

# 한국제조기업의 현금보유의 변화와 결정요인에 관한 연구

신동령\*

## 〈요 약〉

본 연구에서는 1999~2004년 기간중 14,016개의 한국제조기업 표본(패널자료)을 이용하여 현금 비율의 변화와 그 결정요인을 분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 기간중 평균 현금 비율은 1999년 말의 4.7%로부터 2004년 말의 5.2%로 상승하였으며, 1개사당 평균 현금보유액도 1999년말의 43억 원에서 2004년 말에는 80억 원으로 2배 정도 상승하였다. 전체 현금보유액중 51대 기업집단이 차지하는 비중은 1999년의 47.6%에서 2004년에는 58.6%로 상승하여 개별기업의 현금보유 집중도가 최근 들어 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 현금비율 및 현금흐름 대비 자본지출의 비율은 전기에는 120.8% 및 56.4%에 달하였으나 후기에는 86.5% 및 48.8%로 각각 하락함으로써 현금보유 수준이나 현금흐름에 비하여 시설투자가 위축되고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 현금보유에 관한 목표조정모형과 순위모형을 검증하기 위한 회귀식을 추정한 결과, 목표현금비율 괴리도의 회귀계수 부호는 예상대로 음(-)으로 높은 유의수준을 나타냈으나, 자금부족 변수의 회귀계수 부호는 순위모형의 예상과는 다르게 양(+)으로 나타났다. 셋째, 현금비율을 종속변수로 하고 기업특성변수를 설명변수로 한 회귀모형을 추정한 결과 유형자산규모, 투자기회, 현금흐름의 변동성, 부채비율, 재벌기업더미, 상장기업더미 등은 절충이론에 따른 유의적인 설명력을 보였고, 현금흐름, 투자지출, 자본지출, 순부채발행, 순주식발행, 상장기업더미 등은 순위이론에 따른 유의적인 설명력을 보였다. 결정계수나 F-statistic 등의 통계량으로 미루어 볼 때 절충이론에서 제시된 변수들이 현금비율의 변동을 더 잘 설명하는 것으로 나타났다. 결론적으로 이 기간중 한국제조기업의 현금비율의 변동을 설명함에 있어 순위이론보다는 절충이론이 더 적합한 것으로 판단되고 있다.

주제어 : 현금비율, 절충이론, 순위이론, 현금비율 결정요인

논문접수일 : 2006년 12월 04일    논문수정일 : 2008년 05월 31일    논문게재확정일 : 2008년 06월 30일

\* 단국대학교 경상대학 교수

\*\* 이 연구는 2008학년도 단국대학교 대학연구비의 지원으로 연구되었음.

본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사자에게 깊이 감사드립니다.

## I. 서 론

최근 국내 주요기업을 중심으로 현금보유수준은 지나치게 높은 반면 시설투자는 위축되고 있어 향후의 성장잠재력이 훼손되는 것이 아닌가하는 우려가 높다. 예를 들면, 2004년 6월 말 현재 삼성전자, 현대자동차, LG전자, 포스코, SK 등 매출액기준 상위 5개사의 현금성자산은 14조 4천 8백억 원에 달하며, 현금성자산이 총자산에서 차지하는 비율도 2002년 말의 10.3%에서 2004년 6월 말의 12.6%로 해마다 계속 높아지는 것으로 조사되었다(금융감독원, 2004). 또한 상장기업의 현금비율도 외환위기 직후인 1999년 말에는 6.8%였으나 2004년 말에는 10.1%로 상승한 것으로 보고되고 있다(강태수, 서유정, 2006).

기업의 현금보유 증가는 한국기업의 경우에만 국한된 것이 아니다. 미국기업의 경우 Bates et al.(2006)에 의하면 평균 현금비율은 1980년 말의 10.5%에서 2004년 말에는 24.0%로 연평균 0.45%씩 상승한 것으로 보고되고 있다. 이러한 현금보유의 증가는 현금수요를 줄일 수 있도록 하는 재무기법(financial technology)의 발달, 각종 파생상품을 활용한 경영변동성의 헤징 가능성 증대, 그리고 현금수요 예측의 정확도와 유동성자산 관리의 개선 등으로 예비적 동기에 의한 현금수요의 감소가 가능한 상황에 비추어 의외의 현상으로 평가되고 있다.

한국기업의 경우 1997년 말의 외환위기 이후 대기업에 대한 정부주도의 강력한 구조조정과 재무구조개선 정책의 추진, 그리고 개별기업들의 수익성위주의 보수적 경영전략 수행에 의하여, 수익성과 재무구조에 획기적인 개선이 있었다. 외환위기 직후라면 수익성의 개선과 보수적 경영에 의한 투자축소 등에 의하여 현금보유수준의 증가는 당연히 예상할 수 있다. 그러나 최근의 경우 부채비율 하락과 금융비용부담의 감소, 수익성 개선과 현금흐름의 증가 등으로 재무위험이 상당히 줄어들었음에도 불구하고 기업의 현금보유수준이 증가하는 이유에 대해서는 아직 설명이 충분치 않다.

기업재무 분야에서 기업의 현금보유수준의 결정요인에 관한 실증적 연구는 비교적 최근에서야 수행되기 시작하였다. 미국기업을 표본으로 한 Kim et al.(1999), Opler et al.(1999), Bates et al.(2006)의 연구에서는 현금흐름, 대체유동성, 투자기회 등 기업특성변수가 현금보유에 미치는 영향을 분석하였으며, Pinkowitz and Williamson(2001), Dittmar et al.(2003), Ferreira and Vilela(2004) 등은 국가별로 투자자보호, 금융시장 발달 정도, 계열소속 금융기관 영향력 등 기업지배구조와 관련된 제도와 관행이 현금보유에 미치는 영향을 검토한 바 있다. 국내의 경우에는 이영주, 박현수(2005), 공재식(2006) 등이 상장기업을 대상으로 현금보유수준에 영향을 미치는 기업특성변수를 제시하였다.

본 연구는 기본적으로 한국제조기업을 표본으로 최근의 현금보유 수준의 변화와 그 결정요인을 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구와 차별화된다. 첫째, 표본기업을 상장기업은 물론 비상장기업까지 확대하여 분석결과를 제시하고 있다. 둘째, 현금보유수준과 자본지출의 관계를 분석하여 과연 높은 현금보유 수준을 유지한 채 투자가 위축되고 있는가도 확인한다. 셋째, 절충이론과 순위이론은 기업특성변수가 기업의 현금보유에 미치는 영향에 관하여 서로 다른 예측을 하는 경우가 많은데, 본 연구에서는 다양한 분석방법을 시도하여 어느 이론의 적합도가 더 높은 지도 분석하고 있다.

제 II장에서는 기존의 이론적, 실증적 연구를 검토하였다. 제 III장에서는 분석변수 및 분석방법, 표본과 자료를 설명하였다. 제 IV장에서는 실증분석의 결과를 제시하고 그 의미를 검토하였다. 제 V장은 요약과 결론이다.

## II. 기존연구의 검토

### 1. 이론적 연구의 검토

기업의 현금보유 수준의 결정요인에 관한 이론은 Kim et al.(1999), Opler et al.(1999), Ferreira and Vilela(2004), D'Mello et al.(2005), Bates et al.(2006)에 제시되어 있으나 이를 종합하면 크게 절충이론(trade-off theory)과 자금조달에 관한 순위이론(pecking order theory)으로 구분할 수 있다.<sup>1)</sup> 절충이론은 기업이 적정보유현금 수준을 결정할 때 부채발행과 관련한 비용과 편익을 비교한다고 상정하고 있다. 반면에 순위이론은 기업의 현금보유수준이 내부조달 현금흐름과 외부자금 조달의 결과라고 설명하고 있다. 두 이론의 핵심가설 및 현금보유 결정요인을 정리하면 다음과 같다.

절충이론의 예측가운데 가장 중요한 것은 목표현금보유수준이 존재한다는 것이다. 즉, 기업은 보유하는 현금수준이 목표에 미달하면 현금보유를 증가시키고, 반대로 목표를 초과하면 현금보유를 줄이게 된다. Opler et al.(1999)은 기업의 현금보유 수준이 평균수준으로 회귀하는가 여부를 검토함으로써 이 가설을 검증할 수 있다고 하였다.

1) 이 밖에도 대주주의 지분비율, 주주(투자자)에 대한 보호정도, 법과 제도의 차이 등 기업지배구조 관련요인도 현금보유의 결정요인으로 제시되고 있다. 그러나 Dittmar et al.(2003)이나 Ferreira and Vilela (2004)의 연구에서 보듯이 이들 요인은 기업지배구조의 제도와 실무(관행)가 확연히 다른 국제간 비교를 제외하고, 한 나라의 표본기업만을 대상으로 하는 연구에서는 의미있는 결과를 얻기가 어려운 것으로 평가되고 있다.

#### 4 財務管理研究

절충이론에서 제시하는 현금보유의 비용은 두 가지로 파악할 수 있다. 하나는 주주부의 극대화를 가정할 경우로서, 현금의 수익률은 동일한 위험을 지닌 다른 자산의 수익률보다 낮은 것으로부터 비용이 발생한다. 다른 하나는 주주부의 극대화를 가정하지 않는 경우로서, 현금보유의 비용은 경영자들의 낭비적인 자본지출이나 기업인수, 극단적인 경우에는 횡령 등에서 발생한다.

현금보유의 편익은 거래적 동기와 예비적 동기에서 창출된다. 거래동기에 의하면 기업은 현금조달의 비용과 현금부족시의 기회비용이 높을수록 더 많은 현금을 보유하게 된다. 이들 비용과 관련한 결정요인들을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 외부자금조달시의 고정비용과 현금관리시의 규모의 경제로 인하여 소기업은 대기업에 비하여 더 높은 조달비용과 관리비용을 부담한다. 그러므로 기업규모는 현금보유수준과 음(-)의 관계를 갖는다. 그러나 대리문제가 큰 경우 기업규모가 클수록 현금보유수준도 높을 가능성이 있다. 왜냐하면, 기업규모가 클수록 소유가 분산될 가능성이 높고 경영자는 더 많은 재량권을 갖게 되고 중소기업에 비하여 적대적 M&A에 노출될 가능성도 낮기 때문이다. 둘째, 유리한 투자기회를 갖는 기업은 자금부족으로 인하여 그 투자기회를 실행할 수 없을 경우 높은 기회비용을 부담하게 되므로 그렇지 못한 기업에 비하여 현금보유가 높게 된다. 셋째, 내부조달 현금흐름이 많은 기업은 미래의 투자수요 충당을 위한 현금보유수준을 낮출 수 있으므로 현금흐름과 현금보유는 음(-)의 관계를 갖는다. 넷째, 현금흐름의 변동성이 큰 기업은 자금부족에 직면할 가능성이 높게 되므로 현금을 더 많이 보유하게 된다. 다섯째, 배당금을 지급하는 기업은 필요시 배당금지금을 중단하거나 그 수준을 줄여 현금수요를 충족시킬 수 있으므로 현금보유수준을 낮출 수 있다. 여섯째, 설비투자를 위한 자본지출은 이것이 기업의 투자수요를 반영하는 한 현금보유와 양(+)의 관계를 갖게 된다.

현금보유의 예비적 동기는 정보불균형이 외부자금(부채)의 조달능력에 미치는 영향에 근거하고 있다. 즉 정보불균형이 존재할 경우 발행대상 증권의 가격이 저평가되어 기업은 원하는 시기에 자본시장에서 자금을 조달할 수가 없게 된다. 이에 대하여 Myers and Majluf(1984)는 기업이 현금과 현금등가물 및 미사용 차입한도 등 자금여유(financial slack)를 보유할 경우 이 문제를 극복할 수 있다고 주장하고 있다. 첫째, 높은 투자기회나 성장기회를 갖는 기업, 특히 연구개발투자를 많이 하는 기업은 실물자산을 많이 보유하는 기업에 비하여 정보불균형 수준이 높고 이런 기업은 파산위험에 직면할 시 기업가치의 급격한 하락을 경험할 수 있다. 그러므로 투자기회나 성장기회의 대리변수와 현금보유수준은 양(+)의 관계를 보일 것으로 예상된다. 둘째, 유형자산은 무형자산

과 달리 대리비용의 감소에 도움이 되며, 부채발행시에 담보로도 제공될 수 있다. 그러므로 유형자산의 규모가 클수록 현금보유 수준은 낮을 것으로 예상된다. 셋째, 매출채권, 재고자산 등 순운전자본은 적은 비용으로 현금으로 쉽게 전용될 수 있으므로 유동성을 대체할 수 있는 수단이 된다. 그러므로 대체유동성의 수준이 높은 기업은 현금보유 수준을 낮출 수 있다. 넷째, 부채비율이 높은 기업은 원리금의 상환능력이 낮아져 부도를 낼 가능성이 높고, 이런 기업은 자본시장에서 자금을 조달할 가능성이 낮으므로 현금보유수준을 높게 된다. 그러나 John(1993)이 지적한 바와 같이 부채비율이 높다는 것은 자본시장에서의 자금조달이 용이하다는 것을 의미하므로 부채비율과 현금보유 수준은 음(-)의 관계를 가질 수도 있다.

자금조달에 관한 순위이론은 Myers(1984)에 의하여 제시된 것으로, 소유경영자와 잠재적 투자자 간에 존재하는 정보불균형으로 말미암아 자금조달의 우선 순위가 내부자금조달, 무위험부채 발행, 위험부채 발행, 그리고 주식발행 등으로 정해진다는 것이다. 이 이론에 의하면 기업은 목표현금보유수준을 갖지 않으며, 보유한 현금과 내부자금조달과 투자소요간의 완충수단으로 활용된다. 그러므로 내부자금조달이 투자소요를 초과하면 기업은 부채를 상환하고 현금보유를 늘린다. 반대로 내부자금조달이 투자소요에 못미치면 기업은 보유현금을 사용하고 그래도 부족하면 부채를 발행한다. 순위이론에서는 목표현금보유 수준이 없으므로 투자소요가 내부자금을 초과하여 자금부족이 발생하면 현금보유 수준은 하락하며, 반대로 자금여유가 발생하면 현금보유는 상승하게 된다.

자금부족이외에 순위이론에서 제시되는 현금보유의 결정요인과 각 요인이 현금보유에 미치는 영향은 다음과 같다. 첫째, 높은 수익성으로 인하여 내부조달 현금흐름이 많을수록 현금보유수준은 상승한다. 둘째, 연구개발투자, 자본지출, 계열사 지분취득 및 금융자산취득 등에 대한 투자는 보유현금의 사용을 의미하므로 이들 항목에 대한 투자수준이 높은 기업일수록 현금보유수준이 낮다. 셋째, 기업규모가 클수록 성공적인 기업 경영을 해온 기업이라는 것을 의미하므로 현금보유가 높다. 넷째, 배당금지급은 보유현금의 사용이므로 배당금 지급수준이 높을수록 현금보유수준은 줄어든다. 또한 배당금지급은 자금조달제한의 완화를 의미하므로 배당금을 많이 지급하는 기업일수록 현금보유수준은 낮을 것으로 예상된다. 다섯째, 순주식발행과 순부채발행이 양(+)인 기업은 당연히 현금보유수준도 상승한다.

## 2. 실증적 연구의 검토

기업재무 분야에서 기업의 현금보유비율과 그 결정요인에 대한 실증적 연구는 다른

분야의 연구에 비하여 비교적 늦게 시작되었다고 평가된다. Kim et al.(1999), Opler et al.(1999), Bates et al.(2006)은 미국기업을 대상으로 기업특성변수와 현금보유와의 관련성을 분석하였다. Pinkowitz and Williamson(2001)은 주로 일본기업을 대상으로 계열(keiretsu)소속 주거래은행(main bank)의 영향력 변화와 현금보유수준의 관계를 분석하였으며, Dittmar et al.(2003)은 45개 국가에 속한 다수의 기업을 대상으로 국가 간 기업 지배구조의 차이가 현금보유에 미치는 영향을 검토하였다. 그리고 Ferreira and Vilela(2004)는 유럽통화연합(EMU)에 속한 국가의 기업을 대상으로 기업특성변수와 국가간 지배구조관련 법과 제도의 차이를 반영하는 변수가 현금보유에 미치는 영향을 분석하였다.<sup>2)</sup> 한국기업을 표본으로 한 연구는 최근에야 시작되었으며 이영주, 박현수(2005), 공재식(2006) 등이 있다.

미국기업을 대상으로 최초로 현금보유수준의 결정요인을 규명한 연구는 Kim et al.(1999)이다. 이들은 1975~1994년 기간의 915개 미국기업을 표본으로 가설을 검증하였다. 분석결과 성장기회와 경기선행지표 증가율은 양(+)의 방향으로, 수익률차이, 현금회수기간, 부채비율, 현금흐름, 부도지수 등은 음(-)의 방향으로 유동성수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업규모는 음(-)의 방향으로, 영업현금흐름의 표준편차, 현금회수기간의 변동성 등은 양(+)의 방향으로 영향을 미치고 있으나 유의성은 없었다.

Opler et al.(1999)은 1971~1994년 기간의 87,117개 표본(firm-year)을 이용하여 미국기업의 현금보유 결정요인을 분석하였다. 주요한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, (전기 현금비율-목표현금비율) 변수가 당기의 현금비율 변화에 미치는 영향은 음(-)으로 유의적으로 나타났고, 자금부족변수 역시 현금비율의 변화에 음(-)의 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기업의 현금보유의 증감은 절충이론의 목표조정모형은 물론 순위이론의 예측과도 부합한다는 것을 의미한다. 둘째, 기업특성변수와 현금보유수준의 관계를 보면 유망한 투자기회를 보유하고 기업규모가 작을수록, 자본지출과 연구개발비지출 수준이 높을수록, 부채비율이 낮을수록, 배당금을 지급하지 않는 기업일수록 현금보유수준이 높았다.<sup>3)</sup> 그리고 현금흐름의 수준이 높고 그 변동성이 클수록, 대

2) 이 밖에도 Mikkelsen and Parch(2003)는 미국기업을 대상으로 기업의 대규모현금 보유가 기업의 경영성과를 저해하는가를 규명하는 연구에서, 대규모현금을 지속적으로 보유하는 기업의 경우 통제기업에 비하여 R&D를 중심으로 대규모투자를 수반한다는 결과를 제시하여 현금보유가 기업성과를 저해하지 않는다는 것을 보인 바 있다. 그리고 Acharya et al.(2005)은 미국기업을 대상으로 헤징수요는 높으나 자금조달이 제한된 기업은 부채감축보다는 현금보유를 증대시키는 성향이 강하고, 반면에 헤징수요는 낮으나 자금조달이 제한된 기업은 현금보유(저축)보다는 여유현금흐름을 부채상환에 적극 사용한다는 결과를 제시하고, 이로써 현금의 “부(-)의 부채(negative debt)”로 간주되어서는 안된다고 주장하고 있다.

3) 이 연구에서는 연구개발비지출/매출액 비율도 성장기회(growth opportunities) 혹은 투자기회와 기업부

체유동성수준이 낮을수록 현금보유수준은 높게 나타났다.

D'Mello et al.(2005)은 1985~2000년 기간중 기업분할(spin-off)을 단행한 미국의 상장기업표본 149개를 대상으로 절충이론의 타당성을 분석하였다. 검증결과 기업규모는 양(+), 순운전자본은 음(-), 매출증가율은 양(+), 연구개발투자는 양(+), 부채비율은 음(-)의 방향으로 현금비율에 기대된 대로 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시장가치/장부가치비율, CEO더미 등은 기대된 양(+의 영향을 미쳤으나 유의성이 없었고, 현금흐름 변동성의 회귀계수 부호는 모형에 따라 달라졌다. 자본지출과 현금흐름은 기대와 달리 양(+의 유의적인 영향을 미쳤으나, 현금흐름의 회귀계수는 유의성이 없었다.

Bates et al.(2006)은 1980~2004년 기간의 110,599개 표본(firm-year)을 대상으로 현금보유수준의 결정요인을 분석하였다. 회귀분석의 결과 투자기회는 양(+), 기업규모는 음(-), 현금흐름은 양(+), 순운전자본은 음(-), 자본지출은 음(-), 부채비율은 음(-), 연구개발비지출은 양(+), 배당금지급은 음(-)의 방향으로 현금보유비율에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 산업별로 측정된 현금흐름변동성은 유의성은 없으나 예상과 달리 현금보유에 음(-)의 영향을 미쳤다. 이 모형에서는 Opler et al.(1999)에서는 사용하지 않았던 변수가 추가되고 있는데, 기업인수비용의 지출이 낮을수록, 순주식발행과 순부채발행 수준이 높고 최근에 기업공개를 단행한 기업일수록 현금보유수준이 높다는 것도 확인되고 있다.

Pinkowitz and Williamson(2001)은 1974~1995년 기간중 일본기업의 현금보유 수준이 미국기업은 물론, 일본과 유사하게 은행중심의 자금조달시스템을 갖고 있는 독일기업의 경우보다도 높은 것에 주목하고 그 배경을 조사하였다. 전체기간을 대상으로 한 회귀분석에서 기업특성변수중 기업규모, 순운전자본, 자본지출, 부채비율은 음(-)의 방향으로, 연구개발비지출은 양(+의 방향으로 현금보유수준에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 미국기업과 달리 현금흐름 변수는 음(-)의 방향으로, 배당금지급은 양(+의 방향으로 유의적인 영향을 미쳤으며, 산업별 현금흐름변동성 변수는 부호는 미국기업의 경우와 같이 양(+이었으나 유의성은 없는 것으로 나타났다.

Dittmar et al.(2003)은 1998년의 45개국 11,591개 기업을 표본으로 현금보유 수준의 결정요인을 검토하였다. 이 연구에서는 기업지배구조가 기업의 현금보유 수준에 중요한 영향을 미치고 있다는 결과가 제시되고 있다. 즉, 주주보호가 잘되는 국가와 보통법(common law)을 채택하는 국가에서 현금보유수준이 감소하였고, 주식시장과 금융시장의

---

실관련 비용수준에 대한 대용지표로 간주하고 있다. 이 비율이 높을수록 현금보유는 유의적으로 증가하는 것으로 나타나고 있다.

발달정도가 높아 자금조달이 용이할수록 현금보유수준이 높은 것으로 나타나고 있다. 기타 기업특성변수의 회귀계수 부호는 시장가치 대 장부가치 비율은 양(+), 기업규모는 음(-), 순운전자본은 음(-), 현금흐름은 양(+), 연구개발비지출은 양(+), 부채비율은 음(-)으로서 대부분 유의적인 것으로 나타나고 있다.

Ferreira and Vilela(2004)는 1987~2000년 기간중 유럽통화연합에 속한 12개 국의 6,387개 표본(firm-year)을 이용하여 현금보유 결정요인을 분석하였다. 분석결과 기업의 현금보유는 투자기회 및 현금흐름 변수에 의해서는 양(+),의 영향을, 순운전자본, 부채비율, 기업규모에 의해서는 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 은행부채의 이용정도가 높은 기업은 현금보유를 줄이고 있어 은행과 긴밀한 관계를 유지하는 기업은 예비적 동기에 의한 현금보유는 감소되는 것으로 나타났고, 투자자보호가 잘되고 있는 국가도 현금보유수준이 낮은 것으로 나타났다.

한국기업을 표본으로 현금보유의 변화와 결정요인을 분석한 연구는 많지 않다. 이영주, 박현수(2005)는 외환위기 이후 상장기업의 현금보유수준이 크게 상승한 점에 주목하고, 1991~2004년 기간에 연속적으로 상장된 306개 비금융 상장기업을 대상으로 현금보유비율(현금/매출액)의 결정요인을 분석하였다. 대기업의 경우 외환위기 이전에는 수익성과 차입금의존도는 음(-)의 방향으로, 현금흐름은 양(+),의 방향으로 현금비율에 유의적인 영향을 미치는 것으로, 그리고 외환위기 이후에는 매출액변동성, 현금흐름, 외국인지분율은 양(+),의 방향으로, 매출규모는 음(-)의 방향으로 현금비율에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중견·중소기업의 경우에는 외환위기 이전과 이후 차입금의존도와 매출규모는 음(-)의 방향으로 현금흐름은 양(+),의 방향으로 유의적인 영향을 미쳤으며, 외환위기 이후 외국인지분율과 부실지수는 현금비율에 양(+),의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

공재식(2006)은 1991~2004년 기간의 비금융상장기업 6,245개 표본(연도별로는 1991년의 251개 기업-2004년의 532개 기업)을 대상으로 현금보유비율(현금/순자산)의 결정요인을 분석하였다. 그중 2,619개의 제조기업을 대상으로 분석한 결과를 보면, 전기간중 현금흐름, 투자기회, 배당금, 대주주 1인의 지분비율은 양(+),의 방향으로, 자산규모는 음(-)의 방향으로 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 부채비율과 순운전자본은 외환위기 이전에는 음(-)의 방향으로 영향을 미쳤으나, 외환위기 이후에는 양(+),의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 30대 재벌기업 더미와 무형자산은 현금보유에 전기간중 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 유의성은 없었으며, 총투자지출은 전기에만, 연구개발비지출은 후기에만 유의적인 음(-)의 영향을 미치는

것으로 나타났다. 현금흐름 변동성의 경우 전기에는 양(+의 영향을 후기에는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 유의성은 없었다.

이상과 같은 실증분석에서 문제가 되는 것은 다음과 같다. 첫째, Opler et al.(1999)을 제외하면 현금보유에 관한 절충이론과 순위이론의 타당성을 별도로 검증한 연구는 없다는 점이다. 둘째, 대부분의 연구가 상장기업을 대상으로 하는 분석으로, 경제내 다수를 차지하는 비상장기업까지 포함한 분석은 시도되지 않고 있다는 점이다. 셋째, 회귀 모형에 설명변수로 도입되고 있는 기업특성변수들이 Lag 혹은 Lead의 시차를 주면서 현금보유수준을 결정하는 것으로 상정할 수 있는데 기존연구에서는 시차변수가 도입되지 않고 있다는 것이다. 본 논문에서는 이들 문제를 개선하는 방향에서 실증분석을 진행하였다. 한편, 본 연구가 한국기업을 표본으로 분석한 공재식(2006)과 다른 점은 표본을 비상장 제조기업까지 확대하였고, 절충이론과 순위이론중 어느 이론이 한국기업의 현금비율의 변동을 설명하는데 적합한가를 구분하여 분석하였으며, 투자지출, 순부채발행, 순주식발행 등 현금비율의 변동을 가져오는 요인들을 추가하여 분석하였다는 점 등을 들 수 있다.

### Ⅲ. 분석변수 및 분석방법, 표본 및 자료

#### 1. 분석변수 및 분석방법

종속변수인 현금비율은 기업의 현금보유수준을 나타내며, 현금(현금등가물포함)을 (총자산-현금)으로 나눈 비율로 측정한다.<sup>4)</sup>

현금비율(C) :  $\frac{\text{현금과 현금등가물}}{\text{자산총계}-\text{현금과 현금등가물}}$

설명변수의 측정방법은 다음과 같다.

자산규모(S) : LN(자산총계, 천원)

유형자산규모(TFA) : LN(유형자산, 천원)

4) 기존연구에서는 대부분 현금비율의 분자로 “현금과 현금등가물+유가증권”을 사용하고 있다. 그러나 유가증권의 대부분은 채권과 주식으로 우리나라의 자본시장에서는 현금화하기 쉽지 않아 유가증권을 현금성 자산으로 보유한다고 보기 어렵다. 그러므로 본 연구에서는 현금과 현금등가물만을 현금으로 간주하여 분석한다.

투자기회(RDS) : 연구개발비/매출액<sup>5)</sup>

성장기회(SGR) : 매출증가율 [= (당기매출액-전기매출액)/전기매출액]<sup>6)</sup>

현금흐름(CF) : 조정당기순이익/자산총계<sup>7)</sup>

현금흐름의 변동성(VCF) : CF의 표준편차

대체유동성(NWC) : (유동자산 - 유동부채 - 현금)/자산총계

부채비율(LEV) : (단기차입금 + 장기차입금 + 회사채)/자산총계

배당금지급(DIV) : 배당금지급액/자산총계

투자지출(FEX) : (투자자산증가 - 투자자산감소)/자산총계

자본지출(CEX) : (유형 · 리스자산증가 - 유형 · 리스자산감소)/자산총계

자금부족(DEF)<sup>8)</sup> : (자금소요-내부자금조달)/자산총계

순주식발행(NEI) : (유상증자 - 유상감자 + 자기주식처분 - 자기주식취득)/자산총계

순부채발행(NDI) : (순장기부채발행 + 순단기부채발행)/총자산

$$= [(회사채발행 - 회사채상환) + (장기차입금증가 - 장기차입금감소) + (CB발행 - CB상환) + (BW발행 - BW상환) + (단기차입금증가 - 단기차입금감소)]/자산총계$$

재벌기업더미(Cd) : 51대 기업집단 소속기업 = 1, 기타기업 = 0

상장기업더미(Ld) : 상장기업 = 1, 비상장기업 = 0

산업더미(Id) : 표준산업분류상 제조업을 2-digit 기준으로 분류하여 더미변수 부여<sup>9)</sup>

5) 기존의 실증연구에서 투자기회의 대리지표로서 시장가치 대 장부가치 비율(market to book ratio : M/B)과 연구개발비/매출액 비율이 이용되고 있다. 연구개발비/매출액 비율이 투자기회의 지표로 이용된 기존연구로는 Opler et al.(1999), Pinkowitz and Williamson(2001), Dittmar et al.(2003), D'Mello et al.(2005), Bates et al.(2007)을 들 수 있다. 본 연구에서는 비상장기업까지 포함하고 있으므로 연구개발비/매출액을 투자기회의 지표로 선정하였다.

6) D'Mello et al.(2005)의 연구에서도 시장가치/장부가치 비율과 더불어 매출증가율을 성장기회의 지표로 사용하고 있다.

7) 기존연구에서는 현금흐름을 “세후순이익+감가상각비”(Ferreira and Vilela, 2004), “영업이익+감가상각비-이자비용-법인세-배당금”(Opler et al., 1999), “법인세차감전순이익+감가상각비+이연자산상각비”(공재식, 2006) 등 약식으로 측정하고 있다. 그러나 본 연구에서는 현금흐름으로서 조정당기순이익을 사용하고 있는데, 이는 현금흐름표상 “당기 순이익+현금지출이 없는 비용가산-현금수익이 없는 수익차감”으로 산출되고 있어 기존 연구에 비하여 더 정확하게 측정하고 있다.

8) 자금부족은 현금흐름표의 항목을 적절히 조정한 후 (자금소요-내부자금조달)로 계산되며, 자금소요는 (투자지출 + 자본지출 + 운전자본투자 + 배당금지급)으로, 내부자금조달은 조정당기순이익으로 산출된다. 운전자본투자의 산출시 순현금증가는 제외하였다.

9) 산업더미는 제조업을 10개 군으로 구분하고 더미를 부여하였다. 1군 : 식품, 음료, 담배, 2군 : 섬유, 의복, 가죽, 신발, 3군 : 목재, 합판, 종이, 4군 : 석유, 윤활유, 화학, 의약품, 고무, 플라스틱, 5군 : 유리, 시멘트, 벽돌, 타일, 6군 : 철강, 알루미늄, 구리, 7군 : 기계, 컴퓨터, 로봇, 전자부품, 8군 : 반도체, 통신장비, 액정 표시장치, 의료정밀기기, 9군 : 자동차, 철도차량, 선박제조, 10군 : 가구, 피아노, 재활용, 기타.

분석방법으로는 다음 네 가지를 사용한다. 첫째, 1999~2004년 기간의 현금비율, 현금흐름, 자본지출의 추이와 상호 관련성을 분석한다. t-test 등을 이용, 부분표본과 기간별로 현금비율, 현금흐름, 자본지출에 있어 유의적 차이가 있는가도 분석한다.

둘째, 절충이론의 목표조정모형과 순위이론의 순위모형의 타당성을 검토한다. 검증모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta C_{it} &= C_{it} - C_{it-1} \\ &= \alpha + \beta_1(C_{it-1} - C_{it}^*) + \beta_2 DEF_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

단,  $C_{it}$  = t기 말의 현금비율

$C_{it}^*$  = t기 말의 목표현금비율

$DEF_{it}$  = t기 중의 자금부족비율

만약, 목표조정모형의 예측이 현실과 더 부합하다면, 전기말의 현금비율이 목표현금비율에 미달할 때 기업들은 금기말의 현금보유를 증가시킬 것이고, 반대의 경우에는 현금보유를 감소시킬 것이다. 그러므로 이 경우 회귀계수  $\beta_1$ 은 음(-)으로 유의적인 값을 가질 것이다. 또 만약 순위이론의 예측이 현실과 더 부합하다면 자금부족의 상황에 처해있는 기업( $DEF > 0$ )들은 현금보유가 줄어들고, 반대로 자금여유에 있는 기업( $DEF < 0$ )들은 현금보유가 증가할 것이다. 그러므로 회귀계수  $\beta_2$ 는 음(-)으로 유의적인 값을 가질 것이다.<sup>10)</sup>

셋째, 단일변량분석에 의해 현금보유 수준별로 절충이론과 순위이론에서 제시한 설명변수들이 기대한 대로 유의적인 차이를 나타내는지 분석한다.

넷째, 회귀분석으로 현금비율의 결정요인을 규명한다. 추정될 회귀모형의 기본 식은 다음 두 가지로 식 (2)는 절충이론에서 제시한 결정요인들을 설명변수로 하는 회귀식이고 식 (3)은 순위이론에서 제시한 결정요인들을 설명변수로 하는 회귀식이다.

$$\begin{aligned} C_{it} &= \alpha + \beta_1 S_{it} + \beta_2 TFA_{it} + \beta_3 RDS_{it+1} + \beta_4 SGR_{it+1} + \beta_5 CF_{it-1} + \beta_6 VCF_{it-1} \\ &\quad + \beta_7 NWC_{it-1} + \beta_8 LEV_{it-1} + \beta_9 DIV_{it-1} + \beta_{10} CEX_{it-1} + \beta_{11} Cd_{it} + \beta_{12} Ld_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} C_{it} &= \alpha + \beta_1 S_{it} + \beta_2 RDS_{it-1} + \beta_3 SGR_{it+1} + \beta_4 CF_{it-1} + \beta_5 DIV_{it-1} + \beta_6 FEX_{it-1} \\ &\quad + \beta_7 CEX_{it-1} + \beta_7 NDI_{it-1} + \beta_8 NEI_{it-1} + \beta_9 Cd_{it} + \beta_{10} Ld_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

10) Opler et al.(1999)의 연구와 같이  $\beta_1 < 0$ 과  $\beta_2 < 0$ 으로 모두 유의적인 결과가 있는 경우 어느 모형이 더 적합한지는 판단하기 어렵다. 이 경우에는 현금비율의 결정요인분석을 통하여 추가로 확인할 수 밖에 없다.

절충이론을 검증하기 위한 회귀모형 (2)에서 설명변수에 적절한 시차를 부여하였다. 즉, 투자기회 및 성장기회를 나타내는 RDS 및 SGR에는 1년의 Lead를 주었고, CF, VCF, NWC, LEV, DIV, CEX 변수에는 1년의 Lag를 주었으며, 기업규모(S), 유형자산 규모(TFA), 재벌기업더미(Cd), 상장기업더미(Ld)는 시차를 주지 않고 투입하였다. 또 순위이론을 검증하기 위한 회귀모형 (3)에서는 투자기회를 나타내는 RDS에 1년의 Lag를 주었으며 S, Cd, Ld를 제외한 나머지 변수에도 1년의 Lag를 주어 추정하였다.

식 (2) 및 식 (3)에서 각 이론별로 현금비율 결정요인들이 가질 것으로 기대되는 회귀계수의 부호를 정리하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 현금비율 결정요인별 회귀계수의 기대부호

이 표는 현금비율 결정요인별 회귀계수의 기대부호를 제시하고 있다. S는 자산규모, TFA는 유형자산규모, RDS는 투자기회, SGR는 성장기회, CF는 현금흐름, VCF는 현금흐름의 변동성, NWC는 대체유동성, LEV는 부채비율, DIV는 배당금지급, FEX는 투자지출, CEX는 자본지출, NDI는 순부채발행, NEI는 순주식발행, Cd는 재벌기업더미, Ld는 상장기업더미이다.

| 변 수  | S      | TFA | RDS | SGR | CF  | VCF | NWC | LEV   |
|------|--------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-------|
| 절충이론 | (-, +) | (-) | (+) | (+) | (-) | (+) | (-) | (-)   |
| 순위이론 | (+)    |     | (-) | (+) | (+) |     |     |       |
| 변 수  |        | DIV | FEX | CEX | NDI | NEI | Cd  | Ld    |
| 절충이론 |        | (-) |     | (+) |     |     | (-) | (-,+) |
| 순위이론 |        | (-) | (-) | (-) | (+) | (+) | (+) | (+)   |

<표 1>에서 제시한 결정요인과 회귀계수의 기대부호는 이론적 연구의 검토에서 제시된 것들이다. 다만, 재벌기업더미(Cd)와 상장기업더미(Ld)는 본 연구에서 추가한 요인들로 한국기업의 현금보유를 설명할 수 있을 것으로 기대된다. 재벌기업은 계열회사 혹은 계열소속 금융기관으로부터 자금조달이 용이하다. 상장기업은 주식과 채권의 발행을 통하여 증권시장에서 쉽게 자금을 조달할 수 있다. 또한 상장기업은 소유의 분산이 비상기업에 비하여 잘 되어 있고 전문경영자에 의한 경영도 일반화되어 있으므로, 상장기업의 경영자는 회사자산의 사용에 대한 통제권을 얻고 투자결정 등 주요결정에 관한 재량권(discretionary power)을 확보하기 위하여 현금을 보유할 유인이 비상장기업에 비하여 더 높을 것으로 예상된다. 그러므로 절충이론에 의하면 재벌기업더미는 현금보유에 음(-)의 영향을, 상장기업더미는 음(-) 또는 양(+의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 그러나 기간중 경영의 불확실성으로 인하여 현금보유를 늘리고자 하는 추세를 반영한다면, 재벌기업과 상장기업은 외부자금조달에 더 유리한 입장에 있었다. 그러므

로 순위이론에 의하면 재벌기업더미와 상장기업더미는 모두 현금보유에 양(+)의 영향을 미쳤을 것으로 기대된다.

## 2. 표본과 자료

<표 2>는 본 연구에서 사용한 표본기업 현황이다. 표본기업은 한국신용평가정보(주)의 데이터베이스인 KIS-LINE에 수록된 제조기업을 대상으로 하였다. 이들 제조기업중 현금흐름표 등 일부 재무제표나 매출액이나 총자산 등 주요 계정과목이 누락된 기업, 재무제표수록연도가 7개연도(1998~2004) 미만인 기업, 구조조정 상황에 처해 있거나 창업후 경과연수가 짧거나 하는 등의 이유로 종업원수가 10인 미만이고 매출액과 자산규모가 10억 원 미만인 기업, 증권거래소나 코스닥시장 상장기업중 기업부실 등으로 관리종목으로 편입된 기업, 기존의 대우그룹 관련기업으로 정상화되지 못한 기업을 일단 제외하였다. 그리고 극단치(outlier)를 제외하여 회귀분석의 신뢰도를 높이기 위하여 현금비율, 현금흐름, 대체유동성, 부채비율, 투자 및 성장기회, 자금부족, 자본지출, 배당금지급, 투자지출, 순주식발행, 순부채발행 등 관련 변수의 값이 (+) 100% 및 (-) 100%를 넘는 기업은 제외하였다. 최종적으로 분석에 사용된 표본의 수는 14,016(firm-year)개로 증권거래소 및 코스닥시장 상장기업, 금감위등록기업, 외부감사 대상 주요기업을 망라하고 있다.

<표 2> 표본기업현황

이 표는 전체표본의 연도별 구성, 그리고 기간·기업집단 소속여부·상장여부의 구분에 의한 부분표본 현황을 제시하고 있다.

| 연도별      | 전 체    | 1999  | 2000  | 2001   | 2002  | 2003   | 2004  |
|----------|--------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|
|          | 14,106 | 2,336 | 2,336 | 2,336  | 2,336 | 2,336  | 2,336 |
| 부분<br>표본 | 기 간    |       | 기업집단  |        | 상 장   |        |       |
|          | 전기     | 후기    | 재벌    | 단독     | 상장    | 비상장    |       |
|          | 7,008  | 7,008 | 858   | 13,158 | 3,852 | 10,164 |       |

본 연구에서는 또 전체표본을 기간, 기업집단소속, 상장여부 등을 기준으로 부분표본으로 나누었다. 기간은 외환위기 이후 급속한 경기회복의 시기가 포함된 1999~2001년의 3년 간을 전기로 하고, 그 이후 2002~2004년의 3년 간을 후기로 한다. 기업집단의 기준은 2004년 4월 1일 현재 공정거래위원회가 지정한 “상호출자·채무보증제한 기업집단”에 속한 51대 기업집단에 속한 회사는 재벌기업으로, 나머지 회사는 단독기업으

로 분류하였다.<sup>11)</sup> 2004년 말을 기준으로 증권거래소나 코스닥시장에 상장되어 있는 기업은 상장기업, 여타기업은 비상장기업으로 분류되었다.

분석에 필요한 계정과목 자료는 KIS-KINE의 각 연도별 대차대조표, 손익계산서, 현금흐름표에서 구했다.

## IV. 실증분석결과

### 1. 현금비율, 현금흐름, 자본지출의 관계

<표 3>은 1996~2004년 기간중 현금비율의 추이와 현금비율 및 현금흐름과 자본지출의 관계를 보여주고 있다.

<표 3>현금비율, 현금흐름, 자본지출의 관계(연도별, 전체표본)

이 표는 현금비율(C), 현금흐름(CF), 자본지출(CEX)의 연도별 추이와 현금보유수준 및 현금흐름에 대한 자본지출 비율의 추이와 전·후기간 차이를 제시하고 있다. 현금비율(C)은 현금과 현금등가물/(자산총계-현금과 현금등가물)로, 현금흐름은 조정당기순이익/자산총계로, 자본지출은 유형·리스자산증감/자산총계로 측정되고 있다. 괄호안은 중위수이며, 전·후기간 평균의 차이에 대한 검정은 t-test로, 중위수의 차이에 대한 비모수검정은 Mann-Whitney test에 의한 것이다.

| 변 수       | 연도별            |                |              |                |              |              | 전·후기차이분석       |              |                      |
|-----------|----------------|----------------|--------------|----------------|--------------|--------------|----------------|--------------|----------------------|
|           | 1999           | 2000           | 2001         | 2002           | 2003         | 2004         | 전기             | 후기           | 차이                   |
| C(%)      | 4.7<br>(2.1)   | 4.7<br>(2.3)   | 5.0<br>(2.4) | 5.3<br>(2.6)   | 5.0<br>(2.3) | 5.2<br>(2.3) | 4.8<br>(2.3)   | 5.2<br>(2.4) | 0.4***<br>(0.1)      |
| CF(%)     | 10.5<br>(10.1) | 10.4<br>(10.2) | 9.9<br>(9.7) | 10.2<br>(10.2) | 9.0<br>(9.2) | 8.3<br>(8.7) | 10.2<br>(10.0) | 9.2<br>(9.4) | -1.0***<br>(-0.6)*** |
| CEX(%)    | 5.6<br>(3.5)   | 6.5<br>(4.1)   | 5.2<br>(3.6) | 4.3<br>(3.3)   | 4.6<br>(3.2) | 4.5<br>(3.1) | 5.8<br>(3.6)   | 4.5<br>(3.2) | -1.3***<br>(-0.4)*** |
| CEX/C(%)  | 119.1          | 138.3          | 104.0        | 81.1           | 92.0         | 86.5         | 120.8          | 86.5         |                      |
| CEX/CF(%) | 53.5           | 62.7           | 52.9         | 41.9           | 51.4         | 54.5         | 56.4           | 48.8         |                      |

주 : \*\*\*, \*\*, \*는 평균과 중위수의 차이가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 나타냄.

우선 현금비율은 1999년의 4.7%에서 2002년에는 5.3%까지 상승하였고 그 이후에는

11) 51대 기업집단중 표본기업이 포함된 기업집단은 34개로서 다음과 같다. 삼성, LG, 현대자동차, SK, 한진, 롯데, 포스코, 한화, 현대중공업, 금호아시아나, 두산, 동부, 현대, LG전선, CJ, 동양, 대림, 효성, 동국제강, 코오롱, 대우조선해양, KCC, 한솔, 동원, 대한전선, 세아, 영풍, 태광산업, 농심, 하이트맥주, 대성, 동양화학, 한국타이어, 삼양.

약간 하락하였으나 2004년에는 1999년에 비하여 0.5% 포인트 높은 5.2%를 기록하고 있다. 따라서 현금비율은 기간중 전반적으로 상승한 것으로 판단되며, 이는 부채감축에 의한 금융비용의 축소, 설비투자의 감소 등에 의한 보수적 경영, 그리고 재벌기업 등 대기업을 중심으로 하는 수익성 개선 등에 의한 것으로 평가된다. 중위수를 기준으로 하면 현금비율은 2002년의 2.6%를 정점으로 전반적으로 상승하는 모습을 보여주고 있다.

내부자금조달을 나타내는 현금흐름은 외환위기 직후 급속한 경기회복과정이 진행되었던 1999년의 10.5%가 가장 높은 수준이었으며 2004년에는 8.3%까지 하락하고 있다. 자본지출의 수준은 외환위기의 극복과 경기회복과정을 경험한 2000년의 6.5%를 정점으로 그 이후는 하락하여 4%대 중반수준을 유지하고 있다. 2002~2004년중 이러한 설비투자 수준의 저하는 IT경기의 후퇴와 불확실성의 증대로 인한 보수적 경영기조의 확산에 기인한 것으로 풀이되고 있다. 한편, 현금수준 대비 자본지출의 비율을 보면 전기에는 120%~157% 수준을 유지하여 상대적으로 높은 설비투자수준을 보였으나 후기에는 93%~106%로 낮아져 설비투자가 거의 현금보유수준 이내로 이루어진 것을 보여주고 있다. 또한 현금흐름수준 대비 자본지출의 비율을 보면 외환위기 직후인 전기에는 53%~63% 수준을 유지하였으나, 경영전반의 불확실성이 확산된 후기에는 그 비율이 더욱 낮아져 42%~54% 수준으로 낮아졌다. 후기에 현금흐름수준대비 설비투자의 수준이 크게 하락하였음에도 불구하고 현금보유수준이 크게 증가하지 않은 것은 여유현금을 주로 단기차입금 등 차입금의 상황에 사용하였고, 특히 상장기업의 경우에는 차입금상환과 더불어 자사주매입과 배당금지급 등을 확대한 것에 기인하는 것으로 보인다.

<표 4>는 재벌기업과 단독기업, 상장기업과 비상장기업으로 구분하여 전체기간에 대하여 현금비율, 현금흐름, 자본지출의 관계를 정리한 것이다. 특히 여기서는 부분표본별로 상호간에 관련변수 간에 유의적인 차이가 있는가도 살펴보았다.

먼저 재벌기업의 현금비율은 단독기업에 비하여 낮은데, 이는 현금흐름이 단독 기업에 비하여 높고 자본지출은 낮은 수준이지만, 기간중 단기부채를 중심으로 부채를 순상환하였기 때문으로 보인다. 또 재벌기업은 단독 기업에 비하여 그룹내의 금융기관과 소속 계열사의 지원을 받을 수 있어 현금보유수준을 낮출 수 있다는 현실을 반영하는 것으로도 판단되고 있다. 한편, 상장기업의 현금비율은 비상장기업에 비하여 높는데 이는 기간중 자본지출수준이 상대적으로 낮은 반면 경영불확실성에 대비하여 주식과 채권 등의 발행을 통하여 자금조달을 확충하였기 때문으로 풀이된다.

<표 5>는 1회사당 현금보유액의 추이를 보여주고 있다. 1999년과 2004년을 비교하면, 전체기업의 경우는 43억 원에서 80억 원으로 2배 정도 증가하였고, 51대 기업집단의

경우에는 337억 원에서 761억 원으로 2.3배, 그리고 비중이 큰 4대 기업집단(삼성, LG, 현대차, SK)의 경우에는 554억 원에서 1,599억 원으로 3배 정도 증가하였다. 그러므로 최근 현금보유의 증가에 관한 논란은 현금비율보다는 재벌기업과 대기업을 중심으로 하는 현금보유수준의 급증에 대한 것임을 알 수 있다.

<표 4> 부분표본별 현금비율, 현금흐름, 자본지출의 차이분석

이 표는 전체표본, 재벌기업과 단독기업, 상장기업과 비상장기업 등의 부분표본에 대하여 현금비율(C), 현금흐름(CF), 자본지출(CEX)의 수준과 차이를 제시하고 있다. 현금비율(C)은 현금과 현금등가물/(자산총계-현금과 현금등가물)로, 현금흐름은 조정당기순이익/자산총계로, 자본지출은 유형·리스자산증감/자산총계로 측정되고 있다. 괄호안은 중위수이며, 전·후기간 평균의 차이에 대한 검정은 t-test로, 중위수의 차이에 대한 비모수검정은 Mann-Whitney test에 의한 것이다.

| 변 수       | 전 체          | 기업집단           |              |                      | 상장           |               |                      |
|-----------|--------------|----------------|--------------|----------------------|--------------|---------------|----------------------|
|           |              | 재벌             | 단독           | 차이                   | 상장           | 비상장           | 차이                   |
| C(%)      | 5.0<br>(2.4) | 4.0<br>(2.0)   | 5.1<br>(2.4) | 1.1***<br>(0.4)***   | 5.7<br>(3.1) | 4.7<br>(2.1)  | -1.0***<br>(-1.0)*** |
| CF(%)     | 9.7<br>(9.7) | 11.3<br>(10.1) | 9.6<br>(9.6) | -1.7***<br>(-0.5)*** | 8.9<br>(9.2) | 10.0<br>(9.9) | 1.1***<br>(0.7)***   |
| CEX(%)    | 5.1<br>(3.4) | 4.9<br>(3.6)   | 5.1<br>(3.4) | 0.2<br>(-0.2)        | 4.8<br>(3.4) | 5.3<br>(3.5)  | 0.5***<br>(0.1)*     |
| CEX/C(%)  | 102.0        | 122.5          | 100.0        |                      | 84.2         | 112.8         |                      |
| CEX/CF(%) | 52.6         | 43.4           | 53.1         |                      | 53.9         | 53.0          |                      |

주) \*\*\*, \*\*, \*는 평균과 중위수의 차이가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 나타냄.

<표 5> 1회사당 평균 현금 보유액 추이

이 표는 51대 기업집단에 속한 143개사, 4대 기업집단에 속한 44개사, 그리고 전체기업의 연도별 1사당 현금보유수준의 추이를 보여주고 있다.

|                | (단위 : 억 원) |      |      |       |       |       |
|----------------|------------|------|------|-------|-------|-------|
|                | 1999       | 2000 | 2001 | 2002  | 2003  | 2004  |
| 51대 기업집단(143사) | 337        | 346  | 411  | 491   | 766   | 761   |
| 4대 기업집단(44사)   | 554        | 524  | 942  | 1,242 | 1,898 | 1,599 |
| 전체기업(2,336사)   | 43         | 49   | 55   | 62    | 80    | 80    |

<표 4>에서 볼 때 재벌기업의 자산대비 현금보유수준의 비율은 단독기업에 비하여 낮은 것으로 나타나고 있다. 그렇다면 전체기업의 현금보유에서 재벌기업이 차지하는 비중은 얼마이며 그 추이는 어떠한가? <표 6>은 기간중 기복은 있으나 51대 기업집단은 47.6%에서 58.6%로, 4대 기업집단은 24.1%에서 37.9%로서 그 비중이 크게 증가하

고 있는 것을 볼 수 있다. 결국 최근 한국제조기업의 현금보유 증가는 4대 재벌을 중심으로 하는 51대 기업집단에 집중되어 있다고 해도 과언이 아니다.

<표 6> 기업집단의 현금보유비중 변동추이

이 표는 51대 기업집단 전체, 4대 기업집단 전체, 그리고 전체기업이 보유하는 연도별 현금보유 수준과 51대 기업집단과 4대 기업집단의 현금보유수준의 전체기업 현금보유수준에 대한 비중을 보여주고 있다.

(단위 : 억 원, %)

|             | 1999    | 2000    | 2001    | 2002    | 2003    | 2004    |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 51대 기업집단(A) | 48,169  | 49,432  | 58,779  | 70,236  | 109,537 | 108,829 |
| 4대 기업집단(B)  | 24,391  | 23,047  | 41,466  | 54,669  | 83,502  | 70,377  |
| 전체기업(C)     | 101,229 | 115,583 | 127,383 | 145,038 | 186,872 | 185,863 |
| A/C(%)      | 47.6    | 42.8    | 46.1    | 48.4    | 58.6    | 58.6    |
| B/C(%)      | 24.1    | 19.9    | 32.6    | 37.7    | 44.7    | 37.9    |

## 2. 목표조정모형과 순위모형 비교

<표 7>은 현금보유에 관한 절충이론의 목표조정모형과 순위이론의 순위모형을 검증하기 위한 회귀모형 (1)을 추정한 결과이다. 목표조정모형과 순위모형의 두 이론이 현실과 부합한다면, 전기의 현금비율과 목표현금비율의 차이인 목표현금비율 괴리도와 자금부족 변수에 대한 회귀계수 부호는 음(-)으로 유의적이어야 한다. <표 7>에서 목표조정모형의 목표현금비율은 두 가지로 설정되고 있다. 하나( $C_{Ait}^*$ )는 개별기업별로 전체기간에 대한 현금흐름비율의 평균을 구하여 이를 개별기업의 목표현금비율로 간주한 것이고, 다른 하나( $C_{Tit}^*$ )는 <표 10>의 절충이론 검증모형중 설명력이 가장 높은 회귀모형 (2)-10에 각 기업의 변수를 대입하여 구한 것을 목표현금비율로 상정한 것이다. 회귀모형은 자료가 패널데이터로 이루어져 있어 Eview의 Panel Least Squares(EGLS)로 추정하였으며, 회귀계수의 표준오차는 White(1980)에 따라 이분산성(heteroskedasticity)을 수정하여 추정되었다.

<표 7>의 추정결과는 목표현금비율의 계산방법과 관계없이 모든 경우 목표현금비율 괴리도에 대한 회귀계수는 부호가 음(-)으로 유의적으로 나와 목표조정모형은 타당성이 있는 것으로 판단되고 있다. 목표현금비율을 현금비율의 평균으로 사용한 모형 (1)-1의 경우 미국기업을 대상으로 한 Opler et al.(1999)과 비교하면 회귀계수의 크기와 유의수준은 약간 높게 나타나고 있으며, 목표현금비율을 현금비율의 결정요인을 추정한 (2)-10을 이용하여 구한 (1)-2의 경우는 회귀계수의 추정치가 -0.442로 훨씬 높게 나타

나고 있다. 순위모형을 추정한 (1)-3의 경우 기대와는 달리 회귀계수의 부호가 양(+)으로 나타났으며, 이는 자금부족기업일수록 오히려 현금비율을 높게 유지하고 있다는 것을 의미한다.

<표 7> 회귀모형 (1)의 추정결과

이 표는 회귀모형 (1)을 추정한 결과이다.

$$\begin{aligned} \Delta C_{it} &= C_{it} - C_{it-1} \\ &= \alpha + \beta_1(C_{it-1} - C_{it}^*) + \beta_2DEF_{it} + e_{it} \end{aligned}$$

단,  $C_{it}$ 와  $C_{it-1}$ 은 t기와 t-1기 말의 현금비율,  $C_{it}^*$ 는 t기 말의 목표현금비율,  $DEF_{it}$ 는 t기 중의 자금부족비율이다.  $C_{Ait}^*$ 는 개별기업의 기간중 현금비율의 평균이고,  $C_{Tit}^*$ 는 <표 10>의 추정모형 (2)-10에 각기업의 변수를 대입하여 구한 목표현금비율이다.  $C_{it-1} - C_{Ait}^*$ 과  $C_{it-1} - C_{Tit}^*$ 는 전기의 현금비율과 목표현금비율과의 차이이다. 회귀모형은 자료가 패널데이터이므로 Eview의 Panel Least Squares(EGLS)로 추정하였으며, 회귀계수의 표준오차는 White(1980)에 따라 이분산성(heteroskedasticity)을 수정하여 추정되었다.

|                        | 추정모형                  |                       |                    |                       |                       |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
|                        | (1)-1                 | (1)-2                 | (1)-3              | (1)-4                 | (1)-5                 |
| 상수항                    | -0.344***<br>(-10.07) | -0.143***<br>(-5.24)  | 0.008<br>(0.58)    | -0.343***<br>(-10.51) | -0.141***<br>(-5.56)  |
| $C_{it-1} - C_{Ait}^*$ | -0.348***<br>(-13.36) |                       |                    | -0.348***<br>(-13.58) |                       |
| $C_{it-1} - C_{Tit}^*$ |                       | -0.442***<br>(-13.11) |                    |                       | -0.442***<br>(-13.28) |
| $DEF_{it}$             |                       |                       | 0.002***<br>(2.79) | -0.001<br>(-1.11)     | -0.004**<br>(-2.15)   |
| N                      | 11,680                | 9,344                 | 11,680             | 11,680                | 9,344                 |
| Adj. R <sup>2</sup>    | 0.214                 | 0.278                 | 0.001              | 0.214                 | 0.275                 |
| F-statistic            | 3,173.02***           | 3,602.11**            | 8.21***            | 1,587.19***           | 1,775.83***           |

주) 괄호안은 t-statistic이며, \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 의미함.

이러한 추정결과는 Opler et al.(1999)의 연구결과와도 일치하지 않고 있으며 기업의 현금보유가 순위이론의 예측과도 다르다는 것을 나타낸다. 목표현금비율과리도와 자금부족변수를 모두 포함하여 추정한 모형 (1)-4에 포함된 자금부족변수의 회귀계수는 방향은 음(-)으로 바뀌었으나 유의성은 없으며, (1)-5의 경우에만 자금부족변수의 회귀계수는 부호가 음(-)으로 5%에서 유의적인 것으로 나타나고 있다.

그렇다면 추정모형 (1)-5의 경우 자금부족변수의 회귀계수의 부호가 음(-)으로 바뀐 것이  $C_{it-1} - C_{Tit}^*$ 와  $DEF$ 변수 간의 높은 상관관계 때문인가? 그러나 두 변수 간의 상관관계를 pearson 상관계수로 측정된 결과 -0.033으로 아주 낮게 나타나 다중공선성에 기

인한 것은 아닌 것으로 판단되었다. 이번에는 목표현금비율의 추정식이 추정모형 (1)-5에 포함됨으로써 회귀계수의 추정오차에 오류가 발생하여 이러한 결과가 나타난 것이 아닌가를 검토하였다. 이를 위하여 추정모형 (1)을 목표자본구조로의 부분조정모형을 검토한 Flannery and Rangan(2006)의 연구를 원용하여 모형 (1)-6과 같이 변경하였다. 모형 (1)-6은 추정모형 (1)의  $C_{it}-C_{it-1} = \alpha + \beta_1(C_{it-1}-C_{it}^*) + \beta_2DEF_{it} + e_{it}$ 와 목표현금비율의 추정식인  $C_{it}^* = \beta X_{it}$ 를 결합시킨 것이다.  $\beta$ 는 회귀계수 벡터이고,  $X_{it}$ 는 절충모형에서 현금보유의 편익과 비용을 나타내는 기업특성변수 벡터이다.

$$C_{it} = \alpha + (1+\beta_1)C_{it-1} - \beta_1\beta X_{it} + \beta_2DEF_{it} + e_{it} \tag{1-6}$$

모형 (1)-6에는 시차(Lag)를 지닌 종속변수가 설명변수에 포함되어 있어 1차 자기상관관계를 수정하기 위하여 AR(1)을 추가하여 추정하였다. 목표현금비율 추정식으로 <표 10>의 모형 (2)-10을 대입하여 추정한 결과는 다음과 같다(업종더미 및 AR(1)에 대한 회귀계수는 생략, 괄호안은 t-값).

$$\begin{aligned}
 C_{it} = & 2.260 + 0.690C_{it-1} - 0.091TFA_{it} + 0.033RDS_{it+1} - 0.002SGR_{it+1} + 0.026CF_{it-1} \\
 & (10.99) \quad (33.43) \quad (-6.94) \quad (5.58) \quad (-2.67) \quad (11.19) \\
 & + 0.017VCF_{it-1} - 0.013LEV_{it-1} + 0.045DIV_{it-1} - 0.016CEX_{it-1} - 0.031_{11}Cd_{it} \\
 & (4.19) \quad (-13.68) \quad (4.14) \quad (-7.67) \quad (-0.46) \\
 & + 0.293Ld_{it} + 0.001DEF_{it} \quad Adj. R^2 = 0.606, F\text{-statistic} = 491.37 \\
 & (5.81) \quad (0.35)
 \end{aligned}$$

위 추정결과에서 전기의 현금비율에 대한 회귀계수는 0.690이므로  $\beta_1$ 은 -0.310으로 추정모형 (1)-5의 회귀계수 -0.442보다는 낮으나 1%에서 유의적인 것으로 나타나고 있다. 그러나 자금부족변수의 회귀계수는 0.001, t-값은 0.35로서 자금부족변수는 현금비율에 유의적인 영향은 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다.<sup>12)</sup> 그러므로 이 기간중 현

12) 설명변수 TFA~Ld가 현금비율에 미치는 원래의 영향은 추정된 회귀계수를  $-\beta_1$  즉, 0.310으로 나누어 계산하면 되며, 성장기회(SGR)를 제외한 각 회귀계수의 부호와 유의수준은 추정모형 (2)-10과 유사한 것으로 나타나고 있다.

금비율의 변동을 설명함에 있어 순위모형보다는 목표조정모형이 더 적합한 것으로 판단된다.

### 3. 회귀분석결과

#### 1) 기술통계와 단일변량분석

<표 8>은 분석에 사용된 관련변수의 평균과 표준편차 등 기술통계를 제시하고 있다. 또 현금비율의 크기순으로 4등분한 4분위(quartile)의 순서대로 각 설명변수도 4분위로 정리하고, 각 4분위별로 평균과 중위수, 1사분위와 4사분위의 평균의 차이를 검정한 t-test의 결과, 그리고 현금비율과 각 설명변수간의 상관관계도 아울러 제시하고 있다.

먼저, 현금비율(C)의 전체평균은 5.0%나 1사분위의 평균은 0.3%, 4사분위의 평균은 14.4%로 그 격차가 상당히 크다는 것을 알 수 있다. 자산규모(S)는 현금비율의 4분위별로 명확한 차이는 없으나, 유형자산규모(TFA)는 현금비율의 분포와는 반대인 것으로 나타나고 있다. 투자기회(RDS) 및 성장기회(SGR), 현금흐름(CF) 및 그 변동성(VCF)은 현금비율이 높을수록 높은 것으로 나타나고 있다. 대체유동성(NWC)은 기대와는 달리 현금비율과 양(+)의 관계를 보여, 대체유동성은 현금을 대체하기보다는 오히려 보완하는 관계에 있음을 제시하고 있다. 부채비율(LEV)의 분포는 현금비율과 역의 관계라는 것과, 배당금지급(DIV)이 많은 기업은 예상과 달리 현금도 많이 보유하고 있다는 것도 보여주고 있다. 금융자산에 대한 투자지출(FEX)은 3사분위까지는 증가하다가 4사분위에서는 감소하고 있고, 자본지출(CEX)은 2사분위 부터 감소하는 등 이들 변수는 현금비율의 4분위와는 단조적(monotone) 관계가 아니라는 것을 알 수 있다. 순부채발행(NDI)은 평균과 중위수가 음(-)으로 나타나고 있는데 이는 기간중 현금비율이 높은 기업일수록 단기 부채를 중심으로 부채의 순상환을 했기 때문이며, 현금비율과는 역의 관계를 보이고 있다. 순주식발행(NEI)은 현금비율과 양(+)의 관계를 보여주고 있으며 그 관계가 순부채발행보다 강한 것으로 나타나고 있다. 재벌기업더미(Cd)는 재벌기업의 현금비율이 낮으며, 상장기업더미(Ld)는 상장기업의 현금비율이 높다는 것을 보여주고 있다.

한편, <표 8>의 맨 우측칸은 현금비율과 각 설명변수 간의 상관관계를 보여주고 있다. 기업규모(S), 성장기회(SGR), 투자지출(FEX), 자본지출(CEX)을 제외한 나머지 변수들은 4분위분석을 통하여 보여준 현금비율과의 관계를 상관관계에서도 그대로 보여주고 있다.

<표 8> 기술통계, 현금비율과 설명변수의 관련성 및 상관관계

이 표는 전체표본(14,016)에 대하여 각 변수에 대한 기술통계(평균과 표준편차), 전체표본을 현금비율의 크 기준으로 4등분한 후 각 분위별 현금비율의 평균과 중위수(괄호[ ]안), 현금비율의 분위별로 정리한 각 설명 변수의 평균과 중위수(괄호[ ]안), 그리고 pearson상관계수로 측정된 각 설명변수와 현금비율과의 단순상관 관계를 제시하고 있다. 현금비율과 설명변수의 관계에서 상단은 평균이고 하단은 중위수이다. C는 현금비율, S는 자산규모, TFA는 유형자산규모, RDS는 투자기회, SGR는 성장기회, CF는 현금흐름, VCF는 현금흐름의 변동성, NWC는 대체유동성, LEV는 부채비율, DIV는 배당금지급, FEX는 투자지출, CEX는 자본지출, NDI는 순부채발행, NEI는 순주식발행, Cd는 재벌기업더미, Ld는 상장기업더미이다.

| 변 수    | 기술통계 |          | 현금비율과 설명변수의 관계 |                |                |                |                            | 중속·설명<br>변수 간<br>상관관계 |
|--------|------|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------------------|-----------------------|
|        | 평 균  | 표준<br>편차 | 1사<br>분위       | 2사<br>분위       | 3사<br>분위       | 4사<br>분위       | t-통계량<br>(p-value)         |                       |
| C(%)   | 5.0  | 8.1      | 0.3<br>[0.3]   | 1.4<br>[1.4]   | 3.9<br>[3.8]   | 14.4<br>[10.5] | 70.86***<br>( $< 0.000$ )  | -                     |
| S      | 17.4 | 1.2      | 17.4<br>[17.0] | 17.4<br>[17.1] | 17.5<br>[17.2] | 17.5<br>[17.2] | 1.12<br>(0.261)            | 0.00                  |
| TFA    | 16.3 | 1.4      | 16.5<br>[16.2] | 16.4<br>[16.2] | 16.4<br>[16.1] | 16.1<br>[16.0] | -9.95***<br>( $< 0.000$ )  | -0.10***              |
| RDS(%) | 0.8  | 2.6      | 0.6<br>[0.02]  | 0.7<br>[0.06]  | 0.8<br>[0.07]  | 1.0<br>[0.12]  | 7.75***<br>( $< 0.000$ )   | 0.05***               |
| SGR(%) | 6.8  | 37.7     | 5.3<br>[5.3]   | 6.4<br>[5.6]   | 7.2<br>[6.3]   | 8.4<br>[7.2]   | 3.46***<br>(0.001)         | 0.02                  |
| CF(%)  | 9.7  | 9.2      | 7.8<br>[8.1]   | 9.2<br>[9.0]   | 10.0<br>[10.0] | 11.7<br>[11.5] | 17.75***<br>( $< 0.000$ )  | 0.11***               |
| VCF(%) | 5.2  | 5.5      | 5.3<br>[3.7]   | 5.2<br>[3.9]   | 5.0<br>[3.9]   | 5.4<br>[4.1]   | 0.928<br>(0.353)           | 0.05***               |
| NWC(%) | 0.9  | 24.4     | -7.9<br>[-7.4] | -0.4<br>[-0.0] | 4.0<br>[4.1]   | 7.8<br>[8.2]   | 27.83***<br>( $< 0.000$ )  | 0.11***               |
| LEV(%) | 32.2 | 20.9     | 40.3<br>[40.7] | 34.7<br>[34.5] | 30.7<br>[29.2] | 23.1<br>[20.0] | -36.36***<br>( $< 0.000$ ) | -0.23***              |
| DIV(%) | 0.7  | 2.2      | 0.4<br>[0.00]  | 0.6<br>[0.0]   | 0.6<br>[0.0]   | 1.0<br>[0.0]   | 12.33***<br>( $< 0.000$ )  | 0.10***               |
| FEX(%) | 0.8  | 5.9      | 0.7<br>[0.2]   | 0.9<br>[0.3]   | 1.0<br>[0.3]   | 0.7<br>[0.3]   | 0.07<br>(0.944)            | -0.03***              |
| CEX(%) | 5.1  | 9.2      | 5.1<br>[3.3]   | 5.5<br>[3.5]   | 5.1<br>[3.4]   | 4.8<br>[3.4]   | -1.16<br>(0.247)           | -0.04***              |
| NDI(%) | -0.6 | 12.8     | -0.0<br>[-0.2] | -0.5<br>[-0.5] | -0.9<br>[-0.6] | -0.9<br>[-0.5] | -2.95***<br>(0.003)        | -0.02**               |
| NEI(%) | 1.3  | 6.7      | 1.0<br>[0.0]   | 1.0<br>[0.0]   | 1.1<br>[0.0]   | 1.9<br>[0.0]   | 5.38***<br>( $< 0.000$ )   | 0.10***               |
| Cd     | 0.06 | 0.24     | 0.08<br>[0.00] | 0.05<br>[0.00] | 0.06<br>[0.00] | 0.05<br>[0.00] | -5.27***<br>( $< 0.000$ )  | -0.03***              |
| Ld     | 0.27 | 0.45     | 0.22<br>[0.00] | 0.25<br>[0.00] | 0.30<br>[0.00] | 0.33<br>[0.00] | 10.188***<br>( $< 0.000$ ) | 0.05***               |

주) \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 의미함.

## 2) 회귀분석결과

<표 9>~<표 11>은 현금비율을 종속변수로 하고 절충이론과 순위이론에서 제시한 현금비율의 결정요인을 설명변수로 하는 회귀모형 (2)와 식 (3)을 추정한 결과인데, 이들 회귀모형은 다음 세 가지 방법으로 추정하였다.

Cross-section LS는 표본기업별로 종속변수와 설명변수에 대하여 구한 6개년 간 평균치를 이용하여 횡단면 회귀분석을 실행한 것이며, 회귀계수의 표준오차는 White(1980)에 따라 이분산성(heteroskedasticity)을 수정한 분산에 기초하여 추정하였다. Panel EGLS는 패널자료를 GLS로 추정한 것으로 역시 회귀계수의 표준오차는 heteroskedasticity-consistent한 분산에 기초하여 추정되었다. Panel EGLS에서 이용된 표본수가 당초의 14,016개가 9,344개로 줄어든 것은 설명변수에 Lead 혹은 Lag의 시차를 주었기 때문이다. Censored(Tobit) LS는 종속변수인 현금비율이 음(-)의 값을 가질 수 없는 변수임을 감안하여 추정된 회귀모형으로서, 회귀계수의 표준오차는 Huber-White의 방식에 의한 강건공분산(robust covariance)에 기초하여 추정되었다.

<표 9>는 절충이론에서 제시된 회귀모형 (2)를 추정한 결과인데, 설명변수중 기업규모(S)와 유형자산규모(TFA), 대체유동성(NWC)과 부채비율(LEV)은 상호간의 높은 상관관계로 인하여 별도로 회귀모형에 포함시켰다.<sup>13)</sup>

한편, <표 10>은 절충이론을 검정하기 위한 회귀모형 (2)에 9개의 업종더미변수를 추가하여 추정한 결과이다. <표 11>은 순위이론에서 제시된 회귀모형 (3)을 추정한 결과인데, 업종더미변수를 추가하여 추정한 결과도 아울러 제시되고 있다.

추정된 결과를 보면 각 설명변수별 회귀계수의 부호 및 유의수준은 <표 9>~<표 11>을 통하여 크게 차이나지는 않는 것으로 나타나 있다. 여기서는 Panel EGLS에 의하여 추정된 결과를 중심으로 정리하기로 한다. 먼저 자산규모(S)는 절충이론이나 순위이론의 예상과 달리 현금보유수준에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 이는 Opler et al.(1999), D'Mello et al.(2005), 공재식(2006) 등 현금보유수준에 음(-)의 유의적인 영향을 미치는 기존의 연구결과와는 일치하지 않고 있다.

그러나 자산규모변수와 아주 높은 상관관계를 갖으며 기업의 담보자산의 가치를 잘 반영하고 있는 유형자산규모(TFA)는 절충이론의 예상대로 현금보유수준에 음(-)의 유

13) 기업규모와 유형자산규모간에 (+)0.89, 부채비율과 순운전자본간에 (-)0.58의 높은 상관계수를 나타내었고, 나머지 변수 간의 상관계수는 대부분 0.01~0.20에 들어 있어 다중공선성문제의 가능성은 낮은 것으로 판단된다.

< 표 9 > 회귀모형 (2)의 추정결과(업종더미 불포함)

이 표는 회귀모형 (2)를 추정한 결과이다.

$$C_{it} = \alpha + \beta_1 S_{it} + \beta_2 TFA_{it} + \beta_3 RDS_{it-1} + \beta_4 SGR_{it-1} + \beta_5 CF_{it-1} + \beta_6 VCF_{it-1} + \beta_7 NWC_{it-1} + \beta_8 LEV_{it-1} + \beta_9 DIV_{it-1} + \beta_{10} CEX_{it-1} + \beta_{11} Cd_{it} + \beta_{12} Ld_{it} + \epsilon_{it}$$

단, C는 현금비율, S는 자산규모, TFA는 유형자산규모, RDS는 투자기회, SGR는 성장기회, CF는 현금흐름, VCF는 현금흐름의 변동성, NWC는 대체유동성, LEV는 부채비율, DIV는 배당금지급, CEX는 자본지출, Cd는 채별기업더미, Ld는 상장기업더미이다. 각 추정 모형에서 자산규모와 유형자산규모간에는 상관관계가 높아 두 변수는 별도로 포함시켰다. 그리고 회귀계수의 표준오차는 White(1980)에 따라 이분산성(heteroskedasticity)을 수정하여 추정되었다.

|                     | Cross-section LS    |                      | Panel EGLS           |                       | Censored(Tobit) LS   |                       |
|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                     | (2)-1               | (2)-2                | (2)-3                | (2)-4                 | (2)-5                | (2)-6                 |
| 상수항                 | 5.240***<br>(2.59)  | 16.447***<br>(9.21)  | 2.300***<br>(5.44)   | 11.746***<br>(51.70)  | 2.642*<br>(1.87)     | 15.979***<br>(12.98)  |
| S                   | -0.136<br>(-1.15)   |                      | 0.018<br>(0.67)      |                       | 0.048<br>(0.549)     |                       |
| TFA                 |                     | -0.657***<br>(-6.19) |                      | -0.455***<br>(-29.48) |                      | -0.633***<br>(-8.82)  |
| RDS                 | 0.248**<br>(2.38)   | 0.207**<br>(2.07)    | 0.088***<br>(5.13)   | 0.086***<br>(4.63)    | 0.091*<br>(1.82)     | 0.079*<br>(1.74)      |
| SGR                 | 0.014<br>(1.53)     | 0.022**<br>(2.53)    | 0.001<br>(0.88)      | 0.001<br>(1.22)       | 0.002<br>(0.61)      | 0.001<br>(0.27)       |
| CF                  | 0.120***<br>(3.87)  | 0.074**<br>(2.55)    | 0.068***<br>(18.77)  | 0.054***<br>(23.97)   | 0.103***<br>(6.57)   | 0.077***<br>(5.08)    |
| VCF                 | 0.110***<br>(3.54)  | 0.108***<br>(3.46)   | 0.038***<br>(12.43)  | 0.021***<br>(17.04)   | 0.061***<br>(2.95)   | 0.064***<br>(3.17)    |
| NWC                 | 0.043***<br>(5.80)  |                      | 0.031***<br>(12.22)  |                       | 0.036***<br>(6.98)   |                       |
| LEV                 |                     | -0.080**<br>(-9.71)  |                      | -0.047***<br>(-23.94) |                      | -0.065***<br>(-11.58) |
| DIV                 | 0.372**<br>(2.19)   | 0.270<br>(1.63)      | 0.179***<br>(6.78)   | 0.169***<br>(7.97)    | 0.181**<br>(2.22)    | 0.128*<br>(1.78)      |
| CEX                 | -0.054**<br>(-2.07) | -0.034<br>(-1.51)    | -0.015***<br>(-3.53) | -0.012***<br>(-3.45)  | -0.031***<br>(-3.45) | -0.022***<br>(-2.73)  |
| Cd                  | -1.020**<br>(-2.42) | -0.054<br>(-0.12)    | -0.768***<br>(-5.56) | -0.060<br>(-0.58)     | -1.315***<br>(-4.03) | 0.113<br>(0.35)       |
| Ld                  | 0.608**<br>(2.00)   | 1.002***<br>(3.63)   | 0.633***<br>(6.26)   | 1.125***<br>(14.84)   | 0.645***<br>(2.83)   | 1.344***<br>(6.60)    |
| 업종더미                | NO                  | NO                   | NO                   | NO                    | NO                   | NO                    |
| N                   | 2,336               | 2,336                | 9,344                | 9,344                 | 9,344                | 9,344                 |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.101               | 0.155                | 0.178                | 0.264                 | -                    | -                     |
| F-statistic         | 27.34***            | 43.86***             | 203.03***            | 335.67***             | 38.21***             | 64.89***              |

주) 괄호안은 t-statistic(Cross-section LS 및 Panel EGLS) 및 z-statistic(Censored(Tobit) LS)이며, \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 의미함.

의적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 그러므로 단순한 자산규모보다는 필요시 담보로 제공될 수 있는 유형자산규모가 한국 제조기업의 현금보유수준의 변동을 잘 설명하고 있다는 해석이 가능하다.

기업의 투자기회를 측정하는 RDS는 현금보유수준에 양(+)의 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며, 이는 절충이론의 예상과는 일치하나 순위이론의 예상과는 다른 결과이다. 이러한 추정결과는 Opler et al.(1999), Bates et al.(2006)을 비롯한 미국 기업을 대상으로 한 연구와 일본기업을 대상으로 한 Pinkowitz and Williamson(2001), 45개국 기업을 대상으로 한 Dittmar et al.(2003)의 연구와도 일치한다. 한편, 매출증가율로 측정된 성장기회(SGR)는 회귀계수의 부호는 절충모형에서는 양(+), 순위모형에서는 대체로 음(-)으로 나타났으나 유의성은 없는 것으로 나타났는데, 이는 기업의 미래 성장성이 경기변동 등 예측하기 어려운 요인에 의하여 좌우되는 경우가 많아 매출증가를 예상하여 미리 현금보유수준을 조절하려는 기업은 드물기 때문으로 풀이된다.

현금흐름(CF)이 양호한 기업은 현금보유수준이 높은 것으로 나타났으며 이는 기존의 주요 연구의 결과와 일치하고 있다. 이러한 추정결과는 순위이론의 기대와 일치하고 있는데, 회귀계수와 유의수준의 크기도 순위이론을 검정한 회귀모형 (3)의 추정결과에서 훨씬 높았다.

현금흐름의 변동성(VCF)이 높은 기업일수록 현금보유수준도 높게 유지하는 것으로 나타났으며 이는 절충이론의 예상과 부합하고 있다. 이는 현금흐름에 관한 불확실성이 높은 기업일수록 현금보유비율을 높인다는 것으로 Kim 등(1998)의 결과와도 일치하고 있다.

대체유동성(NWC)이 높은 기업은 절충이론의 예상과는 반대로 오히려 현금비율이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 Opler et al.(1999), D'Mello et al.(2005), Bates et al.(2007)의 추정결과와도 일치하지 않고 있으나, 공재식(2006)의 외환 위기 이후 기간 제조기업을 대상으로 분석한 결과와는 일치하고 있다. 이는 의외의 결과로서 한국기업의 경우 순운전자본에 포함된 재고자산이나 매출채권의 비중이 높은 반면 현금으로의 회수기간은 길어 운전자금소요가 높고 이에 대비하여 현금비율을 높게 유지하고 있는 것으로 판단된다.

부채비율(LEV)이 높은 기업은 현금비율이 낮은 것으로 나타났으며, 이는 절충이론의 예상과 부합하고 있다. 이러한 결과는 Kim et al.(1998), Opler et al.(1999), D'Mello et al.(2005), Bates et al.(2007)과 같은 미국기업을 분석한 연구결과, 그리고 1999~2004년 기간의 상장기업을 대상으로 한 이영주, 박현수(2005)의 연구결과와는 일치하고

<표 10> 회귀모형 (2)의 추정결과(업종더미 포함)

이 표는 업종더미를 포함하여 회귀모형 (2)를 추정한 결과이다.

$$C_{it} = \alpha + \beta_1 S_{it} + \beta_2 TFA_{it} + \beta_3 RDS_{it-1} + \beta_4 SGR_{it-1} + \beta_5 CF_{it-1} + \beta_6 VCF_{it-1} + \beta_7 NWC_{it-1} + \beta_8 LEV_{it-1} + \beta_9 DIV_{it-1} + \beta_{10} CEX_{it-1} + \beta_{11} Cd_{it} + \beta_{12} Ld_{it} + e_{it}$$

단, C는 현금비율, S는 자산규모, TFA는 유형자산규모, RDS는 투자기회, SGR는 성장기회, CF는 현금흐름, VCF는 현금흐름의 변동성, NWC는 대체유동성, LEV는 부채비율, DIV는 배당금지급, CEX는 자본지출, Cd는 재벌기업더미, Ld는 상장기업더미이다. 각 추정 모형에서 자산규모와 유형자산규모간에는 상관관계가 높아 두 변수는 별도로 포함시켰다. 그리고 회귀계수의 표준오차는 White(1980)에 따라 이분산성(heteroskedasticity)을 수정하여 추정되었다.

|                     | Cross-section LS    |                      | Panel EGLS           |                       | Censored(Tobit) LS   |                       |
|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                     | (2)-7               | (2)-8                | (2)-9                | (2)-10                | (2)-11               | (2)-12                |
| 상수항                 | 4.828**<br>(2.33)   | 15.544***<br>(8.40)  | 2.584***<br>(4.98)   | 11.781***<br>(47.90)  | 2.264<br>(1.56)      | 15.309***<br>(12.25)  |
| S                   | -0.166<br>(-1.37)   |                      | -0.012<br>(-0.40)    |                       | 0.016<br>(0.20)      |                       |
| TFA                 |                     | -0.685***<br>(-6.10) |                      | -0.507***<br>(-31.71) |                      | -0.675***<br>(-9.16)  |
| RDS                 | 0.206**<br>(2.04)   | 0.182*<br>(1.84)     | 0.068***<br>(3.68)   | 0.069***<br>(4.00)    | 0.072<br>(1.63)      | 0.066<br>(1.59)       |
| SGR                 | 0.013<br>(1.41)     | 0.022**<br>(2.54)    | 0.001<br>(0.65)      | 0.001<br>(0.60)       | 0.001<br>(0.37)      | 0.000<br>(0.09)       |
| CF                  | 0.118***<br>(3.88)  | 0.073***<br>(2.61)   | 0.067***<br>(21.13)  | 0.051***<br>(21.39)   | 0.101***<br>(6.46)   | 0.075***<br>(5.03)    |
| VCF                 | 0.103***<br>(3.35)  | 0.102***<br>(3.31)   | 0.021***<br>(7.28)   | 0.026***<br>(13.22)   | 0.058***<br>(2.74)   | 0.061***<br>(2.94)    |
| NWC                 | 0.046***<br>(6.06)  |                      | 0.034***<br>(14.84)  |                       | 0.039***<br>(7.29)   |                       |
| LEV                 |                     | -0.081***<br>(-9.94) |                      | -0.046***<br>(-27.34) |                      | -0.065***<br>(-11.66) |
| DIV                 | 0.372**<br>(2.19)   | 0.261<br>(1.59)      | 0.185***<br>(7.21)   | 0.155***<br>(4.96)    | 0.182**<br>(2.26)    | 0.128*<br>(1.80)      |
| CEX                 | -0.063**<br>(-2.44) | -0.041*<br>(-1.85)   | -0.018***<br>(-4.30) | -0.015***<br>(-3.66)  | -0.034***<br>(-3.90) | -0.026***<br>(-3.17)  |
| Cd                  | -0.937**<br>(-2.20) | -0.030<br>(-0.07)    | -0.765***<br>(-5.35) | -0.037<br>(-0.48)     | -1.258***<br>(-3.82) | 0.149<br>(0.46)       |
| Ld                  | 0.556*<br>(1.82)    | 0.956***<br>(3.44)   | 0.592***<br>(6.42)   | 1.177***<br>(19.55)   | 0.601***<br>(2.62)   | 1.331***<br>(6.49)    |
| 업종더미                | YES                 | YES                  | YES                  | YES                   | YES                  | YES                   |
| N                   | 2,336               | 2,336                | 9,344                | 9,344                 | 9,344                | 9,344                 |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.113               | 0.165                | 0.226                | 0.312                 | -                    | -                     |
| F-statistic         | 16.67***            | 25.28***             | 144.82***            | 224.49***             | 36.68***             | 64.05***              |

주) 괄호안은 t-statistic(Cross-section LS 및 Panel EGLS) 및 z-statistic(Censored(Tobit) LS)이며, \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 의미함.

있지만, 1998~2004년 기간의 상장 제조기업을 대상으로 한 공재식(2006)의 연구결과와 다르다.

배당금지급(DIV)이 높은 기업은 오히려 현금비율이 높은 것으로 나타났는데, 이는 절충이론이나 순위이론의 예상과 부합하지 않는다. 이러한 추정결과는 미국기업을 대상으로 한 Opler et al.(1999) 및 Bates et al.(2006)의 결과와는 상반되나, 일본기업과 독일기업을 대상으로 한 Pinkowitz and Williamson(2001)의 결과 및 한국기업을 대상으로 한 공재식(2006)의 결과와는 일치한다. 배당금을 지급하는 기업의 현금비율이 높은 것은 결산기 이후 3개월 이내에 열리는 주주총회의 배당률확정과 그로부터 대개 1개월 이내의 배당금지급에 대비하여 상당한 현금을 미리 확보하여 두기 때문으로 해석된다.

계열사투자 등 금융자산에 대한 투자지출(FEX)이 높은 기업은 순위이론의 예상대로 현금비율이 낮은 것으로 나타났다. 자본지출(CEX)이 높은 기업 역시 순위이론의 예상대로 현금보유비율이 낮은 것으로 나타났으며, 이는 Bates et al.(2006)의 미국기업을 대상으로 추정한 결과, Pinkowitz and Williamson(2001)의 일본과 독일기업을 대상으로 추정한 결과, 한국기업을 대상으로 한 공재식(2006)의 결과와 일치한다.

한편, 증권발행에 의한 외부자금조달을 나타내는 순주식발행(NEI) 및 순부채발행(NDI)은 Bates et al.(2006)의 연구에서와 마찬가지로 현금비율에 양(+)의 유의적인 영향을 미치는 것으로 나왔으며, 이는 순위이론의 예측과 부합하고 있다.

재별기업더미(Cd)는 절충이론의 예상과 같이 음(-)으로 유의적으로 나왔으며 이는 재별기업의 현금비율이 단독기업보다 낮은 것을 의미한다. 상장기업더미(Ld)의 경우 절충이론이나 순위이론의 예상과 같이 양(+)으로 유의적으로 나타나 상장기업의 현금보유수준이 비상장기업보다 더 높다는 것을 보여주고 있는데, 이는 이들 기업이 주식시장 및 채권시장에서 증권발행을 통하여 현금을 확보하여 두고 미래의 불확실성에 대비하였기 때문으로 풀이된다.

이상과 같은 회귀분석의 결과를 놓고 볼 때 절충이론과 순위이론중 어느 이론이 한국제조기업의 현금보유를 더 잘 설명하는 것일까? 우선 <표 1>에 제시된 현금비율 결정요인별 회귀계수의 기대부호와 업종더미를 포함하여 추정한 결과인 추정모형 (2)-9 및 (2)-10과 추정모형 (3)-4를 상호 비교하여 보면 다음과 같다. 절충이론을 검증한 추정모형 (2)-9 및 (2)-10의 추정결과, 유형자산규모(TFA), 투자기회(RDS), 현금흐름의 변동성(VCF), 부채비율(LEV), 재별기업더미(Cd), 상장기업더미(Ld) 등 6개 변수는 회귀계수가 기대된 부호와 유의성을 지녔으나, 자산규모(S), 성장기회(SGR), 현금흐름(CF), 배당금지급(DIV), 자본지출(CEX) 등 6개 변수는 회귀계수가 기대와 다른 부호를

<표 11> 회귀모형 (3)의 추정결과

이 표는 업종더미를 포함하지 않거나 포함하여 회귀모형 (3)을 추정한 결과이다.

$$C_{it} = \alpha + \beta_1 S_{it} + \beta_2 RDS_{it-1} + \beta_3 SGR_{it+1} + \beta_4 CF_{it-1} + \beta_5 DIV_{it-1} + \beta_6 FEX_{it-1} + \beta_7 CEX_{it-1} + \beta_8 NDI_{it-1} + \beta_9 NEI_{it-1} + \beta_{10} Cd_{it} + \beta_{11} Ld_{it} + e_{it}$$

단, C는 현금비율, S는 자산규모, RDS는 투자기회, SGR는 성장기회, CF는 현금흐름, DIV는 배당금지급, FEX는 투자지출, CEX는 자본지출, NDI는 순부채발행, NEI는 순주식발행, Cd는 재별기업더미, Ld는 상장기업더미이다. 회귀계수의 표준오차는 White (1980)에 따라 이분산성(heteroskedasticity)을 수정하여 추정되었다.

|                     | Cross-section LS     |                      | Panel EGLS            |                       | Censored(Tobit) LS   |                      |
|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                     | (3)-1                | (3)-2                | (3)-3                 | (3)-4                 | (3)-5                | (3)-6                |
| 상수항                 | 4.799**<br>(2.30)    | 4.001*<br>(1.85)     | 2.639***<br>(5.73)    | 2.526***<br>(4.24)    | 3.248**<br>(2.26)    | 2.547*<br>(1.74)     |
| S                   | -0.110<br>(-0.91)    | -0.126<br>(-1.00)    | -0.008<br>(-0.32)     | -0.035<br>(-1.04)     | 0.013<br>(0.16)      | -0.005<br>(-0.06)    |
| RDS                 | 0.240**<br>(2.19)    | 0.194*<br>(1.87)     | 0.094***<br>(3.90)    | 0.068***<br>(2.88)    | 0.092<br>(1.49)      | 0.068<br>(1.32)      |
| SGR                 | 0.013<br>(1.41)      | 0.012<br>(1.30)      | -0.001<br>(-0.30)     | -0.001<br>(-0.83)     | -0.001<br>(-0.20)    | -0.001<br>(-0.23)    |
| CF                  | 0.199***<br>(5.79)   | 0.206***<br>(5.97)   | 0.112***<br>(30.92)   | 0.109***<br>(32.01)   | 0.146***<br>(8.84)   | 0.145***<br>(8.92)   |
| DIV                 | 0.420**<br>(2.48)    | 0.412**<br>(2.45)    | 0.242***<br>(7.96)    | 0.207***<br>(7.90)    | 0.202**<br>(2.26)    | 0.202**<br>(2.31)    |
| FEX                 | -0.080<br>(-1.35)    | -0.096<br>(-1.61)    | -0.033***<br>(-10.30) | -0.033***<br>(-16.70) | -0.050***<br>(-3.61) | -0.052***<br>(-3.73) |
| CEX                 | -0.136***<br>(-3.65) | -0.146***<br>(-3.82) | -0.044***<br>(-8.79)  | -0.048***<br>(-8.61)  | -0.069***<br>(-5.75) | -0.073***<br>(-6.06) |
| NDI                 | 0.010<br>(0.25)      | 0.016<br>(0.41)      | 0.020***<br>(5.09)    | 0.022***<br>(6.48)    | 0.032***<br>(3.74)   | 0.031***<br>(3.74)   |
| NEI                 | 0.249***<br>(4.96)   | 0.236***<br>(4.68)   | 0.047***<br>(32.85)   | 0.042***<br>(24.06)   | 0.071***<br>(4.22)   | 0.065***<br>(3.95)   |
| Cd                  | -1.480***<br>(-3.53) | -1.459***<br>(-3.43) | -1.047***<br>(-7.36)  | -1.000***<br>(-6.48)  | -1.511***<br>(-4.64) | -1.522***<br>(-4.64) |
| Ld                  | 0.654**<br>(2.18)    | 0.656**<br>(2.11)    | 0.892***<br>(10.97)   | 1.029***<br>(16.37)   | 1.058***<br>(4.62)   | 1.003***<br>(4.39)   |
| 업종더미                | NO                   | YES                  | NO                    | YES                   | NO                   | YES                  |
| N                   | 2,336                | 2,336                | 9,344                 | 9,344                 | 9,344                | 9,344                |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.088                | 0.098                | 0.113                 | 0.153                 | -                    | -                    |
| F-statistic         | 21.36***             | 13.66***             | 109.43***             | 85.59***              | 28.07***             | 18.56***             |

주) 괄호안은 t-statistic(Cross-section LS 및 Panel EGLS) 및 z-statistic(Censored(Tobit) LS)이며, \*\*\*, \*\*, \*는 회귀계수가 1%, 5%, 10%에서 각각 유의적임을 의미함.

지거나 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그리고 순위이론을 검증한 추정모형 (3)-4의 경우, 현금흐름, 투자지출(FEX), 자본지출, 순부채발행(NDI), 순주식발행(NEI), 상장기업더미 등 6개 변수는 회귀계수가 기대된 부호와 유의성을 지녔으나, 자산규모, 투자기회, 성장기회, 배당금지급, 재벌기업더미 등 5개변수는 회귀계수가 기대와 다른 부호가 나오거나 유의성이 없었다. 그러므로 추정된 회귀계수의 부호와 유의성을 기준으로 하면 두 이론의 현실설명력에 큰 차이는 없는 것으로 나타나고 있다고 판단된다.

한편, 각 이론에서 제시된 설명변수가 종속변수인 현금비율의 변동을 얼마나 설명하는가를 보여주는 결정계수(Adj.  $R^2$ )는 절충모형의 경우가 순위모형의 경우보다 높다. 그리고 추정된 회귀모형의 적합도를 보여주는 F-statistic도 전체적으로 절충모형의 경우가 더 높다.

결론적으로 목표조정모형과 순위모형의 타당성을 비교한 회귀모형 (1)의 추정결과와 종합하여 보면 순위이론보다는 절충이론이 한국 제조기업의 현금보유수준을 더 잘 설명하는 이론이라는 결론이 가능하다. 그러나 순위이론의 경우에도 현금흐름, 투자지출, 자본지출, 순주식발행 등의 변수는 현금비율에 대한 설명력이 높은 것으로 제시되고 있다. 그러므로 현금비율의 변동에 대한 설명력이 높은 회귀모형을 구성하기 위해서는 두 이론에서 제시된 설명변수를 포함하여야 함은 두말할 나위가 없다.

## V. 요약 및 결론

본 연구에서는 1999~2004년 기간중 14,016개의 한국제조기업 표본(패널자료)을 이용하여 현금비율의 변화와 그 결정요인을 분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 현금비율, 현금흐름, 자본지출의 기간중 변화와 관계를 분석하였다. 이 기간중 평균 현금비율은 1999년 말의 4.7%로부터 2004년 말의 5.2%로 상승하였으며, 2000년 말에는 5.3%에 달한 바 있다. 1개사당 평균 현금보유액은 1999년 말의 43억 원에서 2004년 말에는 80억 원으로 2배 정도 상승하였으며, 4대 기업집단에 속하는 재벌기업의 경우에는 554억 원에서 1,599억 원으로 3배 정도 상승하였다.또 전체 현금보유액중 51대 기업집단이 차지하는 비중은 1999년의 47.6%에서 2004년에는 58.6%로 상승하여 재벌기업의 현금보유 집중도가 최근 들어 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 한편, 현금비율 및 현금흐름 대비 자본지출의 비율은 전기에는 120.8% 및 56.4%에 달하였으나 후기에는 86.5% 및 48.8%로 각각 하락함으로써 현금보유수준이나 현금흐름에 비하여 시설투자가 위축되고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 현금보유에 관한 목표조정모형과 순위모형을 검증하기 위한 회귀식을 추정한 결과, 목표현금비율 괴리도의 회귀계수 부호는 예상대로 음(-)으로 높은 유의수준을 나타냈으나, 자금부족 변수의 회귀계수 부호는 일부모형을 제외하고는 순위모형의 예상과는 다르게 양(+)으로 나타났다. 그러므로 이 기간중 한국제조기업의 현금비율의 변동을 설명함에 있어 순위모형보다는 목표조정모형이 더 적합한 것으로 판단되고 있다.

셋째, 현금비율의 크기순으로 4등분한 4분위별로 설명변수의 관계를 분석한 단일변량분석의 결과 투자기회, 성장기회, 현금흐름, 현금흐름의 변동성, 대체유동성, 배당금지급, 순주식발행, 상장기업더미 등의 변수는 현금비율과 단조적인 양(+)의 관계로 갖는 것으로 나타났고, 유형자산규모, 부채비율 등은 단조적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 자산규모, 투자지출, 자본지출, 순부채발행, 재벌기업더미 등은 단조적인 관련성은 없는 것으로 제시되었다.

넷째, 현금비율을 종속변수로 하고 기업특성변수를 설명변수로 한 회귀모형을 추정한 결과 유형자산규모, 투자기회, 현금흐름의 변동성, 부채비율, 재벌기업더미, 상장기업더미 등은 절충이론에 따른 유의적인 설명력을 보였고, 현금흐름, 투자지출, 자본지출, 순부채발행, 순주식발행, 상장기업더미 등은 순위이론에 따른 유의적인 설명력을 보였다. 한편, 결정계수나 회귀모형의 적합도를 보여주는 F-statistic 등의 통계량으로 미루어 볼 때 절충이론에서 제시된 변수들이 현금비율의 변동을 더 잘 설명하는 것으로 나타났다.

## 참 고 문 헌

- 강태수, 서유정, “최근의 기업투자와 현금흐름간 관계분석”, 금융경제연구, 제245호, 2006.
- 공재식, “우리나라 기업의 현금보유수요 결정요인에 관한 연구”, 재무연구, 제19권, 2006, 1-40.
- 이영주, 박현수, “기업 현금보유수준의 진단 및 시사점”, Issue Paper, 삼성경제연구소, 2005.
- Armeida, H., M. Campello, and M. Weibach, “Corporate Demand for Liquidity,” *Working Paper*, New York University, 2002.
- Bates, T. W., K. M. Kahle, and R. M. Stulz, “Why Do U. S. Firms So Much More Cash Than They Used to?,” *NBER Working Paper*, #12534, September 2006.
- D’Mello, R., S. Krishnaswami, P. J. Larkin, “An Analysis of the Corporate Cash Holding Decision,” *Working Paper*, November 2005.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes, “International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, (March 2003), 111-133.
- Ferreira, M. A. and A. S. Vilerá, “Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries,” *European Financial Management*, 10, (2004), 295-319.
- Flannery, M. J. and K. P. Rangan, “Partial Adjustment toward Target Capital Structures,” *Journal of Financial Economics*, 79, (2006), 469-506.
- Ginglinger, E. and K. Saddour, “Cash Holding, Corporate Governance and Financial Constraints,” *Working Paper*, January 2007.
- Kim, C. S., D. C. Mauer, and A. E. Sherman, “The Determinants of Corporate Liquidity : Theory and Evidence,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, (September 1998), 335-359.
- Love, I., “Financial Development and Financing Constraints : International Evidence from the Structural Investment Model,” *Review of Financial Studies*, 16, (2003), 765-791.
- Mikkelson, W. H. and M. M. Parch, “Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance?,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, (June 2003), 275-294.

- Myers, S., "Capital Structure Puzzle," *Journal of Finance*, 39, (July 1984), 575-592.
- Myers, S. and N. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, (June 1984), 187-221.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stultz, and R. Williamson, "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, 52, (March 1999), 3-46.
- Pinkowitz, L. and R. Williamson, "Bank Power and Cash Holdings : Evidence from Japan," *Review of Financial Studies*, 14, (October 2001), 1059-1082.
- Shyam-Sunders, L. and S. C. Myers, "Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 51, (June 1999), 219-244.
- White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, (1980), 817-838.

# The Changes and Determinants of Cash Holdings of Korean Manufacturing Firms

Dong-Ryung Shin\*

〈abstract〉

This study examines the changes and determinants of cash to assets ratios(cash ratios) by analyzing 14,016 Korean manufacturing firms sample for the period of 1999~2004. The major findings can be summarized as follows. First, the average cash ratios for Korean manufacturing firms have increased from 4.7 percent of 1999 to 5.2 percent of 2004. In addition, the average cash holdings per firm also have increased from 4.3 billion Won to 8.0 billion Won during the same period. However, the capital expenditures relative to cash ratios or operating cash flow have decreased significantly, confirming the notion that physical investment of Korean manufacturing sector has been shrinking recently. Second, in regression tests with panel data, the coefficients of target adjustment variables show the expected negative signs, but coefficients of the deficit of fund variables show the unexpected positive signs. Thus, the evidence seems to be supportive of static tradeoff model of cash holdings. Third, in regression tests to find the determinants of cash ratios, most of the variables show similar results as the previous studies. However, in terms of adjusted coefficient of determination and F-statistic, the firm-characteristic variables suggested by static trade-off theory have more explanatory power than the variables suggested by pecking order theory.

Keywords : Cash to Asset Ratios, Static Tradeoff Theory, Pecking Order Theory, Determinants of Cash to Asset Ratios

---

\* Professor, Department of Management, Dankook University