

우리나라 비금융법인의 현금보유는 과다한가

윤 종 인 (백석대학교 경상학부 교수)

1. 문제제기

기업의 현금보유는 기업재무에서 중요한 문제 중의 하나로, 이를 설명하기 위한 다양한 이론적 시도들이 있어 왔다. 오랜 역사를 지닌 화폐수요이론에서 시작하였지만 최근에는 비대칭적 정보(asymmetric information)나 대리인비용(agency cost) 등이 고려되면서 한층 더 정교한 이론으로 발전하였다. 실증연구까지 더한다면 이 분야의 연구는 매우 방대하다.

최근 우리나라 기업의 현금보유가 과다하다는 주장이 널리 퍼져 있지만 그것이 사실인가에 대한 논쟁은 여전히 진행 중이라고 생각된다. 몇 년 전에도 우리나라 기업의 과다한 현금보유가 논란이 된 적이 있었다. 그러나 당시 발표되었던 최수미(2008)나 한중호(2008)의 연구에 따르면 외환위기 이후 우리나라 기업의 현금보유가 증가하였다는 주장은 근거가 취약한 것으로 나타났다. 이들의 연구를 교훈으로 삼는다면, 최근 우리나라 기업의 현금보유가 과다하다는 주장에 대해 신중하게 접근할 수밖에 없다.

본 연구는 표본기간을 1994~2013년으로 늘림으로써 선행연구를 확장하려 한다. 문제의식은 다음과 같다. 우리나라 기업의 현금보유에 영향을 미치는 요인은 무엇이고, 시간의 흐름에 따른 변화가 있었는가? 그렇다면 변화가 나타난 이유는 무엇인가? 이를 통하여 우리는 최종적으로 다음의 문제에 도달하게 된다. 즉 우리나라 기업의 현금보유행태를 비판적으로 평가해야 할 것인가?

기업의 현금보유가 증가하였다는 주장은 비단 우리나라에서만 제기되었던 것은 아니다. 미국에서도 그런 주장이 있었고 Bates et al.(2009)가 이 문제를 다루었다. 이들은 미국기업의 현금보유가 증가하였다는 사실을 확인하고 그 이유가 무엇이었는가를 분석하였다. 특히 이들은 현금보유함수의 변화와 기업특성의 변화를 구분하였는데, 연구결과에 따르면 전자 때문이 아니라 후자 때문

인 것으로 나타났다. 본 연구는 이들의 분석방법을 활용하기로 하였다.

가장 먼저 우리나라 기업의 현금보유모형을 추정하고자 한다. 모형의 추정을 위하여 국내외 여러 선행연구의 축적된 성과를 활용하게 될 것이다. 이 경우 직면하는 난점 중의 하나는 많은 변수가 극단적인 값(extreme value)을 너무 많이 갖는다는 사실이다. 이를 위하여 본 연구는 강건회귀분석(robust regression)을 이용함으로써 극단적인 값의 영향을 줄이도록 할 것이다. 표본자료는 패널자료이므로 추정방정식은 패널회귀분석식이 된다.

실증분석결과에 따르면 몇몇 변수들은 유의한 설명력을 보여 주었지만 또 다른 변수들은 그렇지 못하였다. 전 기간에 걸쳐 변함없이 유의한 설명력을 보인 변수는 기업의 규모, 순운전자본, 레버리지, 현금배당이였다. 반면, 투자지출, 연구개발비, 기업집단소속 여부의 경우는 시간이 지남에 따라 설명력이 보다 더 유의해졌다. 시간이 흐름에 따라 유의한 설명변수의 변화가 있었던 것으로 보이는데 검정결과에 따르면 부분기간에 따른 구조적 변화가 있었던 것으로 보인다. 따라서 우리나라 기업의 경우 현금보유함수의 변화가 있었던 것으로 판단된다.

또한 순운전자본과 레버리지의 두 가지 변수에 주목하고자 한다. 이 변수들은 표본기간 전체에 걸쳐 매우 안정적으로 유의한 음(-)의 설명력을 보여주었다. 그러나 두 변수값 자체의 추이는 매우 극적인 것이었다. 즉 외환위기를 거치면서 순운전자본은 급격히 증가하였고 레버리지는 급격히 감소하였다. 두 변수의 추정계수가 바뀌지 않았다고 하더라도 변수의 값이 급격히 변화하였으므로 이들이 현금보유에 미치는 영향에는 변화가 나타나기 마련이다. 즉 우리나라 기업의 경우 기업 특성의 변화도 나타났던 것으로 판단된다.

순운전자본의 증가와 레버리지의 하락은 최근 20여 년간 우리나라의 기업재무에서 나타난 변화 중 가장 주목할 만한 것이다. 두 가지 현상은 각각 우리나라 기업의 단기와 장기 지불능력이 향상되었음을 의미하는 것으로 외환위기 이전 지나치게 적었던 순운전자본과 지나치게 높았던 레버리지가 정상화되는 것으로 이해할 수 있다. 우리는 현금보유의 변화에 주목할 것이 아니라 순운전자본의 증가와 레버리지의 하락에 주목해야 할지도 모른다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 진행된다. 제2절에서는 선행연구를 요약하고, 제3절에서 자료와 연구방법을 설명한다. 제4절에서는 실증분석결과를 살펴보고 주요 결과의 해석을 시도한다. 제5절에서는 우리나라 기업의 현금보유행태 변화에 초점을 맞추어 최근의 현상에 대한 종합적인 설명을 시도한다. 제6절에서 결론을 맺고 시사점을 언급한다.

2. 선행연구

현금보유에 관한 이론은 크게 세 가지로 구분할 수 있다. 첫째는 고전적인 Baumol모형과 Miller-Ore모형이 제시한 바와 같이 거래적 동기(transaction motive)에 의한 현금보유이다. 둘째는 예비적 동기(precautionary motive)에 의한 현금보유로 케인즈(John M. Keynes)의 화폐수요

이론까지 거슬러 올라가지만 1980년대 이후 금융제약가설(hypothesis of financial constraint)이 등장하면서 보다 풍부한 내용을 갖추게 되었다. 셋째는 켄센(M. Jensen)의 대리인비용에 따른 설명이다. 이 설명에 따르면 경영자는 배당을 지급하기보다 사내에 현금을 보유하려 한다는 것이다.

실증연구 중에는 Opler et al.(1999)가 모범적인 연구로 인용되곤 한다. 여러 현금보유이론에 근거하여 실증분석모형을 세우고 가설검정을 시도하였다. 이후 많은 후속 연구들은 이들의 연구에서 이용되었던 설명변수들을 이용하는 편이다. 물론 Opler et al.(1999)는 거래적 동기와 예비적 동기, 그리고 금융제약가설과 대리인비용을 모두 고려하였다. 그러나 이후 연구에서 주요 흐름은 금융제약가설과 대리인비용가설을 검정하는 것으로 대별할 수 있을 것이다.

Fazzari et al.(1988)는 고정투자에 대한 연구에서 제무제약가설이 유효함을 제시하면서 현금흐름이 중요한 변수임을 보인 바 있다. 그러나 Kaplan and Zingales(2000)는 제무제약가설을 검정하기 위한 변수로 현금흐름에 대해 의문을 제기하였고, 이들을 둘러싼 논쟁이 진행되기도 하였다. 이후 Altı(2003)는 고정투자에 대한 연구에서 금융제약과 현금흐름의 효과를 분석하였고 Almeida et al.(2004)은 금융제약가설을 현금보유에 적용한다. Denis and Sibilkov(2010)도 금융제약이 심한 기업의 경우 많은 현금을 보유한다는 결과를 제시하였지만 금융제약이 심한 일부 기업의 경우 오히려 현금보유가 적은 현상을 관찰하기도 하였다.

현금보유에 관한 연구에서 대리인비용이 차지하는 비중 또한 방대하다. 이 분야 연구의 특징은 현금보유모형을 추정할 뿐만 아니라 기업이 보유하고 있는 현금과 기업가치의 관계를 검정하는 데 있다. 즉 현금을 많이 보유한 기업의 가치가 클지 여부를 검정하는 것이다. 물론 이 때 대리인비용의 다양한 측정치를 이용함으로써 대리인비용의 크기에 따라 기업가치에 대한 현금보유의 영향이 어떻게 달라지는가를 검정한다. 대표적인 연구로는 Pinkowitz et al.(2006)와 함께 Dittmar and Mahrt-Smith(2007), Kalcheva and Lins(2007) 등이 많이 인용되고 있다. 최근 이 분야의 연구들은 국제비교를 통해 대리인비용의 효과를 검정하는 경우가 많은데, 초점이 되는 것은 경영자의 횡포(managerial entrenchment)를 측정하는 방법이다.

기업의 현금보유가 많다는 주장은 미국에서도 제기된 바 있다. 이에 따라 Bates et al.(2009)는 미국기업의 현금보유가 증가하였는가를 확인하고 그 이유가 무엇이었는가를 검정하였다. 그들의 연구에 따르면 미국기업의 현금보유율의 중앙값은 1983년 8.7%이었지만 이후 꾸준히 증가하여 2005년에는 14.8%까지 높아졌다고 한다. 이에 대해 많은 사람들은 기업의 현금보유함수가 변화하였다는 주장을 하였지만 이들은 기업의 특성이 변화하였다는 실증분석결과를 얻었다. 그 중에서도 대표적인 변수는 부채의 감소였는데, 1980년대 이후 부채가 꾸준히 감소하는 현상과 현금보유율이 상승하는 현상이 동시에 나타났다는 것이다.

국내의 연구로 최수미(2008)는 현금보유의 결정요인을 추정하고, 현금보유가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 대주주지분율을 중요한 변수로 보았는데, 대주주지분율이 높을수록 현금보유가 적다는 결과를 제시한 바 있다. 이 결과에 대해 대주주지분율이 높을수록 경영자에 대한

감시가 강화되어 현금보유가 적다고 해석하였다. 현금보유가 기업가치에 미치는 영향을 분석한 연구가 많은데, 김보영 외(2013)와 장승욱 외(2011)도 그러하다. 김보영 외(2013)는 현금보유가 유의하게 양(+)의 방향으로 주주가치를 높이고, 그 경향은 내수기업보다 수출기업에서 보다 더 유의하게 나타났다는 결과를 제시한 바 있다. 장승욱 외(2011)도 현금보유의 변화가 기업가치에 대해 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 한중호(2008)는 현금보유모형에 대한 연구인데, 금융제약가설에 초점을 맞추어 현금-현금흐름 민감도를 분석하였다. 흥미로운 것은 현금보유가 증가하였다고 보기 어렵다는 견해를 제시한 점이다. 즉 금융제약의 정도에 따라 다양한 현금보유패턴이 나타났으며, 심지어 많은 기업들의 현금보유가 오히려 감소하였다고 지적하였다. 이로부터 우리나라 제조업의 현금보유패턴 변화, 특히 금융제약의 완화 가능성을 시사하였다.

본 연구는 우리나라 기업의 현금보유행태에 변화가 있었는가를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 우선 현금보유가 증가하여 왔는가를 확인해 두어야 한다. 최수미(2008)와 한중호(2008)의 연구 당시에도 현금보유가 증가하였다는 주장이 많았던 것으로 보인다. 그러나 그들의 연구결과는 그렇다고 보기 어려움을 보여주었다. 이에 본 연구는 표본기간을 확장함으로써 정말로 우리나라 기업의 현금보유가 증가하였는가를 검토할 것이다.

다음으로는 현금보유모형을 설정하고 이를 추정하려 한다. 기존 국내외 연구에서 설명변수의 정의와 측정이 다루어져 왔으므로 많은 도움을 얻을 수 있었다. 이로부터 우리나라 기업의 현금보유행태에 변화가 있었는가를 분석하게 될 것이다. 여기에는 Bates et al.(2009)가 큰 도움이 되었다. 그들은 현금보유합수의 변화와 기업특성의 변화를 구분함으로써 새로운 시각을 제시하였다고 판단된다. 이에 근거하여 우리나라 기업의 경우 현금보유합수의 변화와 기업특성의 변화 중 어느 것이 더 중요한 것인가를 살펴보게 될 것이다.

3. 자료 및 연구방법

1) 자료 및 변수

본 연구는 NICE평가정보가 제공하는 KisValue 데이터베이스를 이용하였다. 표본기업은 현재의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업이고, 표본기간은 1994~2013년이다. <표 1>에 제시된 바와 같이 표본기업의 수는 연도별로 차이가 있다. 따라서 본 연구가 이용하는 자료도 많은 선행연구에서와 같이 불균형패널자료(unbalanced panel data)에 해당된다. 표본기업의 수는 1994년 335개이었고 이후 꾸준히 증가하여 2013년에는 1,613개이다.

실증분석에서 재벌 소속 여부는 중요한 변수이다. 본 연구는 이와 관련하여 2가지 변수를 이용하였다. 하나는 공정거래위원회가 매년 발간하는 공정거래백서에서 상호출자제한 대기업 기업집단으로 지정된 그룹에 소속되었을 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수

(dummy variable)이다. 단, 이 그룹에 소속되었더라도 공기업은 제외하였으며, 이하 실증분석에서 이 가변수를 대기기업집단(*chaebol1*)이라 부르기로 한다. 또 다른 하나는 첫째 그룹에 소속되지 않았지만 KisValue 데이터베이스에서 기타 그룹에 소속된 것으로 분류된 기업의 경우 1의 값을 갖고, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수이다. 이하 실증분석에서 이 변수는 기타기업집단(*chaebol2*)이라 부르기로 한다. <표 1>에 따르면 1994년의 경우 첫째 그룹에 소속된 기업은 27.8%를 차지하였고 둘째 그룹에 소속된 기업은 59.1%를 차지하였다. 2013년의 경우에는 각각 14.3%와 63.6%를 차지하였다. 첫째 그룹의 비중은 감소하였고 둘째 그룹의 비중은 증가하였다.

본 연구는 다음과 같이 주요변수를 계산하였다. 각 변수의 정의는 최근의 연구동향을 따른 것이며 주로 Opler et al.(1999)과 Bates et al.(2009)을 이용하였다.

가장 먼저 현금보유율(*Cash/a*)을 (현금+단기금융상품)/순자산으로 정의한다. 순자산은 자산총계에서 현금과 단기금융상품을 차감한 것으로 정의하는데 이하에서도 순자산은 이 정의를 따른다. 물론 현금보유율을 정의하는 방법은 매우 다양하다. 예를 들어 순자산이 아니라 매출액 대비 현금보유율을 구할 수도 있으며, 한중호(2008)과 같이 현금보유의 증감을 이용하기도 한다. Bates et al.(2009)은 4가지 현금보유율을 비교하였는데, 그들의 연구뿐만 아니라 최근의 연구동향은 (현금+단기금융상품)/순자산을 가장 많이 이용하는 것으로 판단된다.¹⁾

기업의 규모(*size*)는 자산총계의 로그값을 이용한다. 현금보유이론에 따르면, 기업규모가 클수록 현금보유는 크지만 기업규모의 증가에 따른 현금보유의 증가는 감소한다. 이른바 현금보유에 규모의 경제(*economy of scale*)가 작용한다는 것인데, 규모가 큰 기업일수록 현금보유 이외의 다른 방법에 의해 현금보유의 필요성을 충족할 수 있기 때문이다. 따라서 순자산 대비로 측정된 현금보유율을 종속변수로 이용할 경우 설명변수인 기업규모는 음(-)이 효과를 지닐 것으로 판단된다.

순운전자본(*NWC/a*)은 순운전자본/순자산으로 정의한다. 순운전자본(*net working capital*)으로는 유동자산에서 유동부채와 현금 및 단기금융상품을 차감한 값을 이용하였다. 순운전자본은 현금의 대체재로서 기업은 현금부족에 대비하여 보험 또는 헤지의 수단으로 이를 보유하게 된다. 따라서 순운전자본비율이 높을 경우 현금보유의 필요성이 감소하여 현금보유율은 낮을 것이다.

레버리지(*D/a*)는 부채총계/자산총계를 이용한다. 레버리지가 큰 기업은 현금을 이용하여 부채를 줄이려 할 것이므로 높은 레버리지는 현금보유율을 낮아지게 한다. 대리인비용이론에 따르면 레버리지가 현금보유율에 미치는 효과는 비슷하다. 높은 레버리지는 경영자의 대리인비용을 감소시키는 요인으로 작용하기 때문인데 현금보유율은 그만큼 낮아지게 된다.

현금흐름(*CF/a*)은 현금흐름/순자산으로 정의하며, 현금흐름은 영업이익에 감가상각비를 더하고

1) 현금보유율로 (현금+단기금융상품)/매출액을 이용하기도 하였지만 큰 차이는 없었다. 참고로 이와 같이 현금보유율을 정의할 경우 최근의 현금보유율은 약간 더 높은 편이다. 이는 최근 10여 년간 우리나라 상장기업의 총자산회전율(*asset turnover ratio*)이 하락하였음을 의미한다.

이자비용, 법인세, 현금배당을 차감하여 구하였다. 현금흐름은 수익성을 나타내는 변수로 볼 수 있으며, 현금흐름이 많을수록 현금보유는 많아질 것이다. 이에 더하여 Almeida et al.(2004)는 금융제약이 있을 경우 투자자금조달을 위하여 보다 많은 현금을 보유하게 된다고 주장하였다. 따라서 이들은 현금흐름이 많을수록 현금보유율은 높아지게 되는데 그 이유를 금융제약 때문이라고 해석한다.

투자지출(Capex/a)은 투자지출/순자산을 이용한다. 투자지출로는 유무형자산의 취득에서 유무형자산의 처분을 차감한 값을 이용한다. 투자지출이 현금보유에 미치는 영향에는 크게 두 가지 견해가 있다. 첫째, 많은 투자를 하는 기업은 많은 자산을 보유하게 되므로 이를 담보로 하여 부채조달능력을 개선할 수 있다. 따라서 이런 기업들에게 현금보유의 필요성은 그만큼 줄어든다. 또한 투자를 많이 할수록 저축이 어렵기 때문에 현금보유가 줄어드는 효과도 있다. 어쨌든 투자지출이 많을수록 현금보유율은 낮다고 말할 수 있다. 그러나 이와 다른 견해도 있다. 둘째, 많은 투자는 양호한 투자기회가 많음을 의미하는데, 금융제약 등으로 인해 외부자금조달의 기회비용이 발생한다면 현금의 가치는 그만큼 높아진다고 볼 수 있다. 따라서 투자지출이 많은 기업의 경우 현금보유를 늘리려 할 것이다. 두 가지 견해가 상반된 주장을 하고 있으므로 이는 결국 실증적으로 판단해야 할 문제이다.

장부가 대비 시장가치(M/B)는 보통주와 우선주의 시가총액/자본총계를 이용한다. 이 비율이 높을수록 양호한 투자기회가 많다는 뜻이므로 금융제약 등으로 인해 외부자금조달에 기회비용이 발생할 경우 현금의 가치는 그만큼 커지게 된다. 따라서 주식의 시장가치/장부가치가 높을수록 현금보유율은 높아지게 된다.

매출액증가율(Sg)은 전년도 대비 매출액의 증가율이다. 실증분석에서 유의한 결과를 보여 주었기 때문에 흔히 이용되기는 하지만 매출액증가율의 효과에 대한 해석은 애매한 편이다. 현재의 성과를 반영하므로 현금흐름과 비슷한 의미를 지닌다고 해석할 수도 있으며, 다른 한편으로는 미래의 수익성 또는 투자기회를 의미하는 것으로 해석할 수도 있기 때문이다. 어쨌든 매출액증가율은 현재와 미래의 성과에 대한 대용치로서의 의미를 가지며, 매출액증가율이 높을수록 현금보유율은 높을 것으로 판단된다.

연구개발비(R&D/s)는 연구개발비/매출액이며, 연구개발비로는 손익계산서의 판매 및 일관관리비 중 연구비, 경상연구개발비, 경상개발비, 개발비상각의 합을 이용하였다. 연구개발비가 많은 기업은 양호한 투자기회를 많이 가진 기업으로 간주되므로 투자를 집행하기 위한 현금보유의 필요성은 높아진다. 즉 연구개발비가 많은 기업일수록 현금보유율은 높을 것이다.

현금배당(div)은 현금배당이 있을 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 가변수를 이용한다. 현금배당을 하는 기업은 덜 위험하고 금융제약이 적은 기업일 가능성이 높기 때문에 외부자금조달이 용이할 것이다. 따라서 현금의 가치가 그만큼 작아진다고 볼 수 있으므로 현금배당을 하는 기업의 경우 현금보유율은 낮아지게 된다. 또한 대리인비용이론에 따른 해석도 비슷한

결과를 시사한다. 현금배당이 많은 기업일수록 경영자의 대리인비용이 작으므로 현금배당이 있는 기업의 경우 현금보유율은 낮아지게 된다.

<표 1> 표본의 요약

연도	현금보유율		상호출자제한 대기업 기업집단 소속 기업수	기타 기업집단 소속 기업수	표본수
	평균	중앙값			
1994	0.103	0.068	93	198	335
1995	0.096	0.066	93	214	356
1996	0.103	0.065	114	295	483
1997	0.119	0.074	117	346	548
1998	0.117	0.066	118	351	555
1999	0.146	0.079	128	395	615
2000	0.180	0.093	139	457	708
2001	0.199	0.096	149	527	816
2002	0.188	0.098	159	593	921
2003	0.180	0.093	173	638	985
2004	0.172	0.089	171	678	1,041
2005	0.198	0.108	176	726	1,123
2006	0.198	0.108	176	726	1,188
2007	0.208	0.110	180	772	1,264
2008	0.193	0.098	188	820	1,314
2009	0.191	0.099	193	849	1,372
2010	0.216	0.105	198	881	1,450
2011	0.199	0.088	219	976	1,526
2012	0.194	0.088	226	995	1,563
2013	0.204	0.094	230	1,026	1,613

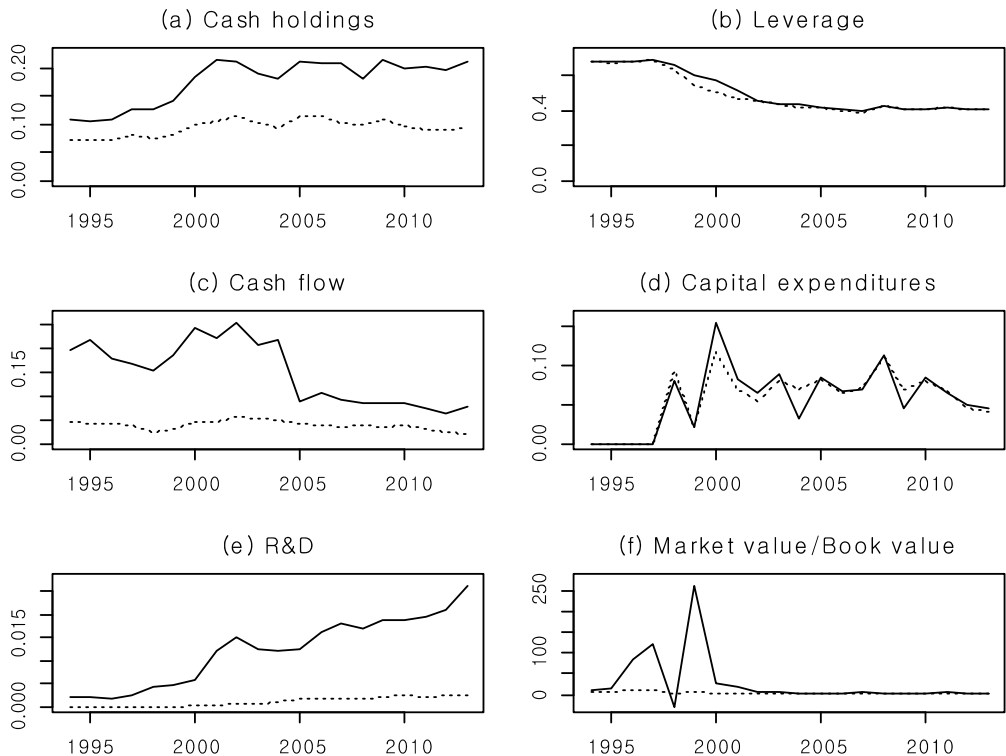
이외에도 유가증권시장에 소속된 기업의 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수 유가증권시장(KOSPI)을 포함하였다. 또한 산업별 차이를 반영하기 위하여 산업별 가변수를 포함하였다. 산업분류는 KSIC-9를 따랐으며 동종산업인 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 가변수를 이용하였다.

<표 1>에는 현금보유율의 평균과 중앙값을 연도별로 보여주고 있다. 가장 두드러진 특징은 평균과 중앙값의 차이가 매우 크다는 점이다. 이는 극단적인 현금보유율을 갖는 기업이 많음을 의미하는 것이기 때문에 평균보다 중앙값을 이용하는 것이 좋다.

현금보유율의 중앙값 추이를 보면 1990년대보다 2000년대 약간 높았던 것으로 보인다. 외환위기를 거치면서 상승하였고, 2010년까지 10%를 넘나들었지만, 2010년 이후에는 오히려 10% 아

래로 낮아졌다. 이를 두고 현금보유율이 상승하였다고 판단하기는 어렵지 않을까 생각한다. 국내의 선행연구 중 최수미(2008)와 한중호(2008)도 외환위기~2000년대 중반까지 현금보유율이 높아졌다고 보기는 어렵다는 견해를 제시한 바 있다. 본 연구는 이를 2013년까지 확대한 셈인데, 그렇다고 하더라도 현금보유율의 상승은 세간의 견해만큼 그렇게 심각하거나 뚜렷한 것은 아니다.²⁾

<그림 1> 주요 변수의 평균과 중앙값



주: 1) (a) Cash holdings는 (현금+단기금융상품)/순자산, (b) Leverage는 부채총계/자산총계, (c) Cash flow는 현금 흐름/순자산, (d) Capital expenditure는 투자지출/순자산, (e) R&D는 연구개발비/매출액, (f) Market value/Book value는 보통주와 우선주 시가총액/자본총계임.

2) 실선은 평균이고 점선은 중앙값임.

<그림 1>은 지면을 절약하기 위하여 주요변수의 연도별 평균과 중앙값을 보여 준다. 그림에서 실선은 평균을 나타내고 점선은 중앙값을 나타낸다. (a)에는 현금보유율의 추이가 제시되어 있는데 이미 언급한 바와 같다. 한편 (b)에는 레버리지의 추이가 제시되어 있는데, 외환위기 이후 레버

2) 참고로 Bates et al.(2009)는 미국기업의 경우 본 연구와 같은 방식으로 계산된 2005년 현금보유율의 중앙값이 14.8%이었다고 보고한 바 있다. 이에 비하면 국내의 2007년 11%는 여전히 낮다.

리지가 현저하게 낮아졌음을 확인할 수 있다. (c)의 현금흐름과 (e)의 연구개발비를 보면 평균과 중앙값의 차이가 매우 큼을 알 수 있다. 이것 역시 극단적인 값을 갖는 기업이 의외로 많음을 의미한다. 현금흐름은 최근 들어 서서히 감소하는 것으로 보이지만 연구개발비는 꾸준히 증가하는 것으로 보인다. 끝으로 (d)의 투자지출은 변동이 매우 큼을 알 수 있다.

2) 실증분석방법

앞에서 언급한 바와 같이 개별기업 자료의 경우 극단적인 값이 매우 많은 편이다. <그림 1>에서 확인할 수 있듯이, 거의 모든 변수가 그러한데, 현금보유율, 현금흐름, 연구개발비 등의 경우 극단적인 값이 많은 편이다. 예를 들어 현금보유율이 1을 넘는 기업도 있었는데, 현금보유율의 정의에 따르면 총자산 중 1/2이 현금이라는 뜻이다. 이처럼 개별기업의 자료를 이용할 때에는 몇몇 기업의 값이 지나치게 크거나 또는 지나치게 작다는 문제에 직면하게 된다.

극단적인 값의 영향을 줄이기 위해 기존의 연구는 극단적인 값을 표본에서 제외하는 방법을 이용하였다(한중호, 2008; Kalcheva and Lins, 2007). 그러나 이 방법은 극단적인 값을 판별할 때 다소 자의적인 판단에 의존할 수밖에 없다는 단점이 있다. 이에 본 연구는 강건회귀분석(robust regression)을 이용하기로 하였다.

강건회귀분석은 1964년 P. Huber가 M-추정(M-estimation)의 개념을 정립하면서 그 중의 하나로 제시된 것이었다. 본 연구는 최근에 정리된 Huber and Ronchetti(2009)를 참조하였다. Huber의 강건회귀분석은 일종의 가중회귀분석(weighted least-squares)에 해당된다. 즉 극단적인 값을 갖는 경우 작은 가중치를 적용함으로써 그 영향을 줄이려는 것이다. 다만 그 추정과정은 꽤 복잡한데, 그 이유는 가중치가 잔차에 의존하고, 잔차는 추정계수에 의존하며, 추정계수는 다시 가중치에 의존하기 때문이다. 따라서 강건회귀분석은 반복적으로 가중치를 수정하는 IRLS (iteratively reweighted least-squares)의 방법을 따르게 된다.

Huber는 다음과 같은 목적함수 $\rho()$ 를 이용하였는데, 여기에서 e 는 잔차이다. 참고로 우리가 보통 이용하는 최소자승법의 경우 목적함수는 e^2 인 셈이다.

$$\begin{aligned}\rho(e) &= \frac{1}{2}e^2, \text{ for } |e| \leq k \\ &= k|e| - \frac{1}{2}k^2, \text{ for } |e| > k\end{aligned}\tag{1}$$

또한 Huber는 다음과 같은 가중치함수 $w()$ 를 이용하였다.

$$\begin{aligned}w(e) &= 1, \text{ for } |e| \leq k \\ &= k/|e|, \text{ for } |e| > k\end{aligned}\tag{2}$$

위 식을 보면 강건회귀분석의 특징을 쉽게 알 수 있다. 즉 잔차의 절대값이 k 보다 작으면 가중치는 1이 되고, 잔차의 절대값이 k 보다 크면 잔차가 커질수록 가중치는 그만큼 작아지게 된다. Huber and Ronchetti(2009)는 k 의 값으로 1.345를 권장한다.

물론 추정방정식은 현금보유율을 종속변수로 하고, 나머지 변수가 설명변수가 되는 패널회귀분석식이다. 이미 언급한 바와 같이 연도별로 표본기업의 수가 다르므로 불균형패널자료를 이용한 강건회귀분석이 되는 셈이다.

4. 실증분석결과

1) 패널회귀분석결과

패널회귀분석결과를 살펴보기로 한다. <표 2>에는 표본기간을 전기간과 부분기간(1994~1997년, 1998~2001년, 2002~2013년)으로 한 결과가 제시되어 있다.

우선 전기간을 대상으로 한 결과를 살펴보기로 하자. 기업의 규모(size)의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 기업의 규모가 클수록 현금보유율이 낮다는 뜻으로 현금보유에 규모의 경제가 작용함을 의미하는 것이다. 순운전자본(NWC/a)의 추정계수도 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 순운전자본이 많을 경우 굳이 많은 현금을 보유할 필요가 없다는 뜻으로 순운전자본이 현금의 대체재임을 의미한다. 레버리지(D/a)의 추정계수도 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 거래동기 또는 대리인이론에 따르면 레버리지가 클수록 현금보유율은 낮아지게 되는데, 이를 지지하는 결과로 받아들일 수 있다. 이상 세 변수의 추정결과는 본 연구의 실증분석결과 중에서 가장 안정적인 패턴을 보여 주었다.

현금흐름(CF/a), 장부가 대비 시가(M/B), 매출액증가율(sales)의 추정계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 세 변수의 추정계수는 모두 양(+)의 값을 가질 것으로 기대되었다. 장부가 대비 시가와 매출액증가율은 양호한 투자기회가 있음을 의미하기 때문에 외부자금조달의 기회비용이 있다면 현금보유를 늘리는 요인으로 작용하게 된다. 현금흐름은 금융제약이 있을 경우 현금보유를 늘리는 요인으로 작용한다고 생각할 수 있다. 따라서 이 세 변수의 추정계수가 양(+)로 나타난다면 양호한 투자기회가 있지만 금융제약으로 인해 외부자금조달의 기회비용이 커서 현금보유가 많아진다고 해석하여 왔다. 그러나 <표 2>의 결과는 그렇지 않았던 셈이다.

투자지출(Capex/a)의 추정계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 투자지출이 보다 많은 투자기회를 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 투자기회가 많지만 외부자금조달의 기회비용이 있기 때문에 보다 많은 현금을 보유하려는 것이다.

<표 2> 패널회귀분석결과

설명변수	전기간	1994~1997	1998~2001	2002~2013
상수항	0.526 (23.49)***	0.525 (14.08)***	0.602 (12.10)***	0.520 (18.22)***
size	-0.011 (-12.95)***	-0.015 (-9.92)***	-0.018 (-9.13)***	-0.009 (-7.87)***
NWC/a	-0.067 (-19.28)***	-0.103 (-11.80)***	-0.025 (-2.66)**	-0.095 (-22.17)***
D/a	-0.214 (-75.06)***	-0.100 (-13.14)***	-0.029 (-7.18)***	-0.316 (-50.71)***
CF/a	0.001 (1.47)	0.003 (2.18)**	0.001 (0.44)	0.001 (1.22)
M/B	0.000 (0.43)	0.000 (0.47)	0.000 (0.17)	0.000 (1.68)*
sales	0.000 (1.52)	-0.002 (-0.84)	0.001 (2.98)**	0.000 (0.96)
Capex/a	0.014 (6.74)***		0.040 (5.84)***	0.011 (4.82)***
R&D/s	0.335 (28.51)***	-0.295 (-0.97)	0.107 (2.31)**	0.315 (23.82)***
div	0.015 (7.78)***	0.025 (6.27)***	0.032 (7.15)***	0.010 (4.14)***
chaebol1	-0.024 (-6.62)***	-0.005 (-0.78)	-0.011 (-1.33)	-0.026 (-5.76)***
chaebol2	-0.022 (-9.09)***	0.012 (2.62)**	0.002 (0.34)	-0.032 (-10.87)***
kospi	-0.020 (-9.04)***	0.005 (1.03)	-0.014 (-2.61)**	-0.026 (-9.49)***
$\overline{R^2}$	0.154	0.181	0.169	0.194
F통계량	87.81***	17.36***	23.13***	109.8***

주: 1) size는 기업의 규모이며 자산총계에 로그값을 취한 것임. NWC/a는 순운전자본/순자산, D/a는 부채총계/자산총계, CF/a는 현금흐름/순자산, M/B는 보통주와 우선주 시가총액/자본총계임. sales는 매출액증가율, Capex/a는 투자지출/순자산, R&D/s는 연구개발비/매출액임. div는 현금배당을 지급한 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0인 가변수임. chaebol1은 출자제한 대기업 기업집단으로 지정된 그룹에 소속된 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0인 가변수임. chaebol2는 KisValue 데이터베이스에서 기타 그룹에 소속된 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0인 가변수임. kospi는 유가증권시장에 상장된 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0인 가변수임. 현금보유율은 (현금+단기금융상품)/순자산임.

2) 산업분류 KSIC-9를 따라 동종산업인 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0인 가변수 12개를 포함하였으나 지면의 절약에 위하여 결과의 제시를 생략하였음.

3) 괄호안은 t값이며, ***은 1%, **은 5%, *는 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

연구개발비(R&D/s)의 추정계수도 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 결과도 비슷하게 해석할 수 있다. 연구개발비는 보다 많은 투자가치가 존재함을 의미하며 외부자금조달의 기회비용이 있을 때 보다 많은 현금을 보유하려는 것이다. 이 결과는 예비적 동기에 의한 설명이나 금융제약가설과 일치하는 것이다.

현금배당(div)의 추정계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 의외의 결과이다. 여러 문헌에 따르면 현금배당의 추정계수는 음(-)의 값을 가질 것으로 기대되었다. 예를 들어 예비적 동기에 의한 설명, 금융제약가설이나 대리인비용이론에 따르면이라도 현금배당이 많은 기업은 굳이 많은 현금을 보유할 필요가 없다. 해석하기 쉽지 않은 문제이지만 현금배당과 현금보유는 대체재라고 보기 어렵다.

대기업집단(chaebo1)과 기타기업집단(chaebo2)의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 즉 대기업집단 또는 기타기업집단에 속할 경우 현금보유율이 낮다는 것이다. 또한 유가증권시장(kospi)의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 유가증권시장에 소속된 기업이 코스닥시장에 상장된 기업보다 적은 현금을 보유하고 있다는 뜻이다.

2) 시간에 따른 구조적 변화

다음으로 시간에 따른 구조적 변화, 즉 추정계수의 변화가 있었는가를 검정하였다. 이를 위하여 1994~1997년, 1998~2001년, 2002~2013년 동안 주요 변수의 추정계수가 같다는 귀무가설에 대한 Chow 검정을 수행하였다. 이 귀무가설에서 주요 변수란 size, NWC/a, D/a, CF/a, M/B, sales, Capex/a, R&D/s, div, chaebo1, chaebo2, kospi이다. 검정결과에 따르면 F값이 42.1이었으므로 추정계수가 같다는 귀무가설은 기각되었고 부분기간에 따라 추정계수가 변화하였던 것으로 판단된다. 이는 현금보유합수의 변화를 의미하는 결과이다.

부분기간에 따른 추정계수의 변화를 살펴보기 위해 <표 2>는 부분기간으로 나누어 패널회귀 분석을 수행한 결과를 보여주고 있다. 첫째 부분기간은 1994~1997년으로 외환위기 이전에 해당된다. 둘째 부분기간은 1998~2001년으로 외환위기 기간 동안이라고 볼 수 있다. 끝으로 2002~2013년은 외환위기 이후 최근까지이다.

1994~1997년 동안에는 많은 차이가 있었다.³⁾ 그래도 기업규모, 순운전자본, 레버리지의 효과는 일관되게 유의한 음(-)이었다. 그러나 장부가 대비 시가, 매출액증가율, 연구개발비의 추정계수는 유의하지 않았다. 이 결과는 양호한 투자기회로 인해 현금보유가 많아지는 경로가 작용하지 않았음을 의미한다. 그 대신 현금흐름의 추정계수가 유의하였는데, 이 시기에 금융제약이 작용하였음을 의미하는 것이다. 끝으로 대기업집단, 유가증권시장은 유의하지 않았지만 기타기업집단의 추정계수는 양(+)이었다.

1998~2001년 동안에도 많은 차이가 있었다. 우선 기업규모, 순운전자본, 레버리지의 효과는 일관되게 유의한 음(-)이었다. 또한 매출액증가율, 투자지출, 연구개발비, 현금배당의 추정계수는 모두 유의한 양(+)이었다. 이 결과는 양호한 투자기회가 많은 기업일수록 현금보유가 많다는 것을 의미한다. 그러나 현금흐름의 추정계수는 유의하지 않았는데 이는 금융제약이 작용하지 않았음을 의미한다. 끝으로 대기업집단, 기타기업집단의 추정계수도 유의하지 않았으며, 유가증권시장의 추정계수는 유의한 음(-)이었다.

2002~2013년 동안의 결과는 전기간의 결과와 대체로 일치한다. 차이가 있다면 장부가 대비 시가의 추정계수가 유의한 양(+)이었다는 점이다.

이 결과를 정리하면 다음과 같다. 우선 기업규모, 순운전자본, 레버리지의 음(-)효과는 모든 부

3) 필요한 자료를 구할 수 없었기 때문에 이 시기에 투자지출은 설명변수에서 제외되어 있다.

분기간 동안 일관된 결과를 보여 주었다. 다음으로 시간의 흐름에 따라 추정계수가 변화하였던 주요 변수를 정리하여 보자. 첫째, 투자지출, 연구개발비의 양(+)효과는 시간이 흐를수록 더 유의해졌던 것으로 보인다. 그러나 매출액증가율, 장부가 대비 시가의 양(+)효과는 시간이 흘러도 유의하지 못하였다. 둘째, 금융제약의 존재를 파악하기 위한 변수로 주목하였던 현금흐름의 효과는 시간이 지나면서 사라진 것으로 보인다. 셋째, 예상과 달리 대기업집단, 기타기업집단, 유가증권시장의 효과는 유의한 음(-)의 효과를 지니는 것으로 나타났다. 물론 이러한 효과는 2001년 이전에는 잘 나타나지 않았지만 2002년 이후에는 매우 유의한 것으로 나타났다. 즉 기업집단에 소속되거나 유가증권시장에 상장된 기업의 현금보유는 감소하여 왔다.

3) 현금흐름의 효과

<표 2>의 결과는 의외로 현금흐름의 효과가 유의하지 않음을 보여 주었다. 이에 본 연구는 현금흐름에 대한 현금보유의 민감도에 또 다른 특징이 있는가를 찾아보려 한다.

현금흐름(CF/a)의 크기에 따라 표본기업을 4등분하여 I_1 , I_2 , I_3 의 가변수를 활용하였다. 즉 I_1 은 현금흐름이 가장 많은 기업의 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0이다. I_2 과 I_3 도 같은 방식으로 정의한다. $CF/a \times I_1$ 은 현금흐름과 I_1 의 곱이므로 현금흐름이 가장 많은 기업의 현금흐름만 그대로이고 나머지 기업의 현금흐름은 0이 되는 변수이다. $CF/a \times I_2$ 와 $CF/a \times I_3$ 도 같다. 따라서 CF/a의 추정계수는 현금흐름이 가장 적은 기업의 추정계수가 된다.

이 변수들을 이용한 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 다른 결과는 <표 2>와 큰 차이가 없었으므로 현금흐름의 추정계수에 초점을 맞추기로 한다. 우선 CF/a의 추정계수는 모든 경우에 유의한 음(-)의 값을 보여 주었다. 또한 $CF/a \times I_1$ 의 추정계수는 모든 경우에 유의한 양(+)이었고, $CF/a \times I_2$ 의 추정계수는 1998~2001년에만 유의한 음(-)이었으며, $CF/a \times I_3$ 의 추정계수는 1994~1997년을 제외하고 모든 경우에 유의한 음(-)이었다.

<표 3>의 결과를 자세하게 살펴보기로 하자. 현금흐름의 크기에 따른 효과는 매우 흥미롭다. 즉 현금흐름이 많은 기업일 경우 현금흐름의 효과는 거의 없다고 볼 수 있으며, 현금흐름이 적은 기업일 경우 현금흐름의 효과는 음(-)이었다. <표 3>의 결과를 보면 현금흐름이 가장 많은 기업의 경우 $CF/a \times I_1$ 의 추정계수는 0.157이고 CF/a의 추정계수는 -0.156이므로 이 두 결과를 종합하면 현금흐름이 가장 많은 기업의 경우 현금흐름의 효과는 거의 0에 가깝다. 반면에 현금흐름이 가장 적은 기업의 경우 현금흐름의 효과는 -0.156이었다.

이제 <표 2>와 <표 3>의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 모든 기업을 대상으로 할 때 현금보유에 대한 현금흐름의 효과는 거의 없었던 것으로 볼 수 있다. 둘째, 현금흐름이 많은 기업의 경우 현금흐름효과는 없었고 현금흐름이 적은 기업의 경우 오히려 음(-)의 현금흐름효과가 있었다는 점이다. 셋째, 현금흐름이 많은 기업일수록 '상대적으로' 양(+)효과가 나타났고, 현금흐름이 적은 기업일수록 '상대적으로' 음(-)효과가 나타났다.

Fazzari, Hubbard and Petersen(1988) 이후 현금흐름의 양(+) 효과를 금융제약의 근거로 해석하여 왔던 만큼 이는 의외의 결과라고 볼 수 있다. 하지만 이 결과에 대해 두 가지 해석이 가능할 지도 모른다. 첫째, 현금흐름의 효과가 금융제약 때문이라고 볼 수 없다는 Kaplan and Zingales (2000)의 견해를 받아들인다면 의외의 결과라고 단정하기는 어려울 수도 있다. 둘째, Denis and Sibilkov(2010)와 같이 금융제약의 정도에 따른 차이를 시사하는 것으로 해석할 수도 있다. 그들은 금융제약이 심한 기업의 경우 많은 현금을 보유하지만 금융제약이 심한 일부 기업의 경우 오히려 현금보유가 매우 적다는 결과를 제시하였다.

〈표 3〉 패널회귀분석결과(현금흐름크기에 따른 현금흐름의 효과)

설명변수	전기	1994~1997	1998~2001	2002~2013
상수항	0.493 (21.78)***	0.527 (14.08)***	0.611 (12.09)***	0.476 (16.44)***
size	-0.010 (-11.10)***	-0.015 (-9.80)***	-0.018 (-9.02)***	-0.007 (-6.11)***
NWC/a	-0.062 (-17.71)***	-0.101 (-11.39)***	-0.023 (-2.40)**	-0.090 (-20.96)***
D/a	-0.224 (-75.62)***	-0.106 (-13.84)***	-0.037 (-8.55)***	-0.321 (-49.77)***
CF/a	-0.156 (-15.11)***	-0.096 (-1.59)*	-0.044 (-1.66)*	-0.176 (-14.34)***
×I ₁	0.157 (15.16)***	0.100 (1.64)*	0.045 (1.68)*	0.177 (14.37)***
×I ₂	-0.014 (-0.39)	0.003 (0.03)	-0.202 (-2.33)**	-0.001 (-0.03)
×I ₃	-0.807 (-8.19)***	-0.120 (-0.60)	-0.738 (-2.95)**	-0.865 (-7.09)***
M/B	0.000 (0.38)	0.000 (0.56)	0.000 (0.12)	0.000 (1.39)
sales	0.000 (1.46)	-0.002 (-0.73)	0.001 (2.92)**	0.000 (0.97)
Capex/a	0.021 (9.55)***		0.045 (6.20)***	0.016 (6.65)***
R&D/s	0.267 (22.25)***	-0.294 (-0.97)	0.089 (1.89)*	0.243 (17.94)***
div	0.020 (10.29)***	0.026 (6.49)***	0.034 (7.45)***	0.017 (6.74)***
chaebol1	-0.023 (-6.48)***	-0.004 (-0.72)	-0.009 (-1.15)	-0.026 (-5.73)***
chaebol2	-0.021 (-8.84)***	0.013 (2.65)**	0.002 (0.41)	-0.031 (-10.65)***
kospi	-0.021 (-9.37)***	0.004 (0.86)	-0.014 (-2.62)**	-0.026 (-9.75)***
$\overline{R^2}$	0.163	0.185	0.179	0.207
F통계량	88.31***	15.98***	22.25***	109.9***

- 주: 1) 각 변수에 대한 설명은 <표 2>의 주1)과 같음. 단, 현금흐름(CF/a)의 크기에 따라 표본기업을 4등분하여 현금흐름이 가장 많은 기업의 경우 I₁, 그 다음으로 현금흐름이 많은 기업의 경우 I₂, 끝으로 그 다음 기업의 경우 I₃의 가변수를 이용하였음. I₁은 현금흐름이 가장 많은 기업의 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0임. I₂과 I₃도 같은 방식으로 정의한 것임.
- 2) 산업분류 KSIC-9를 따라 동종산업인 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0인 가변수 12개를 포함하였으나 지면의 절약에 위하여 결과의 제시를 생략하였음.
- 3) 괄호안은 t값이며, ***은 1%, **은 5%, *는 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

5. 현금보유행태의 변화

Bates et al.(2009)는 미국기업의 경우 현금보유율이 상승하였음을 확인하고, 그 원인이 현금보유함수가 변화하였기 때문인지 아니면 기업의 특성이 변화하였기 때문인지를 분석한 바 있다.⁴⁾ 그들의 결론은 현금보유함수가 변화하였기 때문이 아니라 기업의 특성이 변화하였기 때문이라는 것이었다.

실증분석결과를 보면 우리나라의 경우 두 가지 변화가 모두 나타났다고 볼 수 있다. 우선 현금보유함수가 변하지 않았다고 보기는 어렵다. 앞에서 언급한 바와 같이 표본기간 중 주요 변수의 계수가 같다는 귀무가설이 Chow검정의 결과 기각되었기 때문이다. 또한 기업특성의 변화가 없었다고 보기도 어렵다. 표본기간 중에 외환위기가 발생하였으며, 이 기간을 전후하여 투자지출, 연구개발비, 기업집단소속 등 유의한 설명변수가 많이 달라졌기 때문이다. 따라서 우리나라의 경우에는 현금보유함수와 기업의 특성이 모두 변화하였다고 보아야 할 것이다.

기업의 특성 중 가장 중요한 변화는 레버리지의 하락과 순운전자본의 증가에서 나타났다. 이를 살펴보기 위하여 <표 5>에는 총자산 대비 현금, 순운전자본, 총부채, 순부채의 비율이 제시되어 있다. 각 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, 다른 것이 있다면 순운전자본은 유동자산에서 유동부채를 차감한 것 그리고 순부채는 총부채에서 현금을 차감한 것을 이용하였다. 비교를 위하여 모든 변수는 총자산 대비 비율로 구하였고, 연도별 값은 중앙값이다.

우선 현금/총자산은 외환위기를 거치면서 상승하였고 2000~2010년 기간 동안 높은 편이었다. 그러나 이 비율은 최근 몇 년간 하락하였다. 물론 최근의 현금/총자산은 외환위기 이전보다 약간 높은 편이다. 그러나 현금보유의 증가가 그렇게 큰 것은 아닌데, 같은 기간 동안 순운전자본과 레버리지의 변화는 훨씬 더 컸기 때문이다.

순운전자본의 증가는 훨씬 더 뚜렷했다. 외환위기 이전에는 순운전자본/총자산이 음(-)의 값을 갖기도 했다. 그러나 외환위기를 거치면서 상승하였고, 2007년에는 9.7%나 되었으며, 2013년 큰 폭으로 하락하기는 하였지만 그래도 5.5%에 이른다. 사실 순운전자본의 증가는 현금보유의 증가와 비교할 수 없을 정도로 크다. 또한 레버리지의 하락도 매우 뚜렷하였다. 총부채/총자산은 70%를 상회하였으나 외환위기를 거치면서 크게 낮아졌고 최근에는 40%를 간신히 넘고 있다. 순부채의 추이도 비슷한데 최근에는 30%를 약간 넘는 수준이다.⁵⁾

실증분석결과에 따르면 순운전자본과 레버리지가 현금보유율에 미치는 영향은 일관되게 유의한 음(-)의 값을 가졌던 것으로 보인다. 이 결과는 순운전자본이 많고 레버리지가 높을수록 현금보유율이 낮다는 것을 의미한다. 그런데 표본기간 중 순운전자본은 큰 폭으로 증가하였으므로 이

4) 기업의 특성이란 본 실증연구에서도 이용한 바 있는 현금보유함수의 투입변수들이다. 따라서 이 말은 함수형태가 달라졌는가 아니면 투입변수의 값이 달라졌는가를 분석한다는 뜻이다.

5) Bates et al.(2009)는 미국기업의 경우 순부채/총자산 비율이 2004~2005년에는 음(-)이라고 보고한 바 있다. 이는 총부채가 현금보다 적다는 뜻이다.

로 인해 현금보유율은 낮아지도록 작용하였을 것이다. 한편 레버리지는 큰 폭으로 하락하였으므로 이로 인해 현금보유율은 높아지도록 작용하였을 것이다. 이 두 가지 효과는 서로 상쇄되기 마련이므로 현금보유율이 그렇게 큰 폭으로 상승하지는 않았던 것으로 보인다.

순운전자본의 증가라는 현상은 그다지 주목받지 못하고 있다. 물론 여기에서 순운전자본에는 현금이 포함되어 있다. 그러나 순운전자본의 대폭 증가가 현금의 증가 때문이라고 보기는 어렵다. 현금/총자산은 1994~1997년 평균 6.4%에서 2010~2013년 평균 8.6%로 상승했을 뿐이지만 순운전자본/총자산은 1994~1997년 평균 -1.7%에서 2010~2013년 평균 6.5%로 상승하였기 때문이다. 따라서 최근 우리나라 기업에서 나타난 변화를 보다 정확히 표현하면, 현금보유가 증가하였다고 말하기보다는 순운전자본이 증가하였다고 말하는 것이 옳을 듯하다. 즉 순운전자본이 증가하였고 현금은 그 중의 일부라는 뜻이다. 따라서 현금보유가 과다하다고 주장한다면 순운전자본도 과다하다고 주장할 수 있어야 한다.

〈표 5〉 총자산 대비 현금, 순운전자본, 부채의 중앙값 추이

연도	현금/총자산	순운전자본/총자산	총부채/총자산	순부채/총자산
1994	0.064	-0.019	0.717	0.647
1995	0.062	-0.027	0.724	0.648
1996	0.061	-0.027	0.718	0.645
1997	0.069	-0.035	0.725	0.647
1998	0.062	0.001	0.658	0.582
1999	0.073	0.040	0.570	0.483
2000	0.085	0.064	0.495	0.389
2001	0.088	0.071	0.477	0.372
2002	0.089	0.073	0.485	0.383
2003	0.085	0.082	0.468	0.372
2004	0.082	0.089	0.449	0.359
2005	0.097	0.089	0.431	0.322
2006	0.097	0.092	0.413	0.306
2007	0.099	0.097	0.413	0.320
2008	0.089	0.063	0.433	0.342
2009	0.090	0.057	0.409	0.310
2010	0.095	0.069	0.401	0.312
2011	0.081	0.070	0.411	0.329
2012	0.081	0.073	0.407	0.326
2013	0.086	0.055	0.401	0.316

주: 현금 = 현금 및 등가물, 단기금융상품의 합이며, 총자산은 자산총계임. 순운전자본은 유동자산에서 유동부채를 차감한 것이고, 총부채는 부채총계이며, 순부채는 부채총계에서 현금을 차감한 것임.

최근 순운전자본의 수준이 바람직한 것인가에 대해서는 또 다른 연구가 필요해 보인다. 그러나 적어도 다음과 같이 말할 수는 있다. 즉 외환위기 이전에 음(-)의 순운전자본이란 결코 바람직한 현상이 아니다. 순운전자본이란 기업의 단기 지불능력을 나타내는 것이기 때문이다. 따라서 순운전자본이 음(-)에서 양(+)로 바뀌는 현상은 우리나라 기업의 단기 지불능력이 비정상적인 수준에서 정상적인 수준으로 향상되어 왔음을 보여 주는 것이다. 레버리지의 하락도 비슷한 현상이다. 외환위기 이전 우리나라 기업의 레버리지가 매우 높았고, 외환위기를 거치면서 큰 폭으로 하락하였다. 레버리지의 하락은 기업의 중장기 지불능력 향상을 의미한다. 따라서 레버리지 하락도 순운전자본의 증가와 비슷한 현상으로 볼 수 있다.

최근 20여 년 동안 순운전자본과 레버리지의 추이는 우리나라 기업의 장단기 지불능력은 향상되어 왔음을 보여 주는 변화이다. 그런 의미에서 보면, 순운전자본의 증가와 레버리지의 하락은 최근 우리나라의 기업재무에서 나타난 가장 큰 변화가 아닐까 생각한다.

6. 결론 및 시사점

최근 우리나라 기업의 현금보유에 대한 관심이 높아지고 있다. 현금보유가 과다하다는 주장이 많은데, 정말로 현금보유가 증가하여 왔을까? 만약 그렇다면 그 변화의 요인은 무엇이었는가? 그리고 이 현상을 어떻게 바라보아야 할까? 본 연구는 이 문제를 분석하였다.

현금보유율을 (현금 및 현금등가물+단기금융상품)/(자산총계-현금 및 현금등가물-단기금융상품)이라고 정의하면 현금보유율의 증감값은 외환위기를 거치면서 약간 상승하였던 것으로 보인다. 2005~2010년에 가장 높은 편이었는데 10%를 넘나드는 수준이었다. 그러나 이후에는 약간 하락하여 2011~2012년에는 8.8%에 머무르고 있다. 한편 미국기업의 경우에는 1983년 8.7%, 2000년 8.8%로 높지 않았지만 2000년대 이후 증가하였다고 알려져 있다. 특히 2005년에는 14.8%나 되었다. 2000년 이전 미국기업의 수준과 비슷한 것이므로 최근 우리나라 기업의 현금보유율 8.8%가 높다는 주장은 지나친 것일지도 모른다.

본 연구는 시간에 따른 변화를 분석하기 위하여 현금보유 결정요인을 분석하였다. 패널자료를 이용하여 강건회귀분석을 수행하였는데, 강건회귀분석은 극단적인 값이 많은 표본자료에 적합한 방법이다. 실증분석결과를 정리하면 주요내용은 다음과 같았다.

첫째, 기업의 규모, 순운전자본, 레버리지는 현금보유에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 시간의 흐름에 따라 크게 달라지지 않았다. 둘째, 현금흐름이 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 셋째, 연구개발비와 투자지출의 양(+)효과는 시간이 흐를수록 더 강화되어 왔던 것으로 보인다. 넷째, 대기업집단, 기타기업집단, 유가증권시장에 소속된 기업의 현금보유율은 더 낮은 것으로 나타났으며 이러한 경향은 시간의 흐름에 따라 강화되어 왔다.

1990년대 이후 우리나라 기업의 현금보유행태는 변화하였던 것으로 보인다. 그런데 그 변화는 현금보유합수의 변화와 기업특성의 변화를 모두 포함하고 있었다. 우선 Chow검정 결과에 따르면

주요 변수의 추정계수는 표본기간 중 변화하였다. 따라서 현금보유함수의 변화가 있었다고 보아야 한다. 또한 기업특성을 나타내는 주요 변수도 큰 변화를 겪었다. 그 중에서 가장 큰 변화는 레버리지 하락과 순운전자본 증가이었던 것으로 보인다.

실증분석결과에 따르면 순운전자본과 레버리지는 현금보유율에 유의한 (-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이 결과는 시기별로도 크게 달라지지 않았다. 그런데 두 변수는 표본기간 중 큰 변화를 겪었다. 물론 외환위기를 거치면서 레버리지가 하락하였음은 잘 알려져 있다. 또한 순운전자본도 뚜렷이 증가하였다. 순운전자본/총자산은 1994~1997년 평균 -1.7%에서 2010~2013년 평균 6.5%로 상승하였던 것이다. 단 순운전자본의 증가와 레버리지의 하락은 기업의 단기 및 중장기 지불능력이 향상되었음을 나타낸다는 점에 주의하여야 한다.

순운전자본의 증가와 레버리지의 하락은 최근 우리나라의 기업재무에서 나타난 가장 큰 변화가 아닐까 생각한다. 물론 외환위기 이전 순운전자본은 비정상적으로 적었고 레버리지도 비정상적으로 높았다. 따라서 최근의 추이는 순운전자본과 레버리지가 선진국 수준의 정상적인 값에 이르렀음을 보여 주는 것으로 판단된다. 그러므로 우리나라 기업의 현금보유가 증가하였다고 하더라도 그것은 순운전자본 증가와 레버리지 하락을 포함하여 기업재무가 발전하는 과정에 나타나는 현상으로 이해할 수 있다. 그런 의미에서 보면, 우리나라의 기업재무에서 주목해야 할 현상은 현금보유증가가 아니라 순운전자본 증가와 레버리지 하락일지도 모른다.

■ 참고문헌

- 김보영 · 박형진, “현금보유량이 기업가치에 미치는 영향: 수출기업과 내수기업간의 비교를 중심으로,” 『대한경영학회지』, 제26권 제8호, 2013, pp.2127-2145.
- 장승욱 · 안승철 · 이상휘 · 박지윤, “현금보유의 변화가 기업가치에 미치는 영향,” 『경영교육연구』, 제26권 제5호, 2011, pp.495-515.
- 최수미, “현금보유의 결정요인과 가치평가,” 『회계연구』, 제13권 제2호, 2008, pp.1-21.
- 한중호, “한국 제조업의 현금보유와 재무제약,” 『한국경제연구』, 제23권 12월호, 2008, pp.205-225.
- Almeida, H., Campello, M., and Weisbach, M. S., “The Cash Flow Sensitivity of Cash,” *Journal of Finance*, 59, 2004, pp.1777-1804.
- Alti, A., “How Sensitive Is Investment to Cash Flow When Financing Is Frictionless?,” *Journal of Finance*, 58, 2003, pp.707-722.
- Bates, T. W., Kahle, K. M., and Stulz, R. M., “Why Do U.S. Firms Hold so Much More Cash than They Used To?,” *Journal of Finance*, 64, 2009, pp.1985-2021.
- Denis, David J., and Valeriy Sibilkov, “Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings,” *Review of Financial Studies*, 23, 2010, pp.247-269.
- Dittmar, A., and J. Mahrt-Smith, “Corporate Governance and the Value of Cash Holdings,” *Journal of Financial Economics*, 83, 2007, pp.599-634.
- Fazzari, Steven M., Hubbard, R. Glenn, and Petersen, Bruce C., “Financing Constraints and Corporate

- Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1988, pp.141–206.
- Kalcheva, I., and Lins, K. V., "International Evidence on Cash Holdings and Expected Managerial Agency Problems," *Review of Financial Studies*, 20, 2007, pp.1087–1112.
- Huber, P., and Ronchetti, E. M., *Robust Statistics*, Wiley, 2009.
- Kaplan, Steven N., and Zingales, Luigi, "Investment–Cash Flow Sensitivities are not Valid Measures of Financing Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 115, 2000, pp.707–712.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R. M., and Williamson, R., "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, 52, 1999, pp.3–46.
- Pinkowitz, Lee, Stulz, René and Rohan Williamson, "Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance? A Cross–Country Analysis," *Journal of Finance*, 61, 2006, pp.2725–2751.