

기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향*

신민식(주저자)
경북대학교 경영학부 교수
(msshin@knu.ac.kr)
김수은(교신저자)
상명대학교 금융보험학부 조교수
(sekim@smu.ac.kr)

본 연구는 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향을 실증분석 하였으며, 주요한 분석 결과는 다음과 같다.

한국 기업의 현금보유는 선행연구와 마찬가지로 상충이론으로 가장 잘 설명된다. 기업의 현금보유는 수익성, 성장성, 투자활동으로 인한 현금흐름 및 재무활동으로 인한 현금흐름과 양(+)의 관계가 있고, 자본지출, 순운전자본, 재무적자, 레버리지 및 기업규모와 음(-)의 관계가 있다. 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락하고, 기존의 현금보유 비율이 높거나 레버리지 비율이 높을 경우에는 현금의 한계가치가 더 크게 하락한다. 그리고 초과현금의 보유기간에 따라, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락한다. 즉, 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치는 더 크게 하락한다. 나아가, 시장, 산업, 규모 및 MTB 비율을 벤치마크 기준으로 사용하여 벤치마크 수익률과 주식초과수익률을 다른 방법으로 측정하여 추가분석을 실시하였으나, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 하락하고, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 초과현금 보유기간이 길어짐에 따라 현금의 한계가치가 더 하락한다.

결론적으로, 기업의 초과현금 보유는 현금의 한계가치 하락을 통하여 주주가치를 훼손시키는 역할을 한다고 할 수 있다. 이러한 결과는 자본시장이 초과현금 보유기업을 규율한다는 의미를 가지며, 초과현금의 보유기간이 길어지면 길어질수록 더 엄하게 규율한다는 주장과도 일치한다. 다시 말해, 초과현금의 보유기간은 그 보유수준보다 주주가치 훼손에 더 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이러한 결과는 기업이 초과현금을 필요 이상으로 과다하게 보유하지 않도록 그 보유수준을 적정하게 관리하고, 초과현금의 보유기간이 지나치게 길어지지 않도록 그 보유기간을 적정하게 관리함으로써 주주가치를 보존할 수 있음을 시사한다. 나아가, 이러한 결과는 2008년 미국 금융위기와 2011년 유럽 재정위기 이후 기업 현실에서 현금보유의 중요성을 지나치게 강조한 나머지, 초과현금을 과다하게 보유하면 현금의 한계가치 하락을 통하여 오히려 주주가치를 훼손시킬 수 있다는 점을 실증적으로 입증하는 증거가 될 수 있다.

주제어: 초과현금, 현금의 한계가치, 상충이론, 대리인 비용, 주주가치

1. 서론

기업은 자산 중에서 상당한 부분을 현금과 현금성 자산의 형태로 보유한다. 선행연구에서는 기업이 자

산 중에서 평균(중위수)적으로 8%(5%)부터 22%(7%)까지의 범위 내에서 현금을 보유한다고 하였다 (Kim et al., 1998; Opler et al., 1999; Harford, 1999; Ozkan and Ozkan, 2004; Dittmar and Mahrt-Smith, 2007). 현금보유의 동기는 상충이

론, 자본조달순서이론 및 대리인 이론으로 설명할 수 있으나, 이 중에서 상충이론이 가장 많은 지지를 받고 있다. 그러나 기업이 적정수준 이상으로 초과현금을 과다하게 보유하면 기관투자자로부터 그 현금잔고의 일부를 투자자에게 분배하라는 압력을 받을 수 있다. 또한, 초과현금 보유기업은 무리하게 기업인수에 참여하는 등 가치 파괴적인 활동으로 현금잔고를 낭비할 수 있고, 경영자들이 개인적인 이익을 취하거나 특권적 소비를 위하여 현금잔고를 낭비할 수 있다. 주주의 관점에서 가장 중요한 것은 기업의 초과현금 보유가 주주가치를 훼손할 수 있다는 점이다. 경영자가 초과현금을 가치 파괴적 투자나 특권적 소비로 낭비한다면, 이는 궁극적으로 주주가치를 훼손시키는 것이다.

선행연구에서는 기업의 초과현금 보유가 주주가치 훼손에 미치는 간접적인 영향을 분석하였다. Blanchard et al.(1994)은 초과현금 보유기업은 초과현금을 주주에게 분배하기보다 기업 내에서 낭비할 가능성이 많다고 하였다. Opler et al.(1999)은 초과현금을 기업합병이나 기업인수에 낭비할 가능성이 많다고 하였고, Harford(2008)는 지배구조가 취약한 기업이 초과현금을 보유할 경우에는 초과현금을 낭비할 가능성이 더 많다고 하였다. Mikkelsen and Partch(2003)는 초과현금 보유가 영업성과에 미치는 직접적인 영향을 분석한 결과, 기업이 지속적으로 초과현금을 보유하더라도 영업성과에 유의한 영향을 미치지 않는다고 하였다. Faulkender and Wang(2006)은 현금보유가 주주가치에 미치는 직접적인 영향을 분석한 결과, 현금잔고가 증가할수록 현금의 한계가치(marginal value of cash)가 하락하는데, 이는 초과현금 보유가 주주가치를 훼손시키는 증거라고 하였다. 나아가, Dittmar and Mahrt-Smith(2007)는 대리인 문제가 있는 기업은 현금의 한계

가치가 더 하락한다는 점을 발견하였다.

선진국에서는 기업이 적정수준 이상으로 초과현금을 과다하게 보유하면 주주가치를 훼손시킬 수 있다는 연구가 매우 활발하지만, 국내에서는 이에 대한 연구가 아직 부족하다. 국내에서는 김병기(2004), 공재식(2006), 신민식·김수은(2010) 등이 현금보유의 결정요인을 연구하였고, 김성표·손판도(2009)는 현금보유의 결정요인과 초과현금 보유기업의 특성을 연구하였으며, 김미형(2007), 빈기범·서은숙·송민규(2007), 임병균·손판도·김동석(2011) 등은 기업의 현금보유가 기업가치에 미치는 영향을 연구하였으나, 아직까지 초과현금에 관한 연구는 부족한 실정이다. 기업 현실에서도 2008년 미국 금융위기와 2011년 유럽 재정위기 이후 현금보유의 중요성을 지나치게 강조한 나머지, 초과현금을 과다하게 보유하면 오히려 주주가치를 훼손시킬 수 있다는 점을 간과하고 있다. 따라서 국내에서도 외국의 연구동향에 발맞추어 현금보유뿐만 아니라 초과현금 보유가 주주가치에 미치는 영향을 연구할 필요가 있다. 특히, 기업의 초과현금 보유와 현금의 한계가치를 연결시켜, 초과현금 보유가 현금의 한계가치 하락을 통하여 주주가치를 훼손시킬 수 있는가에 관한 추가적인 연구가 필요하다.

본 연구는 이상과 같은 동기에서, 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향을 분석한다. 먼저, Opler et al.(1999), Ferreira and Vilela(2004), Ozkan and Ozkan(2004), D'Mello et al.(2008) 등이 발전시킨 현금보유 결정모형을 베이스라인 모형(baseline model)으로 사용하여 초과현금 보유기업과 비초과현금 보유기업을 식별한 다음, 초과현금 보유기업을 초과현금의

보유기간에 따라 다시 지속적 초과현금 보유기업과 일시적 초과현금 보유기업으로 분류한다. 전자는 2년 또는 3년 이상 초과현금을 지속적으로 보유한 기업으로 정의하고, 후자는 1년 동안 일시적으로 초과현금을 보유한 기업으로 정의한다. 다음으로, Faulkender and Wang(2006)의 주식초과수익률 결정모형을 원용하여, 초과현금이 증가할수록 현금의 한계가치가 하락하는가, 그리고 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치가 하락하는가를 분석한다. 그리고 시장, 산업, 규모 및 MTB 비율(market-to-book ratio)을 벤치마크 기준으로 사용하여 대응표본을 구성한 다음, 초과현금 보유기간에 따라 지속적 초과현금 보유와 일시적 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향을 비교분석한다. 이러한 실증적 연구를 통하여, 초과현금 분야의 연구영역을 다소나마 확대시키고, 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치 하락을 통하여 주주가치 훼손에 미치는 영향과 그에 따른 정책적 시사점을 제시한다.

본 연구에서는 다음과 같은 연구 결과를 발견하였다. 첫째, 국내 기업의 현금보유는 선행연구와 마찬가지로 상충이론으로 가장 잘 설명된다. 기업의 현금보유는 수익성, 성장성, 투자활동으로 인한 현금흐름 및 재무활동으로 인한 현금흐름과 양(+의) 관계가 있고, 자본지출, 순운전자본, 재무적자, 레버리지 및 기업규모와 음(-)의 관계가 있다. 둘째, 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락하고, 기존의 현금보유 비율이 높거나 레버리지 비율이 높을 경우에는 현금의 한계가치가 더 크게 하락한다. 셋째, 지속적 초과현금 보유기업은 현금의 한계가치가 일시적 초과현금 보유기업보다 더 하락한다. 다시 말해, 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치는 더 크게 하락

한다. 이러한 결과는 자본시장이 초과현금 보유기업을 규율한다는 의미를 가지며, 초과현금의 보유기간이 길어지면 길어질수록 더 엄하게 규율한다는 주장과도 일치한다. 다시 말해, 초과현금의 보유기간은 그 보유수준보다 주주가치 훼손에 더 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이러한 결과는 기업이 초과현금을 필요 이상으로 과다하게 보유하지 않도록 그 보유수준을 적정하게 관리하고, 특히 초과현금의 보유기간이 지나치게 길어지지 않도록 그 보유기간을 적정하게 관리함으로써 주주가치를 보존할 수 있음을 시사한다. 나아가, 이러한 결과는 2008년 미국 금융위기와 2011년 유럽 재정위기 등으로 기업 현실에서 현금보유의 중요성을 지나치게 강조한 나머지, 기업이 초과현금을 과다하게 보유하면 오히려 주주가치를 훼손시킬 수 있다는 점을 실증적으로 입증하는 증거가 될 수 있다.

본 연구는 선행연구를 확장하거나 부분적으로 차별화시킴으로써 다음과 같은 공헌점을 갖는다. 첫째, 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치 하락을 통하여 주주가치 훼손에 미치는 영향을 국내 기업을 대상으로 실증분석 하였다. 즉, Opler et al. (1999), Ferreira and Vilela(2004), Ozkan and Ozkan(2004), D'Mello et al.(2008) 등이 발전시킨 현금보유 결정모형을 베이스라인 모형으로 사용하여 초과현금 보유기업과 비초과현금 보유기업을 식별한 다음, Faulkender and Wang(2006)의 주식초과수익률 결정모형을 원용하여, 초과현금 보유기업이 비초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락한다는 사실을 실증분석 하였다. 둘째, 기업의 초과현금 보유가 지속적이냐 일시적이냐에 따라 현금의 한계가치에 미치는 영향이 달라진다는 점을 실증분석 하였다. 이와 같이 본 연구는 현금보유 결정모형과 Faulkender and Wang(2006)의

주식초과수익률 결정모형을 연결시켜, 국내 기업을 대상으로 기업의 초과현금 보유가 주주가치 훼손에 미치는 영향을 현금의 한계가치 측면에서 분석하였다. 따라서 본 연구는 국내 기업의 경우에도 초과현금을 필요 이상으로 과다하게 보유하면, 현금의 한계가치 하락을 통하여 주주가치를 훼손시킬 수 있다는 점과 초과현금의 보유기간이 길어지면 길어질수록 주주가치가 더 크게 훼손될 수 있다는 점을 실증적으로 입증한 것이 중요한 공헌점이 된다.

본 연구는 다음과 같이 구성한다. 제I장 서론에 이어 제II장에서는 선행 연구에 대하여 살펴보고, 제III장에서는 자료수집과 표본기업 분류, 분석모형과 변수의 정의 등 연구 설계에 관해 설명한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 설명하고, 제V장에서는 결론과 함께 한계점과 향후 연구 과제를 제시한다.

II. 선행 연구

본 장에서는 현금보유 결정요인에 관한 3가지 이론, 즉 상충이론, 자본조달순서이론 및 대리인이론을 살펴본 다음, 현금보유에 관한 국내 연구동향을 살펴본다. 이러한 선행연구를 통하여, 제III장 제2절에서 초과현금 보유기업을 정의하는데 필요한 현금보유 결정모형을 설정하기 위한 이론적, 실증적 근거를 모색한다. 그리고 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향에 관한 선행연구를 살펴본다.

먼저, 상충이론의 관점에서 보면, 현금은 보유비용과 보유수익의 양면적인 상충관계를 갖는다. 보유비용은 현금보유에 따른 수익성이 매우 낮음으로 인한 기회비용이고, 보유수익은 거래적 동기 및 예비

적 동기와 관련한 비용절감으로 인한 반사적 효과로 발생한다. 거래적 동기의 측면에서 보면, 현금보유는 현금부족으로 인한 거래중단을 피할 수 있고 거래비용을 절감할 수 있다(Keynes, 1936). 예비적 동기의 측면에서 보면, 유망한 성장기회를 포기하거나 축소하지 않아도 되고(Mikkelsen and Partch, 2003), 현금부족을 보충하기 위해 보유자산을 헐값으로 처분하지 않아도 되며, 무리한 배당축소를 피할 수 있다(Opler et al., 1999). 또한 현금부족으로 인한 추가적인 외부자본조달을 피할 수 있고 자본조달비용을 절감할 수 있다(Smith, 1977). 실증적인 연구결과를 보면, 자본지출과 순운전자본은 현금보유에 음(-)의 영향을 미치고, 수익성은 양(+)의 영향을 미친다. Opler et al.(1999)은 기업이 현금부족으로 재무적 곤경에 처하면, 자본지출을 축소한다고 하였고, D'Mello et al.(2008)은 순운전자본은 현금보유와 대체관계가 있으므로 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다고 하였으며, Kim et al.(1998)은 수익성이 높을수록 현금흐름이 많이 창출되기 때문에 현금보유가 증가한다고 하였다. Kim et al.(1998)은 또한 영업현금흐름은 현금보유의 대안적 원천으로서 현금보유와 대체관계가 있으므로 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. Lee and Powell(2011)은 투자활동으로 인한 현금흐름과 재무활동으로 인한 현금흐름은 모두 현금보유에 양(+)의 영향을 미친다고 하였다. MTB 비율은 성장기회 변수로서 현금보유에 양(+)의 영향을 미친다. Opler et al.(1999), Ferreira and Vilela(2004) 등은 성장기회가 증가할수록 재무적 곤경으로 인한 예상손실이 증가하므로, 이를 예방하기 위해 현금보유를 증가시킨다고 하였다. 레버리지 비율은 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다. 레버리지 비율이 증가하면 이자비용이 증가하기 때문에 현금보

유가 감소한다. 한편 기업규모는 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다. Ferreira and Vilela(2004)는 기업규모가 작을수록 자본조달비용이 비싸기 때문에 현금보유를 증가시킨다고 하였다.

자본조달순서이론의 관점에서 보면, 현금보유는 음(-)의 부채로 해석할 수 있으므로, 현금보유는 내부금융과 외부금융 간의 재무적 완충물로 사용된다. 따라서 기업이 내부자와 외부자간의 비대칭정보 상황 하에서 투자자본을 조달할 경우에, 역선택비용과 같은 비대칭정보비용이 거의 발생하지 않는 내부금융으로 가장 먼저 조달하고, 내부금융이 부족할 경우에는 재무적 완충물로 보유중인 '음(-)의 부채의 성격을 가진 현금'으로 충당하며, 내부금융으로 부족하여 외부금융을 추가적으로 조달할 경우에도 비대칭정보비용이 가장 낮은 부채발행으로 먼저 조달하고, 비대칭정보비용이 가장 높은 주식발행은 최후순단으로 사용한다. 그리고 Myers and Majluf(1984)의 자본조달순서이론에서는 목표 레버리지를 가정하지 않으며, 레버리지 비율은 내부금융의 변화에 따라 수동적으로 변동한다고 해석한다. 투자자본으로 내부금융을 사용하면, 자기자본이 감소하여 레버리지 비율이 증가하고, 내부금융을 축적하면 자기자본이 증가하여 레버리지 비율이 감소할 따름이다. 따라서 자본조달순서이론은 비대칭정보 상황에서 비대칭정보비용이 가장 낮은 순서대로 투자자본을 조달한다는 자본조달계층이론에 해당한다(Opler et al., 1999). 실증적인 연구결과를 보면, 재무적자와 레버리지 비율은 음(-)의 영향을 미친다. 재무적자가 발생하면 내부금융이 감소하여 현금보유가 감소한다. 자본조달순서이론에서는 동전의 양면과 같은 관점에서 현금을 음(-)의 부채로 해석한다. 투자자본이 내부금융보다 크면 부채발행이 증가하고, 투자자본이 내부금융보다 작으면 부채발행이 감소한다. 이

를 역으로 말하면, 투자자본이 내부금융보다 크면 현금보유가 감소하고, 투자자본이 내부금융보다 작으면 현금보유가 증가한다.

Jensen and Meckling(1976)이 대리인이론으로 자본구조를 설명한 이후에 Ferreira and Vilela(2004)는 대리인이론으로 현금보유를 설명하였다. 대리인이론의 관점에서 보면, 경영자들은 주주 부의 극대화보다 자신의 사적 이익을 목적으로 현금보유를 증가시킬 수 있다(Jensen, 1986). 기업의 현금보유가 증가하면, 경영자가 자본운용과 투자결정 과정에서 사적 이익을 편취할 수 있는 재량권도 증가한다. 현금보유가 과도하면, 수익성이 없는 사업에 과잉투자 하여 현금을 낭비하거나, 경영자 자신의 성과를 과장하기 위하여 외형위주로 대형사업에 투자할 수 있다. 달리 말해, 경영자는 주주 부의 극대화보다 자신의 사적 이익을 목적으로 현금보유를 증가시킬 유인을 가지며, 이로 인하여 주주와 경영자간에 대리인 갈등이 발생할 수 있다. 실증적인 연구결과를 보면, MTB 비율은 현금보유에 양(+)의 영향을 미치고, 레버리지 비율은 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다. D'Mello et al.(2008)은 성장기회 변수인 MTB 비율이 증가하면 비대칭정보가 증가하기 때문에 비대칭정보로 인한 역선택비용을 피하기 위해 현금보유를 증가시킨다고 하였다.

Blanchard et al.(1994), Opler et al.(1999), Harford(1999) 등은 기업의 초과현금 보유가 주주 가치에 미치는 간접적인 영향을 분석하였다. Blanchard et al.(1994)은 초과현금 보유기업은 초과현금을 주주에게 분배하기보다 기업 내에서 낭비할 가능성이 많다고 하였다. 예를 들어, 경영자 보상을 위해 초과현금을 사용하면 주주가치가 훼손된다. Opler et al.(1999)은 초과현금 보유기업이 그 초과현금을 기업합병에 낭비할 가능성이 크다고 하였고,

Harford(1999)는 기업이 초과현금을 사용하여 기업인수를 실시한 5년 후에는 오히려 과다한 현금수요를 충족하지 못하여 영업성과가 감소한다고 하였다. 또한, Harford(2008)는 지배구조가 취약한 기업이 초과현금을 보유하면 그 초과현금을 낭비할 가능성이 더 많다고 하였다. Mikkelsen and Partch(2003)는 기업의 초과현금 보유가 영업성과에 미치는 직접적인 영향을 분석하였다. 그들은 자산의 25% 이상을 현금으로 보유한 기업을 초과현금 보유기업으로 정의하고, 이를 다시 초과현금의 보유기간에 따라 지속적 초과현금 보유기업과 일시적 초과현금 보유기업으로 분류하였다. 지속적 초과현금 보유기업은 자산의 25% 이상의 현금을 5년 동안 지속적으로 보유한 기업을 말하고, 일시적 초과현금 보유기업은 자산의 25% 이상의 현금을 2년 동안 지속적으로 보유한 후에 5년 내에 그 현금잔고의 2/3 이상을 지출한 기업을 말한다. 분석 결과, 기업이 지속적으로 초과현금을 보유하더라도 영업성과에 유의한 영향을 미치지 않는다고 하였다. Faulkender and Wang(2006)은 기업의 현금보유가 주주가치에 미치는 직접적인 영향을 분석한 결과, 현금보유가 증가할수록 현금의 한계가치가 하락하였는데, 이는 초과현금 보유가 주주가치를 훼손시키는 증거라고 하였다. Dittmar and Mahrt-Smith(2007)는 대리인 문제가 있는 기업은 현금의 한계가치가 더 하락한다고 하였다. Almeida et al.(2004)은 현금흐름에 대한 현금보유의 민감도를 분석한 결과, 재무적 제약기업은 현금흐름이 현금보유의 민감도에 양(+)의 영향을 미치지만, 재무적 비제약기업은 현금흐름이 현금보유의 민감도에 유의한 영향을 미치지 않는다고 하였다.

국내 재무학계에서도 현금보유 결정요인, 현금보유 조정속도, 현금보유가 기업가치에 미치는 영향

등에 관한 연구에 활발하게 진행되고 있다. 김병기(2004)는 1992년부터 2003년까지 251개 표본기업을 대상으로 기업의 현금보유 수준을 분석하였고, 공재식(2006)은 1991년부터 2004년까지 6,245개 기업-년 수를 대상으로 현금보유 결정요인을 분석하였다. 김성표·손판도(2009)는 1986년부터 2005년까지 6,317개 기업-년 수를 대상으로 현금보유 수준의 결정요인과 초과현금 보유기업의 특성에 관하여 연구하였으며, 국내에서도 적지 않은 기업들이 초과현금을 보유하고, 그 중에서 많은 기업들이 초과현금을 지속적으로 보유한다고 하였다. 신민식·김수은(2010)은 1997년부터 2008년까지 7,776개 기업-년 수를 대상으로 재무적 제약 하에서 현금보유의 조정속도를 측정하였고, 김미형(2007)은 1990년부터 2003년까지 4,082 기업-년 수를 대상으로 기업의 현금보유가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였으며, 빈기범·서은숙·송민규(2007)도 1999년부터 2005년까지 3,468개 기업-년 수를 대상으로 기업의 현금보유가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 그리고 임병균·손판도·감동석(2011)은 1981년부터 2009년까지 8,110개 기업-년 수를 대상으로 재무적 제약 하에서 현금보유가 기업가치와 투자에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 국내에서는 기업의 현금보유에서 한 걸음 더 나아가 초과현금 보유가 주주가치에 미치는 영향에 관한 연구는 부족한 실정이다. 특히 초과현금 보유와 현금의 한계가치를 연결시켜, 초과현금 보유가 현금의 한계가치 하락을 통하여 주주가치 훼손에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구는 아직 부족하다.

III. 연구 설계

3.1 자료수집과 표본기업 분류

본 연구에서는 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥 시장에 상장된 기업 중에서 다음과 같은 기준에 따라 표본기업을 선정한다.

- ① KIS Value Library와 FnGuide에서 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 재무 및 주가 자료를 구할 수 없는 기업은 제외한다.
- ② 은행, 증권, 보험 등 금융업종은 자본구조, 영업방법, 정부의 규제감독 등의 측면에서 일반 제조업과 차이가 있으므로 표본기업에서 제외한다.
- ③ 현금및현금성자산 자료가 누락된 기업, 자산총계가 10억원 미만인 기업, 시가총액이 누락된 기업, 영업이익이 적자인 기업은 표본기업에서 제외한다.
- ④ 이상치가 분석결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 각 변수에 대하여 유가증권시장과 코스닥시장별로 상하 1%를 제거한다.

이상의 조건을 충족하는 표본기업의 기업-년 현황은 <표 1>과 같다. 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 13년 동안 표본기업의 기업-년 수는 10,702개이다. 그리고 다음 절에서 설명하는 현금보유 결정모형(1)을 베이스라인 모형으로 사용하여 초과현금 보유 여부에 따라 표본기업을 초과현금 보유기업과 비초과현금 보유기업으로 분류하며, 각각의 기업-년 수는 3,963개와 6,739개이다. 나아가, 초과현금의 지속적 보유 여부에 따라 초과현금 보유기업을 다시 초과현금을 1년 동안 일시적으로

보유한 '일시적 초과현금 보유기업'과 2년과 3년 이상 지속적으로 보유한 '지속적 초과현금 보유기업'으로 분류하며, 각각의 기업-년 수는 1,633개, 1,520개 및 810개이다.

3.2 분석모형과 변수의 정의

본 연구에서는 Opler et al.(1999), Ferreira and Vilela(2004), Ozkan and Ozkan(2004), D'Mello et al.(2008) 등이 발전시킨 식(1)과 같은 현금보유 결정모형을 초과현금 보유기업과 비초과현금 보유기업을 식별하기 위한 베이스라인 모형으로 설정한다.

$$\begin{aligned}
 CH_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 CAPEX_{i,t} + \alpha_2 NWC_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} \\
 & + \alpha_4 INVCF_{i,t} + \alpha_5 FINCF_{i,t} + \alpha_6 DEFA_{i,t} \\
 & + \alpha_7 MTB_{i,t} + \alpha_8 L_{i,t} + \alpha_9 SIZE_{i,t} + \eta_i \\
 & + \lambda_t + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

단, $CH_{i,t}$ = 기업 i의 t년 현금보유 비율
 $CAPEX_{i,t}$ = 기업 i의 t년 자본지출 비율
 $NWC_{i,t}$ = 기업 i의 t년 순운전자본 비율
 $ROA_{i,t}$ = 기업 i의 t년 수익성 비율
 $INVCF_{i,t}$ = 기업 i의 t년 투자활동으로 인한 현금흐름 비율
 $FINCF_{i,t}$ = 기업 i의 t년 재무활동으로 인한 현금흐름 비율
 $DEFA_{i,t}$ = 기업 i의 t년 재무적자 비율
 $MTB_{i,t}$ = 기업 i의 t년 MTB 비율
 $L_{i,t}$ = 기업 i의 t년 레버리지 비율
 $SIZE_{i,t}$ = 기업 i의 t년 기업규모
 η_i = 기업특성효과
 λ_t = 시간특성효과
 $\epsilon_{i,t}$ = 오차항

〈표 1〉 표본기업의 기업-년 현황

전체 표본기업은 초과현금 보유 여부에 따라 초과현금 보유기업과 비초과현금 보유기업으로 분류하고, 초과현금 보유기업은 초과현금의 보유기간에 따라 일시적 초과현금 보유기업과 지속적 초과현금 보유기업으로 분류한다. 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 13년 동안 표본기업의 기업-년 수는 10,702개이다. 이 중에서, 초과현금 보유기업의 기업-년 수는 3,963개이고, 비초과현금 보유기업의 기업-년 수는 6,739개이다. 그리고 초과현금 보유기업 중에서, 일시적(1년) 초과현금 보유기업의 기업-년 수는 1,633개이고, 지속적(2년) 초과현금 보유기업의 기업-년 수는 1,520개이며, 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업의 기업-년 수는 810개이다.

연도	전체 표본기업	초과현금 보유 여부별 분류		초과현금 보유기간별 분류		
		초과현금 보유기업	비초과현금 보유기업	일시적 초과현금 보유기업	지속적 2년	초과현금 보유기업 3년 이상
1999	737	213	524	112	42	59
2000	768	237	531	118	59	60
2001	793	237	556	122	70	45
2002	803	226	577	106	72	48
2003	812	223	589	110	72	41
2004	822	247	575	114	79	54
2005	826	293	533	140	103	50
2006	837	340	497	138	121	81
2007	841	372	469	130	158	84
2008	854	374	480	126	177	71
2009	860	384	476	139	177	68
2010	871	411	460	142	196	73
2011	878	406	472	136	194	76
합계	10,702	3,963	6,739	1,633	1,520	810

식(1)은 여러 가지 통계적 방법으로 추정할 수 있으나, 라그랑지 승수 검정, 하우스만 검정과 같은 통계적 검정절차를 거쳐 고정효과모형을 적용한다. Chamberlain and Griliches(1984)는 고정효과모형은 누락된 내생적 설명변수가 존재하더라도 효율적인 계수 추정이 가능하여 추정 결과에 편의가 발생하지 않는 장점이 있다고 하였다. 먼저, Breusch

and Pagan(1980)이 제안한 라그랑지 승수 검정(Lagrange multiplier test)을 통해 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)의 존재 여부를 확인하고, 하우스만 검정(Hausman test)을 통해 고정효과모형과 확률효과모형 중에서 어느 모형이 더 적합한가를 확인한다.¹⁾

식(1)에서 종속변수인 현금보유 비율($CH_{i,t}$)은

1) 본 연구에서는 패널자료를 사용하고 있으므로, 식(1)은 오차성분패널모형(error component panel model)의 관점에서 설명하면, Breusch and Pagan(1980)이 제안한 라그랑지 승수 검정(Lagrange multiplier test)을 통해 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)를 모두 고려하고 있으므로 이원오차성분패널모형(two-way error component panel model)에 속한다. 그러나 이원오차성분패널모형을 고정효과모형(fixed effect model)으로 추정하느냐, 아니면 확률효과모형(random effect model)으로 추정하느냐 하는 것이 문제가 될 수 있다. 고정효과모형은 누락된 내생적 설명변수가 존재하더라도 추정결과에 편의가 발생하지 않는 장점이 있는 반

Opler et al.(1999), Dittmar et al.(2003), 공재식(2006) 등의 방법에 따라 $[(t\text{년 현금및현금성자산})/(t\text{년 자산총계} - t\text{년 현금및현금성자산})]$ 으로 측정한다. 현금보유 비율은 기업의 비현금자산(자산총계 - 현금및현금성자산) 대비 현금및현금성자산 비율을 나타낸다. 종속변수에서 현금및현금성자산을 비현금자산으로 나눈 이유는 규모로 인한 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위함이다.²⁾

식(1)에서 설명변수는 기존의 현금보유 결정이론에서 제시한 9가지 변수로 구성한다. 먼저, 상충이론에 관한 변수 중에서, 자본지출 비율($CAPEX_{i,t}$)은 투자결정변수로서 $[(t\text{년 고정자산} - t-1\text{년 고정자산} + t\text{년 감가상각비})/(t\text{년 자산총계})]$ 로 측정한다. 순운전자본 비율($NWC_{i,t}$)은 재무상태표에서 $[(t\text{년 유동자산} - t\text{년 유동부채})/(t\text{년 자산총계})]$ 로 측정하고, 수익성 비율($ROA_{i,t}$)은 $[(t\text{년 EBIT})/(t\text{년 자산총계})]$ 로 측정한다. 상충이론에서는 자본지출비율과 순운전자본 비율이 모두 현금보유에 음(-)의 영향을 미치고, 수익성 비율은 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Opler et al.(1999)은 기업이 현금부족으로 재무적 곤경에 처하면, 자본지출과 R&D 투자를 축소하여 현금유동성을 확보한다고 하였고, D'Mello et al.(2008)은 순운전자본은 현금보유와 대체관계가 있으므로 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다고 하였으며, Kim et al.(1998)은 수익성이 높을수록 현금흐름이 많이 창출되기 때문에 현금보유가 증가한다고 하였다.

투자활동으로 인한 현금흐름 비율($INVCF_{i,t}$)과 재무활동으로 인한 현금흐름 비율($FINCF_{i,t}$)은 현금흐름표에서 각각 $[(t\text{년 투자활동으로 인한 현금흐름})/(t\text{년 자산총계})]$ 와 $[(t\text{년 재무활동으로 인한 현금흐름})/(t\text{년 자산총계})]$ 로 측정하며 현금보유에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Lee and Powell(2011)은 투자활동으로 인한 현금흐름과 재무활동으로 인한 현금흐름은 모두 현금보유에 양(+)의 영향을 미친다고 하였다.

MTB 비율($MTB_{i,t}$)은 성장기회 변수로서 $[(t\text{년 부채총계} + t\text{년 시가총액})/(t\text{년 자산총계})]$ 로 측정하며 현금보유에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Opler et al.(1999), Ferreira and Vilela(2004) 등은 성장기회가 유망할수록 재무적 곤경으로 인한 성장기회 포기의 예상손실이 크기 때문에, 이를 예방하기 위하여 현금보유를 증가시킨다고 하였다. 레버리지 비율($L_{i,t}$)은 $[(t\text{년 부채총계})/(t\text{년 부채총계} + t\text{년 시가총액})]$ 으로 측정하며 현금보유에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. John(1993)은 레버리지 비율은 부채조달능력의 대용변수로 해석할 수 있으므로, 레버리지 비율이 높은 기업은 부채조달을 통해 필요한 자본을 쉽게 조달할 수 있기 때문에 현금보유를 증가시킬 필요가 없다고 하였다. 그리고 기업규모($SIZE_{i,t}$)는 $\ln(t\text{년 자산총계})$ 로 측정하며 현금보유에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Ferreira and Vilela(2004)는 기업규모가 작을수록 자본조달비용이 비싸기 때문에 현금보

면에, 모든 설명변수가 외생적인 경우에는 확률효과모형보다 효율적인 계수 추정이 어렵다. 이와 달리, 확률효과모형은 누락된 내생적 설명변수가 존재할 경우에 추정결과에 편의가 발생하는 단점이 있는 반면에, 모든 설명변수가 외생적인 경우에도 자유도 상실을 막아 주기 때문에 고정효과모형보다 효율적인 계수 추정이 가능하다. 이와 관련하여, Hausman(1978)은 일원오차성분패널모형(one-way error component panel model)에 대하여 고정효과모형과 확률효과모형 중에서 어느 모형이 더 적합한가를 검증하는 방법을 제시하였으며, 이와 같은 방법을 이원오차성분패널모형에도 확장하여 적용할 수 있다고 하였다. 그러나 하우스만 검정(Hausman test)은 패널 회귀분석에서 고정효과모형과 확률효과모형을 선택하기 위한 통계학적 기준으로 많이 사용되지만, 반드시 절대적인 판단기준으로 보기는 어렵다는 주장도 있다.

2) Ozkan and Ozkan(2004)은 비현금자산 대신에 자산총계를 사용하여 현금보유 비율을 측정하였다.

유를 증가시킨다고 하였다.

자본조달순서이론의 관점에서 보면, 재무적자 비율($DEFA_{i,t}$)과 레버리지 비율($L_{i,t}$)은 현금보유에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 재무적자 비율($DEFA_{i,t}$)은 Shyam-Sunder and Myers(1999)가 자금조달순서 이론을 검증하기 위하여 사용한 대표적인 자본조달순서 변수로서 Frank and Goyal(2003), Byoun(2008) 등의 방법에 따라 [(t년 재무적자)/(t년 자산총계)]로 측정하고, t년 재무적자는 [t년 이자 및 세후 영업현금흐름 - (t년 현금배당 + t년 순투자액 + t년 순운전자본 변화)]로 측정한다. 세부항목 중에서, t년 이자 및 세후 영업현금흐름은 손익계산서에서 (t년 EBIT + t년 감가상각비 - t년 이자비용 - t년 법인세비용)으로 측정하고, t년 현금배당은 현금흐름표에서 (t년 현금배당금의 지급 + t년 자기주식의 취득)으로 측정하며, t년 순투자액은 현금흐름표에서 (t년 투자활동으로 인한 현금유출 - t년 투자활동으로 인한 현금유입)으로 측정하며, t년 순운전자본 변화는 재무상태표에서 (t년 순운전자본 - t-1년 순운전자본)으로 측정하고, t년 순운전자본은 (t년 유동자산 - t년 유동부채)로 측정한다. 재무적자 비율은 대표적인 자본조달순서 변수로서 현금보유에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Jani et al.(2008)은 재무적자가 증가할수록 현금보유가 감소한다고 하였고, 자본조달순서이론에서는 동전의 양면과 같은 관점에서 현금을 음(-)의 부채로 해석한다.

그리고 대리인이론의 관점에서 보면, MTB 비율($MTB_{i,t}$)과 레버리지 비율($L_{i,t}$)은 현금보유에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Ferreira and Vilela(2004)는 경영자가 주주 부의 극대화보다 자신의 사적 이익을 목적으로 현금보유를 증가시키기 때문에 성장기회가 나쁠 경우에도 현금보유를 증가

시킨다고 하였고, 대리인이론에서는 잉여현금흐름이 증가하면 부채상환을 통해 레버리지 비율을 낮추고, 그래도 여유가 있으면 현금보유를 증가시킨다고 주장한다.

본 연구에서는 현금보유 결정모형(1)을 베이스라인 모형으로 사용하여 다음과 같이 세 단계로 초과현금 보유기업을 식별한다. 첫째, 초과현금 보유기업을 식별하기 위하여 현금보유 결정모형(1)을 베이스라인 모형으로 사용하며, 실제 현금보유 비율과 설명변수 자료를 사용하여 베이스라인 모형의 모수를 추정한다. 둘째, 베이스라인 모형의 모수 추정 결과를 전체 표본기업에 적용하여 베이스라인 현금보유 비율($bCH_{i,t}$)과 그 표준편차(σ)를 추정한다. 셋째, 식(2)를 적용하여 초과현금 보유 비율($xCH_{i,t}$)을 측정하고, 이 비율이 0이상인 기업을 초과현금 보유기업으로 정의한다. 따라서 초과현금 보유기업은 실제 현금보유 비율($aCH_{i,t}$)이 베이스라인 현금보유 비율($bCH_{i,t}$)보다 1표준편차(σ)만큼 더 큰 기업을 말한다. 그리고 초과현금 보유기업은 다시 지속적 초과현금 보유기업과 일시적 초과현금 보유기업으로 분류한다. 전자는 2년 또는 3년 이상 지속적으로 초과현금을 보유한 기업을 말하고, 후자는 1년 동안 일시적으로 초과현금을 보유한 기업을 말한다.

$$xCH_{i,t} = aCH_{i,t} - (bCH_{i,t} + \sigma) \quad (2)$$

- 단, $xCH_{i,t}$ = 기업 i의 t년 초과현금 보유 비율
- $aCH_{i,t}$ = 기업 i의 t년 실제 현금보유 비율
- $bCH_{i,t}$ = 기업 i의 t년 베이스라인 현금보유 비율
- σ = 베이스라인 현금보유 비율의 표준편차

본 연구에서는 기업이 보유하는 현금의 한계가치를 측정하기 위하여 식(3)과 같은 Faulkender and

Wang(2006)의 주식초과수익률 결정모형을 설정한다. 식(3)을 이용하면, 기업의 초과현금 보유가 변화하면 자본시장에서 주가에 반영되어 주식초과수익률을 통하여 주주가치에 어떤 영향을 미치는가, 초과현금 보유수준이 증가할수록 현금의 한계가치가 하락하는가, 그리고 초과현금 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치가 하락하는가를 분석할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 R_{i,t} - R_{i,t}^B = & \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{\Delta EBIT_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\
 & + \beta_4 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\Delta RD_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta INT_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\
 & + \beta_7 L_{i,t-1} + \beta_8 \frac{XF_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_9 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\
 & + \beta_{10} \frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} \\
 & + \beta_{11} L_{i,t-1} \times \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \eta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

단, $R_{i,t}$ = 기업 i의 t년 주식수익률

$R_{i,t}^B$ = 기업 i의 t년 벤치마크 수익률

$M_{i,t-1}$ = 기업 i의 t-1년 시가총액

$\Delta C_{i,t}$ = 기업 i의 t년 현금 변화

$\Delta EBIT_{i,t}$ = 기업 i의 t년 EBIT 변화

$\Delta NA_{i,t}$ = 기업 i의 t년 비현금자산 변화

$\Delta RD_{i,t}$ = 기업 i의 t년 R&D 투자 변화

$\Delta INT_{i,t}$ = 기업 i의 t년 이자비용 변화

$\Delta D_{i,t}$ = 기업 i의 t년 배당 변화

$L_{i,t-1}$ = 기업 i의 t년 레버리지 비율

$XF_{i,t}$ = 기업 i의 t년 외부금융

η_i = 기업특성효과

λ_t = 시간특성효과

$\epsilon_{i,t}$ = 오차항

본 연구에서는 기업의 현금보유가 변화하면 주식

시장에서 주가에 반영되어 주식초과수익률을 통해 주주가치에 영향을 미칠 수 있으므로, Grinblatt and Moskowitz(2004)와 Daniel and Titman (1997)의 방법에 따라, 주주가치는 주식수익률에서 벤치마크 포트폴리오 수익률을 차감한 주식초과수익률(stock's excess return)로 측정한다. 이러한 방법에 따라, 식(4)에서 종속변수인 주식초과수익률은 [t년 주식수익률($R_{i,t}$) - t년 벤치마크 수익률($R_{i,t}^B$)]로 측정하며, 벤치마크 수익률($R_{i,t}^B$)은 종합주가지수를 사용한 시장 포트폴리오 수익률로 측정한다. 또한, 강건성 검정의 차원에서, t년 벤치마크 수익률($R_{i,t}^B$)은 Fama and French(1993)의 3 요인 모형에 포함된 규모와 MTB 비율뿐만 아니라 시장과 산업의 특성을 추가로 고려하여, 시장, 산업, 규모 및 MTB 비율을 벤치마크 기준으로 사용하여 대응표본을 구성한 다음, 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률과 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 측정한다. 이 경우에, 시장-산업-규모 포트폴리오는 비초과현금 보유기업 중에서 초과현금 보유기업과 동일한 시장과 산업에 소속되고 기업규모가 가장 유사한 기업으로 구성하며, 시장-산업-MTB 포트폴리오는 초과현금 보유기업과 동일한 시장과 산업에 소속되고 MTB 비율이 가장 유사한 기업으로 구성한다. 시장은 유가증권시장과 코스닥시장으로 분류하고, 산업은 한국신용평가정보(주)의 중분류 기준에 따라 분류하며, 기업규모는 ln(t년 자산총계)로 측정한다.

식(3)에서 레버리지 비율을 제외한 모든 독립변수는 1시차 시가총액($M_{i,t-1}$)을 분모로 나누어 표준화 한다. 이러한 표준화 방법은 자본시장에서 i 기업의 t기의 주가를 $P_{i,t}$ 라고 할 때 주식수익률 $[(P_{i,t} - P_{i,t-1})/P_{i,t-1}]$ 은 $[(M_{i,t} - M_{i,t-1})/M_{i,t-1}]$ 과 같은 개념으로 정의된다는 점을 고려하면, 좌변의 종

속변수($R_{i,t} - R_{i,t}^B$)의 분모에 1시차 시가총액($M_{i,t-1}$)이 내포되어 있고, 우변의 모든 독립변수(레버리지 비율 제외)의 분모도 모두 1시차 시가총액($M_{i,t-1}$)으로 통일되어 있으므로, 각 회귀계수는 각 독립변수가 1원 변화할 때 그에 대응하여 주주가치가 몇 원 만큼 변화하는가를 설명해준다. 예를 들어, 기업이 보유하는 현금이 1원 증가하면 주주가치는 몇 원 만큼 증가하는가, 현금배당을 1원 증가시키면 주주가치는 몇 원 만큼 증가하는가, 이자비용을 1원 지급하면 주주가치는 몇 원 만큼 하락하는가 등으로 설명할 수 있다. 또한, 이러한 표준화 방법은 시가총액($M_{i,t-1}$)이 기업규모변수에 속하기 때문에 규모로 인한 이분산성을 통제하는 데도 효과가 있다.

식(3)에서 설명변수는 현금 변화 비율($\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}$)이며, 분자인 현금 변화($\Delta C_{i,t}$)는 (t년 현금및현금성자산 - t-1년 현금및현금성자산)으로 측정하고, 분모는 1시차 시가총액($M_{i,t-1}$)으로 표준화 한다. 현금 변화 비율은 현금 변화를 시가총액으로 나누어 표준화 하므로, 회귀계수(β_1)는 기업이 보유하는 현금이 1원 변화할 때 주주가치는 몇 원 만큼 변화하는가를 나타낸다. 따라서 기업이 보유하는 현금의 한계가치는 현금이 1원 증가할 때 자본시장에서 주주들이 이에 대하여 얼마의 한계가치를 부여하는가를 나타낸다. 예를 들어, 회귀계수(β_1)가 0.500으로 추정되면, 기업이 보유하는 현금이 1원 증가하면 주주들이 그 현금 1원에 대하여 0.500원의 한계가치를 평가한다는 의미가 된다. 즉, 기업이 보유하는 현금 1원당 한계가치는 0.500원이 된다. 그러나 기업이 이미 현금을 보유하고 있거나 부채를 사용하고 있는 상태에서 현금이 추가로 증가할 경우에는 다음에 설명할 2가지 상호작용변수로 인하여 현금 1원당 한계가치가 그렇지 않을 경우보다 더 낮게 평가된다.

통제변수는 현금 변화 비율($\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}$)을 제외한 나머지 독립변수들이다. 먼저, 현금 비율($C_{i,t-1}/M_{i,t-1}$)은 [(t-1년 현금및현금성자산)/(t-1년 시가총액)]으로 측정하며, 기존의 현금 수준의 영향을 통제하기 위한 변수로서 주식초과수익률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. EBIT 변화 비율($\Delta EBIT_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 [(t년 EBIT - t-1년 EBIT)/(t-1년 시가총액)]으로 측정하며, 수익성 변화의 영향을 통제하기 위한 변수로서 주식초과수익률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

투자정책 변화의 영향을 통제하기 위한 변수로서 비현금자산 변화 비율($\Delta NA_{i,t}/M_{i,t-1}$)과 R&D 투자 변화 비율($\Delta RD_{i,t}/M_{i,t-1}$)을 사용한다. 비현금자산 변화 비율($\Delta NA_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 Opler et al. (1999)과 Dittmar et al. (2003)의 방법에 따라 [(t년 자산총계 - t년 현금및현금성자산) - (t-1년 자산총계 - t-1년 현금및현금성자산)]/(t-1년 시가총액)으로 측정하고, R&D 투자 변화 비율($\Delta RD_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 [(t년 R&D 투자 - t-1년 R&D 투자)/(t-1년 시가총액)]으로 측정한다. 비현금자산 변화 비율과 R&D 투자 변화 비율은 각각 현금을 제외한 유형자산과 무형자산에 대한 투자변수로서 주식초과수익률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

자본조달정책 변화의 영향을 통제하기 위한 변수로서 이자비용 변화 비율($\Delta INT_{i,t}/M_{i,t-1}$), 레버리지 비율($L_{i,t-1}$) 및 외부금융 비율($XF_{i,t}/M_{i,t-1}$)을 사용한다. 이자비용 변화 비율($\Delta INT_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 [(t년 이자비용 - t-1년 이자비용)/(t-1년 시가총액)]으로 측정하며, 주식초과수익률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 레버리지 비율($L_{i,t-1}$)은 [(t-1년 부채총계)/(t-1년 부채총계 + t-1년 시가총액)]으로 측정하며, 기존의 레버리지 수준을 통제

하기 위한 변수로서 주식초과수익률에 양(+의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그리고 외부금융 비율($XF_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 [(t년 부채발행액 + t년 주식발행액)/(t-1년 시가총액)]으로 측정하며, t년 부채발행액은 (t년 비유동성부채총계 - t-1년 비유동성부채총계)로 측정하고, t년 주식발행액은 [(t년 자본금 + t년 자본잉여금) - (t-1년 자본금 + t-1년 자본잉여금)]으로 측정한다. 외부금융 비율($XF_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 외부금융능력을 통제하기 위한 대용변수로서 주식초과수익률에 양(+의 영향을 미칠 것으로 예상된다(Lemmon and Zender, 2010).

배당정책 변화의 영향을 통제하기 위한 변수로서 배당 변화 비율($\Delta D_{i,t}/M_{i,t-1}$)을 사용한다. 배당 변화 비율($\Delta D_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 현금배당과 자사주매입액을 포함시켜 [(t년 현금배당 + t년 자사주매입액) - (t-1년 현금배당 + t-1년 자사주매입액)]/(t-1년 시가총액)]으로 측정하며, 주식초과수익률에 양(+의 영향을 미칠 것으로 예상된다. t년 현금배당은 현금흐름표에서 (t년 현금배당금 지급)으로 측정하고, t년 자사주매입액은 (t년 자기주식 취득)으로 측정한다.

그리고 현금 비율($C_{i,t}/M_{i,t-1}$)과 레버리지 비율($L_{i,t-1}$)을 별도로 통제하기 위하여 2가지 상호작용 변수를 추가로 도입한다. 첫 번째 상호작용변수인 1시차 현금 비율과 현금 변화 비율간의 상호작용변수($C_{i,t-1}/M_{i,t-1} \times \Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}$)는 기존의 현금 수준이 현금의 한계가치에 미치는 영향을 통제하며, 주식초과수익률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기업이 이미 보유하고 있는 현금 수준이 높을수록 현금의 한계가치는 하락한다. 즉, 주주들은 기업이 이미 보유하고 있는 현금 수준이 과다하면 현금 1원당 한계가치를 낮게 평가한다. 다시 말해, 기업이 이미 초과현금을 과다하게 보유하고 있으면 주주

가치가 훼손될 수 있다. 두 번째 상호작용변수인 1시차 레버리지 비율과 현금 변화 비율간의 상호작용변수($L_{i,t-1} \times \Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}$)는 기존의 레버리지 수준이 현금의 한계가치에 미치는 영향을 통제하며, 주식초과수익률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기업이 이미 부채를 많이 사용하여 레버리지 수준이 높은 상태가 되면 현금의 한계가치는 하락한다. 즉, 주주들은 기업이 이미 부채를 많이 사용하고 있으면 채권자에게 이자비용으로 지급되는 부분이 증가하므로 현금 1원당 한계가치를 낮게 평가한다.

따라서 기존의 현금 비율과 레버리지 비율이 모두 0인 기업은 현금 변화 비율($\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}$)의 회귀 계수(β_1)만으로 현금의 한계가치를 측정할 수 있으나, 이미 현금을 보유하고 있거나 부채를 사용하고 있는 기업은 두 가지 상호작용변수로 인하여 현금의 한계가치가 더 하락한다.

IV. 실증분석

4.1 기초 통계량과 상관관계 분석

본 절에서는 표본기업의 현금보유 결정변수들에 대한 기초 통계량과 상관관계 분석을 통하여 변수들의 확률분포 특성과 이상치 여부를 파악하고자 한다. <표 2>는 표본기업의 현금보유 결정변수들에 대한 평균, 표준편차, 최소값, 최대값, 중위수와 같은 기초 통계량을 나타낸다.

분석 결과, 현금보유 비율(CH)의 평균은 7.60%로 중위수 3.94%보다 크므로, 왼쪽으로 꼬리가 긴 비대칭 분포를 나타낸다. 선행연구와 비교해 보면, 국내 연구 중에서 공재식(2006)과 신민식(2010)

〈표 2〉 기초 통계량 분석

표본기업의 현금보유 비율과 현금보유 결정변수에 대한 기초 통계량을 분석한다. 현금보유 비율은 $[(t년\ 현금및현금성자산)/(t년\ 자산총계 - t년\ 현금및현금성자산)]$ 으로 측정한다. 현금보유 결정변수 중에서, 자본투자 비율은 $[(t년\ 고정자산 - t-1년\ 고정자산 + t년\ 감가상각비)/(t년\ 자산총계)]$ 로 측정하고, 순운전자본 비율은 $[(t년\ 유동자산 - t년\ 유동부채)/(t년\ 자산총계)]$ 로 측정한다. 수익성 비율은 $[(t년\ EBIT)/(t년\ 자산총계)]$ 로 측정하고, 투자활동으로 인한 현금흐름 비율과 재무활동으로 인한 현금흐름은 각각 $[(t년\ 투자활동으로\ 인한\ 현금흐름)/(t년\ 자산총계)]$ 와 $[(t년\ 재무활동으로\ 인한\ 현금흐름)/(t년\ 자산총계)]$ 로 측정한다. 재무적자 비율은 $[(t년\ 재무적자)/(t년\ 자산총계)]$ 로 측정하고, MTB 비율은 $[(t년\ 부채총계 + t년\ 시가총액)/(t년\ 자산총계)]$ 로 측정하며, 레버리지 비율은 $[(t년\ 부채총계)/(t년\ 부채총계 + t년\ 시가총액)]$ 으로 측정하고, 기업규모는 $\ln(t년\ 자산총계)$ 로 측정한다.

변수	평균	표준편차	최소값	최대값	중위수
<i>CH</i>	0.0760	0.1216	0.0004	0.5105	0.0394
<i>CAPEX</i>	0.0502	0.1109	-0.2871	0.5086	0.0318
<i>NWC</i>	0.1441	0.2382	-0.2983	0.6895	0.1239
<i>ROA</i>	0.0628	0.0790	0.0017	0.4976	0.0413
<i>INVCF</i>	-0.0680	0.1317	-0.4586	0.3074	-0.0453
<i>FINCF</i>	0.0286	0.0819	-0.2485	0.4128	0.0109
<i>DEFA</i>	-0.0285	0.1864	-0.9081	0.7562	-0.0196
<i>MTB</i>	0.8864	0.4217	0.2643	1.9875	0.8384
<i>L</i>	0.5789	0.2950	0.0068	0.9685	0.5797
<i>SIZE</i>	25.4625	1.7530	20.9086	32.3055	25.2866

은 현금보유 비율의 평균(중위수)을 각각 9.26% (4.18%)와 6.80%(3.57%)로 보고하였고, 외국 연구 중에서, Kim et al.(1998)과 Opler et al. (1999)은 현금보유 비율의 평균(중위수)을 각각 8.1%(4.7%)와 17%(6.5%)로 보고하였다.

현금보유 결정변수 중에서, 자본투자 비율(*CAPEX*)의 평균은 5.02%로 중위수 3.18%보다 크고, 순운전자본 비율(*NWC*)의 평균은 14.41%로 중위수 12.39%보다 크다. 수익성 비율(*ROA*)의 평균은 6.28%로 중위수 4.13%보다 크고, 투자활동으로 인한 현금흐름 비율(*INVCF*)의 평균은 -6.80%로 중위수 -4.53%다 작으며, 재무활동으로 인한 현금흐름 비율(*FINCF*)의 평균은 2.86%로 중위수 1.09%보다 크다. 재무적자 비율(*DEFA*)의 평균은 -2.85%로 중위수 -1.96%보다 작고, MTB 비율(*MTB*)의 평균은 0.8864로 중위수 0.8384보다 크며, 레버리

지 비율(*L*)의 평균은 57.89%로 중위수 57.97%보다 작고, 기업규모(*SIZE*)의 평균은 25.4625로 중위수 25.2866보다 큰 비대칭분포를 이루고 있다. 분석 결과, 대부분의 기업특성변수들은 평균과 중위수간에 큰 차이가 없는 것으로 봐서, 각 변수들이 극단치의 영향을 크게 받지 않는다. 그리고 각 변수에 대하여 유가증권시장과 코스닥시장별로 상하 1%를 벗어나는 이상치를 제거하였으므로 변수들의 분포가 조금 더 안정되었다.

〈표 3〉은 변수들 간의 상관관계를 피어슨 상관계수로 나타낸 것이다. 먼저, 현금보유 결정변수 중에서, 수익성 비율(*ROA*), 투자활동으로 인한 현금흐름 비율(*INVCF*), 재무활동으로 인한 현금흐름 비율(*FINCF*) 및 MTB 비율(*MTB*)은 현금보유 비율(*CH*)과 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있고, 자본투자 비율(*CAPEX*), 순운전자본 비율

〈표 3〉 상관관계와 다중공선성 분석

표본기업의 현금보유 비율과 현금보유 결정변수들 간의 상관관계 분석과 다중공선성 분석을 실시한다. **, *는 각각 1%와 5% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	CH	CAPEX	NWC	ROA	INVCF	FINCF	DEFA	MTB	L	SIZE	VIFs
CH	1										
CAPEX	-0.040**	1									1.186
NWC	-0.396**	-0.062**	1								1.524
ROA	0.076**	-0.053**	0.268**	1							2.853
INVCF	0.065**	-0.296*	-0.046**	-0.093**	1						2.275
FINCF	0.043**	0.353**	0.048**	-0.115**	-0.351**	1					1.984
DEFA	-0.039**	-0.085**	-0.134**	0.123**	0.382**	-0.329**	1				1.354
MTB	0.061*	-0.020	0.012	0.324**	-0.134**	0.088**	0.034*	1			1.597
L	-0.072**	0.004	-0.365**	-0.341**	0.028*	0.029*	-0.090**	-0.325**	1		2.015
SIZE	-0.119**	-0.013	-0.318**	0.186**	0.117**	-0.146**	0.142**	0.162**	-0.154**	1	1.324

(NWC), 재무적자 비율(DEFA), 레버리지 비율(L) 및 기업규모(SIZE)는 현금보유 비율과 1~5% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계가 있다. 그 외 현금보유 결정변수 상호 간에는 유의한 상관관계가 있는 경우와 없는 경우가 혼재되어 있으나, 전자의 경우에도 상관계수가 0.5를 초과하지 않아 다중공선성이 우려되지 않는다(Kennedy, 1992). 그리고 각 변수에 대하여 개별적으로 분산팽창계수(variance inflation factors: VIFs)를 측정하여 다중공선성 여부를 점검한 결과, 수익성 비율(ROA)의 VIF 값이 2.853으로 가장 크게 나타났으나, 통계학적으로 다중공선성 가능성의 기준으로 사용되는 10보다 훨씬 작다(Neter et al., 1990). 따라서 재무변수를 사용한 회귀분석에서 자주 발생하는 다중공선성 문제는 우려되지 않는다.

4.2 현금보유 결정모형 추정과 초과현금 보유기업 식별

본 절에서는 현금보유 결정모형을 베이스라인 모

형으로 사용하여, 표본기업 중에서 초과현금 보유기업을 식별한다. 먼저, 베이스라인 모형의 모수를 추정하는 다음, 그 결과를 전체 표본기업에 적용하여 베이스라인 현금보유 비율과 그 표준편차를 추정한다. 그리고 실제 현금보유 비율이 베이스라인 현금보유 비율보다 1표준편차만큼 더 큰 기업을 초과현금 보유기업으로 식별한다.

〈표 4〉는 현금보유 결정모형을 고정효과모형으로 추정한 결과를 나타낸다. [모형 1], [모형 2] 및 [모형 3]은 상충이론, 자본조달순서이론 및 대리인이론에 관한 변수들에 대한 추정 결과를 각각 나타내고, [모형 4]는 세 가지 이론에 관한 모든 변수들에 대한 추정 결과를 나타낸다. 본 연구에서는 라그랑지 승수 검정, 하우스만 검정과 같은 통계적 검정 절차를 거쳐 고정효과모형을 적용한다. 라그랑지 승수 검정을 통해 기업특성효과와 시간특성효과가 1% 수준에서 유의하게 존재하고, 하우스만 검정을 통해 고정효과모형이 확률효과모형보다 1~5% 수준에서 유의함을 확인하였다. 그리고 모형의 설명력은 비교

〈표 4〉 현금보유 결정모형 추정

현금보유 결정모형을 고정효과모형으로 추정한다. [모형 1], [모형 2] 및 [모형 3]은 상충이론, 자본조달순서이론 및 대리인이론 변수들에 대한 추정 결과를 각각 나타내고, [모형 4]는 세 가지 이론에 관한 모든 변수들에 대한 추정 결과를 나타낸다. 종속변수는 현금보유 비율이고, 설명변수는 자본지출 비율, 순운전자본 비율, 수익성 비율, 투자활동으로 인한 현금흐름 비율, 재무활동으로 인한 현금흐름 비율, 재무적자 비율, MTB 비율, 레버리지 비율 및 기업규모이다. ()안은 오차항의 이분산성을 고려하여 White-corrected standard errors를 적용한 t-값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	예상부호	모형1	모형2	모형3	모형4
상수		0.146** (2.37)	0.156*** (36.73)	0.368*** (6.08)	0.154** (2.49)
CAPEX	-	-0.011* (-1.80)			-0.013* (-1.84)
NWC	-	-0.218*** (-31.76)			-0.223*** (-32.46)
ROA	+	0.406* (1.70)			0.398* (1.67)
INVCF	+	0.216*** (20.63)			0.220*** (19.86)
FINCF	+	0.159*** (13.57)			0.163*** (13.58)
DEFA	-		-0.001** (-2.50)		-0.001** (-1.98)
MTB	+	0.006*** (3.20)		0.001*** (2.95)	0.008*** (3.51)
L	-	-0.058*** (-7.48)	-0.035*** (-6.76)	-0.024*** (-4.53)	-0.061*** (-7.73)
SIZE	-	-0.016*** (-3.86)		-0.008*** (-4.67)	-0.018*** (-3.98)
관측수(n)		10,702	10,702	10,702	10,702
기업수(g)		1,176	1,176	1,176	1,176
R ² -within		0.2541	0.0486	0.0353	0.2586
R ² -between		0.3481	0.0689	0.0546	0.3471
R ² -overall		0.2768	0.0526	0.0467	0.2738
Lagrange multiplier test		5968.17***	5049.43***	5076.34***	5919.76***
Hausman test		266.75***	37.53***	11.86**	269.52***
F-value		241.87***	13.87***	16.54***	247.18***

적 높게 나왔고, 모형의 적합도는 1% 수준에서 유의하게 나왔다.

분석 결과, 기업의 투자결정과 운전자본정책 변수에 속하는 자본지출 비율(CAPEX)과 순운전자본

비율(NWC)은 현금보유에 각각 10%와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 수익성 비율(ROA)은 수익성 변수로서 현금보유에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 상충

이론을 지지한다. Opler et al.(1999)은 기업이 현금부족으로 재무적 곤경에 처하면, 자본지출을 축소하여 현금유동성을 확보한다고 하였고, D'Mello et al.(2008)은 순운전자본은 현금보유와 대체관계가 있으므로 현금보유에 음(-)의 영향을 미친다고 하였으며, Kim et al.(1998)은 수익성이 높을수록 현금흐름이 많이 창출되기 때문에 현금보유가 증가하는 결과가 된다고 하였다.

투자활동으로 인한 현금흐름 비율(*INVCF*)과 재무활동으로 인한 현금흐름(*FINCF*)은 현금보유에 각각 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 상충이론을 지지한다. Lee and Powell (2011)은 투자활동으로 인한 현금흐름과 재무활동으로 인한 현금흐름은 모두 현금보유에 양(+)의 영향을 미친다고 하였다.

재무적자 비율(*DEFA*)은 현금보유에 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는데, 이는 자본조달순서이론을 지지한다. 즉, Jani et al.(2008)은 재무적자가 증가할수록 현금보유가 감소한다고 하였다. *MTB* 비율(*MTB*)은 성장기회 변수로서 현금보유에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 상충이론을 지지한다. 즉, Opler et al.(1999), Ferreira and Vilela(2004) 등은 성장기회가 유망할수록 재무적 곤경으로 인한 성장기회 포기의 예상손실이 크기 때문에, 이를 예방하기 위하여 현금보유를 증가시킨다고 하였다.

레버리지 비율(*L*)은 현금보유에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는데, 이는 상충이론, 자본조달순서이론 및 대리인이론을 모두 지지한다. 즉, John(1993)은 레버리지 비율은 부채조달능력의 대용변수로 해석할 수 있으므로, 레버리지 비율이 높은 기업은 부채조달을 통해 필요한 자금을 쉽게 조달할 수 있기 때문에 현금보유를 증가시킬 필

요가 없다고 하였다. 자본조달순서이론에서는 동전의 양면과 같은 관점에서 현금을 음(-)의 부채로 해석하므로, 레버리지 비율은 현금보유와 음(-)의 관계가 성립한다. 대리인이론에서는 잉여현금흐름이 증가하면 부채상환을 통해 레버리지 비율을 낮추고, 그래도 여유가 있으면 현금보유를 증가시키므로, 레버리지 비율은 현금보유와 음(-)의 관계가 성립한다. 그리고 기업규모(*SIZE*)는 현금보유에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는데, 이는 상충이론으로 설명할 수 있다. 즉, Ferreira and Vilela (2004)는 기업규모가 작을수록 자금조달비용이 비싸다고 하였는데, 이는 기업규모와 현금보유는 음(-)의 관계가 있음을 의미한다.

종합적으로 해석하면, 한국 상장기업에서는 현금보유 결정요인에 관한 3가지 이론 중에서, 상충이론이 현금보유를 가장 잘 설명하고, 자본조달순서이론과 대리인이론은 부분적으로 설명한다. 상충이론에 관한 변수 중에서, 수익성 비율, 투자활동으로 인한 현금흐름, 재무활동으로 인한 현금흐름 및 *MTB* 비율은 현금보유에 모두 1~10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 자본지출 비율, 순운전자본 비율, 레버리지 비율 및 기업규모는 1~10% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 자본조달순서이론에 관한 변수 중에서, 재무적자 비율과 레버리지 비율은 현금보유에 1~5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 대리인이론에 관한 변수 중에서, *MTB* 비율과 레버리지 비율은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다.

본 연구에서는 현금보유 결정모형을 베이스라인 모형으로 사용하여 초과현금 보유기업을 식별한다. 먼저, <표 4>의 [모형 4]를 적용하여 베이스라인 모형의 모수를 추정한다. 그리고 베이스라인 모형의 모수 추정 결과를 전체 표본기업에 적용하여 베이스

〈표 5〉 현금의 한계가치 측정에 필요한 기초 통계량 분석

현금의 한계가치 측정에 필요한 기초 통계량(평균, 중위수)을 분석한다. 주식초과수익률은 연간주식수익률에서 벤치마크 수익률을 차감하여 측정하며, 벤치마크 수익률은 종합주가지수를 사용한 시장포트폴리오 수익률로 측정한다. 주식초과수익률과 레버리지 비율을 제외한 모든 변수는 시가총액으로 표준화하며, 상호작용변수가 두 가지이다.

변수	전체 표본기업		비초과현금 보유기업		초과현금 보유기업		초과현금 보유기업					
							일시적		지속적			
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	2년		3년 이상	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수
$R_{i,t} - R_{i,t}^B$	-0.0243	-0.0326	-0.0227	-0.0349	-0.0358	-0.0443	-0.0196	-0.0235	-0.0392	-0.0375	-0.0278	-0.0264
$\Delta C_i/M_{i-1}$	0.0149	0.0036	-0.0057	-0.0001	0.0596	0.0307	0.0783	0.0361	0.0506	0.0276	0.0617	0.0589
C_{i-1}/M_{i-1}	0.1827	0.1453	0.1296	0.1021	0.1786	0.1464	0.1302	0.1016	0.2087	0.1750	0.2176	0.2018
$\Delta EBIT_i/M_{i-1}$	0.0132	0.0122	0.0156	0.0138	0.0170	0.0092	0.0119	0.0125	0.0140	0.0076	0.0652	0.0586
$\Delta NA_i/M_{i-1}$	0.1586	0.1443	0.1027	0.1186	0.2196	0.1802	0.2207	0.2015	0.2168	0.1706	0.2458	0.2569
$\Delta RD_i/M_{i-1}$	0.0041	0.0008	0.0040	0.0008	0.0036	0.0007	0.0019	0.0007	0.0042	0.0007	0.0017	0.0004
$\Delta INT_i/M_{i-1}$	-0.0242	-0.0003	-0.0314	-0.0009	-0.0008	-0.0001	-0.0049	-0.0003	-0.0016	-0.0002	-0.0009	-0.0001
L_{i-1}	0.5246	0.5286	0.5519	0.5686	0.4476	0.4406	0.4825	0.4916	0.4345	0.4186	0.4468	0.4285
$XF_{i,t}/M_{i,t-1}$	0.0159	0.0059	0.0238	0.0176	0.0165	0.0119	0.0198	0.0185	0.0187	0.0176	0.0247	0.0219
$\Delta D_i/M_{i-1}$	0.0051	0.0028	0.0062	0.0030	0.0068	0.0025	0.0072	0.0019	0.0059	0.0020	0.0086	0.0058
$C_{i-1}/M_{i-1} \times \Delta C_i/M_{i-1}$	-0.0116	0.0001	-0.0188	0.0001	0.0086	0.0014	0.0123	0.0012	0.0064	0.0018	0.0078	0.0026
$L_{i-1} \times \Delta C_i/M_{i-1}$	0.0143	0.0012	-0.0013	-0.0001	0.0360	0.0098	0.0503	0.0131	0.0263	0.0091	0.0345	0.0276

라인 현금보유 비율과 그 표준편차를 추정한다. 마지막으로, 초과현금 보유 비율을 [실제 현금보유 비율 - (베이스라인 현금보유 비율 + 베이스라인 현금보유 비율의 표준편차)]로 측정하고, 이 비율이 0 이상인 기업을 초과현금 보유기업으로 정의한다. 따라서 초과현금 보유기업은 실제 현금보유 비율이 베이스라인 현금보유 비율보다 1표준편차 만큼 더 큰 기업을 말한다. 그리고 초과현금 보유기업은 다시 지속적 초과현금 보유기업(초과현금을 2년 또는 3년 이상 지속적으로 보유한 기업)과 일시적 초과현금 보유기업(초과현금을 1년 동안 일시적으로 보유한 기업)으로 분류한다.³⁾

〈표 5〉는 현금의 한계가치 측정에 필요한 기초 통계량 분석 결과를 나타낸다. 전체 표본기업은 비초과현금 보유기업과 초과현금 보유기업으로 분류하고, 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업과 2년 및 3년 이상 지속적 초과현금 보유기업으로 분류한다. 주식초과수익률($R_{i,t} - R_{i,t}^B$)의 평균(중위수)은 초과현금 보유기업이 비초과현금 기업보다 낮고, 초과현금 보유기업 중에서도 2년 및 3년 이상 지속적 초과현금 보유기업이 일시적 초과현금 보유기업보다 낮다. 전체 표본기업의 현금 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)의 평균(0.0149)과 중위수(0.0036)가 모두 0에 근접하므로, 이 변수의 분포는 대칭분포에

3) 본 연구에서는 초과현금 보유기업을 식별하기 위하여 베이스라인 현금보유 비율의 표준편차를 1 외에 1.5를 적용하여 분석하였으나 분석결과는 유사하게 나왔다. 다만, 표준편차를 높게 적용하면 초과현금 보유기업의 관측수가 크게 감소하는 문제점이 발생한다.

가깝다. 전체 표본기업의 현금 비율(C_{t-1}/M_{t-1})의 평균(0.1827)은 중위수(0.1453)보다 크므로, 좌측으로 꼬리가 긴 비대칭 분포를 나타낸다. 현금 비율(C_{t-1}/M_{t-1})의 평균(중위수)은 초과현금 보유기업이 비초과현금 보유기업보다 크고, 초과현금 보유기업 중에서는 일시적 초과현금 보유기업이 2년 및 3년 이상 지속적 초과현금 보유기업보다 작다. 전체 표본기업의 수익성 비율 변화($\Delta EBIT_t/M_{t-1}$)와 R&D 투자 비율 변화($\Delta RD_t/M_{t-1}$)는 거의 0에 근접하지만 양(+)¹⁾의 값을 나타내는데, 이는 수익성과 R&D 투자가 시간이 경과하더라도 꾸준히 증가함을 시사한다.

4.3 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향

본 절에서는 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향을 분석한다. 즉, Faulkender and Wang(2006)의 주식초과수익률 결정모형을 원용하여, 초과현금 보유수준이 증가할수록 현금의 한계가치가 하락하는가, 그리고 초과현금 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치가 하락하는가를 분석한다.

〈표 6〉은 현금의 한계가치에 관한 분석결과를 나타낸다. [모형 1]은 전체 표본기업에 대한 분석결과를 나타내고, [모형 2]와 [모형 3]은 비초과현금 보유기업과 초과현금 보유기업에 대한 분석결과를 나타내며, 그리고 [모형 4]와 [모형 5] 및 [모형 6]은 초과현금의 보유기간에 따라 일시적 초과현금 보유기업과 지속적(2년) 초과현금 보유기업 및 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업에 대한 분석결과를 각각 나타낸다.

먼저, [모형 1]에 대한 분석 결과, 현금 비율 변화

($\Delta C_t/M_{t-1}$)는 주식초과수익률에 1% 수준에서 유의한 양(+)²⁾의 영향을 미치며, 그 계수값이 0.514로 추정되었다. 이는 기업이 보유하는 현금이 1원 증가하면 주주부는 1원보다 작은 0.514원 만큼 증가함을 의미한다. 즉, 주주들은 기업이 보유하는 현금 1원에 대한 한계가치를 1원보다 작은 0.514원으로 평가함을 의미한다. 다시 말해, 주주들은 자신들이 개인적으로 보유하는 현금보다 기업이 보유하는 현금의 한계가치를 더 낮게 평가한다. 그 이유는 기업이 보유하는 현금 1원당 한계가치를 세금 공제 후 기준으로 평가하기 때문이다(Faulkender and Wang, 2006).

그러나 기업이 이미 기존의 현금을 보유하고 있거나 부채를 사용하고 있을 경우에는 앞에서 설명한 2가지 상호작용변수에 의해 현금 1원당 한계가치가 더 낮게 평가될 수 있다. 즉, 기존의 현금 비율(C_{t-1}/M_{t-1})이 높을수록, 그리고 레버리지 비율(L_{t-1})이 높을수록 현금의 한계가치가 하락한다. 이러한 효과는 현금 비율과 현금변화 비율간의 상호작용변수($C_{t-1}/M_{t-1} \times \Delta C_t/M_{t-1}$)와 레버리지 비율과 현금변화 비율간의 상호작용변수($L_{t-1} \times \Delta C_t/M_{t-1}$)를 통하여 포착할 수 있다. 먼저, 현금 비율과 현금변화 비율간의 상호작용변수는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 음(-)³⁾의 영향을 미치며, 그 계수값(β_9)은 -0.001이다. 이러한 결과는 기업이 보유하는 기존의 현금 수준이 높을수록 현금의 한계가치는 하락함을 의미한다. 즉, 주주들은 기업이 보유하는 현금 수준이 과다하면 현금 1원당 한계가치를 낮게 평가한다. 그리고 레버리지 비율과 현금변화 비율간의 상호작용변수는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 음(-)⁴⁾의 영향을 미치며, 그 계수값(β_{10})은 -0.015이다. 이러한 결과는 기업이 부채를 사용하여 레버리지 수준이 증가할수록 현금의 한계가치

〈표 6〉 현금의 한계가치에 관한 회귀분석

현금의 한계가치에 관한 회귀분석을 실시한다. [모형 1]은 전체 표본기업, [모형 2]와 [모형 3]은 비초과현금 보유기업과 초과현금 보유기업, [모형 4]와 [모형 5] 및 [모형 6]은 초과현금의 보유기간에 따라 일시적 초과현금 보유기업과 지속적(2년) 초과현금 보유기업 및 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업에 대한 추정 결과를 각각 나타낸다. 종속 변수는 주식초과수익률이고, 설명변수는 현금변화 비율이며, 통제변수는 현금 비율, 이자비용 변화 비율, 현금배당 변화 비율, 레버리지 비율, 외부금융 비율, 비현금자산 변화 비율, R&D 투자 변화 비율, EBIT 변화 비율 및 두 가지 상호작용변수로 구성된다. ()안은 오차항의 이분산성을 고려하여 White-corrected standard errors를 적용한 t-값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	기호	예상 부호	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
			전체 표본기업	비초과현금 보유기업	초과현금 보유기업	일시적 초과현금 보유기업	지속적(2년) 초과현금 보유기업	지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업
상수	β_0		-0.086*** (-7.26)	-0.065*** (-5.82)	-0.029* (-1.68)	0.028 (0.98)	0.034* (1.86)	0.040 (1.00)
$\Delta C_t/M_{t-1}$	β_1	+	0.514*** (3.11)	0.536*** (2.88)	0.237** (2.50)	0.208** (2.23)	0.182* (1.93)	0.147* (1.81)
C_{t-1}/M_{t-1}	β_2	+	0.023*** (3.27)	0.020*** (2.91)	0.263*** (5.76)	0.198** (2.52)	0.276*** (4.62)	0.149** (2.38)
$\Delta EBIT_t/M_{t-1}$	β_3	+	0.009** (2.49)	0.007* (1.66)	0.151** (2.53)	0.027 (0.40)	0.176** (2.43)	0.018 (0.32)
$\Delta NA_t/M_{t-1}$	β_4	+	0.008*** (3.06)	0.010*** (3.21)	0.005 (0.86)	0.009 (0.52)	0.078* (1.68)	0.005 (0.17)
$\Delta RD_t/M_{t-1}$	β_5	+	0.215** (2.04)	0.228* (1.88)	0.230 (1.36)	0.128 (1.26)	0.093 (0.52)	0.153* (1.68)
$\Delta INT_t/M_{t-1}$	β_6	-	-0.018*** (-2.98)	-0.021*** (-3.04)	-0.338*** (-4.17)	-0.025 (-0.10)	-0.438*** (-3.05)	-0.048 (-1.31)
L_{t-1}	β_7	-	-0.163*** (-11.63)	-0.171*** (-12.53)	-0.037 (-1.18)	-0.186*** (-2.75)	-0.116* (-1.75)	-0.096* (-1.66)
$XF_{i,t}/M_{i,t-1}$	β_8	+	0.016 (1.50)	0.014 (1.56)	0.006* (1.67)	0.004 (0.89)	0.008 (1.05)	0.010 (0.44)
$\Delta D_t/M_{t-1}$	β_9	+	0.005 (1.05)	0.004 (1.10)	0.542 (1.60)	0.684 (0.85)	0.862* (1.70)	0.410 (1.49)
$C_{t-1}/M_{t-1} \times \Delta C_t/M_{t-1}$	β_{10}	-	-0.001* (-1.71)	-0.001 (-0.62)	-0.008* (-1.74)	-0.136** (-2.06)	-0.085 (-1.53)	-0.093 (-1.08)
$L_{t-1} \times \Delta C_t/M_{t-1}$	β_{11}	-	-0.015* (-1.69)	-0.013 (-0.09)	-0.249* (-1.73)	-0.583* (-1.82)	-0.106 (-0.64)	-0.189 (-0.52)
관측수(n)			10,702	6,739	3,963	1,633	1,520	810
기업수(g)			1,176	882	787	779	550	378
R^2 - within			0.1956	0.1686	0.1117	0.1086	0.0978	0.0548
R^2 - between			0.2634	0.2253	0.1458	0.1546	0.1246	0.0743
R^2 - overall			0.2176	0.1847	0.1265	0.1268	0.1083	0.0586
Lagrange multiplier test			43.51***	28.64***	19.80***	17.76***	15.75***	9.76***
Hausman test			108.84***	75.93***	61.63***	71.94***	64.83***	38.67***
F-value			19.69***	15.06***	10.75***	11.68***	9.85***	5.43***
회귀계수 동등성 검정 (t-value)			H_0 : 비초과현금보유기업(β_1)-초과현금보유기업(β_1)=0.299(4.63)*** H_0 : 일시적초과현금보유기업(β_1)-지속적(2년)초과현금보유기업(β_1)=0.026(1.72)* H_0 : 일시적초과현금보유기업(β_1)-지속적(3년이상)초과현금보유기업(β_1)=0.061(1.69)*					

가 하락함을 의미한다. 즉, 주주들은 기존의 레버리지 수준이 높은 기업은 현금으로 창출된 부가가치 중에서 채권자에게 이자비용으로 지급되는 부분이 증가하므로 현금 1원당 한계가치를 낮게 평가한다. <표 5>에서 전체 표본기업의 현금 비율(C_{t-1}/M_{t-1})은 평균 18.27%이고 레버리지 비율(L_{t-1})은 평균 52.46%이므로, 주주들은 평균적으로 현금의 한계가치를 0.506원($=0.514 + (-0.001 \times 0.1827) + (-0.015 \times 0.5246)$)으로 평가한다. 이러한 결과는 주주들이 현금의 한계가치를 세금 공제 후 기준으로 평가하기 때문에 개인적으로 보유하는 현금보다 기업이 보유하는 현금의 한계가치를 더 낮게 평가함을 의미한다.

통제변수들에 대한 분석결과는 예상과 거의 일치하게 나왔다. 먼저, 현금 비율(C_{t-1}/M_{t-1})은 기존의 현금 수준에 관한 통제변수로서 주식초과수익률에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, EBIT 변화 비율($\Delta EBIT_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 수익성 변화에 관한 통제변수로서 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 비현금자산 변화 비율($\Delta NA_{i,t}/M_{i,t-1}$)과 R&D 투자 변화 비율($\Delta RD_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 유형자산과 무형자산투자에 관한 통제변수로서 주식초과수익률에 1%와 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 자본조달정책 변화에 관한 통제변수 중에서, 이자비용 변화 비율($\Delta INT_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 주식초과수익률에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 레버리지 비율($L_{i,t-1}$)은 기존의 레버리지 수준을 통제하기 위한 변수로서 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 외부금융 비율($XF_{i,t}/M_{i,t-1}$)은 외부금융능력을 나타내는 대용변수로서 유의하지 않고, 배당 변화 비율($\Delta D_{i,t}/M_{i,t-1}$)도 유의하지 않다.

[모형 2]와 [모형 3]에서 비초과현금 보유기업과 초과현금 보유기업에 대한 분석 결과를 보면, 각각

의 현금보유 비율 변화($\Delta C_t/M_{t-1}$)는 주식초과수익률에 1~5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 그 계수값은 전자(0.536)가 후자(0.237)보다 더 크다. 이러한 결과는 비초과현금 보유기업이 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 높음을 의미한다. 그리고 [모형 4]와 [모형 5] 및 [모형 6]에서 일시적 초과현금 보유기업과 지속적(2년) 초과현금 보유기업 및 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업에 대한 분석 결과를 보면, 일시적 초과현금 보유기업과 지속적(2년) 초과현금 보유기업 및 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_t/M_{t-1}$)는 각각 주식초과수익률에 5%와 10% 및 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 그 계수값은 일시적 초과현금 보유기업(0.208)이 지속적(2년) 초과현금 보유기업(0.182) 및 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업(0.147)보다 더 크다. 또한, McDowell(2005)의 방법에 따라, 회귀계수간의 동등성 검정을 실시한 결과, 비초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_t/M_{t-1}$)의 계수값($\beta_1=0.536$)은 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_t/M_{t-1}$)의 계수값(0.237)보다 1% 수준에서 유의하게 크고, 초과현금 보유기업 중에서 일시적 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_t/M_{t-1}$)의 계수값($\beta_1=0.208$)은 지속적(2년) 초과현금 보유기업의 계수값(0.182)이나 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업의 계수값(0.147)보다 각각 10% 수준에서 유의하게 크다. 이러한 결과는 지속적 초과현금 보유기업이 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락할 뿐만 아니라, 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치가 더 하락함을 의미한다. 따라서 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 현금보유에 따라 주주가치가 하락하고, 지속적 초과현금 보유기업

은 일시적 초과현금 보유기업보다 초과현금 보유기간이 길어짐에 따라 주주가치가 더 하락한다. 다시 말해, 기업이 초과현금을 지속적으로 보유하면 주주가치가 훼손될 수 있다. 또한, 이러한 결과는 자본시장에서 주주들이 초과현금을 지속적으로 보유하는 기업을 규율한다는 의미를 가지며, 기업이 초과현금을 지속적으로 보유하면 대리인 비용이 크게 증가한다는 주장과도 관련이 있다.

〈표 7〉은 현금의 한계가치에 관한 강건성 검정 결과를 나타낸다. 주식초과수익률은 연간 수익률로 추정하고, 벤치마크 수익률은 시장-산업-규모 및 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 사용하여 측정한다. [모형 1]은 일시적 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정한 결과를 나타내고, [모형 2]는 지속적(2년) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정한 결과를 나타내며, [모형 3]은 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정한 결과를 나타낸다. [모형 4]는 일시적 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정한 결과를 나타내고, [모형 5]는 지속적(2년) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정한 결과를 나타내며, [모형 6]은 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정한 결과를 나타낸다.

먼저, [모형 1]의 일시적 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)는 주식초과수익률에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, [모

형 2]의 지속적(2년) 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치며, [모형 3]의 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 그 계수값은 각각 0.276, 0.197 및 0.138로서, 일시적 초과현금 보유기업의 계수값(0.276)이 지속적(2년) 초과현금 보유기업(0.197)이나 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업(0.138)보다 더 크다. 그리고 회귀계수간의 동등성 검정을 실시한 결과, [모형 1]의 일시적 초과현금 보유기업의 계수값(0.276)이 [모형 2]의 지속적(2년) 초과현금 보유기업(0.197)이나 [모형 3]의 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업(0.138)보다 각각 5%와 10% 수준에서 유의하게 더 크게 나왔다.

그리고 [모형 4]의 일시적 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)는 주식초과수익률에 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, [모형 5]의 지속적(2년) 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치며, [모형 6]의 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업의 현금보유 비율 변화($\Delta C_i/M_{i-1}$)는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 그 계수값은 각각 0.205, 0.156 및 0.127로서, 일시적 초과현금 보유기업의 계수값(0.205)이 지속적(2년) 초과현금 보유기업(0.156)이나 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업(0.127)보다 더 크다. 그리고 회귀계수간의 동등성 검정을 실시한 결과, [모형 4]의 일시적 초과현금 보유기업의 계수값(0.205)이 [모형 5]의 지속적(2년) 초과현금 보유기업(0.156)이나 [모형 6]의 지속적(3년 이상) 초과현

〈표 7〉 현금의 한계가치에 관한 강건성 검정

현금의 한계가치에 관한 강건성 검정을 실시한다. 주식초과수익률은 연간 수익률로 측정하고, 벤치마크 수익률은 시장-산업-규모 및 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 사용한다. [모형 1]은 일시적 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정된 결과를 나타내고, [모형 2]는 지속적(2년) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정된 결과를 나타내며, [모형 3]은 지속적(3년 이상) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-규모 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정된 결과를 나타내며, [모형 4]는 일시적 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정된 결과를 나타내며, [모형 5]는 지속적(2년) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정된 결과를 나타내며, [모형 6]은 지속적(2년) 초과현금 보유기업을 대상으로 시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률을 벤치마크 수익률로 사용하여 추정된 결과를 나타낸다. 종속변수는 주식초과수익률이고, 설명변수는 현금보유 변화 비율이며, 통제변수는 현금보유 비율, 이자 비용 변화 비율, 현금배당 변화 비율, 레버리지 비율, 외부금융 비율, 비현금자산 변화 비율, R&D 투자 변화 비율, EBIT 변화 비율 및 두 가지 상호작용변수로 구성된다. 모형1~모형3 및 모형4의 ()안은 오차항의 이분산성을 고려하여 White-corrected standard errors를 적용한 t-값 및 z-값을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	기호	예상 부호	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
초과현금 보유기간			일시적	지속적(2년)	지속적(3년 이상)	일시적	지속적(2년)	지속적(3년 이상)
벤치마크 수익률			시장-산업-규모 포트폴리오 수익률	시장-산업-규모 포트폴리오 수익률	시장-산업-규모 포트폴리오 수익률	시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률	시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률	시장-산업-MTB 포트폴리오 수익률
상수	β_0		0.036 (0.20)	0.058 (1.53)	0.026 (1.31)	0.063 (0.75)	0.045 (0.68)	0.031 (0.54)
$\Delta C_t/M_{t-1}$	β_1	+	0.276*** (2.60)	0.197* (1.94)	0.138* (1.67)	0.205** (2.26)	0.156* (1.80)	0.127* (1.66)
C_{t-1}/M_{t-1}	β_2	+	0.252*** (3.46)	0.288*** (4.17)	0.195*** (2.97)	0.276*** (3.09)	0.187*** (3.86)	0.216*** (2.87)
$\Delta EBIT_t/M_{t-1}$	β_3	+	0.046 (0.72)	0.196** (2.15)	0.097* (1.72)	0.032 (0.39)	0.137 (0.81)	0.087 (0.64)
$\Delta NA_t/M_{t-1}$	β_4	+	0.009 (0.46)	0.031 (1.13)	0.006 (0.50)	0.016 (0.90)	0.009 (0.78)	0.005 (0.59)
$\Delta RD_t/M_{t-1}$	β_5	+	0.238* (1.86)	0.117 (0.68)	0.134 (0.73)	0.149 (1.61)	0.130 (0.47)	0.097 (0.86)
$\Delta INT_t/M_{t-1}$	β_6	-	-0.586** (-1.98)	-0.404** (-2.35)	0.286* (1.73)	-0.762** (-2.45)	-0.289** (-2.51)	-0.217* (-1.90)
L_{t-1}	β_7	-	-0.127* (-1.84)	-0.095** (-2.16)	-0.087* (1.90)	-0.127* (-1.78)	-0.055 (-0.92)	-0.076 (-1.06)
$XF_{i,t}/M_{i,t-1}$	β_8	+	0.028 (0.74)	0.036 (0.88)	0.021 (0.65)	0.017 (0.60)	0.048 (0.76)	0.036 (0.61)
$\Delta D_t/M_{t-1}$	β_9	+	0.757 (1.26)	0.673 (1.09)	0.541 (0.96)	1.246 (1.45)	0.548 (1.28)	0.0786 (1.34)
$C_{t-1}/M_{t-1} \times \Delta C_t/M_{t-1}$	β_{10}	-	-0.163*** (-2.27)	-0.058 (-1.48)	-0.109 (-1.36)	-0.176** (-2.28)	-0.009 (-0.63)	-0.013 (-0.78)
$L_{t-1} \times \Delta C_t/M_{t-1}$	β_{11}	-	-0.653* (-1.91)	-0.158 (-0.88)	-0.976 (-0.64)	-0.953** (-2.40)	-0.085 (-0.53)	-0.109 (-0.66)
관측수(n)			1,633	1,520	810	1,633	1,520	810
기업수(g)			779	550	378	779	550	378
R^2 -within			0.0986	0.0756	0.0649	0.0926	0.0718	0.0597
R^2 -between			0.1352	0.0983	0.0768	0.1298	0.0957	0.0683
R^2 -overall			0.1046	0.0845	0.0684	0.0967	0.0879	0.0615
Lagrange multiplier test			14.17***	10.61***	9.54***	14.23***	10.91***	9.14***
Hausman test			63.52***	55.84***	51.86***	62.76***	56.65***	49.58***
F-value			9.80***	8.27***	7.69***	9.56***	8.06***	7.35***
회귀계수 동등성 검정 (t-value)			H_0 : 일시적(β_1)-지속적(2년)(β_1) = 0.079(2.18)**			H_0 : 일시적(β_1)-지속적(2년)(β_1) = 0.049(1.79)*		
			H_0 : 일시적(β_1)-지속적(3년이상)(β_1) = 0.138(1.94)*			H_0 : 일시적(β_1)-지속적(3년이상)(β_1) = 0.078(1.66)*		

금 보유기업(0.127)보다 각각 10% 수준에서 유의하게 더 크게 나왔다.

강건성 검정의 결과를 종합하면, 지속적(2년 또는 3년 이상) 초과현금 보유기업이 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락할 뿐만 아니라, 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치가 더 크게 하락한다. 따라서 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 주주가치가 더 하락하고, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 초과현금 보유기간이 길어짐에 따라 주주가치가 더 크게 하락한다. 이러한 결과는 자본 시장에서 주주들이 초과현금을 지속적으로 보유하는 기업을 규율한다는 시사점을 가지며, 기업이 초과현금을 지속적으로 보유하면 대리인 비용이 크게 증가할 수 있다는 주장과도 관련이 있다.

V. 결론

본 연구는 1999년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저, 현금보유 결정모형을 베이스라인 모형으로 사용하여 전체 표본기업을 비초과현금 보유기업과 초과현금 보유기업으로 분류하고, 초과현금 보유기업은 다시 초과현금의 보유기간에 따라 지속적 초과현금 보유기업과 일시적 초과현금 보유기업으로 분류한 다음, 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향을 분석하였으며, 주요한 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 한국 기업의 현금보유는 선행연구와 마찬가지로 상충이론으로 가장 잘 설명된다. 기업의 현금

보유는 수익성, 성장성, 투자활동으로 인한 현금흐름 및 재무활동으로 인한 현금흐름과 양(+)의 관계가 있고, 자본지출, 순운전자본, 재무적자, 레버리지 및 기업규모와 음(-)의 관계가 있다.

둘째, 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락하고, 기존의 현금 보유 비율이 높거나 레버리지 비율이 높을 경우에는 현금의 한계가치가 더 크게 하락한다.

셋째, 초과현금의 보유기간에 따라, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락한다. 즉, 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치는 더 크게 하락한다. 이러한 결과는 지속적 초과현금 보유기업이 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락할 뿐만 아니라, 초과현금의 보유기간이 길어질수록 현금의 한계가치가 더 크게 하락한다는 증거가 된다. 따라서 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 주주가치가 더 하락하고, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 초과현금 보유기간이 길어짐에 따라 주주가치가 더 크게 하락한다고 할 수 있다.

넷째, 강건성 검정의 차원에서 시장, 산업, 규모 및 MTB 비율을 벤치마크 기준으로 사용하여 벤치마크 수익률과 주식초과수익률을 측정하여 추가분석을 실시하였으나, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 초과현금 보유기업은 비초과현금 보유기업보다 현금의 한계가치가 더 하락하고, 지속적 초과현금 보유기업은 일시적 초과현금 보유기업보다 초과현금의 보유기간이 길어짐에 따라 현금의 한계가치가 더 크게 하락한다고 해석할 수 있다.

결론적으로, 기업의 초과현금 보유는 현금의 한계

가치 하락을 통하여 주주가치를 훼손시키는 역할을 한다고 할 수 있다. 이러한 결과는 자본시장이 초과현금 보유기업을 규율한다는 의미를 가지며, 초과현금의 보유기간이 길어지면 길어질수록 더 엄하게 규율한다는 주장과도 일치한다. 다시 말해, 초과현금의 보유기간은 그 보유수준보다 주주가치 훼손에 더 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이러한 결과는 기업이 초과현금을 필요 이상으로 과다하게 보유하지 않도록 그 보유수준을 적정하게 관리하고, 초과현금의 보유기간이 지나치게 길어지지 않도록 그 보유기간을 적정하게 관리함으로써 주주가치를 보존할 수 있음을 시사한다. 나아가, 이러한 결과는 2008년 미국 금융위기와 2011년 유럽 재정위기 이후 기업 현실에서 현금보유의 중요성을 지나치게 강조한 나머지, 초과현금을 과다하게 보유하면 현금의 한계가치 하락을 통하여 오히려 주주가치를 훼손시킬 수 있다는 점을 실증적으로 입증하는 증거가 될 수 있다.

그러나 본 연구는 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업만을 대상으로 하고, 엄격한 표본추출 기준에 적합한 기업에 한정하여 분석하였으므로, 분석 결과에 대한 해석을 일반화하는 데는 많은 한계가 있다. 또한, 본 연구는 기업의 초과현금 보유가 현금의 한계가치에 미치는 영향에 관한 초기 단계의 연구에 불과하므로, 앞으로 보다 정밀한 연구를 위해서는 표본기업을 더욱 확대하고 분석기법을 다양화할 필요가 있다고 생각한다.

참고문헌

- 공재식(2006), "우리나라 기업의 현금보유수요 결정요인 분석," **재무연구**, 제19권 제1호, 1-41.
- 김미형(2007), "현금보유량이 기업의 가치에 미치는 영향," **국제회계연구**, 제17집, 183-203.
- 김병기(2004), "상장기업의 현금보유수준에 관한 실증분석," **금융공학연구**, 제3권 제2호, 147-170.
- 김성표, 손판도(2009), "현금보유 수준의 결정요인과 초과현금 보유기업의 특성에 관한 연구," **재무와 회계정보저널**, 제9권 제2호, 55-80.
- 빈기범, 서은숙, 송민규(2007), "기업현금성 자산 보유가 기업가치에 미치는 영향," **한국경제연구**, 제19권, 5-37.
- 신민식, 김수은(2010), "기업의 재무적 제약과 현금보유 조정속도," **경영연구**, 제25권 제4호, 243-270.
- 임병균, 손판도, 감동석(2011), "재무제약 하에서 기업가치 및 투자에 현금보유가치가 어떻게 영향을 주는가?" **금융공학연구**, 제10권 제2호, 75-98.
- Almeida, H., M., Campello, and M. S. Weisbach (2004), "The Cash Flow Sensitivity of Cash," *Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
- Blanchard, O. J., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer(1994), "What Do Firms Do with Cash Windfalls?" *Journal of Financial Economics*, 36(3), 337-360.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan(1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Byoun, S.(2008), "How and When Do Firms Adjust Their Capital Structures toward Targets?" *Journal of Finance*, 63(6), 3069-3096.
- Chamberlain, G. and Z. Griliches(1984), *Panel Data*, in Z. Griliches, and M. Intrilligator, eds. *Handbook of Econometrics 2*.
- Daniel, K, and S. Titman(1997), "Evidence on the Characteristics of Cross-Sectional Variation in Common Stock Returns," *Journal of Finance*, 52(1), 1-34.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith and H. Servaes(2003),

- "International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1), 111-133.
- Dittmar, A. and J. Mahrt-Smith(2007), "Corporate Governance and the Value of Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, 83(3), 599-634.
- D'Mello, R., S. Krishnaswami, and P. Larkin(2008), "Determinants of Corporate Cash Holdings: Evidence from Spin-Offs," *Journal of Banking and Finance*, 32(7), 1209-1220.
- Fama, E. F. and K. R. French(1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds." *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Faulkender, M. and R. Wang(2006), "Corporate Financial Policy and the Value of Cash," *Journal of Finance*, 61(4), 1957-1989.
- Ferreira, M. A. and A. S. Vilela(2004), "Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries," *European Financial Management*, 10(2), 295-319.
- Frank, M. Z. and V. K. Goyal(2003), "Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 67(2), 217-248.
- Grinblatt, M. and T. J. Moskowitz(2004), "Predicting Stock Price Movements from Past Returns: The Role of Consistency and Tax-Loss Selling," *Journal of Financial Economics* 71, 541-579.
- Harford, J.(1999), "Corporate Cash Reserves and Acquisitions," *Journal of Finance*, 54(6), 1969-1997.
- Harford, J., S. Mansi, and W. Maxwell(2008), "Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US," *Journal of Financial Economics*, 87(1), 535-555.
- Hausman, J. A.(1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Jani, E., M. Hoesli, and A. Bender(2008), "Corporate Cash Holdings and Agency Conflicts," *Working Paper*.
- Jensen, M. C.(1986), "Agency Costs of Free Cash Flows, Corporate Finance and Takeovers," *American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- John, T. A.(1993), "Accounting Measures of Corporate Liquidity, Leverage and Costs of Financial Distress," *Financial Management*, 22(3), 91-100.
- Kennedy, P.(1992), *A Guide to Econometrics*, 3rd ed., (Basil Blackwell, Oxford, UK).
- Keynes, J. M.(1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*(Macmillan & Co., Ltd, London, UK).
- Kim, C., D. Mauer, and A. Sherman(1998), "The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(3), 335-359.
- Lee, E. and R. Powell(2011), "Excess Cash Holdings and Shareholder Value," *Accounting and Finance*, 51(2), 549-574.
- Lemmon, M. L. and J. F. Zender(2010), "Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), 1161-1187.
- McDowell, A.(2005), "Testing the Equality of Regression Coefficients across Independent Areas," www.stata.com.

- Mikkelson, W. and M. Partch(2003), "Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(2), 275-294.
- Myers, S. C. and N. S. Majluf(1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.
- Neter, J., M. Kutner, and W. Wasserman(1990), *Applied Linear Statistical Models: Regression, Analysis of Variance, and Experimental Designs* (Irwin, Chicago).
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson (1999), "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3-46.
- Ozkan, A. and N. Ozkan(2004), "Corporate Cash Holdings: An Empirical Investigation of UK Companies," *Journal of Banking and Finance*, 28(9), 2103-2134.
- Shyam-Sunder, L., and S. C. Myers(1999), "Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure," *Journal of Financial Economics* 51, 219-244.
- Smith, C. W.(1977), "Alternative Methods for Raising Capital: Rights versus Underwritten Offerings," *Journal of Financial Economics*, 5 (3), 273-307.

The Effects of Excess Cash Holdings on Marginal Value of Cash

MinShik Shin* · SooEun Kim**

Abstract

In this paper, we analyze empirically the effects of excess cash holdings on marginal value of cash of firms listed on Korea Exchange from 1999 to 2011. First, we classify both excess cash firms and non-excess cash ones according to the method of Opler et al. (1999) and excess cash firms is classified into persistent excess cash firms and transitory excess cash ones as well. The former is firms with persistently excess cash more than two years, the latter is firms with temporarily excess cash for one year. The main results of this study can be summarized as follows.

The determinants suggested by the tradeoff theory have main effects on cash holdings, but the determinants suggested by pecking order theory and agency theory have partial effects on cash holdings. Capital expenditure ratio, net working capital ratio, profitability ratio, cash flows from investment activities, cash flows from financing activities, financial deficits ratio, market-to-book ratio, leverage ratio, and firm size have significant negative or positive effects on cash holdings of firms. Persistent excess cash firms earn significantly lower marginal value of cash compared to transitory excess cash firms, and holding excess cash over extended periods results in decrease in marginal value of cash, and so a fall in stockholder value. That is, the marginal value of cash to stockholders is not only lower for firms with larger excess cash, but also is decreasing in value over time. This result provides additional evidence in support of higher agency costs to firms that hold excess cash for consecutive years.

In conclusion, excess cash holdings of firms destroy stockholder value. This result suggests that the capital market penalizes firms that hold excess cash at the expense of stockholders, and are consistent with agency costs associated with persistence in excess cash holdings. Moreover,

* Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University

** Assistant Professor, Division of Finance and Insurance, Sangmyung University

it is not necessarily the level of excess cash that induces agency problems, but more importantly, the length of time firms retain excess cash.

This paper may have a few limitations because it may be an only early study about the effects of excess cash holdings on marginal value of cash of firms listed on Korea Exchange. Therefore, we think that it is necessary to expand sample firms and control variables, and use more elaborate analysis methods in the future studies.

Key words: excess cash, marginal value of cash, tradeoff theory, agency cost, stockholder value