 주식발행이 자본조달 순서이론에 입각하여 이루어지고 있는지를 검정하였다. Yoon(2014)가 한국의 유통 상장기업들의 주식발행에 초점을 맞추고 있는 것과는 대조적으로 본 논문은 한국의 유통 상장기업들의 부채발행에 초점을 맞추어 자본조달 순서이론을 검정하고 있다는 기본적 접근법의 차이를 갖는다. 그러나 공통적으로 본 논문과 Yoon(2014)는 유통 상장기업의 자본구조를 본격적으로 다루고 있다는 점에서 공통점도 있다. 이러한 유통 상장기업의 자본구조에 관한 연구는 Hussain et al.(2014)에서는 매우 실용적인 용도로 사용되고 있다. 이들은 이미 자본구조가 성과에 미치는 영향에 대해서 집중적으로 분석하였는데, 부채의 자산대비 비율과 자본대비 비율이 기업성과와 갖는 상관성이 정 반대로 나타난다는 점을 지적하였다.

3. 연구방법론

3.1. 자료 및 변수의 설명

본 연구는 1990년부터 2013년까지 한국증권거래소의 유가증권 시장에 상장된 유통 상장에 소속된 기업들을 대상기업으로 설정하였다. 이들 기업들과 관련한 재무적 정보는 금융데이터 서비스 제공업체인 WISEfn으로부터 제공받았다. 그리고 회사채 등급 데이터는 한국신용평가에서 제공받았다.

본 논문은 1990년부터 2013년까지 연표본 224개를 최종 선정하였으며, 총 기업수는 29개이다. <Table 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 본 연구에서 사용하는 주요 변수는 총부채 변화량, 비유동부채 변화량, 유동부채 변화량, 자금부족분(DEF), 주식발행(NE), 회사의 전체 자산에 대한 고정자산비율(PPE), 시가총액의 자연로그 값으로 측정한 기업규모(SIZE), 기업수익률(ROA), 장기성장 가능성의 측도인 토빈의 Q , 상장이후의 기업연한(AGE), 총부채비율(LEV) 등이다. <Table 1>은 이들 주요변수들이 어떻게 정의되고 있는지를 설명하고 있다.

<Table 1> Definition of Variables

| Variables | Definition |
|----------------|--|
| ΔTD_t | (Total Debt Obligation(t) - Total Debt Obligation($t-1$))/Total Asset(t) |
| ΔNVD_t | (Long-term Debt Obligation(t) - Long-term Debt Obligation($t-1$))/Total Asset(t) |
| ΔVD_t | (Current Debt Obligation(t) - Current Debt Obligation($t-1$))/Total Asset(t) |
| DEF_t | (Dividend+Net Investment+Change of Net Working Capital-EBIAT)(t)/Total Asset(t) |
| NE_t | Market Value of Equity(t)/Total Asset(t) |
| PPE_t | Tangible Asset(t)/Total Asset(t) |
| $SIZE_t$ | Natural Logarithm of Total Asset(t) |
| Tobin's Q | Book Value of Total Debt(t) + Market Value of Equity(t)/Total Asset(t) |
| ROA_t | Earnings(t)/Total Asset(t) |
| AGE_t | Age of the Firm After Listing |
| LEV_t | Book Value of Total Debt(t)/Total Asset(t) |

<Table 2> Basic Statistics of the Variables

| Variables | mean | p25 | p50 | p75 | sd |
|----------------|-------|-------|-------|-------|------|
| ΔTD_t | 0.05 | -0.03 | 0.03 | 0.10 | 0.16 |
| ΔNVD_t | 0.03 | -0.03 | 0.02 | 0.09 | 0.15 |
| ΔVD_t | 0.02 | -0.02 | 0.00 | 0.06 | 0.11 |
| DEF_t | 0.05 | -0.02 | 0.02 | 0.09 | 0.18 |
| NE_t | 0.02 | -0.00 | 0.00 | 0.03 | 0.22 |
| PPE_t | 22.47 | 21.45 | 22.30 | 23.73 | 1.65 |
| $SIZE_t$ | 0.07 | 0.04 | 0.07 | 0.10 | 0.08 |
| Tobin's Q | 0.45 | 0.18 | 0.50 | 0.65 | 0.26 |
| ROA_t | 1.03 | 0.76 | 0.93 | 1.18 | 0.43 |
| AGE_t | 2.52 | 2.08 | 2.64 | 3.11 | 0.75 |
| LEV_t | 0.52 | 0.35 | 0.54 | 0.66 | 0.22 |

<Table 2>는 1991년부터 2013년까지 전체 표본기업을 대상으로 주요변수에 대한 평균, 표준편차, 4분위수 등의 기초통계량을 제시하고 있다. 이 표를 보면 유통 상장기업들의 경우 총부채변화에 대해서 유동부채의 변화가 설명하는 부분이 상대적으로 작다는 것을 말해주고 있다. 총부채변화는 유동부채의 변화보다 평균적으로 2.5배 정도의 평균값을 가지고 있으며, 이러한 관계는 중위수 및 4분위수에서도 역시 확인할 수 있다. 즉, 총부채변화에 있어서 유동부채 변화가 차지하는 비중이 비유동부채의 변화에 비해 상대적으로 작다는 사실을 알 수 있다. 유동부채의 변화는 평균적으로 비유동부채 변화량의 2/3 정도이며, 이러한 경향은 중위수 및 4분위수에서도 확인할 수 있다.

<Table 3>는 기업들을 다음절에서 상세히 설명할 기업들의 회사채 등급 부여 확률을 기준으로 저확률, 중간확률, 고확률 집단으로 구분한 후 주요 변수들에 대한 기초통계량을 살펴보고 있다. 예측할 수 있는 바와 같이 동 표에서는 회사채등급을 가질 확률이 높은 유통 상장 기업집단의 미래 잠재적 성장성을 나타내는 토빈의 Q 가 1.18로 다른 집단들에 비해 우수함을 알 수 있다. 그리고 집단의 기업규모가 상대적으로 크고, 수익률도 우수한 편으로 나타났다. 그리고 이들 집단 기업들의 부채비율 및 고정자산 비율이

높다는 것을 확인할 수 있다.

한 가지 흥미로운 사실은 한국의 경우 이처럼 부채수용력이 높은 유통 상장기업들의 성장성이 매우 높게 나타나므로, 이들의 주식발행 규모가 오히려 부채수용력이 작은 기업그룹에서보다 더 크게 나타났다는 사실이다. 이처럼 부채수용력이 높은 기업집단에서 외부자금조달의 주시발행 의존도가 높게 나타나는 것은 높은 성장성에 기인한 것인데, 이러한 요인들은 한국의 유통 상장기업들의 자본구조의 행태가 Lemmon and Zender(2010)에 완전히 부합하는 형태 즉, 순서이론에 의해서 완벽하게 설명되지 않는 부분적인 이유를 제공한다.

참고로 기업규모가 크고 상장 이후 기간이 오래된 기업일수록 재무구조가 안정되고 수익률도 높다는 사실은 Booth, Demirguc-Kunt, & Maksimovic(2001)의 연구에 의해 일반적으로 수용되고 있다. 또한 자산의 유형성이 클수록 담보로 사용할 수 있는 부분이 커서 파산비용이 줄어들고 정보비대칭성의 문제가 악화된다라는 사실은 Harris and Ravis(1991)이 제시한 경험적 사실이다. 반대로 Chimucheka(2013)은 중소기업들이 일상적으로 경험하는 금융접근성에 대한 장애요인들을 구체적으로 제시한 바 있다.

<Table 3> Basic Statistics of Each Probability Group

| Variables | Low Probability Group | | | Medium Probability Group | | | High Probability Group | | |
|----------------|-----------------------|-------|-------|--------------------------|-------|-------|------------------------|-------|-------|
| | mean | p25 | p75 | mean | p25 | p75 | mean | p25 | p75 |
| ΔTD_t | 0.03 | -0.04 | 0.08 | 0.04 | -0.05 | 0.07 | 0.08 | 0.01 | 0.16 |
| ΔNVD_t | 0.03 | -0.04 | 0.09 | 0.02 | -0.04 | 0.07 | 0.04 | 0.00 | 0.12 |
| ΔVD_t | 0.01 | -0.02 | 0.04 | 0.02 | -0.02 | 0.05 | 0.04 | -0.01 | 0.07 |
| DEF_t | 0.10 | -0.01 | 0.19 | 0.01 | -0.04 | 0.05 | 0.03 | -0.05 | 0.08 |
| NE_t | 0.01 | -0.00 | 0.06 | 0.01 | -0.00 | 0.01 | 0.04 | -0.00 | 0.02 |
| PPE_t | 20.90 | 20.30 | 21.64 | 22.62 | 22.13 | 23.01 | 24.32 | 23.74 | 24.95 |
| $SIZE_t$ | 0.05 | 0.03 | 0.11 | 0.08 | 0.05 | 0.09 | 0.07 | 0.05 | 0.10 |
| Tobin's Q | 0.38 | 0.16 | 0.62 | 0.49 | 0.27 | 0.71 | 0.49 | 0.41 | 0.64 |
| ROA_t | 0.91 | 0.70 | 0.99 | 1.03 | 0.75 | 1.19 | 1.18 | 0.88 | 1.41 |
| AGE_t | 2.55 | 2.20 | 3.02 | 2.48 | 1.95 | 3.18 | 2.53 | 1.95 | 3.26 |
| LEV_t | 0.46 | 0.31 | 0.63 | 0.50 | 0.28 | 0.68 | 0.61 | 0.53 | 0.67 |

<Table 4> Correlation Coefficients

| Variables | ΔTD_t | ΔNVD_t | ΔVD_t | DEF_t | NE_t | PPE_t | $SIZE_t$ | Q | ROA_t | AGE_t | LEV_t |
|----------------|---------------|----------------|---------------|---------|--------|---------|----------|-------|---------|---------|---------|
| ΔTD_t | 1.00 | | | | | | | | | | |
| ΔNVD_t | 0.73 | 1.00 | | | | | | | | | |
| ΔVD_t | 0.50 | -0.22 | 1.00 | | | | | | | | |
| DEF_t | -0.16 | -0.32 | 0.16 | 1.00 | | | | | | | |
| NE_t | 0.20 | 0.14 | 0.11 | 0.06 | 0.11 | | | | | | |
| PPE_t | 0.27 | 0.17 | 0.15 | -0.34 | 0.15 | 1.00 | | | | | |
| $SIZE_t$ | 0.06 | 0.07 | -0.02 | -0.35 | -0.02 | 0.32 | 1.00 | | | | |
| Tobin's Q | -0.08 | -0.09 | -0.00 | -0.28 | -0.00 | 0.26 | 0.20 | 1.00 | | | |
| ROA_t | 0.10 | 0.12 | -0.01 | -0.02 | -0.01 | 0.23 | -0.01 | -0.16 | 1.00 | | |
| AGE_t | -0.09 | 0.00 | -0.13 | 0.07 | -0.13 | -0.06 | -0.12 | -0.21 | 0.09 | 1.00 | |
| LEV_t | 0.30 | 0.22 | 0.14 | 0.15 | 0.14 | 0.27 | -0.09 | 0.10 | 0.09 | -0.06 | 1.00 |

<Table 4>은 본 논문에서 주로 다루는 변수들 사이의 다중공선성의 존재유무를 검토하고자 표본기간에 추출한 각 변수들간의 상관관계를 제시하고 있다. 본 표를 보면 본 연구에서 사용한 독립변수들 사이에는 다중공선성 문제가 존재하지 않는다는 것을 알 수 있다. 이처럼 독립변수들 간에 나타나는 약한 상관관계는 회귀분석이나 로짓분석에서 다중공선성에 대한 고려가 특별히 더 필요하지 않음을 말해주고 있다.

또한 본 표는 우리나라 유통 상장기업들의 총부채변화와 비유동부채변화의 상관관계가 유동부채변동과의 상관관계보다 상대적으로 더 크다는 사실을 보여주고 있다. 이 결과는 부채발행 시 비유동부채의 변화가 유동부채의 변화보다 상대적으로 더 중요함을 밝히고 있어 위의 <Table 2>의 결과에 부합하고 있다. 따라서 본 논문에서 시도한 Son & Kim(2013) 모형의 확장 즉, 비유동부채를 사용한 모형의 틀을 넘어서 총부채를 모형에 명시적으로 고려할 필요성을 또 다시 강조하고 있다.

3.2. 부채수용력의 측정

본 연구는 Lemmon & Zender(2010) 및 Son & Kim(2013) 등의 선행연구를 참고하여 부채수용력을 식(1)로 측정하였다. 본 모형은 개별적인 유통 상장기업의 부채수용력을 추정하는 모형인데, 추정작업을 위하여 개별적인 유통기업이 특정연도에 회사채등급을 가

지만 종속변수가 1, 아니면 0으로 설정되는 로짓모형을 구성하고, (1)식의 설명변수에 해당하는 기업 특성변수들을 이용하여 회사채 등급의 존재유무를 예측하는 모형을 추정한다. 개별 유통 상장기업의 연도별 특성변수의 관측치를 이렇게 추정된 모형에 삽입하면 그 기업이 회사채 등급을 가질 확률을 예측할 수 있게 된다. Son & Kim(2013)의 논의에 따라 개별기업의 특정연도 회사채 발행 여부는 직전연도의 재무상태에 따라 좌우된다고 보고 있다. 따라서 아래 식 (1)의 종속변수는 t 년도를 기준으로 설정하였고, 설명변수는 모두 $t-1$ 년도를 기준으로 기업특성변수를 사용하였다.

$$\text{Rating}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{SIZE}_{t-1} + \beta_2 \text{PPE}_{t-1} + \beta_3 Q_{t-1} + \beta_4 \text{LEV}_{t-1} + \beta_5 \text{ROA}_{t-1} + \beta_6 \text{AGE}_{t-1} \quad (1)$$

본 논문은 이런 방식으로 예측한 회사채 등급 보유확률을 기초로 하여 각 연도별로 유통상장 기업들을 회사채등급을 가질 확률이 높은 그룹(상위 1-33%), 중간 그룹(상위 34-67%), 하위 그룹(상위 68-100%)로 나누어서 부채수용력과 순서이론의 설명력과의 관계를 파악하고자 한다. 이러한 그룹별 분석은 개별기업에서 잠재적으로 발생할 수 있는 추정편의의 문제를 해결하여 부채수용력이 순서이론의 설명력에 어떤 영향을 미치는지 관계를 보다 명확하게 파악할 수 있게 해준다.

아래의 <Table 5>는 식 (1)을 이용하여 유통 상장기업들이 회

사채등급을 가질 확률을 계산한 로짓 모형의 분석결과를 제시하고 있다. 본 표에는 각 독립변수들의 계수추정치가 나타나 있으며, 괄호에는 유의확률이 표시되어 있다. 동 표에서는 관측치의 총 개수와 유사 결정계수(Pseudo R^2) 값도 보고하고 있다. 여러 특성변수들 중에서 기업규모($SIZE_{t-1}$)의 계수추정치가 유의확률이 99% 수준에서 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났고, 토빈의 Q 의 계수추정치도 유의확률이 90% 수준에서 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 기업규모가 클수록 기업이 가진 재무 및 신용정보의 신뢰성도 높을 것이며, 이를 바탕으로 기업은 보다 많은 부채를 발행할 수 있을 것이다. 또한 기업의 미래 기대성장률이 높을수록 상환능력 역시 우수할 가능성이 크다고 볼 수 있겠다.

<Table 5> Debt Capacity

| | Model (1) |
|------------------|------------------|
| $SIZE_{t-1}$ | 1.406***(0.00) |
| PPE_{t-1} | -1.320(0.1) |
| Q_{t-1} | 0.189*(0.7) |
| LEV_{t-1} | 0.811(0.5) |
| ROA_{t-1} | -2.877(0.50) |
| AGE_{t-1} | -0.222(0.3) |
| Constant | -32.404***(0.00) |
| Pseudo R^2 | 0.416 |
| # of Observation | 224 |

* Each of the *, **, *** represents 90%, 95%, 99% significant levels.

기업규모와 토빈의 Q 이외의 변수들은 신용등급 보유 확률을 예측하는데 유의한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 이로써 우리나라 유통 상장기업들의 부채발행에 있어서 가장 중요한 신용 및 재무정보들이 기업의 총자산수익률이나 유동자산 비율, 부채비율, 기업연한 등의 변수보다는 기업규모에 보다 많이 반영되어 있음을 알 수 있다. 이는 기존의 Son & Kim(2013)와 Lemmon and Zender(2010)에 부합하는 결과라고 평가할 수 있겠다.

3.3. 순서이론의 검정모형

본 논문은 Shyam-Sunder & Myers(1999)에 기초하여 자본조달 순서이론의 기본 모형을 아래 식 (2)와 같이 설정하였다.

$$\Delta D_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 DEF_t/A_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

본 논문은 우리나라 유통 상장기업들의 자본구조를 순서이론이 얼마나 설명하는지를 검정하는 기본 모형인 식 (2)에서 종속변수인 순부채발행 비율의 측도로서 유통 상장기업들의 총부채의 변화, 유동부채의 변화, 비유동부채의 변화 등을 모두 고려하였다. 유동부채의 총량이 총 부채의 20% 가량인 미국기업의 경우와는 달리 유동부채의 비율이 총부채의 70%나 되는 한국기업의 분석에 있어서 이러한 분석은 필수적인 검정작업이라고 판단된다. 이 비율은 (t 년도 순부채발행액 / $t-1$ 년도 자산총계)의 크기로 측정하였다.

위의 식 (2)에서 설명변수로 사용한 자금부족분 비율은 Frank & Goyal(2003)의 방법 및 Son & Kim(2013) 등에 따라 현금배당과 순투자액 및 순운전자본의 변화를 합한 후 세후 영업현금흐름을 차감하고 총자산의 장부가치로 나누어 구하였다. 순운전자본은 유동자산과 유동부채의 차이로 측정되며, 순운전자본의 차이는 t 년 순운전자본과 $t-1$ 년 순운전자본의 차이로 측정하였다.

또한 본 논문은 식 (3)을 검정하는데, 이 식은 위의 식 (2)에다가 자금부족분 제곱항을 설명변수로 추가하여 주식발행으로 자금조달하는 기업들이 자금조달 순서이론을 따르고 있는지 여부를 검정한다. 이 추가적인 설명변수에 대한 고려는 Lemmon & Zender(2010)과 Son & Kim(2013) 등의 방법론을 채택한 결과이다.

$$\Delta D_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 DEF_t/A_{t-1} + \beta_2 (DEF_t/A_{t-1})^2 + \epsilon_t \quad (3)$$

순서이론에 따르면 자금 부족분이 회사의 부채수용력을 초과하는 경우 외부주식을 발행한다. 이에 입각하여 Lemmon & Zender(2010)는 자금 부족분의 상대적 크기를 확장시켜서 표현한 자금 부족분의 제곱항은 부채발행량과 음의 상관관계를 나타내야 한다고 주장하였다.

또한 본 논문은 Frank and Goyal(2003)의 논의에 따라 총매출의 변화($\Delta SALES_t$), 토빈의 Q 의 변화(ΔQ_t), 수익성의 변화(ΔROA_t), 유형자산비율의 변화(ΔPPE_t) 등을 통제변수로 고려하여 부채의 변화가 자금 부족분의 변화를 잘 예측하는지를 아래 식 (4)를 통하여 검정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta D_t/A_{t-1} = & \beta_0 + \beta_1 DEF_t/A_{t-1} + \beta_2 (DEF_t/A_{t-1})^2 \\ & + \beta_3 \Delta SALES_t + \beta_4 \Delta Q_t + \beta_5 \Delta ROA_t + \beta_6 \Delta PPE_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Frank and Goyal(2003)은 이렇게 확장된 모형을 통하여 순서이론이 성립되기 위해서는 자금부족분 변수가 앞서 언급한 다른 통제변수들의 영향을 압도할 수 있어야 한다는 점을 강조하였다.

4. 실증분석 결과

4.1. 전체표본을 이용한 순서이론의 검정결과

아래의 <Table 6>은 유통 상장기업 전체표본을 이용하여 위의 식 (2), (3), (4)에 대응하는 모형 (1), (2), (3)에 대한 검정에서 총부채 변화, 유동부채 변화, 비유동부채 변화 각각을 종속변수로 사용한 경우의 분석결과를 제시하고 있다. 모형 (1)에서는 자금 부족분만 포함하여 분석하였고, 모형 (2)의 경우는 Lemmon & Zender(2010)가 논의한 주식발행 가능성에 자금부족분 계수에 미칠 수 있는 영향을 고려하여 자금 부족분의 제곱항을 독립변수로 고려하였다. 순서이론에 따르면 자금 부족분이 많아질수록 기업의 부채수용력을 초과할 가능성이 커지고 주식발행 가능성도 증가한다. 따라서 자금 부족분의 제곱항은 주식발행과 관련이 깊은 항목으로, 부채발행과 음의 관계를 가질 것으로 예상된다. 모형 (3)의 경우 Frank and Goyal(2003)에서 논의한 바와 같이, 총수익의 변화($\Delta SALES_t$), 토빈의 Q 의 변화(ΔQ_t), 수익성의 변화(ΔROA_t), 유형자산비율의 변화(ΔPPE_t) 등을 독립변수로 추가적으로 고려하여 분석하였다.

유통 상장기업의 총부채 변화를 사용한 추정결과 모형 (1), (2), (3)의 자금 부족분의 계수 추정치는 각각 -0.15, -0.181, -0.164의 값을 나타내었고 모두 통계적으로 유의한 값으로 추정되어 Lemmon & Zender(2010) 및 Chirinko & Singha(2000) 등에서 예측과 상반된 결과가 나타났다.

이처럼 순서이론의 한국 유통 상장기업에 대한 설명력 부재는 총부채변화를 종속변수로 사용한 Kim & Park(2006)의 결론과도 유사하지만, 비유동부채 변화를 종속변수로 고려한 Son & Kim(2013)의 결과와는 상충된다.

<Table 6> Estimation Results of the Models

| | Total Debt | | | Current Debt | | | Long-term Debt | | |
|-------------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) |
| DEF | -0.150** (0.0) | -0.181*** (0.0) | -0.164** (0.0) | -0.265*** (0.0) | -0.271*** (0.0) | -0.253*** (0.0) | 0.104** (0.0) | 0.081* (0.1) | 0.083* (0.1) |
| DEF ² | | 0.153 (0.2) | 0.197 (0.1) | | 0.028 (0.8) | 0.067 (0.5) | | 0.115 (0.2) | 0.123 (0.2) |
| ΔSALES | | | 0.083*** (0.0) | | | 0.069*** (0.0) | | | 0.015 (0.5) |
| ΔQ | | | -0.031 (0.3) | | | -0.004 (0.9) | | | -0.029 (0.2) |
| ΔROA | | | -0.286 (0.1) | | | -0.271* (0.1) | | | -0.062 (0.6) |
| ΔPPE | | | 0.130 (0.4) | | | 0.221* (0.1) | | | -0.057 (0.6) |
| Constant | 0.055*** (0.0) | 0.052*** (0.0) | 0.046*** (0.0) | 0.041*** (0.0) | 0.040*** (0.0) | 0.036*** (0.0) | 0.014* (0.1) | 0.011 (0.2) | 0.009 (0.3) |
| N | 223 | 223 | 223 | 223 | 223 | 223 | 222 | 222 | 222 |
| adjusted R ² | 0.022 | 0.024 | 0.072 | 0.100 | 0.096 | 0.154 | 0.023 | 0.026 | 0.022 |

* Each of the *, **, *** represents 90%, 95%, 99% significant levels.

또한 유동부채 변화를 종속변수로 사용한 경우에도 모형 (1), (2), (3)에 대응하는 자금 부족분의 계수추정치가 각각 -0.265, -0.271, -0.253 등으로 추정되어 총부채를 사용한 경우보다 자금 부족분의 계수추정치가 더 작은 값을 나타내었다. 즉, 순서이론이 유동부채로 표시된 유통 상장기업들의 자본구조를 설명하지 못한다는 결과가 도출되었다.

한편 비유동부채 변화를 종속변수로 사용한 경우에 모형 (1), (2), (3)에 대응하는 자금 부족분의 계수추정치는 각각 0.104, 0.081, 0.083 등으로 추정되어 총부채와 유동부채를 종속변수로 사용한 경우에 비해 순서이론의 설명력이 개선되었으나 순서이론이 지지된다고 할 만한 값이라고 하기에는 너무 작은 값을 나타내었다.

또한 총부채 변화, 유동부채 변화, 비유동부채 변화를 종속변수로 사용하는 모든 경우에 있어서 모형 (2)의 자금부족분 제곱항의 계수추정치는 유의하지는 않지만 모두 양의 값을 나타내고 있어서 Lemmon & Zender(2010)의 관점에 전혀 부합하지 않는 결과를 제시하고 있음을 알 수 있다.

결론적으로, 우리나라 유통 상장기업의 전체표본을 사용한 경우, 자금 부족분의 계수추정을 통하여 순서이론의 설명력을 검토해 본 결과 순서이론은 한국 유통 상장기업의 자본구조를 전혀 설명하지 못하는 것으로 보인다. 자금 부족분의 계수 추정치가 순서이론이 예측하는 바와 반대로 매우 작은 양의 값을 갖던지 아니면 아예 음의 값을 갖던지 추정되었고, Chirinko & Singha(2000)의 예상과 달리 자금 부족분의 제곱항의 계수는 양의 값을 갖도록 추정되어 자금 부족분과 부채발행이 오목한 관계가 아니라 볼록한 관계를 나타내었다. 그리고 순서이론은 유동부채 변화를 종속변수로 사용하는 경우에 두드러지게 그 설명력이 약화되는 것으로 나타났다.

4.2. 부채수용력을 고려한 순서이론의 검정결과

위에서는 우리나라 유통 상장기업의 전체표본에서 어떠한 부채 측도를 종속변수로 사용하던지 간에 순서이론의 설명력이 전혀 나타나지 않는다는 사실을 확인하였다. 본 절에서는 이같은 상황 하에서 Lemmon & Zender(2010)의 경우와 같이 부채수용력을 고려

하게 되면 순서이론의 설명력에 개선이 나타나는지를 확인하고자 한다.

아래의 <Table 7>에서는 위에서 설명한 바와 같이 식 (1)로 추정한 모형을 기초로 우리나라 유통 상장의 특정기업이 회사채 등급을 보유할 확률을 각 연도별로 예측하여 회사채등급을 가질 확률이 높은 그룹(상위 1-33%), 중간 그룹(상위 34-67%), 하위 그룹(상위 68-100%)로 나누어서 순서이론의 설명력을 검정하고 있다.

본 표에서 회사채등급을 가질 확률이 낮은 유통기업들을 별도로 분류한 저확률그룹은 부채수용력이 낮은 기업그룹으로 간주하고, 회사채등급을 가질 확률이 높은 유통기업들을 모아놓은 고확률그룹은 부채수용력이 큰 기업그룹으로 해석할 수 있다. 위에서 확인한 바와 같이 우리나라 유통 상장기업들 중에서 부채수용력이 높은 고확률집단에 속하는 유통기업들은 평균적으로 기업규모가 크고 기업의 유형성이 좋으며, 미래 성장기대치가 높은 동시에 부채비율도 높으며 주식발행이 총자산에서 비중도 높은 것으로 나타났다.

이들 부채수용력이 높은 유통 상장기업그룹에서 자금 부족분이 발생하는 경우에는 회사채등급을 부여받아 신규부채를 손쉽게 발행할 수 있을 것이므로 자금 부족분의 계수는 전체 유통 상장기업 표본의 경우보다 상대적으로 큰 양의 값을 갖도록 추정될 것으로 예상된다. 또한 개별기업들의 부채수용력을 넘어서는 자금조달은 주식 발행으로 이루어질 것으로 예상된다.

유통 상장기업들의 총부채변화를 종속변수로 사용한 <Table 7>의 추정결과는 이러한 순서이론의 예측을 대부분 만족시킨다는 것을 확인할 수 있다. 특히 모형 (2)의 경우 저확률집단, 중확률집단, 고확률집단으로 부채수용력이 증가하는 과정에서, 각 집단에 대응하는 자금 부족분의 계수추정치는 각각 -0.322, 0.217, 0.508로 단조적인 증가양상을 나타내고 있다. 그리고 고확률집단의 경우 자금부족분 제곱항의 계수추정치도 99%의 유의확률로 유의성이 높은 -2.539라는 음의 값을 나타내고 있다. 이러한 점들은 순서이론이 예측한 바를 정확하게 따르고 있다고 평가할 수 있겠다.

그러나 모형 (1)과 모형 (3)의 경우 자금 부족분의 계수추정치는 중확률집단에서 가장 크게 나타나고 있어서 순서이론의 예측에 부합하지 않는다.

<Table 7> The Estimated Coefficients according to Total Debt Capacity

| | Total Debt | | | Current Debt | | | Long-term Debt | | |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) |
| DEF | -0.262*** (0.0) | -0.322*** (0.0) | -0.311*** (0.0) | 0.217* (0.1) | 0.217* (0.1) | 0.210* (0.1) | -0.048 (0.8) | 0.508** (0.0) | 0.113 (0.5) |
| DEF ² | | 0.302** (0.0) | 0.273* (0.1) | | -0.002 (1.0) | 0.031 (0.9) | | -2.539*** (0.0) | 1.137 (0.2) |
| ΔSALES | | | -0.043 (0.4) | | | 0.243*** (0.0) | | | 0.160*** (0.0) |
| ΔQ | | | -0.018 (0.8) | | | 0.000 (1.0) | | | -0.015 (0.8) |
| ΔROA | | | -0.213 (0.4) | | | -0.670 (0.3) | | | -2.070*** (0.0) |
| ΔPPE | | | -0.125 (0.7) | | | 0.187 (0.4) | | | 0.265 (0.3) |
| Constant | 0.056** (0.0) | 0.042* (0.1) | 0.043* (0.1) | 0.033** (0.0) | 0.033** (0.0) | 0.026* (0.1) | 0.085*** (0.0) | 0.107*** (0.0) | 0.059*** (0.0) |
| N | 83 | 83 | 83 | 75 | 75 | 75 | 65 | 65 | 65 |
| adjusted R ² | 0.094 | 0.127 | 0.095 | 0.030 | 0.017 | 0.173 | -0.014 | 0.153 | 0.454 |

* Each of the *, **, *** represents 90%, 95%, 99% significant levels.

특히 모형 (3)과 관련하여 Frank & Goyal(2003)이 예측하는 바는 자금 부족분이 종속변수에 미치는 영향이 여타 통제변수들을 압도할 정도로 나타나야 하지만 <Table 7>의 결과는 이러한 예상에 부합하지 못하고 있다. <Table 7>에서 고학률집단의 경우 자금 부족분의 계수추정치는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있는 반면, 매출액변화와 수익성 변화의 계수추정치의 유의성이 큰 것으로 나타났다. 다만 모형 (3)에서 도입한 다양한 통제변수들이 고학률집단의 조정된 결정계수(adjusted R²) 값을 올리는 데에는 일정한 기여를 하고 있는 것으로 판단된다.

결과적으로 총부채변화를 종속변수로 채택하였을 경우에, 모형 (2)의 경우는 부채수용력에 따른 자금 부족분의 계수추정치의 변화는 Lemmon & Zender(2010)의 예측에 일부분 부합하는 것으로 나타났다. 즉, 부채수용력에 대한 고려는 한국의 유통 상장기업들의 총부채로 표현된 자본구조에 대한 순서이론의 설명력을 제고하는데 기여하고 있음을 알 수 있다.

한편, 아래의 <Table 8>은 유동부채 변화를 종속변수로 사용하고 있는데, 총부채변화를 종속변수로 사용하는 <Table 7>의 경우에 비해서는 자금부족분 계수추정치의 값이 작게 나타나고 있다. 그러나 <Table 7>의 경우와 마찬가지로 저학률집단, 중학률집단, 고학률집단으로 이동함에 따라 모형 (2)의 자금 부족분의 계수추정치가 각각 -0.269, -0.201, 0.124로 순차적으로 커지고 있음을 확인할 수 있다. 비록 절대치가 작아서 순서이론을 지지하는 결과라고 단정적으로 말하기는 어려우나, 부채수용력이 개선됨에 따라 순서이론의 설명력도 순차적으로 소폭 상승하고 있음을 확인할 수 있다. 이 점은 분명하게 Lemmon & Zender(2010)의 예측에 일부 부분 부합하는 부분이라고 평가할 수 있다.

또한 중학률집단과 고학률집단에서 모형 (2)의 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치도 유의한 음의 값으로 나타나고 있어 Lemmon & Zender(2010)에 부합하는 결과로 평가할 수 있겠다.

그러나 모형 (1)의 경우에는 세 기업그룹에 대응하는 자금 부족

분의 계수추정치가 각각 -0.238, -0.294, -0.452와 같이 유의한 음의 값으로 추정되고 있으며, 부채수용력이 증가함에 따라 그 값이 오히려 감소하고 있어서 순서이론의 유통 상장기업의 자본구조에 대한 설명력이 전혀 없음을 확인할 수 있다.

또한 모형 (3)의 경우도 마찬가지로 자금 부족분의 계수추정치가 부채수용력이 증가함에 따라 증가하기는 하지만 음의 값에 머물러 있어서 순서이론의 설명력이 개선된다고 말하기는 어렵다. 그리고 Frank & Goyal(2003)이 예측하는 바와 같이 자금 부족분이 종속변수에 미치는 영향이 여타 통제변수들을 압도할 정도로 높게 나타나야 하지만 <Table 8>의 결과는 이러한 예상에 부합하지 못하고 있다. <Table 7>과 마찬가지로 <Table 8>에서도 고학률집단의 경우 자금 부족분의 계수추정치는 유의하지 않은 음의 값을 나타내고 있는 반면, 매출액변화와 수익성 변화의 계수추정치가 유동부채변화를 설명함에 있어서 유의성이 큰 것으로 나타났다. 또한 <Table 7>의 경우와 마찬가지로 <Table 8>에서도 모형 (3)에서 도입한 다양한 통제변수들이 고학률집단의 조정된 결정계수(adjusted R²) 값을 올리는 데에는 일정한 기여를 하고 있는 것으로 판단된다.

결과적으로 유동부채변화를 종속변수로 채택하였을 경우에, 모든 모형의 부채수용력에 따른 자금 부족분의 계수추정치의 변화는 Lemmon & Zender(2010)의 예측에 부합하지 못한다고 평가할 수 있겠다. 즉, 부채수용력에 대한 고려는 한국의 유통 상장기업들의 유동부채로 표현된 자본구조에 대한 순서이론의 설명력을 제고하는데 기여하지 못하고 있음을 알 수 있다.

<Table 8> The Estimated Coefficients according to Current Debt Capacity

| | Total Debt | | | Current Debt | | | Long-term Debt | | |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) |
| DEF | -0.238*** (0.0) | -0.269*** (0.0) | -0.269*** (0.0) | -0.294*** (0.0) | -0.201* (0.1) | -0.215** (0.0) | -0.452*** (0.0) | 0.124 (0.5) | -0.194 (0.2) |
| DEF ² | | 0.154 | 0.102 (0.3) | | -0.775** (0.0) | -0.781** (0.0) | | -2.628*** (0.0) | 0.415 (0.5) |
| ΔSALES | | | -0.038 (0.4) | | | 0.217*** (0.0) | | | 0.110*** (0.0) |
| ΔQ | | | 0.041 (0.6) | | | 0.001 (1.0) | | | 0.008 (0.8) |
| ΔROA | | | -0.170 (0.5) | | | -0.962** (0.0) | | | -1.435*** (0.0) |
| ΔPPE | | | -0.172 (0.6) | | | 0.146 (0.4) | | | 0.412** (0.0) |
| Constant | 0.050** (0.0) | 0.043** (0.0) | 0.046** (0.0) | 0.020 (0.1) | 0.031** (0.0) | 0.024* (0.1) | 0.057*** (0.0) | 0.080*** (0.0) | 0.044*** (0.0) |
| N | 83 | 83 | 83 | 75 | 75 | 75 | 65 | 65 | 65 |
| adjusted R ² | 0.095 | 0.098 | 0.075 | 0.090 | 0.142 | 0.314 | 0.140 | 0.371 | 0.597 |

* Each of the *, **, *** represents 90%, 95%, 99% significant levels.

<Table 9> The Estimated Coefficients according to Current Debt Capacity

| | Total Debt | | | Current Debt | | | Long-term Debt | | |
|-------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) | Model(1) | Model(2) | Model(3) |
| DEF | -0.026 (0.7) | -0.054 (0.4) | -0.042 (0.5) | 0.518*** (0.0) | 0.425*** (0.0) | 0.428*** (0.0) | 0.307*** (0.0) | 0.365*** (0.0) | 0.288** (0.0) |
| DEF ² | | 0.145 (0.2) | 0.168 (0.1) | | 0.770*** (0.0) | 0.797*** (0.0) | | -0.261 (0.5) | 0.414 (0.5) |
| ΔSALES | | | -0.003 (0.9) | | | 0.022 (0.6) | | | 0.045 (0.1) |
| ΔQ | | | -0.062 (0.3) | | | -0.001 (1.0) | | | -0.029 (0.4) |
| ΔROA | | | -0.055 (0.8) | | | 0.159 (0.7) | | | -0.681 (0.1) |
| ΔPPE | | | 0.041 (0.9) | | | 0.018 (0.9) | | | -0.126 (0.5) |
| Constant | 0.007 (0.6) | 0.000 (1.0) | -0.002 (0.9) | 0.012 (0.3) | 0.001 (0.9) | 0.001 (0.9) | 0.026** (0.0) | 0.029** (0.0) | 0.017 (0.2) |
| N | 82 | 82 | 82 | 75 | 75 | 75 | 65 | 65 | 65 |
| adjusted R ² | -0.010 | 0.001 | -0.034 | 0.334 | 0.394 | 0.364 | 0.145 | 0.136 | 0.158 |

* Each of the *, **, *** represents 90%, 95%, 99% significant levels.

마지막으로 아래의 <Table 9>는 비유동부채 변화를 종속변수로 사용하는 경우를 분석하고 있다. 이 경우에는 앞의 두 경우와는 달리 중학률그룹에서 모형 (1), 모형 (2), 모형 (3)의 성과가 가장 우수하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 각 모형의 자금부족분의 계수추정치는 각각 0.518, 0.425, 0.428로 나타나고 있다. 그리

고 조정된 결정계수(adjusted R²)값도 모든 모형에 걸쳐서 중학률집단에서 가장 높게 나타나고 있다. 전반적으로 유통 상장 전체표본기업을 대상으로 하던 경우보다 상당부분 순서이론의 설명력이 개선되었다고 평가할 수 있다. 그러나 이러한 설명력의 개선이 부채수용력이 증가함에 따라 이루어진 것이라고 평가하기에는 무리

가 따른다. 왜냐하면 고확률그룹의 계수추정치가 중확률그룹보다 작은 값을 나타내고 있기 때문이다.

각 모형별로 세부적으로 살펴보면, 우선 모형 (1)의 경우 계수추정치가 99% 유의확률로 0.518로 추정되었다. 이는 본 논문에서 다양한 경우에 추정한 자금부족분 계수추정치 중에서 가장 큰 값이다. 그리고 조정된 결정계수 값도 0.334로 비교적 높은 값을 나타내었다. 비유동부채 변화를 종속변수로 사용하는 경우 모형 (1)에 기초한다면 우리나라 유통상장 기업들의 중확률그룹에서 순서이론의 설명력이 상당부분 나타나고 있음을 알 수 있다.

모형 (2)의 경우 자금 부족분의 계수추정치가 0.425로 99% 수준에서 유의한 양의 값으로 추정되었으나 결정적으로 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치가 유의한 양의 값으로 추정되고 있어 Lemmon & Zender(2010)의 예측에 부합하지 못한다고 평가할 수 있다.

모형 (3)의 경우에도 자금 부족분의 계수추정치는 99% 유의확률로 0.428로 추정되어 다른 특성변수들의 설명력을 압도하고 있으나 결정적으로 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치가 양의 값을 나타내고 있어 순서이론의 자본구조 설명력에 문제점을 갖는다.

결과적으로 비유동부채변화를 종속변수로 채택하였을 경우에도 유동부채변화를 종속변수로 채택한 경우와 마찬가지로 모든 모형의 부채수용력에 따른 자금 부족분의 계수추정치의 변화는 Lemmon & Zender(2010)의 예측에 부합하지 못한다고 평가할 수 있겠다. 즉, 부채수용력에 대한 고려는 한국의 유통 상장기업들의 비유동부채로 표현된 자본구조에 대한 순서이론의 설명력을 제고하는데 기여하지 못하고 있음을 알 수 있다.

5. 연구결과 토론 및 시사점

5.1. 연구의 요약

본 논문은 한국 유통 상장기업이라는 상대적으로 소규모 표본에 집중하여 대표적인 자본구조 이론인 순서이론을 검정하는 과정에서 몇 가지 의미 있는 실증분석 결과를 도출하였다. 우선 본 논문은 유통 상장기업들의 부채발행을 자금 부족분이 얼마나 설명하는지를 다양한 부채측도와 부채수용력을 이용하여 살펴보았다. 구체적으로 본 논문은 유통 상장기업들을 그 회사채 등급을 가질 확률이 낮은 그룹, 중간 그룹, 높은 그룹으로 구분하여 순서이론이 이들 기업들의 자본구조를 얼마나 잘 설명하고 있는지를 살펴보았다.

본 논문은 순서이론이 유통 상장기업들의 자본구조를 얼마나 잘 설명하는지를 검정하기 위하여 Shyam-Sunder & Myers(1999)가 제시한 모형(모형 (1)) 즉, 자금 부족분을 설명변수로 하고 부채변동을 피설명변수로 하는 단순모형을 이용하였다. 그리고 모형 (2)는 Lemmon & Zender(2010)의 논의에 따라 모형 (1)을 확장하여 자금 부족분의 제곱항을 설명변수에 추가한 모형이다. 그리고 모형 (3)은 Frank & Goyal(2003)의 논의에 따라 이 두 설명변수 이외에 유통 상장기업들의 부채발행에 영향을 미칠 수 있는 특성변수들 즉, 총매출의 변화($\Delta SALES_t$), 토빈의 Q 의 변화(ΔQ_t), 수익성의 변화(ΔROA_t), 유형자산비율의 변화($\Delta PPPE_t$) 등을 통제변수로 고려하여 모형을 구성하였다.

부채수용력을 고려하지 않고 총부채 변화, 유동부채 변화를 종속변수로 사용한 경우에 각 모형을 추정해보면, 자금 부족분의 계수추정치는 모두 유의한 음의 값을 나타내어 순서이론에 반하는 결과가 나타남을 확인할 수 있다. 그리고 비유동부채 변화를 종속변수로 사용한 경우에는 계수값이 양의 값으로 추정되기는 하였으나 그 절대값이 너무 작고, 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치도

양의 값으로 추정되어 Lemmon & Zender(2010)의 논의에 부합하지 않는 결과를 나타내었음을 확인하였다.

그러나 본 논문은 여기에 추가적으로 한국 유통 상장기업들을 부채수용력을 기준으로 3분할하여 3가지 모형을 추정하는 과정에서 부채 변화의 측도를 총부채 변화, 유동부채 변화, 비유동부채 변화의 3가지 측도를 모두 고려하였으므로 $3 \times 3 \times 3$ 의 경우에 있어서 자금 부족분의 계수를 추정하였다. 그리고 추정된 계수추정치를 이용하여 순서이론이 한국 유통 상장기업들의 자본구조를 얼마나 잘 설명하고 있는지에 관한 판단근거를 마련하는 방식으로 매우 체계적인 검정을 실시하였다.

그 결과, 본 논문은 모형 (2)의 검정에서 총부채 변화를 종속변수로 이용한 경우 부채수용력에 비례하여 자금 부족분의 계수추정치가 커지고 있음을 확인하였고, 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치도 일관성 있게 각 경우에 음의 값을 나타내어 Lemmon & Zender(2010)의 논의에 부합한다는 사실을 확인하였다.

이처럼 전체표본을 대상으로 한 순서이론의 검정에서는 한국 유통 상장기업들의 자금 부족분이 순서이론에 입각하여 부채발행에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그러나 부채수용력을 고려한 경우에는 자금 부족분이 부채수용력이 커짐에 따라서 부채발행에 미치는 영향력이 점차적으로 커지는 것을 확인할 수 있었다.

본 논문의 이러한 실증분석 결과는 성과라고 평가하기에는 일견 애매한 측면이 있다. 왜냐하면 우리나라 유통 상장기업들의 자본구조는 부채수용력을 고려하는 경우에 순서이론이 부분적으로 설명할 수 있다고 볼 수 있으나 완전한 설명이 되기 위해서는 고확률그룹에서 추정된 자금 부족분의 계수추정치(0.508)의 절대치가 너무 작아 충분하지 않다는 비판이 가능하기 때문이다. 애초에 Shyam-Sunder & Myers(1999)은 대기업 그룹에서 동 계수추정치를 0.75정도로 추정하여 순서이론이 지지되는 근거를 찾은 것을 감안한다면, 0.508이라는 수치는 순서이론이 지지되기에는 결코 충분한 수치가 아니라는 점을 알 수 있다.

그러나 이 점을 인정하더라도 본 논문의 실증분석 결과는 독자적인 의미를 갖고 있다. 그것은 총부채 변화를 종속변수로 사용한 경우에 부채수용력이 커질수록 자금 부족분의 계수추정치도 동시에 커진다는 사실이다. 본 논문은 이 사실을 모형 (2)에서 확인하였다. 그리고 동 모형에서 추가적 설명변수로 사용한 자금 부족분의 제곱항의 계수추정치도 고확률집단에서 유의한 음의 값을 갖는다는 사실이다. 이 점들은 명백하게 Lemmon & Zender(2010)에 부합하는 결과라고 평가할 수 있다.

5.2. 연구의 시사점

본 논문의 실증분석 결과가 갖는 독자적인 의미는 우리나라 유통 상장기업들의 최근 특성을 이해한다면 더욱 명확해 질 수 있다. 그것은 우리나라 유통 상장기업들의 성장속도가 매우 빠르게 나타나고 있다는 특성이다. 이 부분은 Yoon(2014)이 지적한 바 있는데, 그는 우리나라 유통 상장대기업들 중에서 고성장 그룹에 속하는 평균적인 기업수가 1990년대에는 3개에서 2000년 이후에 7개로 크게 늘어났다는 점을 밝히고 있다. 그리고 이와 관련하여 본 논문의 <Table 3>를 보면 고확률집단의 주식발행의 총자산 대비 비중이 0.04로 저확률 및 중확률 집단의 4배에 이르고 있다.

이를 근거로 우리나라 유통 상장기업들 중에서 회사채 등급을 받을 확률이 높은 대기업들의 경우에는 성장성이 매우 높아 필요 한 자금 부족분을 내부자금 및 채권발행을 통하여 우선적으로 조달하고 나머지 부족한 부분을 적극적으로 주식을 발행하여 조달하고 있다는 것을 알 수 있다. 이 때문에 대기업이 주종을 이루는

고확률 그룹에서도 부채발행을 설명하는 자금 부족분의 계수추정치가 1보다 훨씬 작은 수치인 0.508로 추정된 것을 알 수 있다. 즉, 나머지 부분은 주식발행을 통하여 자금이 조달된 것이다.

이처럼 본 논문의 실증분석 결과는 우리나라 유통 상장기업들 중에서 대기업 그룹이 당면하고 있는 현실을 순서이론의 검정과정에서 일부 중요한 양상을 파악할 수 있었다. 그러나 그것만으로는 부족하고, 주식발행과 부채발행을 통합적으로 고려해야 전체적인 면모를 파악할 수 있다는 것을 알 수 있었다.

이와 관련하여 Son & Kim(2013)의 경우에도 종속변수인 부채변화의 측도를 비유동부채 변화만을 사용하여 논의를 종결시키고 있다. Yoon & Ryu(2015)의 경우에는 비유동부채 이외에 총부채나 유동부채를 종속변수로 사용하여 순서이론을 검정하고 있는데 순서이론이 지지되지 않는 결론을 얻었다. 이 상황에서 본 논문의 연구결과가 주는 시사점은 명확하다.

유통 상장기업들을 대상으로 수행한 일종의 케이스 스터디로서 본 연구는 부채수용력을 고려하는 경우에도 순서이론을 지지하는 검정결과를 찾기가 어려운 경우에는 반드시 내부자금조달 측면과 주식발행을 통한 자금조달 측면도 종합적으로 고려할 필요가 있다는 점을 시사하고 있다.

5.3. 연구의 한계점과 향후 연구방향

본 연구는 기본적으로 Lemmon & Zender(2010)의 연구방법론을 확장하여 우리나라 유통상장 기업들의 부채변동이 자금 부족분에 의해서 설명될 수 있는지를 검정함으로써 순서이론의 유통 상장의 자본구조에 대한 설명력을 살펴보았다. 그러나 본 연구는 어디까지나 한국 유통 상장기업이라는 소표본을 사용한 케이스 스터디로서 의미를 가지고 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 한국 유통 상장기업들의 특성을 고려할 때 본 연구의 실증분석결과의 함의가 명확해 진다는 측면을 제시하였다는 측면에서 향후 순서이론을 검정하고자 하는 연구에 던지는 의미가 큰 연구라고 볼 수 있겠다.

그러나 본 연구의 이와 같은 의의는 본 연구 결과가 제시하는 시사점임과 동시에 본 연구가 갖는 한계점을 정확히 지적해 주고 있다. 향후 본격적으로 한국기업들을 대상으로 주요 자본구조 이론인 순서이론에 대한 검정작업의 전초전으로서의 의미를 갖지만, 완결된 연구가 되기 위해서는 기업의 부채변화를 설명하기 위하여 자금부족분 이외에 재무활동으로부터의 현금흐름과 투자활동으로부터의 현금흐름을 모두 고려한 종합적인 모형을 구축할 필요성이 제기된다. 이 부분에 대한 본격적인 연구는 향후의 연구 프로젝트로 남겨두고자 한다.

References

- Booth, L., Aivazian, V., Demirguc-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2001). Capital structures in developing countries.
- Chimucheka, Tandai (2013). Obstacles to accessing finance by small business operators in the Buffalo City metropolitan Municipality. *The East Asian Journal of Business Management*, 3(2), 23-29.
- Chirinko, R., & Singha, A. (2000). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: A critical comment. *Journal of Financial Economics*, 58, 417-425.
- Frank, M., & Goyal, V. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67, 217-248.
- Harris, M., & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *Journal of Finance*, 46(1), 297-355.
- Hussain, Muhammad, Bahadar, Shah, & Zia, Ul Islam (2014). The impact of capital structure on firm performance: evidence from Pakistan. *The International Journal of Industrial Distribution & Business*, 5(2), 13-20.
- Kim, Seok-Chin, & Park, Min-Kyu (2005). Deficit-in-funds and testing the pecking order theory. *Korea Business Review*, 34(6), 1829-1852.
- Ku, Bon-II, Eom, Young-Ho, & Jeon, Hyo-Chan (2008). A research on the capital structure of Korean corporations: Comparison of the trade-off theory and the pecking-order theory. *Analysis of Korean Economy*, 14(2), 1-42.
- Lee, Won-Heum, Lee, Han-Deuk, & Park, Sang-Su (2001). A study of the leverage adjustment speed hypothesis in large business groups. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 28, 87-114.
- Lemmon, M., & Zender, J. (2010). Debt capacity and tests of capital structure theories. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), 1161-1187.
- Shyam-Sunder, L., & Myers, S. (1999). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 51, 219-244.
- Son, In-Sung, & Kim, Jin-Su (2013). Test of pecking order theory using debt capacity. *Korea International Accounting Review*, 48(4), 153-180.
- Yoon, Bo-Hyun (2014). A study on the financing decision of retail firms listed on Korean stock markets. *Journal of Distribution Science*, 12(10), 75-84.
- Yoon, Bo-Hyun, & Ryu, Won-Suk (2015). Testing of pecking order theory of the firms listed on Korean stock markets. working paper, Asan: Soonchunhyang University.
- Yoon, Sun-Suk (2003). Cash from operations, source of cash requirements and financing policy. *Korea Business Review*, 32(1), 203-231.