

Print ISSN: 1738-3110 / Online ISSN 2093-7717  
<http://dx.doi.org/10.15722/jds.13.3.201503.69>

## A Study on the Cash Policies of Retail Firms\*

### 유통 상장기업의 현금정책에 관한 연구

Sam-Ho Son(손삼호)\*\*

Received: February 13, 2015. Revised: March 10, 2015. Accepted: March 14, 2015.

## Abstract

**Purpose** – The purpose of this study is to examine whether the cash policies of retail firms listed on Korean stock markets are consistent with the evidence provided in the study of Almeida et al. (2004). Liquidity management is an important issue for financially constrained firms relative to financially unconstrained firms. Because there are few sources of external funding, the optimal liquidity policies of financially constrained firms should reflect their own earnings or cash inflows to create opportunities for current and future real investments. According to this simple idea, we estimate the sensitivity of cash to cash flows and simply check whether the estimated sensitivity to cash flows of the cash retained by constrained retail firms is greater than that of the cash retained by unconstrained retail firms. Through this work, we aim to explain why the cash policies of the retail firms listed on the Korean stock markets differ from those of listed manufacturing enterprises.

**Research design, data, and methodology** – To explain a firm's cash holdings, we use only three explanatory variables: earnings before interest and taxes (EBIT), Tobin's  $q$ , and size. All the variables are defined as the value of the numerator divided by aggregate assets. Thanks to this definition, it is possible to treat all the sample firms as a single large firm. The sample financial data for this study are collected from the retail enterprises listed on the KOSPI and KOSDAQ markets from 1991 to 2013. We can obtain these data from WISEfn, the financial information company. This study's methodology has its origin in Keynes's simple idea of precautionary liquidity demand: When a firm faces financial constraints, cash savings from earnings or cash inflows become important from the corporate finance perspective. Following this simple idea, Almeida et al. (2004) developed their theoretical model and found empirical evidence that the sensitivity of cash to cash flows varies systematically according to different types of financing frictions. To find more empirical evidence for this idea, we examined the cash flow

sensitivity of the cash held by Korean retail firms.

**Results** – Through several robustness tests, we empirically showed that financially constrained Korean retail firms display significant positive propensity to save cash from earnings before interest and taxes, while the estimated cash flow sensitivity of the cash held by unconstrained retail firms is not significant. Despite the relatively low earnings of retail firms, their sensitivity is three times greater than that of manufacturing enterprises. This implies that Korean retail firms have greater intentions of facilitating future investments rather than current investments.

**Conclusions** – The characteristics of the cash policies of Korean retail firms differ from those of manufacturing firms. This contrast may be attributable to industry-oriented policy planning, regulations, and institutional differences. However, the industrial policymakers should observe signals of the long-term growth options of retail firms based on their high propensity to save from their cash inflows.

**Keywords:** Retail Industry, Cash Flow Sensitivity of Cash, Cash Policy, Future Investment, Financially Constrained Firms.

**JEL Classification:** G02, G11, G12, G32.

## 1. 서론

최근에 들어와 정부 일각에서 사내유보금 과세 논의가 제기되는 반면, 재계에서는 2014 회계연도를 기준으로 국내 기업들의 자산대비 현금보유 비율이 10년 전에 비하여 오히려 감소하고 있다는 실증분석 결과를 제시하고 있다(한국경제연구원 보도자료 참조). 그러나 우리나라의 과도한 현금보유는 상위 10대 그룹에서 집중적으로 나타나고 있다는 점은 이미 최근의 언론보도 등을 통하여 잘 알려진 사실이다. 이들 상위 10대 그룹을 제외한 상장기업 전체의 평균은 미국이나 유럽보다 현저하게 낮은 양상을 나타내고 있다. 따라서 정부 일각에서의 사내유보금 과세 논의나 이에 대한 재계의 반박은 기업 집단 간에 현금보유 정책이 차별적으로 나타나고 있다는 사실을 간과하고 진행되고 있음을 알 수 있다. 현 시점에서 정작 중요한 문제는 우리나라 기업들의 현금정책 특성이 각각의 기업그룹별로 어떻게 나타나는지를 검토해야 할 필요가 있다는 점이다. 이러한 문제의식에 따라 본 논문은 우리나라 유통상장기업들을 표본으로 설정하고 이 기업들의 현금정책의 특

\* This work was supported by the Soonchunhyang University Research Fund 20140221.

\*\* Assistant Professor, Department of Economics and Finance, Soonchunhyang University, Korea. Tel: +82-10-6218-7357. E-mail: sch35@sch.ac.kr

징을 살펴보았다. 구체적으로 본 논문은 이들 유통상장기업들의 재무제약의 유무와 규모 및 시계열적인 구분에 따라 기업들이 보유한 현금의 영업이익 민감도를 추정하고 각 하위집단에서 현금정책이 어떻게 달라지는지를 살펴보았다.

기업의 영업이익이 현금보유에 미치는 영향에 대한 최근의 대표적인 논의인 Almeida et al.(2004)는 영업이익이 재무제약에 직면한 기업의 현금보유를 증가시킨다고 주장하고 있다. 한편, Riddick & Whited(2009)는 이에 반하여 영업이익으로부터 음의 저축성향이 존재한다고 주장하여 논쟁의 단초를 제공하고 있다. 본 논문은 이들의 논의를 종합한 Lee et al.(2014)와 동일한 연구방법론을 적용하여 유통기업들의 보유현금 영업이익 민감도를 추정해 본 결과 그것이 제조업 전체 기업들의 보유현금 영업이익 민감도와 큰 차이를 보인다는 것을 발견하였다.

이는 여러 가지 차원에서 흥미로운 부분이다. 재무제약에 직면한 기업이 보유한 현금의 영업이익 민감도는 곧 현재와 미래의 투자관련 현금정책의 잣대라고 볼 수 있다. 그 값이 크게 나타나면 상대적으로 현재투자보다는 미래투자의 비중을 높게 평가한다는 것을 의미한다. 따라서 앞의 결과들은 우리나라 유통업 기업들은 제조업 기업들에 비하여 상대적으로 현재투자보다는 미래투자에 높은 비중을 두고 현금정책을 실시하고 있음을 나타낸다.

구체적인 분석을 위하여 본 논문은 우리나라 유통상장기업들을 재무제약이 있는 경우와 재무제약이 없는 경우로 기업들을 구분하였다. 그리고 시계열적으로는 IMF 외환위기 이전과 이후로 구분하였으며, 기업 규모별로는 대형, 중형, 소형 등으로 기업들을 구분하고 각 그룹별로 기업들의 영업이익으로부터의 한계저축성향을 세부적으로 추정하였다. 본 논문에서는 현금보유의 영업이익에 대한 민감도 추정 방법은 이 문제에 대해서 상반된 실증분석 결과를 제공하고 있는 Almeida et al.(2004)과 Riddick & Whited(2009)의 현금저축의 영업이익 민감성 추정방법과 동일한 방법을 사용하였다.

본 논문의 실증분석 결과는 유통상장기업들의 현금보유정책의 특징을 잘 보여준다고 할 수 있겠다. 우선, Almeida et al.(2004)의 재무제약 이론을 통한 한계저축성향에 대한 예측이 한국의 유통상장기업에 있어서는 매우 유의한 결과를 나타낸다는 점이 특징적이다. Almeida et al.(2004)는 애초에 재무제약이 있는 기업들의 현금의 영업이익 민감도는 양의 값을 나타내고, 재무제약이 없는 기업들의 동 민감도는 0과 유의한 차이를 보이지 않는다고 주장하였다. 한국 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익 민감도는 이러한 예측에 정확하게 부합하고 있다.

재무제약의 대리변수로 지불정책을 사용한 경우에 재무제약에 직면한 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익 민감도는 0.207( $t=3.122$ )로 매우 유의한 양의 값을 나타낸 반면, 동 대리변수를 이용하였을 경우 재무제약이 없는 기업들의 영업이익 민감도는  $-0.24(t=-1.36)$ 으로 나타나 유의하지 않은 음의 값을 나타내었다. 재무제약 유무에 따른 영업이익민감도의 차이는 IMF 외환위기 이후에도 더욱 강화된 형태로 나타났다. 1997년 외환위기 이후에 재무제약이 있는 유통상장기업들의 현금의 현금흐름에 대한 민감도는 0.288( $t=2.114$ )로 계수값이 그 이전에 재무제약을 가진 기업들의 민감도  $-0.048$ 에 비해서 더 커졌다. 그러나 1997년 외환위기를 계기로 재무제약이 없는 기업들의 동 민감도는 0.026( $t=0.119$ )로 그 이전 값  $-0.868(t=-2.013)$ 에 비하여 유의성이 더 떨어진 값을 나타내고 있다.

또한 기업규모별로 보더라도 IMF 외환위기 이후 소기업들의 동 민감도는 0.388( $t=3.283$ )으로 외환위기 이전의 동 민감도  $-1.248(t=-1.886)$ 에 비하여 계수추정치의 유의성이 매우 커짐과 동시에 그 값이 양의 값으로 전환된 반면, 대형기업의 경우 외환위기 이후 동 계수추정치는  $-0.05(t=-0.109)$ 의 값을 나타내어 여전히

유의하지 않은 음의 값을 유지하고 있다.

Almeida et al.(2004)에 따르면 재무제약에 직면한 기업들의 경우 현재 현금을 축적함으로써 자신들이 확보하고 있는 투자프로젝트의 현재의 수익성과 미래의 투자에 균형을 제공하는 최적의 현금정책을 선택한 결과 현금보유량이 결정된다. 따라서 국내 유통상장기업들의 현금흐름으로부터의 현금저축성향이 전체 제조업 평균에 비해 높게 나타나고 있고, 최근에 들어와 이와 같은 경향이 더 강화되었다는 사실은 우리나라 유통산업에 현재의 실물투자보다 상대적으로 높은 수익성을 제공하는 미래의 투자프로젝트를 대비하기 위한 현금축적이 현재 우리나라 유통산업의 현금정책을 결정하는 중요한 요인이 되고 있음을 확인시켜준다. 우리나라 유통상장기업들의 현금정책을 둘러싼 이러한 환경은 한편으로는 우리나라 유통산업이 직면하고 있는 급격한 구조변화를 반영하는 것일 수도 있으며, 다른 한편으로는 우리나라 유통산업이 직면하고 있는 제도과 정책의 결과일 수도 있다. 유통산업을 둘러싼 이해당사자들은 이 점을 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다고 판단된다.

## 2. 선행연구 고찰

기업들의 저축정책은 기업이 직면하고 있는 현재와 미래의 투자로부터 발생하는 한계편익과 그 투자자금을 조달하기 위한 내부자금조달 및 외부자금조달이 발생시키는 한계비용이 복잡한 상호관계를 나타낸다. Almeida et al.(2004)나 Khurana, et al.(2006), 그리고 Riddick & Whited(2009) 등은 모두 기업이 접근가능한 외부금융의 한계비용을 측정하기 위한 시도라고 볼 수 있으나 기업의 현금정책과 관련하여 매우 논쟁적인 결과를 제시하고 있다.

우선 Almeida et al.(2004)는 Keynes(1936)의 예비적 유동성수요의 개념에서 출발하여 기업들의 현금정책에 관한 자신들의 모형을 발전시켰다. Keynes에 따르면 재무제약에 직면한 기업에게 투자기회가 발생한 경우 기업의 유동성이 그 투자를 수행할 수 있게 해준다. 따라서 기업이 재무적 제약에 직면해 있다면 유동성 관리는 기업 재무정책의 핵심적인 내용을 구성할 수 있다. Almeida et al.(2004)는 이와 같은 Keynes의 고전적인 예비적 유동성수요 개념에 기초하여 재무적 제약에 직면한 기업의 현금의 현금흐름 민감도가 양의 값을 갖는다는 것을 실증적으로 보여주었다.

그리고 Khurana, et al.(2006)은 금융적 발전이 유동성수요에 미치는 영향에 대한 국제간 실증분석을 수행하였다. 그 결과 이들은 영업이익에 대한 현금저축성향이 금융적으로 발전한 나라일수록 더 작아진다는 점을 실증적으로 보여주었다. 이들의 실증분석은 Almeida et al.(2004)의 논의를 금융선진국과 금융후진국으로 확장한 것이며, 동일한 실증분석 결과를 얻은 것이라고 평가할 수 있다.

이에 반해 Riddick & Whited(2009)는 Almeida et al.(2004)과 동일한 실증분석 모형을 도입하였으나, 토빈의  $q$ 를 통제하는 경우에 현금흐름에 대한 저축의 민감도가 음의 값을 나타낸다는 것을 실증하였다. Riddick & Whited(2009)는 특히 현금흐름과 토빈의  $q$ 의 양의 상관성에 주목하고, 이 문제를 개선하기 위하여 토빈의  $q$ 의 측정오차를 제거하는데 주력하였다. 그러나 본 논문에서는 기본 모형의 직관적 호소력을 인정하여 Almeida et al.(2004)의 방법론을 그대로 적용하고 실증분석을 진행한다. 한편, Riddick & Whited(2009)는 저축의 음의 현금흐름 민감도를 실증한 이후 저축에 더 큰 영향을 주는 요인은 외부 금융제약이 아니라 소득의 불확실성이라고 주장하였다. 또한 Bao et al.(2012)는 현금의 현금흐름 민감도는 일반적으로 음의 값을 갖는다는 것을 확인해 줄 뿐만

아니라 그 민감도가 현금흐름에 대해서 비대칭적임을 주장하고 있다. 이처럼 현금의 현금흐름에 대한 민감도의 크기와 부호에 관한 논쟁은 현재 활발하게 진행중이며, 이 문제에 관하여 뚜렷한 결론이 내려진 상태는 아니라고 평가할 수 있다.

기업의 재무적 제약과 현금의 현금흐름 민감도에 대한 이러한 논쟁들은 또한 Fazzari et al.(1988)과 Kaplan & Zingales(1997)의 대립적인 실증분석 결과로 소급된다. Fazzari et al.(1988)의 경우 재무제약에 직면한 기업이 보유한 현금의 현금흐름 민감도는 재무제약이 없는 기업에 비해 높게 나타난다는 것을 실증적으로 보여 주었다. 그러나 Kaplan & Zingales(1997)는 오히려 재무제약이 없는 기업이 보유한 현금의 현금흐름 민감도가 재무제약이 있는 기업들에 비해 높게 나타난다고 주장하였다.

그런데 이와 같은 기업의 재무적 제약과 현금의 현금흐름 민감도에 대한 논쟁이 국내의 학계에서도 동일하게 재현되고 있다. 최근에 들어와 Kim(2007)과 Lee et al.(2015)의 실증분석이 정 반대의 결과를 제시하고 있다. Kim(2007)의 경우 재무제약이 존재하는 기업이 보유한 현금의 현금흐름 민감도가 재무제약이 존재하지 않는 기업들의 경우보다 높게 나타났다. 이는 본 논문의 유통상장기업들의 경우와 동일한 결과이다.

그러나 Lee et al.(2015)은 본 논문에서 사용한 것과 동일한 모형을 사용하였으나 전체 상장기업을 대상으로 분석한 결과, 재무제약이 존재하지 않는 기업들의 현금의 현금흐름 민감도가 재무제약이 존재하는 기업들의 경우보다 높게 나타나고 있음을 보여주어 새로운 논쟁의 단초를 제공하고 있다. 본 논문의 연구방법론은 기본적으로 Lee et al.(2015)을 따르고 있으나, 이들의 연구가 상장기업 전체를 대상으로 하는 반면, 본 논문은 유통상장기업을 연구 대상으로 하고 있다는 점에서 차이를 갖는다.

한편, Shin & Kim(2013)은 재벌기업과 비재벌 기업들을 대상으로 현금흐름이 현금보유에 미치는 영향을 실증분석한 바 있다. 이들 연구 이외에 국내기업들의 현금저축에 관한 연구들은 주로 현금보유의 결정요인에 관한 연구들이 대부분이다. 이와 관련한 연구들은 예를 들면, Gong(2006)과 Shin(2010) 등이 있다. 또한 본 논문에서 기업의 현금정책과 관련된 논의는 크게 보면 유통기업들의 자본구조와 관련된 논의의 일환이라고 볼 수 있다. 유통기업들의 현금정책 혹은 자본구조와 관련된 연구는 Hussain et al.(2014)이 있다. 참고로 이들은 부채의 자산대비 비율과 기업성과는 음의 관계를 보이고, 부채의 자본대비 비율과 기업성과는 양의 관계를 나타낸다는 사실을 보여주었다.

그리고 이후 결론에서 언급하겠지만, 본 논문의 실증분석 결과는 유통산업에 속한 기업들의 현금정책에 대한 강한 정책적 함의를 갖고 있다. 본 논문이 갖는 정책적 함의는 Su & Yun(2013)과 Tendai(2013)의 유통시장 정책 분석과 그 시사점을 보완하고 있다고 판단된다. 특히 Tendai(2013)의 경우는 소규모 기업들의 금융자원에 대한 접근성을 완화하기 위한 정부지원의 중요성을 강조하고 있다. 본 논문도 실증분석을 통하여 재무적 곤경에 직면해 있거나 규모가 작은 유통상장기업들이 외부금융에 보다 쉽게 접근할 수 있는 통로를 만들어줄 필요가 있다는 점에서 이들과 인식을 같이 하고 있다.

### 3. 연구방법론

#### 3.1 자료 및 변수의 설명

본 연구의 표본기업들은 유가증권시장과 코스닥 시장의 전체

상장기업 중에서 유통산업에 속하는 기업들을 대상으로 한다. 유가증권시장에 상장된 유통기업의 표본기간은 1991년 1월부터 2013년 12월까지이며, 코스닥 시장에 상장된 유통기업의 표본기간은 시장개장 시점인 1996년 7월부터 2013년 12월까지이다. 본 논문에서 유통산업에 속하는 기업들을 표본으로 설정한 이유는 이미 제조업을 대상으로 진행한 연구(Lee et al., 2015)와 결과를 비교하고, 유통기업들의 현금보유수요의 특성을 파악하기 위해서이다. 본 논문의 분석에서 사용한 변수들은 Almeida et al.(2004)와 Riddick & Whited(2009)의 변수들과 동일한 변수들이다.

<Table 1> Variables

$\Delta C_{i,t}$	{Cash(t)-Cash(t-1)} / Total Asset(t-1)
$C_{i,t}$	Cash(t) / Total Asset(t)
$E_{i,t}$	{Earning before Interest and Taxes(t)-Dividend(t)} / Total Asset(t)
$q$	{Book Value of Total Liability(t)+Total Value of Share Outstanding(t)} / Total Asset(t)
$S_{i,t}$	Natural log of Total Asset(t)
$l_{i,t}$	Book Value of Liability(t) / Total Asset(t)
$d_{i,t}$	Dividend(t) / Total Asset(t)
$PR_{i,t}$	{Total Dividend(t) - Stock Repurchase(t)} / Total Sale(t)

이들 변수들을 소개하면 다음과 같다. 우선  $i$ 기업의 현금과 단기투자자산의 합계액을 나타내는 현금보유비율의 변화분( $\Delta C_{i,t} = (C_{i,t} - C_{i,t-1})/A_{i,t-1}$ )이다. 이는 기업규모로 표준화한 것으로서,  $t$ 기  $i$ 기업 현금에서  $t-1$ 기의 현금을 차감한 뒤  $t-1$ 기의  $i$ 기업 자산(asset,  $A_{i,t-1}$ )으로 나누어 구하였다.

다음으로  $i$ 기업의 현금보유비율( $C_{i,t} = C_{i,t}/A_{i,t}$ )이다. 이는  $t$ 기의 현금과 단기투자자산을 합산하고  $t$ 기의 자산( $A_{i,t}$ )으로 나누어 표준화하였다. 또한  $i$ 기업의 영업이익률(cash flow,  $E_{i,t} = (EBIT_{i,t} - D_{i,t})/A_{i,t}$ )이 있다. 이는  $i$ 기업 이자비용과 법인세 차감전 이익(earning before interest and tax,  $EBIT_{i,t}$ )에서  $i$ 기업 배당(dividend,  $D_{i,t}$ )을 차감하고,  $t$ 기의 자산( $A_{i,t}$ )으로 표준화하였다.

또한  $i$ 기업의 토빈의  $q(Q_{i,t} = (L_{i,t} + SO_{i,t} * CP_{i,t})/A_{i,t})$  변수이다. 이는 기업의 성장성에 대한 대리변수로서, 총부채(book value of total liability,  $L_{i,t}$ )와 기말시점의 보통주 시가총액(share outstanding\*closed stock price,  $SO_{i,t} * CP_{i,t}$ )의 합계액을  $t$ 기의 총자산( $A_{i,t}$ )으로 나누어 구하였다. 그리고  $i$ 기업의 규모( $S_{i,t} = \ln(A_{i,t})$ ) 변수가 있다. 이는  $t$ 기의 총자산의 자연로그 값  $\ln(A_{i,t})$ 으로 정의하였다.

그리고  $i$ 기업의 부채비율( $l_{i,t} = L_{i,t}/A_{i,t}$ ) 및  $i$ 기업의 배당비율( $d_{i,t} = D_{i,t}/A_{i,t}$ ) 등이 중요한 변수들이다.  $i$ 기업의 부채비율은  $t$ 기의 총부채 장부가(book value of liability,  $L_{i,t}$ )를  $t$ 기의 총 자산( $A_{i,t}$ )으로 나누어 구하였다. 마지막으로  $i$ 기업의 배당비율은 총배당액(dividend,  $D_{i,t}$ )을  $t$ 기의 총 자산( $A_{i,t}$ )으로 나누어 구하였다. 본 논문에서 사용한  $i$ 기업의 재무제약 변수로서는 주로 지불비용  $PR_{i,t}$ 을 사용하였다. 이는 총배당액( $D_{i,t}$ )에서 자사주매입금액(stock repurchase,  $SR_{i,t}$ )을 차감한 값을 매출액(sales,  $S_{i,t}$ )으로 나누어 구하였다.

### 3.2 표본의 요약통계량

아래의 <Table 2>는 표본기간에 전체 유통상장기업 및 재무제약에 직면한 유통상장기업과 그렇지 않은 유통상장기업들의 현금의 현금흐름 민감도에 대한 추정식 (1)의 피설명변수인 현금보유율의 변화분( $\Delta C_{i,t}$ )과 설명변수들인 영업이익률(Cash Flow,  $E_{i,t}$ ), 토빈의 q 및 기업규모 변수들 및 현금보유율( $C_{i,t}$ )의 평균, 사분위수, 중위수와 표준편차 등을 제시하고 있다.

<Table 2> Summary Statistics of Cash Holdings under Constraint Types

Panel A. ALL					
stats	mean	p25	p50	p75	sd
$\Delta C_{i,t}$	0.027	-0.026	0.000	0.045	0.155
$C_{i,t}$	0.180	0.039	0.098	0.236	0.214
$E_{i,t}$	0.007	0.008	0.044	0.074	0.149
q	1.176	0.795	0.996	1.307	0.706
$S_{i,t}$	26.187	25.013	26.236	27.108	1.677
Panel B. Constrained					
stats	mean	p25	p50	p75	sd
$\Delta C_{i,t}$	0.020	-0.045	-0.002	0.024	0.167
$C_{i,t}$	0.171	0.041	0.093	0.197	0.216
$E_{i,t}$	-0.045	-0.046	0.023	0.056	0.197
q	1.313	0.855	1.058	1.429	0.834
$S_{i,t}$	25.741	24.341	25.576	26.842	1.895
Panel C. Unconstrained					
stats	mean	p25	p50	p75	sd
$\Delta C_{i,t}$	0.062	-0.013	0.035	0.121	0.191
$C_{i,t}$	0.287	0.103	0.213	0.400	0.244
$E_{i,t}$	0.032	0.005	0.053	0.086	0.105
q	1.099	0.739	0.935	1.204	0.670
$S_{i,t}$	25.860	24.915	26.101	26.716	1.210

<Table 2>의 Panel A는 전체 유통상장기업들의 해당 변수들에 대한 요약통계량이다. Panel B는 지불비율과 KZ 인덱스 양측 기준에서 재무적으로 제약되었다고 판별된 유통상장기업들의 합집합의 해당 변수들에 대한 요약통계량을 제시하고 있다. 그리고 Panel C는 지불비율과 KZ 인덱스 양측 기준에서 재무적으로 제약받지 않는다고 평가된 유통상장기업들의 합집합의 해당 변수들에 대한 요약통계량을 제시하고 있다.

<Table 2>를 보면 우리나라 유통상장기업들의 평균적인 수익성은 연 평균 0.7% 정도로 나타나 전체 제조업평균인 4.5%보다 현저하게 낮은 수준을 나타내었다. 참고로 본 절에서 변수들의 전체 제조업평균값들은 Lee et al.(2015)를 참조하였다. 그리고 현금보유율은 유통상장기업의 경우 총자산대비 18%로서 전체 제조업 평균인 13.2%보다 상당히 높은 수치를 보여주고 있다.

그리고 재무적으로 제약된 유통상장기업들의 평균적인 영업이익률은 -4.5%로서 재무적으로 제약된 전체 제조업 평균 영업이익률은 2.6%보다 상당히 낮은 수익률을 나타내고 있다. 그럼에도 불구하고 현금보유율은 재무 제약된 유통상장기업의 경우는 17.1%로서 재무 제약된 전체 제조업의 10.3%보다 상당히 높은 수준을 유지하고 있다.

그리고 재무적으로 제약되지 않은 유통상장기업들의 평균적인 영업이익률은 3.2%로서 재무적으로 제약되지 않은 전체 제조업

평균 영업이익률인 5.85%보다 상당히 낮은 수익률을 나타내고 있다. 그럼에도 불구하고 재무적으로 제약되지 않은 유통상장기업들의 현금보유율은 28.7%로서 재무적으로 제약되지 않은 전체 제조업의 현금보유율 18.7%보다 상당히 높은 값을 보여주고 있다. 이를 종합하면 전반적으로 유통상장기업들은 영업이익률은 전체 제조업 평균에 비해서 상당히 떨어지는 실정이지만, 현금보유율은 어떤 경우이든 전체 제조업 평균의 경우보다 상당히 높은 수준을 유지하고 있음을 알 수 있다.

<Table 2>를 다시 재무제약의 유무별로 비교해보면, 재무적으로 제약되어 있다고 평가된 유통상장기업들의 평균적인 현금보유율과 영업이익률은 상대적으로 낮게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 매년 재무적으로 제약되어 있다고 평가된 유통상장기업들의 평균적인 현금보유율  $C_{i,t}$  즉, 이들 기업이 보유한 현금의 총자산 대비 비율은 17.1%로 나타나, 재무적으로 제약받지 않는 유통상장기업들의 평균적인 현금보유율 28.7%보다 10% point 이상 낮은 비율을 나타내고 있다.

또한 재무적으로 제약되어 있는 기업들의 영업이익률  $E_{i,t}$ 는 매년 평균 -0.45%를 나타내고 있어, 재무적으로 제약되어 있지 않은 기업들의 평균적인 영업이익률 3.2%에 비하여 월등하게 낮은 값을 나타내고 있다.

또한 일반적으로 미래의 가능한 성장기회의 가치에 대한 관측 불가능한 정보의 대리변수로 간주되고 있는 토빈의 q는 재무적으로 제약받고 있다고 평가된 유통상장기업의 경우 그 평균값이 1.31을 나타내어 재무적으로 제약받지 않는 기업의 토빈의 q의 값인 1.09에 비해 높은 값을 나타내고 있다. 이는 재무제약에 직면한 기업들의 경우가 그렇지 않은 경우에 비하여 미래의 성장기회가 높다는 것을 의미하며, 재무제약이 있는 경우에 미래를 위한 투자가 더 활발하게 이루어지고 있으며, 이것이 재무제약에 직면한 유통상장기업들의 현금정책을 규정하는 중요한 요인이 되고 있음을 의미한다.

그리고 재무적으로 제약받고 있는 유통상장기업의 규모는 재무적 제약이 없는 경우에 비하여 다소 작은 것을 확인할 수 있다. 이는 재무적 관리에 있어서 일종의 규모의 경제가 나타나 기업의 규모가 클수록 재무적인 제약으로부터 자유로울 수 있음을 나타낸다.

### 3.3. 실증분석 모형

본 논문의 실증분석 모형은 Almeida et al.(2004)와 Riddick & Whited(2009) 등이 사용한 현금의 영업이익 민감도에 대한 실증모형에 기초하고 있다. 본 모형의 피 설명변수는 현금보유율의 변화분이고 설명변수는 영업이익과 토빈의 q와 기업규모이다. 이들 설명변수들 중에서 토빈의 q는 영업이익의 변동과 미래의 투자기회에 대한 정보를 제공하는 변수들의 대리변수로 간주한다. 따라서 본 논문이 기초하고 있는 모형은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 E_{i,t} + \alpha_2 q_{i,t} + \alpha_3 S_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

이 식에서  $\Delta C_{i,t}$ 는 기업의 현금보유율의 변화분이고,  $E_{i,t}$ 는 기업의 영업이익률, 즉 현금흐름을 나타내는데, 이자비용과 법인세 차감전 이익(earning before interest and tax,  $EBIT_{i,t}$ )에서  $i$ 기업 배당(dividend,  $D_{i,t}$ )을 차감하고,  $t$ 기의 자산( $A_{i,t}$ )으로 표준화하여,  $E_{i,t} = (EBIT_{i,t} - D_{i,t})/A_{i,t}$ 의 형태로 나타내었다. 그리고 기업규모( $S_{i,t}$ )는 위에서 정의한 것과 같이 총자산의 자연로그값( $\ln(A_{i,t})$ )은

로 정의하였다. 기업규모를 통제한 이유는 통상적으로 알려져 있는 비와 같이 현금관리에 규모의 경제가 작용한다고 보기 때문이다. 그리고 토빈의 q를 통제하는 이유는 이 변수가 기업에게 가용한 미래 성장기회의 가치에 관한 관측 불가능한 정보를 담고 있다는 일반적 인식을 그 근거로 하고 있다.

참고로 아래의 <Table 3>은 모형 (1)의 각 변수들 간의 공분산 분석 결과를 제시하고 있다. 본 표를 보면, 본 논문에서 사용된 변수들은 현금보유와 현금 증가량 사이의 관계를 제외한 다른 모든 변수들 사이에서 큰 상관관계가 존재하지 않아 변수들의 분석에 있어서 다중공선성 문제는 존재하지 않는 것으로 판단할 수 있다.

<Table 3> Covariance Analysis Result

Variables	$\Delta C_{i,t}$	$E_{i,t}$	$q_{i,t}$	$S_{i,t}$
$\Delta C_{i,t}$	1			
$E_{i,t}$	0.0299	1		
$q_{i,t}$	0.248	-0.307	1	
$S_{i,t}$	-0.0939	0.552	-0.191	1

그리고 좀 더 구체적인 다중공선성 분석을 위하여 위 식 (1)에서 사용되는 독립변수들에 관한 분산 팽창요인(variance inflation factor)을 추가적으로 계산하였다. 그 결과  $E_{i,t}$ ,  $q_{i,t}$ , 그리고  $S_{i,t}$ 에 대한 분산팽창요인(VIF) 값이 각각 1.530, 1.440, 1.110 등으로 나타나 상대적으로 작은 값을 나타내었다. 통상적으로 분산팽창요인(VIF) 값이 10을 넘으면 다중공선성이 의심된다고 할 수 있으므로, 분 회귀식을 이용한 실증분석에 있어서 다중공선성에 대한 우려는 큰 문제가 되지 않음을 재차 확인할 수 있다.

한편 횡단면 분석의 특성상 아주 엄밀한 단위근 검정이 이루어질 수는 없지만, 변수의 생성과정 자체가 기본적인 단위근 문제에 대한 우려를 불식시킨다고 볼 수 있다. 즉, 위의 실증분석에서 변수들은 그 값을 회사의 총자산으로 나누어 표준화하였기 때문에, 각 변수들은 일종의 "비율"변수로서의 의미를 갖는다. 따라서 외부 충격이 전체적인 수준변수에 미친 영향이 사라지지 않은 단위근의 문제는 그다지 크지 않다고 할 수 있다. 본 논문과 유사한 실증분석을 수행한 Almeida et al.(2004) 역시 이러한 맥락에서 단위근 검정의 필요성을 강조하고 있지 않은 실정이다.

한편, Riddick & Whited(2009)의 경우 토빈의 q에 대한 측정오차를 계량적으로 수정할 필요가 있다는 사실을 특별히 강조하고 있다. 이러한 측정오차를 수정할 필요성은 Erickson and Whited(2000, 2006), Whited(2001)에서도 강조하고 있다. 그러나 본 논문에서는 Almeida et al.(2004)의 틀에서 현금보유량의 현금흐름 즉 영업이익 계수추정치인  $\alpha_1$ 의 크기에 초점을 맞추어 살펴보고자 한다.

본 논문에서는 재무제약의 유무 및 시계열별, 규모별로 기업들을 구분하여 각 그룹에서 추정한  $\alpha_1$ 의 크기를 비교하고 분석적 함의를 찾고자 한다. 우선 재무제약의 유무에 따른 기업그룹을 구분하기 위해서는 재무제약의 존재 유무에 대한 판단이 필요하다. 본 논문에서는 Lee et al.(2015)의 선례를 따라 지불비용과 Kaplan-Zingales 지수(이하 KZ 지수)를 이용하여 재무제약 기업들을 구분하였다. 이들이 정의한 지불비용은 총배당액( $D_{i,t}$ )에서 자사주매입 금액(stock repurchase,  $SR_{i,t}$ )을 차감한 값을 매출액(sales,  $S_{i,t}$ )으로 나누어 구한 지불비용을 기준으로, 매년 하위 25%의 기업을 재무적으로 제약된 기업으로 분류하고, 상위 25%의 기업을 재무적으로 제약받지 않는 기업으로 분류하였다.

앞의 선행연구에서도 언급한 바와 같이, Kaplan & Zingales (1997)은 Fazzari et al.(1988)의 기업그룹에 따라 경우에 재무제약

이 낮은 기업그룹에서 현금의 현금흐름 민감도가 재무제약이 높은 그룹에 비해 더 크게 나타난다는 점을 실증적으로 보여주었다. 이들은 이 문제에 대한 대안으로 자신들이 별도로 개발한 KZ 지수를 제안하였는데, 본 논문에서도 동 지수를 사용하여 매년 기업들에 대해서 산출한 KZ 지수의 분포에서 하위 25%의 기업들을 재무제약이 낮은 그룹으로 분류하고, 상위 25%의 기업들을 재무제약이 높은 기업그룹으로 분류한다.

## 4. 연구결과

### 4.1. 주요 실증분석 결과

아래의 <Table 4>은 위의 추정식 (1)에 대한 실증분석 결과를 제시하고 있다. 동 표는 전체 유통상장기업 및 재무적으로 제약된 유통상장기업들과 재무적 제약이 없는 기업들의 현금증가를 설명하는 세 독립변수의 계수추정치와 t 값을 제시하고 있다. <Table 4>은 <Table 2>와는 달리 지불비용으로 구분한 재무제약 존재 유무 그룹과 KZ 지수로 구분한 재무제약 존재 유무 그룹들의 계수추정치들을 별도로 제시하고 있다. <Table 4>의 실증분석 결과는 재무적으로 제약을 받고 있는 유통상장기업들에 한해서만 영업이익으로부터의 한계저축성향이 양의 값을 나타낸다는 것으로 요약할 수 있는데, 이는 Almeida et al.(2004)의 실증결과가 우리나라 유통기업들의 경우에 정확하게 부합한다는 것을 나타낸다.

<Table 4> Results for OLS Estimations of the Baseline Regression Model

	Cashflow		q		Size	
	$\beta_1$	t-value	$\beta_2$	t-value	$\beta_3$	t-value
ALL	0.207***	3.122	0.062***	5.172	-0.014**	-2.432
Payout: Const.	0.268**	2.316	0.049*	1.906	-0.017	-1.43
Payout: Unconst.	-0.24	-1.366	0.082***	2.735	-0.003	-0.206
KZ: Const.	0.165*	1.692	0.048**	2.522	-0.012	-1.047
KZ: Unconst.	-0.25	-0.676	0.130***	4.048	-0.007	-0.282

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

이를 좀 더 구체적으로 살펴보면, 우선 전체 유통상장기업에서 현금변화율의 영업이익에 대한 민감도는 0.207이고 t 값은 3.122로 그 유의성이 매우 높은 것으로 나타났다. 우리나라 제조업 전체 기업들의 현금변화율의 영업이익에 대한 민감도가 0.066인 점(Lee et al.(2015) 참조)을 감안한다면, 유통산업의 민감도가 전체 제조업 민감도의 3배 이상 크게 나타나고 있다. 이 결과는 우리나라 유통상장기업들의 미래 투자에 대한 선호도가 일반제조업 기업들에 비하여 상대적으로 높게 나타난다고 해석된다는 점에서 흥미로운 분석결과이다. 그리고 재무적으로 제약된 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익에 대한 계수추정치는 전반적으로 유의한 양의 값을 나타낸 반면, 재무적으로 제약되지 않은 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익에 대한 계수추정치는 유의하지 않은 음의 값을 나타내고 있다는 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 미국의 전체 상장기업들의 영업이익으로부터의 한계저축성향에 대한 Almeida et al.(2004)추정결과에 정확하게 부합하고 있다는 점이

가장 큰 특징이라고 할 수 있다.

또한 현금변화율을 설명하는 설명변수  $q$ 의 계수추정치 크기와 유의성이 높다는 점도 주목된다. 앞서 설명한 바와 같이 모형에서 토빈의  $q$ 를 통제하는 이유는 토빈의  $q$ 가 기업의 미래 성장 기회에 관한 정보를 갖고 있다고 판단하기 때문이다. 다만 Lee et al.(2015)의 결과와는 달리, 재무제약이 없는 기업들의  $q$ 의 계수추정치의 유의성이 높게 나타났다. 재무제약이 없는 유통기업들의 성장기회가 기업의 현금을 늘이는데 일부 기여하고 있다고 해석할 수 있다.

이 사실은 <Table 2>에서 재무적으로 제약된 유통상장기업들의 평균적인 토빈의  $q$ 가 1.31이고, 재무적으로 제약을 받지 않는 유통상장기업들의 평균적인 토빈의  $q$ 가 1.09로 나타난 것과 대조적이다. 비록 재무적으로 제약을 받고 있지 않은 기업들의 평균적인 토빈의  $q$ 는 상대적으로 재무적 제약을 받고 있는 기업들에 비해 작기 때문에 미래의 가능한 성장기회 자체가 작다고 볼 수 있지만, 기업의 현금변화율에는 상대적으로 큰 영향을 미치고 있다는 점을 알 수 있다.

또한, 어떤 경우이든 유통상장기업들의 기업규모 계수추정치의 유의성은 크지 않은 것으로 나타났다. 다만 전체 유통상장기업 그룹에서는 기업규모의 계수추정치가 유의한 음의 값을 나타내어, 기업규모가 커질수록 현금유동성의 관리에 규모의 경제가 발생하는 것을 확인할 수 있다. 즉 다른 조건들이 동일한 경우, 기업규모가 커질수록 현금증가율은 낮아지는 이유는 현금유동성 관리에 규모의 경제로 인하여 미래 투자기회를 위해 확보해야 하는 예비적 현금수요가 감소하기 때문이라고 해석할 수 있다.

<Table 4>에서 가장 중요한 실증적 사실을 요약한다면, 재무적 제약에 직면한 유통상장기업들이 보유한 현금에 대해서는 유의성이 큰 양의 현금의 영업이익 민감도 0.268( $t$ 값은 2.316)가 나타나고 있는 반면, 재무적으로 제약되지 않은 유통상장기업 그룹이 보유한 현금에 대해서는 영업이익에 대해서 유의한 체계적 계수추정치를 제공하지 않았다. 이 실증분석 결과는 미국의 상장기업 전체를 대상으로 분석한 Almeida et al.(2004)의 연구결과에 정확하게 부합한다. 그러나 이는 미국 상장기업 전체 표본에서 음의 민감도를 추정하고 있는 Riddick & Whited(2009)의 분석 결과나, 재무제약이 없는 기업의 경우가 재무제약이 있는 기업보다 더 큰 민감도를 갖는다고 주장한 Lee et al.(2015)의 결과와는 전혀 부합하지 않는다.

#### 4.2. 시계열 표본에 대한 강건성 검증

위에서는 재무적 제약에 직면한 유통상장기업과 그렇지 않은 유통상장기업들이 보유한 현금에 대해서 추정된 영업이익 민감도가 확연한 차이를 보이고 있어서 이들 두 그룹의 현금정책이 특징적 차이를 보이고 있다는 사실을 확인하였다. 우리나라 유통상장기업들은 재무적으로 제약을 받는 경우에 한해서 유의한 양의 영업이익 한계저축성향을 나타내었다. 즉, 재무적으로 제약된 유통상장기업들은 현재의 실물투자보다는 미래의 투자기회를 활용하기 위해서 영업이익으로부터 높은 현금저축성향을 나타내었다. 그리고 재무적으로 제약되지 않은 기업들에 비하여 제약된 기업들의 저축성향이 높게 나타난 정도가 제조업 전체 상장기업들의 상대적 차이보다 월등하게 크게 나타났다. 본 절에서는 이와 같이 일반제조업 기업들과 확연한 차이를 보이는 유통기업들의 현금정책의 특징이 시계열적으로는 어떤 변천과정을 거쳐 왔는지를 검토하고자 한다.

통상적으로 우리나라 기업들의 현금정책은 IMF 외환위기를 거치면서 감독당국의 유동성관리가 엄격해짐에 따라 급격하게 변화하였다는 것이 일반적인 시각이다. 본 논문은 이러한 평가에 따라

시계열적 표본을 IMF 외환위기 이전(1991-1997)과 IMF 이후 기간(2001-2012)으로 구성하고 이들 표본에 속하는 유통상장기업들이 보유한 현금에 대하여 영업이익으로부터의 한계저축성향을 추정하였다.

아래의 <Table 5>은 이들 각각의 하위표본기간에 대해서 유통상장기업 전체 및 재무적으로 제약을 받고 있는 기업그룹과 그렇지 않은 기업그룹에 대하여 추정식 (1)에 대한 추정결과를 제시하고 있다.

<Table 5> Robustness Check 1: Before and after 1997 currency crisis

Panel A. Before 1997						
	Cashflow		q		Size	
	$\beta_1$	t-value	$\beta_2$	t-value	$\beta_3$	t-value
ALL	-0.516***	-3.139	-0.01	-0.338	-0.006	-1.486
Payout: Const.	-0.048	-0.185	-0.03	-0.286	-0.001	-0.092
Payout: Unconst.	-0.868*	-2.013	-0.017	-0.233	0.005	0.347
KZ: Const.	-0.047	-0.193	0.005	0.126	-0.017	-1.496
KZ: Unconst.	-1.181	-1.402	0.021	0.154	0.001	0.039
Panel B. After 1998						
	Cashflow		q		Size	
	$\beta_1$	t-value	$\beta_2$	t-value	$\beta_3$	t-value
ALL	0.243***	3.141	0.053***	3.885	-0.017**	-2.504
Payout: Const.	0.288**	2.114	0.049	1.647	-0.019	-1.369
Payout: Unconst.	0.026	0.119	0.037	0.948	-0.015	-0.695
KZ: Const.	0.184	1.588	0.048**	2.173	-0.01	-0.78
KZ: Unconst.	-0.012	-0.027	0.111***	2.813	-0.019	-0.568

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

<Table 5>를 보면, 외환위기 이전에는 전체 유통상장 기업들의 영업이익으로부터의 한계저축성향이 -0.516( $t$ 값은 -3.139)으로 매우 유의한 음의 값을 나타내었으나, 외환위기 이후에 영업이익으로부터의 한계저축성향은 0.243( $t$ 값은 3.141)으로 매우 유의한 양의 값으로 전환된 사실을 확인할 수 있다. 영업이익으로부터의 한계저축성향이 전체 유통상장기업들에 있어서 양의 값으로 전환된 것은 전체 유통상장기업들이 외환위기를 거치면서 현재투자보다는 미래투자를 더욱 중요하게 인식하게 되었고, 이에 따라 전반적인 현금정책이 변화하였다는 것을 의미한다.

이러한 유통상장기업들의 현금정책의 변화는 재무제약을 기준으로 살펴보면 보다 상세한 변화내용을 파악할 수 있다. <Table 5>를 보면, 지불비율 기준으로 재무제약 유무를 구분한 경우에 외환위기 이전에는 재무적인 곤경을 겪고 있지 않은 유통상장기업 그룹이 보유한 현금의 영업이익 계수추정치가 -0.868( $t$ 값은 -2.013)으로 매우 높은 음의 값을 나타낸 반면 재무적으로 제약된 유통상장기업 그룹은 유의하지 않은 계수추정치를 나타내었다. 이처럼 외환위기 이전에 재무제약을 겪고 있던 유통상장기업들의 영업이익으로부터의 한계저축성향이 유의한 음의 값을 나타낸 것은 금융감독 당국의 느슨한 규제에 인하여 외부금융제약에 대한 인식

이 강하게 작용하지 않은 결과 영업이익의 규모가 큰 기업을 중심으로 영업이익을 초과하는 방만한 실물투자가 지속적으로 이루어져 온 결과로 해석할 수 있다.

그러나 외환위기 이후에 재무적 제약을 겪고 있는 유통상장기업 그룹이 보유한 현금의 영업이익의 계수추정치는 유의성이 높은 양의 값 0.288( $t$ 값은 2.114)로 나타난 반면에 재무적 제약을 겪고 있지 않은 유통상장기업들의 영업이익의 계수추정치는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이 결과는 외환위기 이후에 금융감독 당국의 엄격한 규제를 시행하여 재무제약을 겪고 있는 유통상장기업들을 중심으로 금융제약에 대한 인식이 강화됨과 동시에 방만하고 수익성이 보장되지 않는 현재투자보다는 미래의 사업성장성의 중요성에 대한 인식이 증가하였기 때문으로 해석할 수 있다.

### 4.3. 기업규모별 강건성 검증

본 절에서는 재무제약의 유무를 기준으로 한 구분법 대신 규모를 이용하여 유통상장기업들을 구분화 한 경우에 외환위기 이전과 이후의 현금의 현금흐름 민감도 추정치가 유의한 차이를 보이는지를 살펴봄으로써 기본모형에 대한 강건성 검증을 실시하고자 한다. <Table 6>는 전체 유통상장기업들을 대형, 중형, 소형으로 그룹화하고 각 그룹이 보유한 현금의 영업이익에 대한 민감도를 외환위기 이전과 외환위기 이후로 나누어 추정식 (1)에 대한 추정결과를 제시하고 있다.

<Table 6>를 보면, 대형기업그룹이 보유한 현금의 영업이익 민감도는  $-0.054(t=-0.128)$ 로 추정되어 유의하지 않은 음의 값을 나타내었다. 또한 대형기업의 토빈의  $q$ 의 계수추정치도 유의하지 않은 값을 나타내었다. 위의 결과를 중심으로 이 현상을 해석한다면, 대형기업의 경우 재무관리에 있어서 일종의 규모의 경제가 존재하므로 재무적 제약으로부터 비교적 자유로울 것으로 예상되므로, 앞의 실증분석에서 재무적 제약을 받지 않는 기업그룹에 소속되어 현금의 영업이익 민감도가 낮은 것으로 나타난 것으로 해석된다. 또한 외환위기 이전에도 대형기업들은 재무적 제약을 받지 않았음에도 불구하고 영업이익을 활용한 실물투자 활동이 그다지 활발하지 않았음을 의미한다. 즉, 외환위기 이전에도 대형 유통기업들은 영업이익을 이용하여 실물투자활동을 활발하게 수행한 재무제약을 받지 않은 기업그룹에 속하지 않았음을 알 수 있다.

또한 중형기업그룹이 보유한 현금의 영업이익 민감도는 전체 표본기간에 대하여  $0.160(t=2.018)$ 로 추정되어 상당히 유의한 양의 값을 나타내고 있다. 그러나 표본기간을 외환위기 전후로 나누게 되면 체계적인 유의성을 가진 계수추정치는 발견되지 않고 있다. 그리고 토빈의  $q$ 의 계수추정치도 유의성은 전반적으로 떨어지는 것으로 나타났다.

반면 소형기업그룹이 보유한 현금의 영업이익 민감도는 전체 표본기간에 대하여  $0.375(t=3.47)$ 로 매우 유의한 양의 값을 나타내었다. 그리고 이 그룹의 영업이익 민감도 추정치는 외환위기 이전에는  $-1.248(t=-1.886)$ 으로 유의하지 않은 음의 값을 나타내었으나, 외환위기 이후에 그 계수 추정치는  $0.388(t=3.283)$ 으로 매우 유의한 양의 값을 나타내었다. 이 결과는 외환위기 이후에 금융감독 당국이 엄격한 규제를 시행하여 재무관리에 어려움을 겪고 있는 소형 유통상장기업들을 중심으로 금융제약에 대한 인식이 강화되었고, 영업이익을 이용하여 수익성이 보장되지 않은 현재의 실물투자를 수행하기 보다는 미래의 기업성장성에 주목하고 미래의 투자를 위하여 현금저축을 늘리고 있는 경향이 강화된 결과로 해석할 수 있겠다.

<Table 6> Robustness Check 2: Size Groups

Panel A. Large Firms						
	Cashflow		q		Size	
	$\beta_1$	t-value	$\beta_2$	t-value	$\beta_3$	t-value
ALL	-0.054	-0.128	0.039	1.145	-0.007	-0.504
Before Crisis	-0.101	-0.04	-0.057	-0.881	0.004	0.046
After Crisis	-0.05	-0.109	0.039	1.007	-0.008	-0.478
Panel B. Medium Firm						
	Cashflow		q		Size	
	$\beta_1$	t-value	$\beta_2$	t-value	$\beta_3$	t-value
ALL	0.160**	2.018	-0.011	-0.643	-0.006	-0.765
Before Crisis	-0.124	-0.752	-0.035	-1.097	-0.004	-1.243
After Crisis	0.146	1.273	-0.008	-0.384	-0.006	-0.429
Panel C. Small Firms						
	Cashflow		q		Size	
	$\beta_1$	t-value	$\beta_2$	t-value	$\beta_3$	t-value
ALL	0.375***	3.47	0.068***	2.872	-0.029*	-1.805
Before Crisis	-1.248	-1.886	0.006	0.052	-0.015	-0.486
After Crisis	0.388***	3.283	0.068**	2.624	-0.029	-1.635

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

또한 소형 유통상장기업들이 보유한 현금변화율을 설명하는 설명변수  $q$ 의 계수추정치의 크기와 유의성이 높다는 점도 주목된다. 기업의 미래 성장기회에 관한 정보를 갖고 있다고 판단되는 토빈의  $q$ 의 계수추정치는 <Table 4>의 결과와 대조적이다. <Table 4>에서는 재무적 제약에 구애받지 않는 유통상장기업들의 토빈의  $q$ 의 계수추정치의 유의성이 높게 나타난 반면, <Table 6>에서는 소형기업들의 토빈의  $q$ 의 계수추정치의 유의성이 높게 나타났다. 이 사실만을 놓고 판단한다면, 기업의 규모가 작아지는 것이 재무적 제약이 높아지는 것과 완전한관을 갖는 것은 아니라고 판단할 수도 있다. 기업의 규모가 작아질수록 미래 성장기회에 관한 정보 즉 토빈의  $q$ 가 따라서 기업의 규모와 낮다. 재무제약이 없는 유통기업들의 성장기회가 기업의 현금을 늘리는데 일부 기여하고 있다고 해석할 수 있다.

## 5. 연구결과 토론 및 시사점

### 5.1. 연구의 요약

본 논문은 한국 유통상장기업들의 현재투자자와 미래투자자 사이의 최적 균형을 유지시키는 현금정책의 특징을 분석하였다. 구체적으로 본 논문은 유통상장기업들이 직면한 재무제약의 유무와 규모 및 시계열적인 구분에 따라 보유현금의 영업이익 민감도가 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 본 논문의 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 유통상장기업의 전체표본에서 영업이익으로부터의 한계저축성향은  $0.207(t=3.122)$ 로 매우 유의한 높은 값을 나

타내었다. 이 값은 한국제조업 전체에 대한 추정치 0.66의 세 배 이상에 달하는 매우 높은 값이다. 둘째, IMF 외환위기 이후 재무제약에 직면한 유통상장기업들의 한계저축성향은 0.288( $t=2.114$ )으로 전체 표본기간에 비해 더 높은 값을 나타내었다. 셋째, 일반적으로 재무적 구조가 취약한 소규모 유통기업의 한계저축성향이 대규모 유통기업들에 비하여 상대적으로 높은 값을 나타내었다. 넷째, 전반적으로 재무제약이 있는 기업들의 영업이익으로부터의 한계저축성향이 재무제약이 없는 기업들에 비하여 유의하게 높은 값을 나타내었다.

이러한 실증분석 결과들을 종합해보면 본 논문이 실증적으로 기여한 바는 크게 두 가지로 정리된다. 첫째, 본 논문은 우리나라 유통상장기업들의 현금보유의 특징이 제조업 전체의 그것과 상당히 다른 양상을 보이는데, 그 부분적 원인을 명쾌하게 제시하였다. 둘째, 본 논문은 우리나라 유통상장기업들의 현금보유의 양태를 파악하고 그에 대한 강건성 검증도 실시하였다. 그 결과 이들 기업의 현금정책의 특징은 Almeida et al.(2004)의 분석에 정확하게 부합하고 있다는 사실을 실증적으로 보여주었다. 본 논문의 이 두 가지 실증적 결과는 긴밀한 연관성을 갖고 있다.

우선 첫 번째 항목과 관련된 구체적 내용은 다음과 같다. 우리나라 유통상장기업들의 평균적인 총자산대비 영업이익률은 전체 제조업의 평균적인 영업이익률보다 현저하게 낮은 수준으로 나타났으나 총자산대비 현금보유비율은 전체 제조업 평균보다 현저하게 높은 수준을 유지하고 있다. 전체 제조업에 비해서 영업이익률은 현저하게 낮은 수준이지만 총자산대비 현금보유율은 현저하게 높은 수준을 나타내는 양상은 재무제약 유무를 기준으로 유통상장기업들을 분류하여도 일관된 특징으로 나타났다. 즉, 재무적으로 제약된 유통상장기업들의 평균적인 영업이익률은 제조업 평균보다 현저하게 낮은 값을 보이거나 총자산대비 현금보유비율은 현저하게 높게 나타났으며, 재무적으로 제약되지 않은 유통상장기업들의 영업이익률도 마찬가지로 제조업 평균보다 현저하게 낮은 값을 보이거나 현금보유비율은 현저하게 높은 값을 나타내었다.

이와 같이 우리나라 유통상장기업들은 영업이익이 제조업 평균보다 현저하게 낮은 열악한 영업환경 속에서도 현금보유비율이 제조업 일반기업들에 비해 현저하게 높은 것은 미래의 성장기회를 높게 평가하기 때문이다. 이는 우리나라 유통상장기업들의 토빈의  $q$ 가 제조업 평균에 비해 월등하게 높은 값으로 나타나고 있다는 사실에서 부분적으로 확인된다. 상대적으로 낮은 영업이익으로부터의 한계저축성향이 제조업 평균에 비해서 3배 이상 높은 값을 나타내고 있다는 데에서 우리나라 유통상장기업들은 현재의 실물 투자를 위하여 현금흐름을 사용하기 보다는 미래의 실물 투자를 위해 필요한 자금을 위하여 현금흐름을 저축하는데 많은 노력을 들이고 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 사실들은 우리나라 유통상장기업들의 영업이익률과 현금보유비율의 제조업평균 기업들과의 큰 격차가 왜 나타나고 있는지를 설명해주고 있다.

둘째 항목과 관련된 구체적 내용은 다음과 같다. 본 논문은 재무제약에 직면한 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익에 대한 민감도를 유의한 양의 값으로 추정한 반면, 재무적으로 문제가 없는 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익 민감도는 유의하지 않은 값으로 추정하였다. 그리고 본 논문은 보유현금의 영업이익 민감도가 보이는 이와 같은 패턴에 대한 강건성 검증을 기업들의 시계열별 구분과 규모별 구분을 통하여 수행하였고 일관된 결과가 나타난다는 사실을 확인하였다.

이러한 실증적 결과는 Almeida et al.(2004)의 이론적 분석에 정확하게 부합한다. 이들은 재무제약에 직면한 기업들의 경우 현재 현금을 축적함으로써 자신들이 확보하고 있는 투자프로젝트의 현재의 수익성과 미래의 투자에 균형을 제공하는 최적의 현금정책

을 기업들이 선택한 결과 현금보유량이 결정되는 것으로 보았다. 본 논문은 실증분석을 통하여 국내 유통상장기업들의 현금흐름으로부터의 현금저축성향이 전체 제조업 평균에 비해 높게 나타나고 있음을 확인하였고, 시계열적으로는 최근에 들어와 이러한 경향이 강화되었으며, 기업규모가 작을수록 이러한 경향이 강하게 나타난다는 사실도 확인하였다.

## 5.2. 연구의 시사점

위에서 확인한 바와 같이 우리나라 유통상장기업들은 현재의 실물투자보다 상대적으로 높은 수익성을 제공하는 미래의 투자프로젝트를 대비하기 위한 현금축적이 그들의 현금정책의 핵심을 구성한다고 볼 수 있다. 우리나라 유통상장기업들의 현금정책의 이와 같은 특징은 제조업 전체 기업과도 극명한 대조를 보이는데, 이러한 현금정책을 둘러싼 구조적 차이는 산업특성에서 비롯된 것일 수도 있으며 유통산업에 특수한 제도와 정책의 결과로 나타난 현상일 수 있다. 우리나라 유통업에 대한 규제당국이나 시장참가자들은 이 점에 대하여 주의할 필요가 있다고 판단된다.

본 연구가 갖는 정책적 시사점을 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 우선 우리나라 유통상장기업들의 영업이익은 일반 제조업 평균에 비해 열악한 실정이다. 그럼에도 불구하고 얼마 안되는 영업이익을 이용하여 현금을 축적하고자 하는 한계저축성향은 재무적 곤경에 직면한 기업들과 규모가 작은 기업들의 경우에 더 강하게 나타난 것을 확인할 수 있었다. 이 점들은 이들 기업그룹들이 인식하는 자사의 성장성이 매우 크다는 것을 의미하므로, 정책당국은 기업그룹별로 그 성장성에 대한 하나의 시그널을 탐지할 수 있을 것이다. 또한 정책당국은 이들 소규모 재무적 곤경에 처한 기업들이 외부금융에 보다 쉽게 접근할 수 있는 통로를 제공함으로써 성장성이 현실에서 실현될 수 있도록 하는 세심한 배려도 필요하다고 판단된다.

## 5.3. 연구의 한계점과 향후 연구방향

본 연구는 Almeida et al.(2004)의 연구방법론을 활용하여 우리나라 유통상장기업들이 보유한 현금의 영업이익 민감도를 추정함으로써 이들 기업의 현금정책의 특징을 파악하고 여타 제조업의 현금정책과의 차이가 무엇인지를 살펴보았다. 그러나 본 논문에서 표본으로 사용한 유통상장기업들의 개수가 2000년을 전후로 연평균 11개에서 29개로 증가하기는 하였으나 신뢰성 있는 추정을 위한 충분한 표본을 확보하지는 못한 감이 있다. 그러나 본 논문의 분석은 각 기업들이 보고한 연간재무보고서에 기초하였으므로 이를 연표본으로 환산하면 전체 총 487개의 표본으로 무시할 만큼 작은 표본은 아니라는 반론도 가능하다. 그렇지만 향후 유통산업이 더욱 성장하여 이 산업분야의 상장기업들이 늘어나면 보다 신뢰도가 높은 연구가 진행될 것으로 기대된다.

## References

- Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
- Bao, D., Chan, K. C., & Zhang, W. (2012). Asymmetric cash flow sensitivity of cash holdings, *Journal of Corporate Finance*, 18(1), 690-700.



- Chimucheka, Tendai (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.
- Erickson, T., & Whited, T. M. (2000) Measurement error and the relationship between investment and q. *Journal of Political Economy*, 108, 1027-1057.
- Erickson, T., & Whited, T. M. (2006) On the accuracy of different measures of q. *Financial Management*, 35, 5-33.
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. (1988). Financial constraints and corporate investment. *Brooking Papers on Economy*, 108(3), 144-195.
- Gong, Jai-Sik (2006). The determinants of corporate cash holdings. *The Korean Journal of Finance*, 19(1), 1-41.
- 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.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169-512.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*, London: McMillan.
- Khurana, I. K., Xiumin, M., & Raynolde, P. (2006). Financial development and the cash flow sensitivity of cash. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41, 787-807.
- Kim, Pyung-Kee (2007). The effects of cash flow on corporate cash management. *Korean Journal of Industrial Economics*, 20(2), 619-648.
- Lee, Jeong-Whan, Yoon, Bo-Hyun, Ha, Jun, & Son, Sam-Ho (2015). Cashflow sensitivity of cash in Korean firms. Working Paper.
- Riddick, L. A., & Whited, T. M. (2009). The corporate propensity to save. *Journal of Finance*, 64(4), 1729-1766.
- Shin, Min-Shik (2010). An empirical study on determinants of cash holdings of firms. *The Korean Journal of Business Education*, 61, 67-89.
- Shin, Min-Shik, & Kim, Soo-Eun (2013). The asymmetric effects of cash flows on cash holdings of firms. *Korean Journal of Business Administration*, 26(6), 1531-1558.
- Su, Shuai, & Yun, Ye-Sol (2013). A study on the problem and improvement of the distribution system of pharmaceuticals in Korea. *The International Journal of Industrial Distribution & Business*, 3(1), 25-29.
- Whited, T. M. (2001) Is it inefficient investment that causes the diversification discount? *Journal of Finance*, 56, 1667-1692.