

기업의 현금보유 패턴 변화 및 결정요인에 대한 연구

임 경 목

(한국개발연구원 연구위원)

최 용 석

(경희대학교 정경대학 경제학부 조교수)

A Study on the Pattern Changes and Determinants of Corporate Cash Holding

Lim, Kyung-Mook

(Research Fellow, Korea Development Institute)

Choi, Yong-Seok

(Assistant Professor, School of Economics, Kyung Hee University)

* 본 보고서는 기 발간된 『기업의 현금보유 패턴 변화 및 결정요인에 대한 연구』, (정책연구시리즈 2006-11, 한국개발연구원, 2006)을 수정·보완한 것임.

* 임경목: (e-mail) limk@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

* 최용석: (e-mail) choiy@kdi.re.kr, (address) Kyung Hee University 130-751, Hoegi-dong, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

• Key Word: 재무구조(capital structure), 유동성(liquidity), 위험관리(risk management)

• JEL code: G31, G32, G38

• Received: 2007. 9. 19 • Referee Process Started: 2007. 10. 5

• Referee Reports Completed: 2007. 12. 13

ABSTRACT

This study examines what changes and impacts have brought to the corporate cash holding after the financial crisis. The main findings can be summarized by two parts. First, the recent high increase in cash holding is only found in few companies, meaning that the level of the overall ratio has not risen. Second, Korean companies tend to have a higher ratio of cash holding when they have more uncertainty about their business performances. The higher the uncertainty in overall business performances also has some effects on the cash holding patterns of the Korean companies.

본 연구는 외환위기를 전후로 우리나라 기업의 현금보유 패턴에 어떠한 변화가 발생하고 있는지 분석하였다. 분석결과에 따르면, 첫째 최근 현금보유가 증가한 것은 소수의 기업들이 현금보유 규모를 과거에 비해 급격하게 증가시키는 과정에서 관찰된 현상이며, 전반적으로 기업들의 현금보유가 증가하였다고 보기는 어려운 것

으로 나타났다. 둘째, 선진국의 경험과 유사하게 우리나라 기업들의 경우에도 영업성과의 불확실성이 높을수록 현금보유 비중을 높게 가져가는 경향이 있는 것으로 나타났다. 최근 영업성과의 불확실성이 과거에 비해 상승한 것도 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화에 일부 영향을 미쳤을 것으로 사료된다.

1. 연구의 목적 및 배경

우리나라 상장기업의 현금보유는 1990년에 약 5조원 수준이었으나 외환위기 이후 급증하여 2005년 기준으로는 40조원을 넘어서고 있다.¹⁾²⁾ 이와 같은 현상의 원인 및 배경에 대한 관심이 높아지고 있으나 체계적인 연구는 아직 부족한 상황이다. 기업의 현금보유 패턴 변화 그 자체는 정책적으로 중요한 이슈가 아닐 수도 있지만, 이러한 현상이 기업에 대한 규제 등 여러 정책에 대한 비판 등에 활용되므로 그 원인을 정확하게 파악하는 것이 중요한 주제가 될 수 있다.

예를 들어, 일부에서는 최근 기업의 현금보유가 ‘과다’한 수준이라는 주장을 펴고 있으며, 이를 기업의 투자부진과 연계하여 해석하려는 시도도 나타나고 있다. 또한 일부에서는 기업의 현금보유 증가를 ‘해소’하기 위해 기업 관련 규제를 철폐 또는 완화해야 한다는 주장도 제기되고 있다.

이와 같은 논란이 발생하는 것은 외환위기 이후 현금규모의 증가가 어떠한 동

인에 의해 주도되었는지 실증적인 증거가 충분히 제시되지 못했다는 점뿐만 아니라 기업의 현금보유를 부정적으로 바라보는 의견이 넓게 퍼져 있기 때문이다. 기업의 현금보유가 ‘과다’한 수준이라는 주장의 근거에는 ‘적절(optimal)’한 현금보유 수준이 존재한다는 믿음이 전제되어 있다. 그러나 개별 기업별로 어떤 값이 ‘적절’하다는 평가를 내리기란 매우 어려운 작업이 될 것이다. 따라서 본 연구에서는 기존 문헌에서의 분석들을 기반으로 외환위기라는 국내 경제환경의 변화 등 우리나라의 특수성을 고려하여 국내 기업의 현금보유 패턴 및 결정요인이 평균적으로 어떻게 변화하였는지를 분석하는 것을 주목적으로 한다. 또한 이러한 연구결과를 기반으로 우리나라 기업의 현금보유가 ‘과다’하다는 주장을 미국 사례와의 비교를 통해 검토해 보았다.

우리나라의 경우 외환위기를 겪으면서 재벌을 포함한 많은 기업들이 유동성 제약으로 인해 파산 또는 재무적 어려움을 겪었으며, 이로 인해 과거에 비해 더 많은 유동성을 확보하려는 노력을 기울여왔을 것으로 판단된다. 아래의 인터뷰 내용은 외환위기 이후 기업들이 유동성 확보를 포함하는 재무구조조정 필요성 그

- 1) 본 연구에서 지칭하는 현금은 현금, 현금등가물, 단기금융상품 및 단기매매가능증권을 포함한 개념이다. 제시된 현금보유 규모는 상장 제조업체 기준이다.
- 2) 물론 기업이 성장하면서 규모가 커지게 되면 자연스럽게 현금도 증가하는 것이 일반적이므로 절대적인 현금보유 액수만을 기준으로 현금보유 수준에 대한 평가를 내리는 것은 주의가 요구된다. 즉, 연간으로 현금보유 수준이 증가하는 것을 언제나 부정적으로 볼 수는 없다.

리고 대내외적인 경영여건 등 급작스러운 변화 등에 따른 위험성에 대한 대비의 필요성을 얼마나 절감하였는지를 잘 보여주고 있다.³⁾

“외환위기 때 은행에 자금을 빌리러 갔다가 거절당해 울면서 나온 적이 한 두 번이 아니었다 ... 중략 ... 삼성전자는 외환위기 당시의 경험을 거울삼아 부채비율을 100% 아래로 떨어뜨렸고, 이후 조단위 이익을 내기 시작하면서 최근 몇 년 동안은 외부에서 자금을 빌리지 않는 ‘무차입경영’을 해 오고 있다. 또한 외환위기에 버금가는 상황이 다시 와도 12조원 정도면 버틸 수 있다고 보고 8조~10조원의 현금을 보유하고 있다.”

이와 같은 배경하에 본 연구에서는 외환위기를 전후로 우리나라 기업의 현금 보유 패턴에 변화가 발생하고 있는지 살펴보았다. 이와 더불어 최근 해외 문헌에서 지적되고 있는 기업성과의 변동성 확대가 우리나라에서도 나타나고 있는지 살펴보고, 변동성 확대가 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화에 미친 영향을 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 현금보유와 관련된 기존 이론 및 관련 문헌을 소개한다. 제III장에서는 우리나라 기업의 현금보유와 관련된 기초적인 분석을 실시하고, 기업성과의 변동성 확대 추이를 살펴본다. 제IV장에서는 현금보유와 관련된 기존문헌의 방법론을 활용하여 우리나라 기업의 현금보유 결정요인을 분석한다. 특히 분석과정에서 외환위기를 전후해 기업의 현금보유 패턴이 바뀌었는지 점검하고, 재벌과 비재벌 간의 현금보유 패턴의 차이도 살펴본다. 제V장은 결론과 시사점이다.

II. 현금보유에 대한 이론 및 최근 문헌

1. 현금보유에 대한 기존 연구

현금보유와 관련된 연구는 초기에는 이론적 접근에 치우쳐 있었으나, 미국의 경우 1990년대 중반부터 기업의 현금보유가 과다하다는 논란이 제기된 이후 현금보유와 관련된 실증연구가 다수 나타난 바 있다.⁴⁾ 이러한 이론적·실증적 연구들

3) 삼성전자 경영지원총괄 최도석 사장과 한겨레신문의 인터뷰기사에서 인용(2005년 5월 15일자).

4) 미국의 경우 현금보유에 대한 논쟁이 본격화된 것은 1996년이다. 이 당시 막대한 현금 및 단기 금융자산을 보유하고 있던 크라이슬러에 대하여 기업 사냥꾼으로 알려진 Kirk Kekorian이 적대적 M&A를 시도했다. 그러자 크라이슬러 경영진이 유동자산의 상당 부분을 주주에게 환원하는 것에 합의하고 적대적 M&A가 철회되면서 사회적 관심이 높아진 이후부터다.

에서 나타난 기업의 현금보유 동기는 크게 다음의 네 가지로 정리될 수 있다.⁵⁾

가. 거래비용 절감유인(transaction motive)

Baumol(1952) 등의 고전적 재무이론은 비현금 금융자산을 현금으로 바꿀 때 거래비용이 발생할 수 있으므로, 일상적으로 발생하는 현금수요의 경우 거래비용을 절감하기 위해 현금보유로 인한 기회비용이 발생하더라도 일정 수준의 현금을 보유할 수 있다고 본다. 이와 같은 일상적인 거래비용 절감을 위한 현금수요에는 규모의 경제(economy of scale)가 존재하는 것으로 여겨지고 있다. 따라서 규모가 큰 기업이 상대적으로 낮은 현금보유 동기를 지니는 것으로 알려져 있다.⁶⁾ 우리나라의 경우 김영산·윤형덕(2001)이 1981~98년의 비금융 상장기업을 대상으로 유동성 보유에 대한 실증분석을 실시하였다. 이 논문은 재벌의 경우 비재벌에 비해 상대적으로 금융권에 대한 접근성이 유리하며 계열사 간의 내부거래를 통해 지출과 수입의 흐름을 보다 잘 통제할 수 있으므로 유동성 보유비율이 낮을 것이라는 가설을 세우고 이를 검증하였다. 분석결과에 따르면, 재벌기업의 경우 비재벌기업에 비해 유동성 보유비

율이 낮게 나타난 바 있다. 저자들은 위 환위기의 발생으로 과거 재벌이 향유하던 금융시장에 대한 상대적으로 우월한 접근 용이성이 축소되고, 내부거래를 통한 자본확보가 어려워질 뿐만 아니라 소액주주 및 기관투자자의 영향력이 확대되면서 점차 재벌의 낮은 유동성 보유성이 완화될 것이라고 예측하고 있다.

나. 예비적 수요이론(precautionary motive)

예비적 수요이론에서는 기업에 추가적인 자금수요가 발생하였을 때 자본시장에서 자금을 조달하는 데 추가적인 비용이 요구될 수 있으므로 이에 대응하기 위해 기업이 현금을 보유한다고 본다. 대표적인 연구로는 Opler, Pinkowiz, Stulz, and Williamson(1999)을 들 수 있다. 이 연구는 예비적 수요이론을 실증적으로 분석하였으며, 위험에 노출될 가능성이 높은 기업일수록 현금을 많이 보유하게 된다는 점을 입증하였다. 기업의 현금보유가 예비적 수요에 의해 설명될 수 있다는 점을 인정한다면, 투자기회가 많은 기업의 경우 부정적인 충격이 발생하여 자본 조달비용이 상승할 경우 좋은 투자기회를 놓치는 등의 손실이 발생할 확률이 높아질 수 있기 때문에 현금을 더 많이 보유

5) 본절의 설명은 주로 Bates, Kahle, and Stulz(2006)에 의존하고 있다.

6) Mulligan(1997)을 참조하라.

하려는 경향을 보이게 될 것이다. 최근 Almeida, Campello, and Weisbach(2004)는 금융제약에 처해 있는 기업의 경우에는 예비적 수요를 충족하기 위해 영업활동으로 인해 발생하는 현금흐름을 활용하여 현금을 축적하는 반면, 금융제약에 상대적으로 노출되어 있지 않은 기업은 현금흐름을 내부 현금축적에 사용하지 않는다는 것을 보여주었다.⁷⁾

다. 대리인 관련 이론 (agency motive)

Jensen(1986)은 기업의 이익을 어떻게 사용할 것인지가 주주와 경영진 사이에서 발생하는 이해상충의 핵심임을 강조한 바 있으며, 이를 감안한다면 과잉 현금보유(excess cash holding)가 주주 보호나 기업지배구조가 열악한 경우 더 많이 관찰될 가능성이 있음을 강조하였다. 이는 주주 보호나 기업지배구조가 열악할 경우 경영진이 기업이 보유하고 있는 현금성 자산을 자신의 사적이익 등을 위해 무분별하게 사용할 개연성이 존재하기 때문이다. 따라서 기업지배구조가 부실한 기업일수록 이러한 대리인 문제의 발생으로 인해 현금보유가 증가할 수 있다. 최근 논문에서는 소액주주 보호 및 지배구조 등이 기업의 현금보유와 어떠한 관

계를 가지고 있는지를 실증적으로 분석한 연구들이 다수 나타나고 있다.

Dittmar, and Mahrt-Smith, and Servaes(2007) 및 Pinkowitz, Stulz, and Williamson(2003)의 연구에 따르면, 소액주주에 대한 권리 보호가 낮은 국가의 경우 기업들의 현금보유비중이 높은 경향을 나타내고 있음을 입증하였다. Hartford, Mansi, and Maxwell(2005)의 연구에 따르면, 미국의 경우 기업지배구조가 나쁜 기업들의 현금보유비중이 낮게 나타나는데, 이는 대부분 부적절한 M&A 등으로 잉여현금이 빠르게 소진되기 때문인 것으로 보고되었다.

사실 일부 언론에서 주장하는 것과 같이 우리나라 기업들의 현금보유가 ‘과잉’이라면 적절한 투자처가 존재하지 않는 경우에는 주주에게 이를 환원하는 것이 대리인 문제(agency problem) 측면에서는 바람직하다고 해야 할 것이다. 즉, ‘과다한’ 현금보유는 부적절한 잉여자원의 사용으로 이어질 가능성이 높다는 점을 감안하여, 주주에게 배당 등으로 지급되는 것이 오히려 더 효율적일 수도 있다.

라. 과세기준 및 세율차이에 의한 현금보유

최근 Hartzell, Titman, and Twite(2006)

7) 예비적 수요이론과 관련된 논문으로는 Acharya, Almeida, and Campello(2005) 등도 있다.

는 기업의 국제화가 진전됨에 따라 다국적기업들이 다수 출현하게 되었고, 만일 미국의 해외 자회사의 본국으로의 이익송금에 대한 세율이 높을 경우 자회사가 현금을 보유하게 될 가능성이 있으며, 실증분석을 통해 여타 현금보유 동기들을 통제하더라도 미국의 다국적기업의 경우 본국으로의 이익송금에 대한 세금을 회피하기 위해 자회사에 현금을 보유하는 경향이 나타나고 있음을 보여주었다.

자회사와 모회사가 분리되어 개별 재무제표를 각각 작성하는 우리나라의 경우를 생각하면 자회사의 현금보유가 왜 미국 모기업의 현금보유에 영향을 미치게 되는지 일견 이해하기 어려울 수도 있다. 그런데 미국의 경우에는 모회사와 자회사를 ‘한 회사’로 간주하는 연결재무제표를 기본재무제표로 사용하고 있으므로, 자회사의 현금보유 증가가 모회사의 연결재무제표 현금보유에 영향을 미치게 된다.

2. 최근의 관련 연구들

최근 해외 학계에서는 1990년대 이후 기업의 주가수익률, 수익성, 매출증가율 등의 변동성이 추세적으로 높아지고 있다는 점을 지적하는 연구가 발표되고 있다. 초기 연구는 개별 주식의 변동성이 높아지고 있다는 데 주목하였으나, 최근 연구는 기업의 실제활동인 수익성(ROA), 현금흐름 및 매출액 증가율 등으로 관심

이 넓어지고 있으며, 그 원인에 대한 연구도 이루어지고 있다.

개별 주가변동성의 확대와 관련된 대표적인 초기 연구로는 Campbell et al.(2001)을 들 수 있다. Campbell et al.(2001)은 1962~97년의 주가자료를 사용하여 주가지수로 대표되는 전체적인 주식시장의 주가변동성은 하락한 반면, 개별 기업의 주가변동성은 증가한 것을 보인 바 있다. 이후 주가의 움직임이 근본적으로는 기업 활동이 반영된 것이라는 점에 착안하여 이러한 주가변동성 확대가 개별 기업의 실질성과, 즉 수익성이나 매출액 증가율의 변동성 확대와 연계되어 있는지를 분석한 연구들도 나타나고 있다.

Chun, Kim, Lee, and Morck(2004)은 미국의 경우 전체 ROA 및 주가수익률의 변동성은 낮아지는 가운데 개별 기업의 ROA 및 주가수익률의 변동성은 높아지고 있다는 점을 보였으며, 이러한 개별 기업의 성과변동성의 확대가 IT 사용 집중도와 밀접하게 연계되어 있음을 입증하였다. Irvine and Pontiff(2005)는 개별 기업의 주가수익률의 변동성 확대가 개별 기업의 현금흐름 변동성 확대와 연계되어 있음을 보인 후, 이러한 현금흐름 변동성 확대가 미국으로의 수입침투율(import penetration ratio) 상승 등 생산물 시장에서의 경쟁도 확대와 밀접한 관계를 지니고 있다고 주장하고 있다. 한편, 개발도상국에서의 기업별 성과의 변동성

과 개방도 간의 관계를 검증한 Li, Morck, Yang, and Yeung(2004)의 연구도 있다.

본고에서 주목하는 연구는 이러한 연구결과를 기초로 변동성 증가(즉, 기업별 경영위험의 증가)가 미국기업의 현금보유 증가로 이어졌다는 Bates, Kahle, and Stulz(2006)의 연구이다. Bates, Kahle, and Stulz(2006)는 미국기업의 재무자료를 활용하여 미국의 현금자산 증가현상을 분석하였다. 이 논문에 따르면, 미국의 총자산 대비 현금성 자산의 비중은 1980년의 10.48%에서 2004년에는 24.03%로 무려 2배 이상 증가하였다.⁸⁾ Bates, Kahle, and Stulz(2006)는 Pinkowitz, Stulz, and Williamson(2003)에서 사용된 바 있는 예비적 현금수요모형을 활용하여 미국의 기업부문에서 나타나고 있는 현금흐름의 변동성 확대를 적용할 경우 미국기업에서 나타나고 있는 현금성 자산의 증가를 대부분 설명할 수 있다고 주장하였다.

한편, 이항용(2005)은 우리나라 상장제조업체를 대상으로 한 분석에서 불확실성의 대응변수로 개별 기업의 주가변동성을 사용하였으며, 외환위기 이전에는 투자결정이 주가변동성에 영향을 받지 않았던 반면, 외환위기 이후에는 투자결정이 주가변동성에 영향을 받았음을 보인 바 있다. 현금보유와 주가변동성 간의 관계는 당해 논문이 투자와 불확실성

간의 관계에 초점을 맞추고 있으므로 분석내용에 직접적으로 포함되지는 않았으나, 각주의 서술을 통해 개략적인 분석을 실시한 결과 외환위기 이후 불확실성이 높을수록 현금보유가 높게 나타났음을 지적하였다.

최근 이한득(2006)은 우리나라 상장사에 대한 개략적인 분석을 통해 국내 기업의 현금보유가 과도하다는 결론을 내리고 있다. 현금보유 증가를 체계적으로 분석하지 않은 상황에서 이 보고서가 이러한 결론을 도출하게 된 이유는, 우리나라 기업의 재무구조가 미국 및 일본 등과 비교할 때 매우 건실하다는 데 근거를 두었기 때문이다. 그러나 문제는 비교대상이 일정하지 않다는 점이다. 우리나라의 경우에는 상장사를 기준으로 하였으나, 미국과 일본 자료의 경우에는 상장기업 자료가 아닌 국민계정을 만드는 과정에서 조사되는 훨씬 넓은 개념의 자료를 사용하였다. 이한득(2006)은 우리나라의 경우 현금성 자산을 고려한 부채비율이 62%로 미국이나 일본에 비해 매우 낮을 뿐 아니라 현금으로 부채를 모두 갚을 수 있는 기업이 1/3에 달한다고 주장하고 있다. 앞서 언급한 Bates, Kahle, and Stulz(2006)에 따르면, 미국의 경우 비교대상을 상장사로 전환할 경우 미국기업의 현금보유 급증은 우리나라보다 훨씬 가파

8) 제4장에서 한국과 미국 기업들의 현금보유 패턴 차이에 대하여 간략하게 비교하도록 하겠다.

르며, 전체 현금보유액을 합하면 현재 미국기업의 부채를 ‘모두’ 갚을 수 있을 정도라는 점을 보인 바 있다. 잘못된 기준으로 국가 간 비교를 실시하여 왜곡된 결과를 제시한 사례라고 보아야 할 것이다.⁹⁾

Ⅲ. 우리나라 기업의 현금보유에 대한 기초분석

본장에서는 다음 장에서 수행하게 될 우리나라 기업들의 현금보유 결정요인에 대한 본격적인 실증분석에 앞서, 몇 가지 기초분석을 통하여 우리나라 기업의 현금보유 패턴 및 그 주요 결정요인의 개략적인 추이 및 특징을 살펴보고자 한다. 본장에서의 기초분석 및 다음 장에서의 실증분석에 사용되는 모든 변수들은 WISEfn에서 수집한 1990년부터 2005년까지의 「상장사 재무제표 DB」를 이용하여 추출하였다.

또한 기존의 대부분의 실증분석에서

비제조업의 경우 제조업과는 다른 재무 전략을 추구할 가능성이 있기 때문에 제조업 자료만을 사용해 온 점을 고려하여 본 연구에서도 제조업의 현금보유 행태에 국한하여 분석을 시도한다.

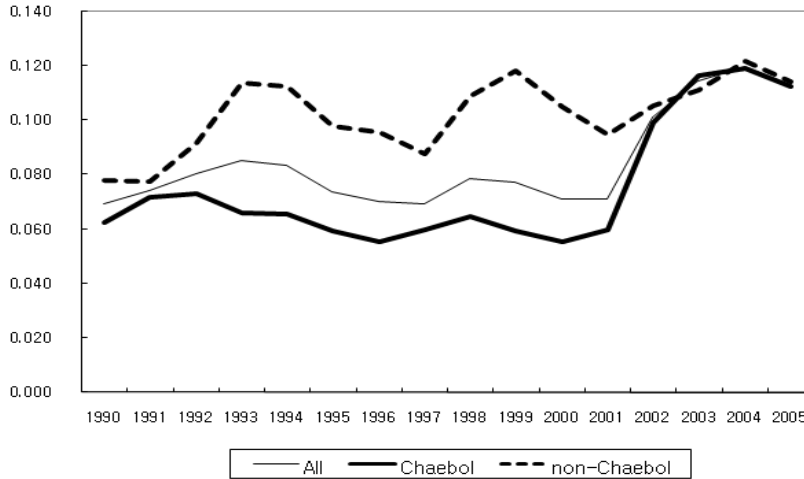
1. 현금보유 추이

본절에서는 우리나라 기업들의 현금보유 패턴의 시계열적 추이가 어떠한 모습을 보이고 있는지 살펴보되, 최근 논란이 되고 있는 우리나라 기업들의 ‘과다한 현금보유’ 현상이 어느 정도 일반화될 수 있는 것인가, 그리고 과연 그러한 현상이 경제적으로 어느 정도의 문제점을 내포하고 있는 것인가에 대하여 중점을 두고 분석한다.¹⁰⁾

먼저 [그림 1]은 우리나라 상장 제조업체들의 현금보유비율을 총자산으로 가중평균한 값의 추이를 상장 제조업체 전체, 재벌기업 및 비재벌기업 등으로 나누어 나타낸 것이다.¹¹⁾¹²⁾¹³⁾ 비재벌기업의 경우는 재벌기업에 비해 현금보유비율의

9) 이에 더해, 우리나라는 개별재무제표를 사용하는 데 반해 미국 및 일본은 연결재무제표를 사용한다는 점도 간과되어 있다. 연결재무제표를 사용할 경우 우리나라 상장기업의 부채비율은 크게 증가한다.
10) 기존의 문헌에서와 같이 본 연구에서 ‘현금’이라고 지칭하는 것은 기업의 대차대조표상에서 현금(cash), 현금등가물(cash equivalent) 및 단기금융상품(marketable securities)과 단기매매가능증권(marketable securities)을 합한 개념이며, ‘현금보유비율’은 이를 총자산(asset)으로 나눈 것을 의미한다.
11) 본 연구에서 재벌은 1997년 이전 상호출자제한기업집단으로 지정되었던 30대 재벌의 계열사를 의미한다. 연도별로 상호출자제한기업집단으로 지정된 기업집단에 차이가 존재하므로 1997년 이전에 한 번이라도 상호출자제한집단으로 지정된 경우에는 재벌로 처리하였다.
12) 가중평균은 현금보유비율(현금/총자산)을 총자산을 가중치로 하여 가중평균한 것이므로 결국 각 그룹별로 현금보유액의 총합을 총자산의 총합으로 나눈 값이다.

[Figure 1] Cash Holding Ratio of Listed Manufacturing Firms:
Weighted Average



변동폭이 다소 큰 가운데 약 10% 내외에서 등락하였으며, 2002년 이후 현금보유 비율 수준이 다시 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나 비재벌기업의 경우 최근의 현금보유비율 증가가 과거에 비해 과도하게 높은 수준은 아닌 것으로 판단된다.

한편, 재벌기업의 경우에는 총자산 대비 현금보유액의 비율이 2001년까지 약 6% 내외에서 등락하는 안정적인 모습을 보이다가, 2002년부터 매우 빠른 속도로

증가하기 시작하였으며, 2004년에는 최고치인 12%에 이르고 있다. 즉, 재벌기업의 경우에는 특히 2002년부터 2004년까지의 현금보유비율이 2배 정도 증가할 정도로 그 속도가 매우 빨랐음을 알 수 있다. 적어도 이 그림만으로 판단할 때 최근 들어 우리나라 기업, 특히 재벌기업 전체의 현금보유비율이 급속히 증가해 온 것만큼은 사실인 것으로 보인다.¹⁴⁾

그러나 가중평균값이 아닌 단순평균 (simple average) 및 중간값(median)으로

13) 앞서 언급한 바와 같이, 김영산·윤형덕(2001)에서 이미 재벌과 비재벌 간에 현금보유 패턴이 차이를 나타내었다는 연구결과가 존재하므로 여기에서도 기업들의 현금보유비율을 재벌과 비재벌로 나누어 살펴본 것이다.

14) 재벌기업의 현금보유 증가세는 외환위기 이후 시행된 다양한 재벌 관련 규제의 강화에도 일부 기인하였을 것으로 보인다. 가장 중요한 변화는 상호지급보증이 금지되었다는 점 및 내부금융시장이 과거에 비해 다양한 통제를 받게 되었다는 점이다. 이로 인해 유사사의 계열사 간 지원이 과거에 비해 어렵게 되었고 위험에 대한 대비를 과거보다 확대하였을 가능성이 있다.

계산한 현금보유비율의 추이를 살펴보면 이러한 현상이 재벌기업 전체의 일반화된 현상은 아닌 것으로 보인다. [그림 2]와 [그림 3]에서 보는 바와 같이 단순평균 또는 중간값으로 현금보유비율을 계산할 경우, 재벌기업의 현금보유비율이 최근 크게 증가하고 있다는 판단을 내리기 어려운 것으로 보인다. 단순평균의 경우 역시 2002년 이후 현금보유비율이 증가하고는 있으나 그 속도는 매우 완만하다. 또한 시계열적으로 판단할 때 최근의 현금보유비율이 높은 수준은 아니다. 중간값을 고려할 경우 이러한 현상은 더욱 심화된다. 즉, 최근의 현금보유비율의 중간값은 1990년대 초반과 비교해 볼 때 오히려 낮은 수준에 머물러 있다고 할 수 있다.¹⁵⁾

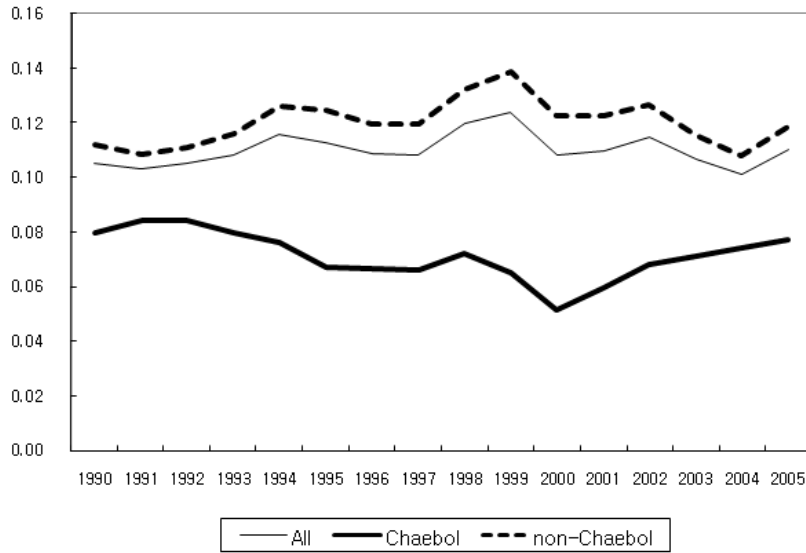
이와 같은 결과는 [그림 1]에서 나타나고 있는 재벌기업에 의한 최근의 급속한 현금보유 증가가 재벌기업 전체의 일반화된 현상이 아닌, 소수의 재벌기업에 의한 대규모 현금보유 증가에 기인한 것임을 시사한다고 볼 수 있다. 그렇다면 어떠한 기업들에 의한 현금보유 증가가 [그림 1]에서의 현상을 주도하고 있으며 그 정도는 어떠한가?

<표 1>은 2005년도를 기준으로 현금보

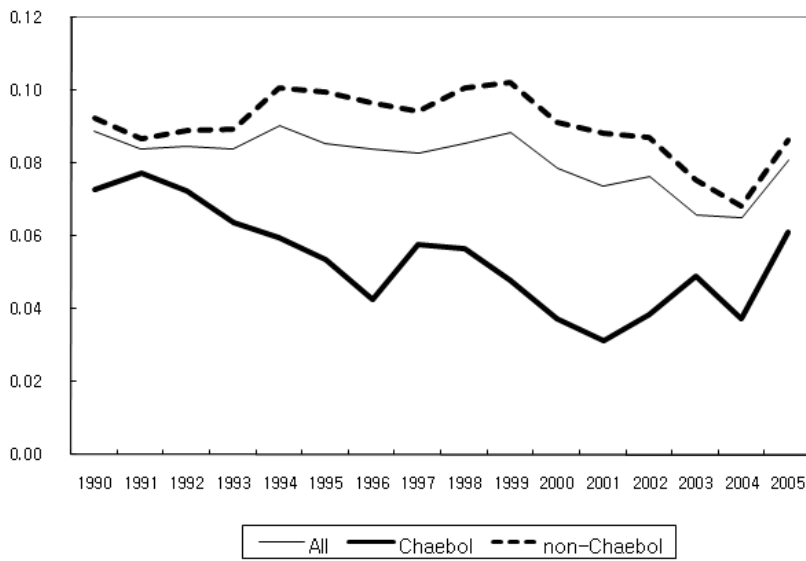
유액이 높은 상위 15개사를 그 순위별로 나열한 것이다. 최상위기업의 현금보유액은 6.9조원으로서 우리나라 상장 제조업체 전체의 현금보유액 총 40.5조원의 약 17%를 차지하고 있다. 이를 누계기준으로 보면 상위 6개 기업에 의해 보유하고 있는 현금규모는 우리나라 기업에 의해 보유되는 현금규모의 반 이상을 차지하고 있어, 위에서 지적한 대로 최근의 현금보유비율의 급속한 증가는 이들 몇몇 기업에 의해 주도되고 있다는 것을 뒷받침하고 있다. 이를 보다 명확히 파악하기 위하여 2005년 기준으로 현금자산 보유액이 1조원이 넘는 기업들을 제외할 경우 우리나라 상장 제조업체들의 현금보유 패턴이 어떻게 변화하는지를 분석해 보았다. [그림 4]는 현금보유액 규모의 추이를 먼저 살펴본 것인데, 재벌의 경우 2002년 이후 그 규모가 매우 빠른 속도로 증가하였으나, '1조원 클럽'을 제외할 경우 그 규모가 현격히 낮아짐을 알 수 있다. [그림 5]의 경우에도 '1조원 클럽'의 영향이 얼마나 컸는가를 극명하게 드러내고 있다. 2002년 이후 급속한 속도로 증가하였던 재벌 전체의 현금보유비율은 '1조원 클럽'을 제외할 경우 현금보유비율 수준의 시계열적 측면에서나 증가속도

15) [그림 2] 및 [그림 3]에서 전 분석기간에 걸쳐 재벌의 현금보유비율이 비재벌과 비교하여 낮은 것은 제 II장에서 설명한 바와 같이 현금수요에 규모의 경제가 존재하기 때문으로 해석된다. 또한 재벌기업의 경우 비재벌기업에 비해 금융권에 대한 접근성이 유리하기 때문에 상대적으로 낮은 현금보유 동기를 지니게 된다는 측면도 존재한다.

[Figure 2] Cash Holding Ratio of Listed Manufacturing Firms:
Simple Average



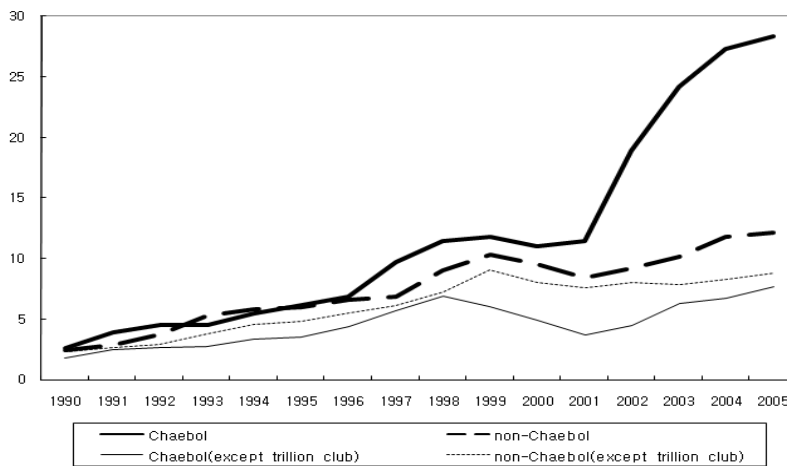
[Figure 3] Cash Holding Ratio of Listed Manufacturing Firms: median



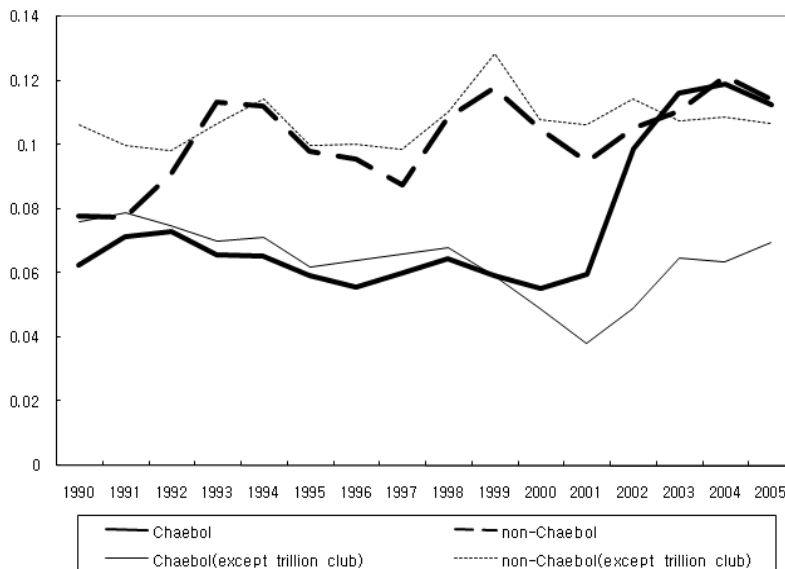
<Table 1> Top 15 Corporations in Cash Holding (Year 2005)

Rank	Corporations	Cash Holding (trillion Won)	Share in all listed Corporations (cumulative, %)	Industry
1	Samsung Electronics	6.87	17.0	electronics
2	Hyundai Motors	6.01	31.8	transport machinery
3	Posco	3.35	40.1	steel
4	LG Phillips LCD	1.47	43.7	electronics
5	SK	1.41	47.2	chemical
6	Samsung Heavy Industries	1.39	50.6	transport machinery
7	Hynix	1.22	53.7	electronics
8	S-Oil	1.19	56.6	chemical
9	Kia Motors	1.12	59.4	transport machinery
10	Hyundai Mipo Dockyard	0.65	61.0	transport machinery
11	Hyundai Heavy Industries	0.65	62.6	transport machinery
12	Dongkuk Steel	0.65	64.2	steel
13	Samsung SDI	0.63	65.7	electronics
14	Hanjin Heavy Industries & Construction	0.61	67.2	transport machinery
15	Hyundai Mobis	0.50	68.5	transport machinery
Listed Corporations		40.48	-	-

[Figure 4] Trend of Cash Holding of Listed Firms (trillion Won)



[Figure 5] Cash Holding Ratio of Listed Firms: Weighted Average



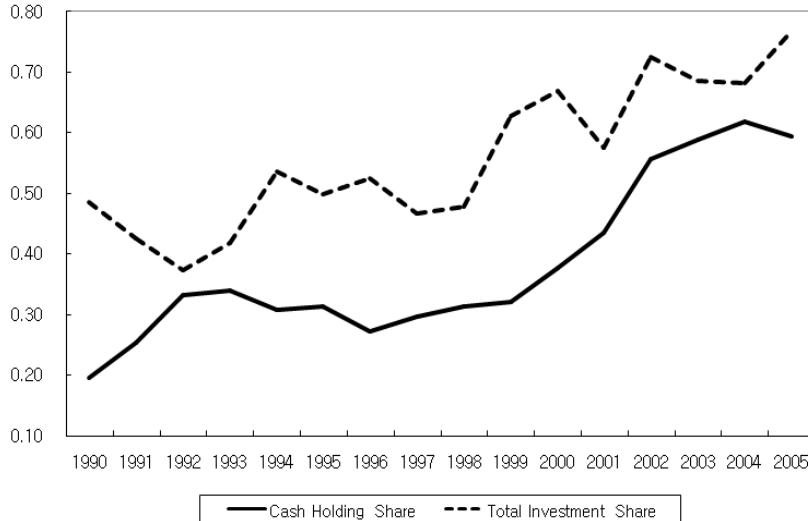
측면에서 볼 때 최근의 움직임이 ‘과도’하다고 판단하는 것은 무리라고 할 수 있다.

본절에서의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 기업, 특히 재벌 기업 전체로 볼 때 현금보유비율이 과거에 비해 증가한 것은 사실이다. 둘째, 이러한 현상은 같은 재벌 내에서도 일반적으로 적용될 수 있는 것은 아니며, 소수의 몇몇 기업에 의해 주도되고 있다. 이들을 제외할 경우 재벌기업의 현금보유비율은 그리 높은 수준이 아니며, 그 증가속도가 빠르다고 보기도 어렵다.

다만 이와 같이 현금보유를 늘린 기업들이 그 과정에서 투자를 축소하여 설비투자 부진의 원인으로 작용할 가능성은

존재한다. 따라서 [그림 6]에서는 분석대상 기업자료에서 1조원 클럽 기업들의 현금보유액 및 설비투자액 비중 추이를 살펴보았다. 그림에서 나타난 바와 같이 연도별로 변동이 있기는 하지만 1조원 클럽 기업들의 설비투자비중은 꾸준히 상승해 왔다. 즉, 현금보유를 급격하게 증가시킨 1조원 클럽 기업들의 경우 여타 기업들에 비해 오히려 설비투자 증가세를 더욱 빠르게 증가시켜 온 것으로 나타난다. 이는 현금보유를 급증시킨 기업들이 전반적인 설비투자 추세를 넘어서는 수준으로 설비투자를 증가시켜 왔음을 의미하므로 기업이 현금보유를 늘리는 과정에서 설비투자가 위축되었다는 주장은 받아들이기 어렵다고 판단된다.

[Figure 6] Cash Holding Share and Total Investment Share of Trillion Club Firms



이렇게 볼 때 과연 최근 제기되고 있는 “급증하고 있는 기업의 현금보유 증가를 해소하기 위해 또는 투자를 촉진하기 위해 재벌 관련 규제를 철폐 또는 완화하여야 한다”는 주장은 재고의 여지가 있다고 판단된다. 적어도 최근의 현금보유 증가는 소수의 몇몇 재벌기업에 집중되어 있으며, 이들 기업의 투자는 상대적으로 양호하게 나타나고 있기 때문이다.

2. 영업이익률의 변동성 추이

앞서 언급한 바와 같이 Bates, Kahle, and Stultz(2006)는, 예비적 현금수요모형과 미국 기업부문에서 나타나고 있는 현금흐름의 변동성 확대를 적용할 경우, 미

국 기업에서 나타나고 있는 현금성 자산의 증가를 대부분 설명할 수 있다고 주장하였다. 또한 이항용(2005)에서는 우리나라 상장 제조업체의 경우에 대한 개략적인 분석에서 외환위기 이후 불확실성이 높을수록 현금보유가 높게 나타났음을 지적하였다.

이와 같은 기존 연구를 고려할 때 우리나라 기업이 직면한 불확실성이 증가하였다면 이러한 변화가 현금보유 증가를 설명할 수 있을 가능성이 높다. 본 연구에서는 기존 연구에서 개별 기업이 당면하는 불확실성의 대응변수로 사용되었던 영업이익의 변동성을 활용하여, 불확실성과 현금보유 간의 관계를 분석하기로 한다.¹⁶⁾¹⁷⁾ 불확실성의 대응변수인 영

업이익의 변동성은 각 기업별로 과거 5년간 영업이익의 표준편차를 사용하였다. [그림 7]은 이와 같이 계산된 각 기업별 영업이익 표준편차의 연도별 평균값 및 중간값을 나타낸 것이다.

두 경우 모두 다음과 같은 두 가지 특성이 나타남을 알 수 있다. 첫째, 경제위기를 겪었던 1997년 이후 영업이익 표준편차의 값은 매우 높은 수준을 보이고 있으며, 이러한 현상은 2003년 이후 다소 완화된다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 영업이익 표준편차를 계산할 때 과거 5년간의 자료를 이용하였기 때문인데, 2002년까지는 경제위기 효과가 지속되기 때문이다. 둘째, 이러한 경제위기 효과를 감안하더라도 전체적인 영업이익 표준편차의 값은 시간이 지남에 따라 증가하였음을 알 수 있다. 즉, 경제위기 이전과 비교할 때 최근의 영업이익 표준편차의 값은 높은 수준이라고 할 수 있다.

따라서 만일 우리나라 기업들이 예비적 동기에 의해 현금을 보유해 왔다면 그 중요성은 최근 들어 더욱 증대하였을 가능성이 있으며, 이러한 가설은 다음 장에서 더욱 정교한 회귀분석모형을 이용하여 검증될 것이다.

추가적으로 앞서 발견된 1조원 클럽에

포함된 기업들의 변동성을 살펴보았다. [그림 8]은 1조원 클럽에 포함된 기업의 변동성과 1조원 클럽에 포함되지 않은 기업의 변동성을 비교한 것이다. 1994년을 제외하고는 1조원 클럽에 포함된 기업들의 변동성이 높게 나타나는 것을 볼 수 있다. 이러한 차이가 통계적으로 유의한지를 확인하기 위해 평균 차이에 대한 t-test를 실시해 보았다. 연도별 테스트는 1조원 클럽 기업의 관측치가 작아 수행하기 어려웠으므로 전체 기간에 대하여 분석을 실시하였다. 테스트 결과 1조원 클럽의 변동성과 1조원 클럽을 제외한 기업의 변동성이 동일하다는 가설이 p-value 99.88 수준에서 기각되었다.

변동성 차이 하나로 1조원 클럽의 현금보유를 모두 설명할 수는 없겠지만, 변동성이 기업의 현금보유에 영향을 미친다면 이들 기업의 경우 증가한 변동성이 현금보유 급증에 부분적으로 기여했을 것으로 판단된다.¹⁸⁾

3. 현금보유의 평균회귀성

미국기업들의 현금보유 성향에 대하여 분석한 Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson(1999)은 간단한 평균회귀모형을

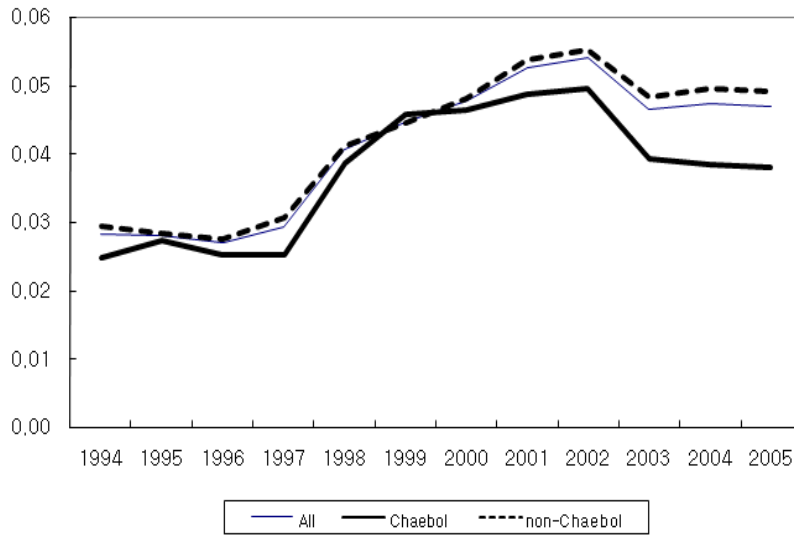
16) 한진희(1999), Chun, Kim, Lee, and Morck(2004) 등에서 사용된 바 있다.

17) 다음 장에서 회귀분석모형을 이용하여 우리나라 기업의 현금보유 결정요인에 대한 더욱 정교한 실증분석을 실시한다. 여기에서는 이에 앞서 다음 장에서 가장 중요한 현금보유 결정요인으로 분석될 불확실성 변수의 추이 및 현금보유비율과의 관계를 간략히 분석하려는 것이다.

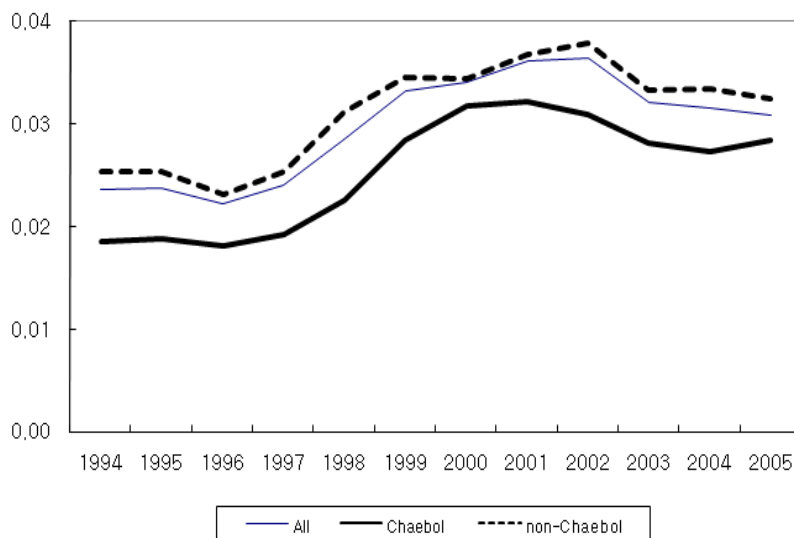
18) 이러한 점을 지적해 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

[Figure 7] Trend of Corporate Risk

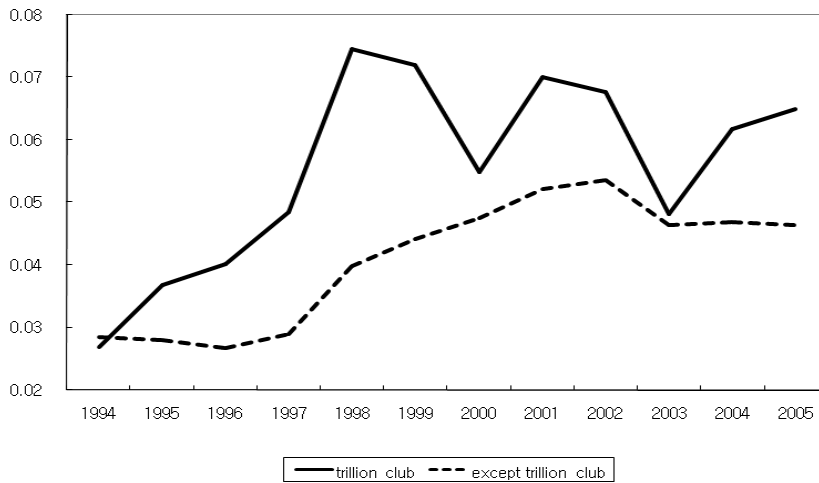
(a) Standard Deviations of Operating Profit (average)



(b) Standard Deviations of Operating Profit (median)



[Figure 8] Standard Deviations of Operating Profit (average)



통하여 기업들이 유동성과 관련하여 목표치(target level)를 설정하여 자산을 운용한다는 가설을 검증하였다. 본절에서는 기초분석의 마지막 단계로서 이들의 방법론을 이용하여 우리나라 상장기업들의 경우에도 현금유동성에 대한 목표치를 설정하는가에 대해 검증해 보고자 한다.

이를 위해 각 표본기업들별로 다음과 같은 회귀방정식을 추정한다.

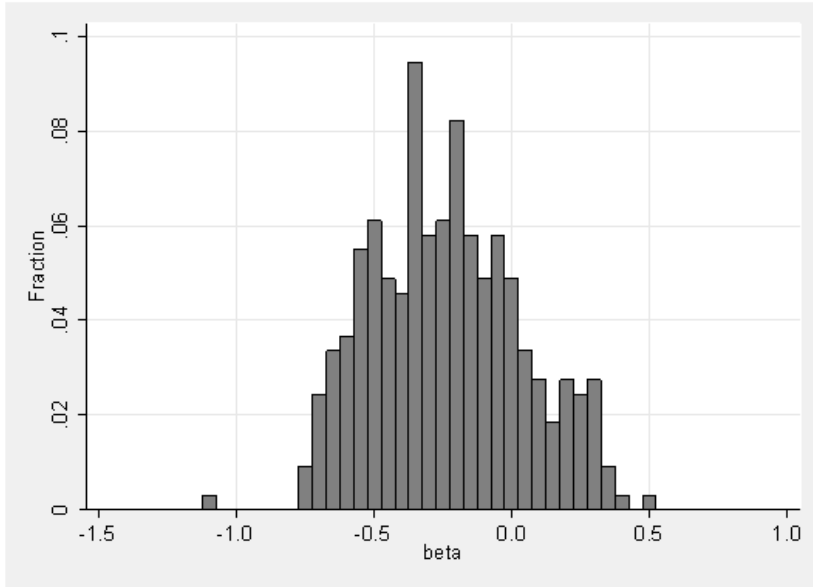
$$\begin{aligned} \Delta(Cash/Asset)_t &= \alpha + \beta\Delta(Cash/Asset)_{t-1} \\ &+ \epsilon_t \end{aligned} \quad (3-1)$$

여기에서 Δ 는 1계차분(first difference)을 나타내며, ϵ_t 는 i.i.d.인 오차항을 의미한다. 이 회귀방정식의 계수 β 의 부호가 만일 음수(-)라면 기업의 현금보유비율이 평균회귀성(mean-reverting property)을 가진

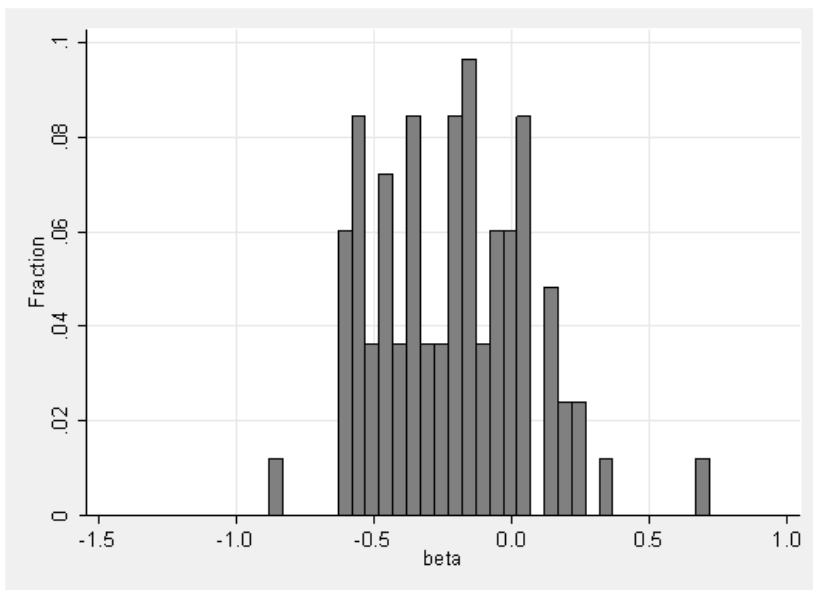
다고 할 수 있다. 또한 기업들이 적절한 현금보유비율의 목표치를 설정하여 자산을 운용하고 있다는 간접적인 증거가 될 수 있다. [그림 9]는 이와 같은 방식으로 각 기업별 시계열자료를 이용하여 회귀방정식 (3-1)을 추정한 후 추정계수($\hat{\beta}$)들의 값을 재벌기업 및 비재벌기업으로 구분하여 그 분포도(histogram)를 나타낸 것이다. 재벌기업들이나 비재벌기업들 모두 전체적인 분포가 0보다 작은 쪽에 치우쳐 있음을 알 수 있으며, 실제로 추정계수의 평균값 및 중간값은 재벌기업의 경우 -0.2050 및 -0.2168이었다. 비재벌기업의 경우에는 -0.2454 및 -0.2384로 나타나 재벌기업이나 비재벌기업 모두에 있어 현금보유비율이 평균회귀적 성격을 가지고 있다는 가설을 기각할 수 없는 것으로 분석되었다.

[Figure 9] Histogram of Estimated $\hat{\beta}$

(a) Chaebol



(b) non-Chaebol



이와 같은 결과는 우리나라의 경우에도 기업들로 하여금 자신들의 현금보유비율을 너무 높거나 혹은 너무 낮은 상태로 벗어나지 않게 관리하도록 하는 체계적인 현금보유비율 결정요인들이 존재함을 의미한다. 이에 다음 장에서는 우리나라 기업들의 현금보유 결정요인에 대한 회귀분석을 수행하고자 한다.

IV. 우리나라 기업의 현금보유 결정요인 분석

1. 분석자료 및 주요 변수의 구축

본장에서는 Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson(1999) 및 Bates, Kahle, and Stulz(2006) 등에서 사용된 실증적 방법론을 활용하여 1990년부터 2005년까지 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업들의 재무제표를 이용한 우리나라 기업의 현금보유 결정요인을 분석한다. 현금보유 결정요인 분석을 위한 주요 변수들은 현금보유비율과 마찬가지로 WISEfn의 「상장사 재무제표 DB」로부터 추출되었으며, 그 주요 내용은 <표 2>와 같다.

현금보유비율(변수명: cash)은 제III장에서 설명한 바와 같이 기업이 보유하고 있는 현금성 자산(현금, 현금등가물, 단기금융상품 및 단기매매가능증권)을 총자산으로 나눈 것으로 정의하였다. 이러한 현금보유비율에 영향을 미칠 수 있는 변수로는 다음과 같은 변수들이 사용되었다.

첫째, 제II장에서 설명한 바와 같이 거래적 동기에 의해 현금을 보유하는 경우에 있어 규모의 경제가 발생할 수 있다. 즉, 기업들은 거래의 편의를 위하여 현금을 보유하게 되는데, 이때 규모가 큰 기업일수록 금융시장에의 접근성 측면에서 유리하므로 기업의 규모가 클수록 현금보유비율이 낮을 가능성이 있다. 이를 통제하기 위하여 총매출액의 로그값(변수명: lnsales)을 규모변수로 사용하였다.¹⁹⁾ 둘째, 일반적으로 수익성 있는 투자기회를 가지고 있는 기업의 경우에는 새로운 투자에 활용하기 위해 유동성 높은 현금보유비율을 높이려는 경향이 있을 것이다. 따라서 투자 등 다양한 기업 활동 및 향후 성장성에 대한 시장의 평가를 반영하는 q-ratio를 현금보유에 영향을 미칠 수 있는 변수(변수명: q)로 사용하였다. 셋째, 다른 조건이 일정하다면 영업활동에 의한 현금유입이 많은 기업일수록 현금보유비율이 높을 것으로

19) 기업의 규모를 측정하는 변수로는 총매출액 이외에도 총자산을 사용할 수도 있으나 거래적 동기에 의한 현금보유 가설을 검증하는 데에는 자산규모보다는 매출액규모를 사용하는 것이 보다 타당하기 때문에 본 연구에서는 매출액규모를 사용하였다. 이러한 점을 지적해 주신 검토자에게 감사한다.

〈Table 2〉 Definitions of Variables

variables	name	definition
cash	cahs holding ratio	- (cash + cash equivalent + short-term financial asset + short-term security) / total asset
lnsales	size	- log of total sales
q	Tobin's q-ratio	- (market value + Debt - Inventory) / total asset
roa	operating profit ratio	- operating profit / total asset
invest	investment ratio	- total investment / total asset
leverage	debt ratio	- total debt / total asset
risk	risk	- standard deviation of roa in the past five years
bcrisis	before-crisis dummy	- 1998~2005: 1 1990~1997: 0
acrisis	after-crisis dummy	- 1998~2005: 1 1990~1997: 0
brisk	interaction term between risk and bcrisis	- risk x bcrisis
arisk	interaction term between risk and acrisis	- risk x arisis
divdum	dividend dummy	- dividend: 1, no dividend: 0

예상된다. 따라서 영업활동에 의한 현금 유입을 총자산으로 나눈 변수(변수명: roa)를 구축하였다.

다음으로 기업의 투자율(변수명: invest)은 총투자를 총자산으로 나눈 값으로 정의하였는데, 기업의 투자지출이 많아지게 되면 기업의 현금성 자산이 소진되게 되

므로 투자율과 현금보유율 간에는 음(-)의 관계가 존재할 것으로 예상된다. 그러나 이와 동시에 높은 투자에 의한 수익이 현금흐름으로 반영된다면, 투자율과 현금보유율 간에는 양(+)의 상관관계가 존재할 수도 있을 것이다.

부채율(변수명: leverage)이 현금보유와

가지는 관계도 이론적으로는 일의적이지 않다. 채무비용이 높은 기업은 보유하고 있는 현금으로 부채를 줄이려고 함으로써 두 변수 간에 음의 상관관계가 존재할 수도 있는 반면, 채무관리 측면에서 이자율 변동에 따른 위험을 헤지(hedge)하고자 하는 동기가 있는 기업의 경우에는 부채율과 현금보유비율 간에 양의 상관관계가 있을 수도 있다.

다음의 변수는 기업들이 직면하고 있는 현금흐름 위험(cash flow risk)에 대비하기 위한 예비적 성격의 현금보유(precautionary cash holding) 동기의 존재 여부 및 그 정도를 검증하기 위해 구축되었다. 즉, 과거 현금흐름의 편차가 큰 기업일수록 유사시에 대비한 현금보유를 늘리게 될 것이다. 따라서 제Ⅲ장에서 살펴본 바 있는 기업별 영업이익의 과거 5개년 동안의 표준편차를 계산하여 이를 기업별 현금흐름 위험(변수명: risk)이라는 변수로 사용하였다. 만일 예비적 성격의 현금보유 동기가 존재한다면 현금보유와 양의 상관관계를 가질 것으로 기대

된다.²⁰⁾

마지막으로 배당금지급 더미변수(변수명: divdum)가 사용되었는데, 이는 기업의 당기순이익이 배당금으로 지급되는 경우 기업의 현금보유비율이 낮아지기 때문에 포함된 것이다.²¹⁾

<표 3>은 위에서의 설명과 같이 구축된 주요 변수들에 대한 기초통계량을 보고하고 있다.

2. 실증분석 결과

본절에서는 이상에서 구축된 데이터를 이용하여 회귀분석한 결과를 보고한다. 본 연구에서의 모든 회귀분석은 1990년부터 2005년까지 구축된 우리나라 상장제조업체들의 패널데이터를 이용한 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하였다.²²⁾ 먼저 전체 표본에 대한 회귀분석 결과를 보고한 다음, 전체 표본을 재벌기업과 비재벌기업으로 나눈 회귀분석 결과를 보고하도록 한다.²³⁾

20) 현금흐름의 변동성 이외에도 기업이 당면하고 있는 위험도를 측정하기 위해 기존연구에서는 매출액증가율의 변동성이나 주가 변동성 등을 사용한 사례들도 존재한다. 이와 같은 다른 형태의 변동성을 사용한 연구는 추후 과제로 남겨둔다.

21) <표 2>에는 이상에서 설명된 변수들 이외에도 외환위기 이후 더미(acrisis) 그리고 현금흐름 위험변수와 외환위기 전후 더미 간의 교호작용항(brisk, arisk)이 포함되어 있다. 이러한 변수들이 어떠한 이유에서 사용되었는지에 대한 설명은 논의의 편의를 위해 다음 절에서 회귀분석모형의 설정에 대해 설명하면서 자세히 논의하도록 한다.

22) 기업의 현금흐름 위험(risk) 변수가 과거 5년 동안의 영업이익의 표준편차로 계산되었기 때문에 실제로 본 실증분석에 포함되는 시계열은 1994년부터 2005년까지이다.

23) 표본을 재벌기업과 비재벌기업으로 나누어 각각에 대해 회귀분석을 따로 수행한 이유는, 제Ⅲ장에서의

〈Table 3〉 Basic Statistics

variables	observation	average	standard deviation	minimum	maximum
cash	6,357	0.110	0.096	0.000	0.988
lnsales	6,404	18.568	1.401	10.355	24.777
q	5,846	0.857	0.622	0.017	26.810
roa	6,405	0.057	0.082	-1.806	0.550
invest	6,405	0.050	0.077	-0.956	0.799
leverage	6,405	0.599	0.506	0.029	26.477
risk	4,696	0.041	0.048	0.002	0.872
acrisis	6,622	0.501	0.500	0.000	1.000
brisk	4,696	0.009	0.017	0.000	0.182
arisk	4,696	0.032	0.051	0.000	0.872
divdum	6,622	0.706	0.456	0.000	1.000

가. 전체 표본에 대한 고정효과모형 분석결과

먼저 전체 표본에 대한 고정효과모형의 분석결과를 살펴본다. 제Ⅲ장에서의 기초분석 결과는, 첫째 적어도 재벌기업의 경우 외환위기 이후 현금보유비율이 증가하였으며, 둘째 기업의 현금보유의

주요 결정요인인 영업이익의 변동성 역시 외환위기 이후 전반적으로 증가하였음을 말해 주고 있다.

이와 같이 정형화된 사실들(stylized facts)을 바탕으로 본 회귀분석모형에서 검증하고자 하는 주요 가설들은 다음의 두 가지이다. 첫째, 외환위기 효과가 존재하는가? 즉, 현금보유비율에 영향을

분석결과 재벌과 비재벌의 현금보유 패턴이 상당히 다른 측면이 발견되었기 때문이다. 이 경우 물론 재벌과 비재벌기업 간의 현금보유 패턴의 차이를 전체 표본을 대상으로 한 분석에서도 재벌더미를 추가함으로써 수행할 수 있으나, 고정효과모형을 사용할 경우 재벌 또는 비재벌이라는 기업의 특성이 각 기업별로 특수한 그러나 시계열상으로는 변화가 없는 고정효과에 포함되어 재벌더미의 계수는 추정이 불가능하다. 이를 회피하기 위하여 고정효과모형이 아닌 임의효과모형(random effect model)을 사용할 수도 있으나, 이 경우에도 고정효과모형을 사용한 실증분석 결과와 크게 다르지 않으므로 여기에서는 생략하기로 한다.

미칠 수 있는 다양한 변수들을 통제한 후에도 외환위기 이후 기업의 현금보유가 평균적으로 증가하였다고 판단할 수 있는가라는 질문에 대한 답을 구하고자 한다. 둘째, 예비적 현금보유의 동기가 존재하는가? 즉, 우리나라 기업들의 경우에도 영업이익의 변동성, 다시 말해 영업활동상의 위험에 대비하기 위해 현금보유를 증가시켰는가에 대해 분석하고자 한다. 이러한 가설들을 검증하기 위한 회귀분석 결과는 <표 4>에 보고되어 있다.²⁴⁾ 먼저 모형 (1)과 (2)는 외환위기 효과가 존재하는가를 살펴보기 위해 기업별 위험도(risk) 변수는 포함시키지 않은 채 외환위기 이후 더미(acrisis)만을 포함시킨 경우이다. 추정결과, 예비적 동기에 의한 현금보유를 측정하는 변수(기업별 위험도)를 제외하고 현금보유비율에 영향을 미칠 수 있는 여타 변수들을 포함시킬 경우, 외환위기 이후 더미는 90% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 모형 (3)과 (4)는 외환위기 이후 더미를 포함시키지 않은 상태에서 우리나라 기업들의 예비적 동기에 의한 현금보유가 존재하는가를 살펴보기 위하여 추정되었다. 추정결과, 기업들의 현금보

유에 있어 예비적 동기가 매우 중요함을 알 수 있다. 즉, risk에 대한 추정계수값은 두 경우 모두 양의 값을 가지며, 99%의 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

그렇다면 이와 같은 외환위기 효과와 예비적 동기에 의한 현금보유 효과를 동시에 고려한다면 추정결과는 어떻게 될 것인가? <표 5>는 몇 가지 방식에 의해 외환위기 효과와 예비적 동기 효과를 동시에 고려한 것이다. 먼저 모형 (1) 및 (2)는 <표 4>에서 따로 고려하였던 두 가지 효과를 모형 내에 함께 포함시킨 것이다. 이 경우에도 예비적 동기 효과는 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 효과는 모형 (1)과 (2)에서 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타나 <표 4>에서와는 달리 다른 조건(특히 기업의 위험도)을 통제할 경우 외환위기 이후 우리나라 기업의 현금보유비율이 평균적으로 증가하였다고 볼 수 없음을 시사한다고 할 수 있다.

한편, 모형 (3)은 외환위기 효과와 예비적 동기 효과를 동시에 고려하되 교호작용항을 포함시켜 추정한 것이다. brisk (또는 arisk)는 외환위기 이전 더미(또는 외환위기 이후 더미)와 risk 변수와의

24) 본문에서는 외환위기 효과 및 예비적 동기에 의한 현금보유 효과와 관련된 변수의 추정계수만을 설명하며 여타 통제변수들에 대한 설명은 생략하였다. 여타 통제변수들의 경우에도 대부분의 경우 이론적으로 예측되는 방향으로 그 부호들이 결정되었으며 통계적으로도 유의한 수준임을 알 수 있다. 예를 들어, <표 4> 및 <표 5>를 보면 거래적 동기에 의한 현금보유 가설에서 시사하는 바와 같이 Insales에 대한 계수추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 추정되었다.

〈Table 4〉 Regression of Cash Holding (All Listed Corporations)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.008** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.011** (0.004)	-0.012*** (0.004)
q	0.005** (0.002)	0.026*** (0.005)	0.004* (0.002)	0.022*** (0.006)
roa	0.125*** (0.017)	0.093*** (0.018)	0.164*** (0.021)	0.136*** (0.022)
invest		-0.089*** (0.017)		-0.079*** (0.018)
leverage		-0.030*** (0.006)		-0.026*** (0.006)
risk			0.165*** (0.055)	0.147*** (0.054)
acrisis	0.008 (0.006)	0.011* (0.006)		
divdum		0.017*** (0.003)		0.016*** (0.003)
constant	0.257*** (0.062)	0.270*** (0.063)	0.297*** (0.078)	0.314*** (0.078)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.0256	0.0547	0.0400	0.0636
F-statistics	5.19	8.97	6.92	9.06
observation number of firms	5,798 412	5,798 412	4,526 412	4,526 412

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 5〉 Regression of Cash Holding (All Listed Corporations)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.011** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)
q	0.004* (0.002)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)
roa	0.164*** (0.021)	0.136*** (0.022)	0.139*** (0.022)	0.139*** (0.022)
invest		-0.079*** (0.018)	-0.079*** (0.018)	-0.079*** (0.018)
leverage		-0.026*** (0.006)	-0.026*** (0.006)	-0.026*** (0.006)
risk	0.165*** (0.055)	0.147*** (0.054)		
acrisis	0.002 (0.006)	-0.009 (0.005)		-0.014** (0.006)
brisk			-0.017 (0.109)	-0.017 (0.109)
arisk			0.159*** (0.057)	0.159*** (0.057)
divdum		0.016*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.016*** (0.003)
constant	0.293*** (0.078)	0.319*** (0.079)	0.319*** (0.079)	0.324*** (0.080)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.0400	0.0636	0.0643	0.0643
F-statistics	6.92	9.06	8.60	8.60
observation number of firms	4,526 412	4,526 412	4,526 412	4,526 412

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

교호작용항으로서, 만일 외환위기 이전 (또는 이후)에 예비적 현금보유 효과가 존재한다면 통계적으로 유의한 양(+)의 추정계수를 가지게 될 것이다. 추정결과를 보면 외환위기 이전에는 예비적 동기에 의한 현금보유 효과가 존재하지 않았으나, 외환위기 이전에는 예비적 동기에 의한 현금보유 효과가 99%의 신뢰도를 가지고 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

여기에 외환위기 이후 더미를 포함시킨 모형 (4)를 보면 여타 통제변수들을 감안할 때 외환위기 이후 기업들의 평균적인 현금보유비율은 오히려 감소한 것으로 나타났으며, 모형 (3)에서와 마찬가지로 예비적 동기의 현금보유가 외환위기 이전에는 존재하지 않았으나 외환위기 이후에는 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다.

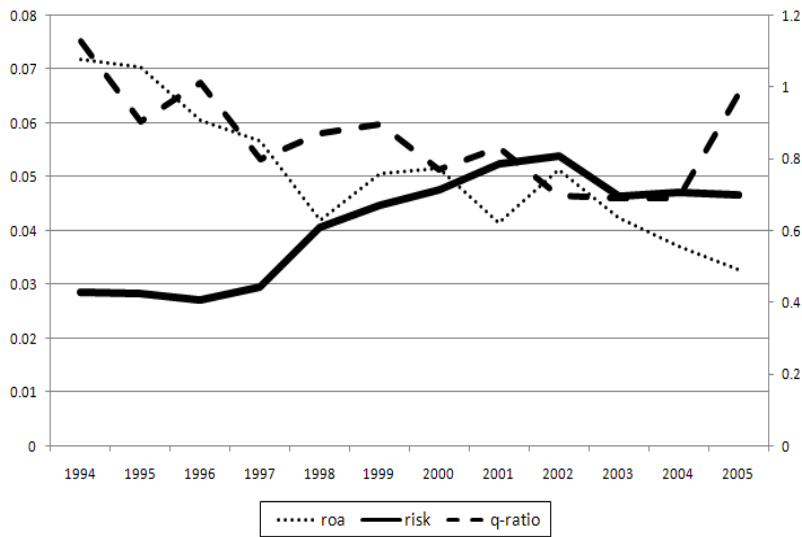
지금까지의 실증분석 결과에 대한 논의를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 상장 제조업체 전체의 평균으로 볼 때 외환위기 이전과 비교하여 외환위기

이후, 즉 최근의 현금보유비율이 높다고 할 수 있는 계량경제학적인 증거는 찾을 수 없다. 둘째, 기업의 영업활동과 관련된 위험의 존재는 예비적 동기에 의한 현금보유를 증가시켰으며, 이러한 움직임은 특히 외환위기 이후에 강하게 나타난다. 따라서 제Ⅲ장에서 보여진 대로 외환위기 이후 기업들의 영업활동 위험이 과거에 비해 증가하였음을 고려할 때, 최근에 관찰되고 있는 현금보유비율의 증가는 영업활동 위험도의 증가에 따라 기업들이 예비적인 목적으로 현금보유를 늘렸기 때문인 것으로 판단된다.²⁵⁾

여기에서의 분석내용과 더불어 추가적으로 한 가지 언급할 것은 외환위기 이후 기업의 영업이익의 표준편차가 증가하였다는 것(그림 7 및 그림 8)과 여기에서의 분석결과를 결합하면 기업의 현금보유비율이 외환위기 이후 확대되지 않았다는 제Ⅲ장에서의 논의(그림 2)와 일면 상충되는 것처럼 보일 수 있다는 점이다. 그러나 그 이유는 회귀분석에 포함되어 있는

25) 본 논문에 대한 두 명의 익명의 검토자들은 <표 4> 및 <표 5>에 나타나 있는 모형의 설정과 관련하여 다음의 세 가지 점들을 추가적으로 분석할 것을 제안하였다. 첫째, invest 변수의 경우 내생성문제가 존재할 수 있으므로 시차변수를 사용해 볼 것, 둘째 외환위기 더미변수가 들어간 회귀분석식에서는 연도 더미를 제외해 볼 것, 셋째 기업의 위험도를 측정하기 위하여 영업이익률(ROA)의 5년 표준편차를 사용하였는데 이에 대한 여타 측정치를 사용함으로써 추정의 견고성을 검증해 볼 것 등이다. 필자들은 이러한 제안에 따라 세 가지 경우에 대한 견고성 분석을 수행해 보았으나 본문에서의 분석결과와 거의 동일한 분석결과를 얻었다. 지면의 제약상 분석결과를 본문에 모두 포함시키지는 않았으나, <표 5>의 모형 (4)에 대한 견고성 분석을 <부표 1>에 보고하였다. <부표 1>에서 모형 (1)은 <표 5>의 모형 (4)와 동일한 것이다. 모형 (2)는 전기의 invest 변수를 사용한 경우, 모형 (3)은 연도더미를 포함시키지 않은 경우 모형 (4) 및 모형 (5)는 영업이익률의 5년 표준편차 대신 4년 표준편차 또는 6년 표준편차를 사용하여 분석한 것이다. 부표에서 보는 바와 같이 본문에서 논의한 외환위기 효과 및 예비적 동기 효과에 대한 해석은 여전히 유효함을 알 수 있다. 이러한 제안을 해주신 검토자에게 감사드린다.

[Figure 10] risk, ROA (left axis) and q-ratio (right axis) (simple average)



여타 변수, 특히 q-ratio와 영업이익률 (ROA)이 영업이익의 표준편차(risk)와는 달리 논문의 분석기간 동안 전반적으로 하향 추세를 보였기 때문이다(그림 10). q-ratio와 영업이익률의 두 변수가 회귀분석결과에서 모두 양의 값을 가지고 있으므로 두 변수의 하향 추세는 현금보유비율을 낮추는 방향으로 작용하였을 것이다. 즉, 기업의 위험도의 확대가 현금보유비율을 높이는 방향으로 작용하였던 가운데 이들 두 변수들의 움직임이 현금보유비율을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤기 때문에 전반적으로는 단순평균된 현금보유비율이 큰 변화를 나타내지 않

은 것으로 판단된다.²⁶⁾

나. 재벌기업 및 비재벌기업에 대한 고정효과모형 분석결과

제III장에서의 기초분석에서 살펴본 것과 같이 기업들의 현금보유 패턴은 재벌기업과 비재벌기업 간에 상당한 차이가 있는 것으로 판단된다. 따라서 본 소절에서는 앞 소절에서 수행된 회귀분석을 재벌기업 및 비재벌기업에 대해 각각 수행하였을 때 어떠한 차이점을 가지는가에 대해 분석하도록 한다.²⁷⁾

먼저 외환위기 효과 및 예비적 동기

26) 이러한 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드립니다.

27) 앞의 각주에서 논의한 견고성 분석은 재벌 및 비재벌 기업별 분석에서도 수행하였으며, 그 결과는 <부표 2> 및 <부표 3>에 보고되어 있다.

효과를 따로 고려한 <표 4>에서의 회귀 분석모형을 재벌기업 및 비재벌기업에 대해 수행한 결과는 <표 6> 및 <표 7>에 각각 보고되어 있다. 거의 대부분의 변수들에 대하여 그 결과는 전체 기업에 대해 분석하였던 <표 4>와 크게 다르지 않음을 발견할 수 있다. 즉, 다른 통제변수들을 고려할 때 외환위기 이후의 현금보유 수준이 외환위기 이전의 현금보유 수준에 비해 크게 다르지는 않은 것으로 추정된다. 예비적 동기에 대한 추정결과도 재벌기업과 비재벌기업 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 그러나 여기에서 한 가지 특징적인 것은 재벌기업의 위험도에 대한 반응이 비재벌기업에 비해 상대적으로 크다는 점이다. 즉, 모형 (3) 및 모형 (4)에서 위험도에 대한 추정계수가 재벌의 경우 각각 0.371 및 0.407인 데 반해 비재벌의 경우에는 각각 0.133 및 0.113로 나타났다. 이는 재벌기업들이 비재벌기업들에 비해 위험도에 더 민감하게 반응하였다는 것을 시사한다.

이상과 같은 결과는 재벌기업 및 비재벌기업에 대해 외환위기 효과와 예비적 동기 효과를 동시에 고려한 <표 8> 및 <표 9>에서도 동일하게 나타난다. 먼저 기업별 위험도와 외환위기 이후 더미를 같이 고려한 모형 (1)과 모형 (2)를 보면 재벌기업의 경우 위험도에 대한 추정계수는 비재벌기업의 경우에 비해 상대적

으로 크게 나타났음을 알 수 있다.

또한 기업별 위험도와 외환위기 더미의 교호작용항을 추정한 모형 (3) 및 모형 (4)에서는 재벌기업이나 비재벌기업 모두 외환위기 이전에는 예비적 동기에 의한 현금보유가 존재한다고 할 수 없다. 그러나 외환위기 이후에는 통계적으로 유의한 예비적 동기 효과가 존재하였으며, 그 정도는 재벌기업의 경우 더욱더 현저하게 나타나는 것으로 추정되었다.

이상의 분석결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 재벌기업과 비재벌기업으로 표본을 나누어 분석한 결과는 전체 표본에 대해 분석한 결과와 크게 다르지 않다. 즉, 재벌기업과 비재벌기업 모두에 있어 여타 통제변수들을 고려했을 때 외환위기 이후의 현금보유비율 수준이 외환위기 이전에 비해 높다고 판단할 수 없다. 그러나 예비적 동기 효과는 재벌기업 및 비재벌기업 모두에 존재하는 것으로 나타나며, 특히 외환위기 이후에 예비적 동기 효과가 통계적으로 유의하다. 둘째, 이러한 외환위기 이후의 예비적 동기 효과는 재벌기업의 경우 비재벌기업에 비해 더욱 큰 것으로 나타났다. 따라서 최근 재벌기업들에 의한 현금보유 증가는 외환위기 이전에 비해 기업들의 영업활동에 따른 위험도가 증가했기 때문일 가능성이 있다.

〈Table 6〉 Regression of Cash Holding (Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	0.002 (0.004)	0.004 (0.004)	0.000 (0.005)	0.004 (0.005)
q	0.010 (0.006)	0.042*** (0.011)	-0.002 (0.008)	0.028** (0.012)
roa	0.029 (0.043)	-0.042 (0.046)	0.092* (0.049)	0.036 (0.051)
invest		-0.044* (0.024)		-0.051* (0.029)
leverage		-0.064*** (0.015)		-0.075*** (0.015)
risk			0.371*** (0.089)	0.407*** (0.087)
acrisis	0.008 (0.008)	0.002 (0.008)		
divdum		0.005 (0.005)		0.003 (0.006)
constant	0.016 (0.079)	-0.001 (0.079)	0.055 (0.101)	-0.008 (0.099)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.0240	0.0716	0.0548	0.1068
F-statistics	1.98	3.63	3.49	4.85
observation number of firms	1,233 83	1,233 83	943 83	943 83

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 7〉 Regression of Cash Holding (non-Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.017*** (0.005)
q	0.004 (0.002)	0.023*** (0.005)	0.003 (0.002)	0.020*** (0.006)
roa	0.143*** (0.020)	0.114*** (0.021)	0.171*** (0.025)	0.142*** (0.025)
invest		-0.108*** (0.021)		-0.089*** (0.023)
leverage		-0.028*** (0.006)		-0.024*** (0.006)
risk			0.133** (0.063)	0.113* (0.062)
acrisis	0.007 (0.007)	0.012** (0.006)		
divdum		0.020*** (0.003)		0.020*** (0.004)
constant	0.329*** (0.080)	0.344*** (0.082)	0.382*** (0.098)	0.404*** (0.099)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.0334	0.0631	0.0471	0.0712
F-statistics	5.31	8.48	6.98	8.69
observation number of firms	4,565 329	4,565 329	3,583 329	3,583 329

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 8〉 Regression of Cash Holding (Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	0.000 (0.005)	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)
q	-0.002 (0.008)	0.028** (0.012)	0.026** (0.012)	0.026** (0.012)
roa	0.092* (0.049)	0.036 (0.051)	0.041 (0.051)	0.041 (0.051)
invest		-0.051* (0.029)	-0.057** (0.029)	-0.057** (0.029)
leverage		-0.075*** (0.015)	-0.074*** (0.015)	-0.074*** (0.015)
risk	0.371*** (0.089)	0.407*** (0.087)		
acrisis	0.008 (0.009)	-0.022* (0.012)		-0.029** (0.012)
brisk			0.117 (0.113)	0.117 (0.113)
arisk			0.440*** (0.093)	0.440*** (0.093)
divdum		0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)
constant	0.047 (0.099)	0.018 (0.095)	-0.001 (0.100)	0.034 (0.095)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.0548	0.1068	0.1110	0.1110
F-statistics	3.49	4.85	4.78	4.78
observation	943	943	943	943
number of firms	83	83	83	83

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 9〉 Regression of Cash Holding (non-Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.015*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)
q	0.003 (0.002)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.006)
roa	0.171*** (0.025)	0.142*** (0.025)	0.144*** (0.026)	0.144*** (0.026)
invest		-0.089*** (0.023)	-0.089*** (0.023)	-0.089*** (0.023)
leverage		-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.006)
risk	0.133** (0.063)	0.113* (0.062)		
acrisis	0.008 (0.006)	0.008 (0.005)		0.004 (0.007)
brisk			-0.000 (0.144)	-0.000 (0.144)
arisk			0.120* (0.065)	0.120* (0.065)
divdum		0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)
constant	0.382*** (0.098)	0.406*** (0.100)	0.407*** (0.100)	0.410*** (0.100)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.0471	0.0712	0.0714	0.0714
F-statistics	6.98	8.69	8.24	8.24
observation number of firms	3,583 329	3,583 329	3,583 329	3,583 329

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

3. 국가별 비교를 통한 우리나라 현금보유에 대한 평가

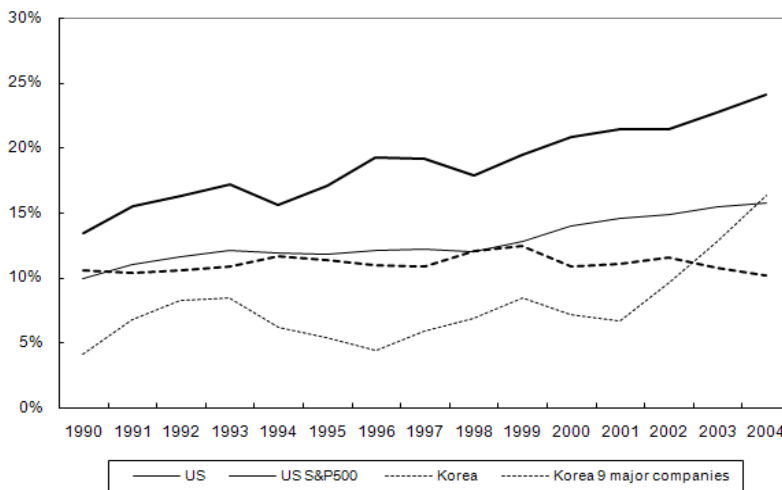
본절에서는 지금까지 살펴본 우리나라에 대한 분석결과를 기초로 최근 연구가 활발하게 진행된 미국의 현금보유 패턴 변화를 비교하고, 자료 입수가 가능한 몇 개 국가의 현금보유 패턴을 분석함으로써 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화가 ‘과도’한 것이라는 주장의 타당성을 점검해보도록 한다.

앞서 언급한 Bates, Kahle, and Stulz (2006)의 연구에 따르면, 미국기업은 1980년대 이후 지속적으로 현금보유비중

을 증가시켜 온 것으로 나타난다. 미국기업의 평균 현금보유비중은 1990년도의 13.4%에서 2004년에는 24.0%로 거의 2배에 가까운 증가세를 나타냈다. [그림 11]에는 미국 전체 기업, S&P500에 포함된 기업, 한국의 상장사 전체 및 한국의 1조원 이상 현금보유 기업 9개 회사의 현금보유비중 추이가 나타나 있다. 그림에서 발견되는 특징들은 다음과 같다.²⁸⁾

첫째, 우리나라 기업의 현금보유비중은 미국과 비교할 때 현저히 낮은 수준을 나타내고 있다. 평균값 기준으로 볼 때 우리나라 기업의 현금보유비중은 크게 증가하지 않은 데 반해, 미국의 경우 추세적으로 증가세를 나타내어 미국과 우리나라

[Figure 11] Cash Holding Ratio of Korean and U.S. Companies



28) Bates, Kahle, and Stulz(2006)에 미국 자료가 2004년까지 제공되어 있으므로 우리나라 자료도 2004년까지만 포함하였다.

〈Table 10〉 Corporate Cash Holding Ratio of Countries Experienced Currency Crisis
(as of 2004)

(Unit: %)

	Korea	Malaysia	Indonesia	Thailand
cash holding ratio	9.8	12.8	12.1	9.8

Note: weighted average.

Source: OSIRIS.

기업의 현금보유비중 차이는 확대되고 있는 상황이다. 둘째, 미국 S&P 500 기업과 비교할 때 우리나라 상장사의 현금보유비중은 90년대 말까지 유사한 수준을 보였으나, 미국 S&P 500 기업의 현금보유비중이 지속적으로 확대되면서 최근에는 우리나라 상장기업의 현금보유비중이 미국 S&P 500 기업의 현금보유 수준을 하회하고 있다. 이상의 비교결과는, 앞서 회귀분석 결과에서 나타난 바와 같이 우리나라 기업들이 영업위험을 고려하여 현금보유비중을 결정하고 있음에도 불구하고 평균적인 현금보유 성향에서는 여전히 미국기업에 비해 낮은 수준임을 의미한다. 물론 이러한 결과만을 가지고 우리나라 기업의 현금보유 수준이 ‘부적절하게 낮은 수준’이라고 판단하는 것은 무리지만, 적어도 우리나라 기업의 현금보유가 지나치게 과도하다고 볼 근거는 없다고 판단된다.

셋째, 우리나라 상장기업의 현금보유 증가를 주도한 것으로 나타난 현금보유 1조원 이상 9개 기업의 현금보유비율 추이를 살펴보면, 동 기업들은 2001년 이전

까지 우리나라 상장기업의 평균에 훨씬 못 미치는 비율의 현금을 보유하였다. 이후 현금보유비율을 급격하게 증가시켜 2004년 기준으로는 우리나라 기업들의 평균 현금보유비율을 넘어서는 수준에 달하고 있는 것으로 나타난다. 동 기업들의 현금보유비율은 미국 전체 기업의 현금보유비율에 비해서는 낮은 수준이지만 2004년 기준으로 S&P 500 기업의 수준과 유사한 것으로 나타난다. 우리나라에서 현금보유 규모가 가장 크며 현금보유비율의 증가를 주도한 기업만을 고려할 경우에도 미국 S&P 500 기업의 평균과 유사한 수준을 나타내었다는 점을 감안하면, 우리나라 기업들의 현금보유 급증이 우려할 만한 수준이라고 보는 시각을 정당화하기는 어려울 것으로 판단된다.

추가적으로 우리나라와 유사하게 외환 위기를 겪은 국가들의 현금보유 수준을 살펴보았다. 분석대상 국가들은 말레이시아, 인도네시아, 태국이다. 분석자료는 OSIRIS에 포함되어 있는 기업들을 기준으로 하였다.

〈표 10〉에 나타난 바와 같이 우리나라

의 현금보유비중이 유난히 높다는 점을 발견하기는 어렵다. 물론 여러 가지 조건들을 고려한 연구가 추가적으로 이루어질 필요성이 있다는 점을 부정할 수는 없다. 국가별 현금보유 자료를 구축한 연구는 추후 연구과제로 남겨 두기로 한다.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 1990년부터 2005년까지의 우리나라 상장사들의 재무자료를 대상으로 기업의 현금보유 결정요인에 대한 실증분석을 수행하였으며, 특히 외환위기를 전후하여 달라진 현금보유 결정요인의 변화 및 재벌과 비재벌 간의 현금보유 결정요인의 차이 등을 분석하였다.

전체 자료에 대한 회귀분석 결과는 기존의 이론적 문헌에서 예측하는 바에 부합하는 것으로 보이며, 미국기업 등에 대한 실증적 문헌에서의 결과와도 일치하는 것이었다. 본 연구에서 분석된 결과를 요약하면 다음과 같이 정리될 수 있다.

첫째, 우리나라 상장사의 현금보유비중은 가중평균으로는 최근 들어 크게 증가하였으나 단순평균으로는 과거에 비해 크게 증가한 것으로 보기 어렵다. 즉, 최근 현금보유가 증가한 것은 소수의 기업들이 현금보유 규모를 과거에 비해 급격하게 증가시키는 과정에서 관찰된 현상

이며 전반적으로 기업들의 현금보유가 증가하였다고 보기는 어려운 상황이다. 특히 2005년 기준으로 현금보유 규모가 1조원을 넘어서는 9개 기업을 제외할 경우 기업들의 현금보유 규모 증가는 거의 관찰되지 않는다.

둘째, 미국에 대한 분석결과와 유사하게 우리나라의 경우에도 기업들로 하여금 자신들의 현금보유비율을 너무 높거나 혹은 너무 낮은 상태로 벗어나지 않게 관리하도록 하는 체계적인 현금보유비율 결정요인들이 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 우리나라 기업들의 경우에도 영업성과의 불확실성에 대응하여 영업성과의 불확실성이 높을수록 현금보유비중을 높게 가져가는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 영업성과의 불확실성이 과거에 비해 상승한 것도 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화에 일부 영향을 미쳤을 것으로 사료된다.

넷째, 영업성과의 불확실성에 대응하여 현금보유비중을 높여 가는 성향은 외환위기 이후 더욱 뚜렷하게 관찰되고 있으며, 재벌과 비재벌을 분류할 경우 재벌 계열사가 영업성과의 변동성에 보다 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다. 최근 재벌 계열사의 현금보유가 비재벌기업에 비해 상대적으로 빠르게 증가한 것은 이러한 민감도의 차이에 기인했을 가능성이 높다고 판단된다.²⁹⁾

다섯째, 우리나라 기업의 현금보유비

중과 미국기업의 현금보유비중을 비교할 경우 우리나라 기업의 현금보유비중이 아직까지는 상대적으로 낮은 수준으로 나타났으며, 현금보유 증가를 주도한 주요 기업만을 고려할 경우에도 미국 주요 기업의 현금보유비중과 유사한 수준에 그치는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 기업의 현금보유비중이 비정상적으로 높은 수준이라고 판단할 근거는 찾기 어려웠다.

본 연구에서는 분석대상을 우리나라 기업과 미국기업에 한정하였으나, 기업의 현금보유 증가는 여타 국가들에서도 나타나는 현상으로 알려져 있다.³⁰⁾ 그러나 이러한 현금보유 증가를 근거로 기업 관련 규제를 완화해야 한다는 주장은 우리나라를 제외하고는 찾기 어려운 것이 사실이다. 외환위기의 경험 또한 기업의

국제화가 진전되면서 우리나라 기업의 재무활동은 세계적인 흐름을 따라가려는 움직임을 보이고 있으며, 향후에도 이러한 추세가 지속될 가능성이 있다. 기업의 현금보유 확대 및 부채비율 감축 등 재무 건전성을 확보하려는 노력에 대해 국내적인 시각으로만 접근하는 것은 더 이상 바람직하지 않다고 판단된다.

마지막으로 우리나라 상장기업들의 현금보유가 절대액수에서는 증가하였으나, 2005년 보유비율 측면에서는 감소하였다는 점도 주목할 필요가 있다.³¹⁾ 실증분석에서 입증되었듯이 우리나라 기업들이 일정한 목표치를 가지고 현금을 체계적으로 관리하고 있다는 점을 감안하면, 현금보유의 증가 또는 감소에 대하여 지나치게 민감하게 반응할 이유는 없다고 하겠다.

29) 일각에서는 우리나라 기업의 현금보유 급증을 외환위기 이후 나타난 적대적 M&A에 대한 대응으로 평가하는 견해도 존재한다. 그러나 전 세계적으로 기업들이 현금보유를 늘리는 패턴을 보여왔다는 점을 감안할 때 우리나라의 경우 유독 적대적 M&A로 인해 현금보유를 증가시켰다는 논리를 펴기는 어려울 것이라고 판단된다. 이에 더하여 만일 이러한 주장이 사실이라면 재벌에 대한 현금보유에 대한 회귀분석에서 외환위기 이후 더미가 통계적으로 유의한 양의 값을 보였어야 할 것이다. 또한 적대적 M&A에 대비하기 위해 현금을 쌓아두었다는 주장을 수용하더라도 이러한 현상이 규제 철폐의 근거로 사용될 수 있는지에 대해서도 명확하지 않다. 우선 현금보유를 늘리는 것이 적대적 M&A에 대한 대응전략으로 일반적으로 사용되는 것은 아니다. 기존 선진국의 사례를 보면 적대적 M&A 시도는 오히려 잉여 현금이 많은 기업들을 상대로 시도되어 왔다. 또한 적대적 M&A에 대한 대비로 잉여 현금을 쌓는다면 이는 기존 경영진 및 지배 대주주가 자신들의 편익을 위해(즉, 경영권방어를 위해) 기업의 자원을 비효율적으로 활용하고 있다는 증거이므로 오히려 M&A 위협을 통해 이를 해소하는 것이 바람직할 것이다. 예를 들어, 출자총액제한제도를 폐지함으로써 기존 대주주의 기업경영권을 더욱 공고히 하는 방향은 타당하지 않은 것으로 사료된다.

30) IMF(2006) 참조.

31) 즉, 기업이 성장함에 따라 현금보유 절대액이 증가하는 것은 전혀 이상한 현상이 아니라는 점을 인식할 필요가 있다.

참 고 문 헌(References)

(In Korean)

- 이한득, “국내 기업의 현금보유 과도한가,” 『LG 주간경제』, LG경제연구원, 2006.
- Hahn, Chinhee, “Implicit Loss-Protection and Investment Behavior of Korean Chaebols: An Empirical Analysis,” *The KDI Journal of Economic Policy*, KDI, Vol. 21, No. 1, 1999.
- Kim, Yungsan and Yoon, Hyoung-duck, “Liquidity holdings of Korean Listed Companies-Comparison of Chaebol and Non-Chaebol Firms,” *The Journal of Applied Economics*, Vol. 3, No. 1, Korean Association of Applied Economics, 2001.
- Lee, Hangyong, “The Impacts of Uncertainty on Investment: Empirical Evidence from Manufacturing Firms in Korea,” *The KDI Journal of Economic Policy*, KDI, Vol. 27, No. 2, 2005, pp.89~116.

(In English)

- Acharya, Viral, Heitor Almeida, and Murillo Campello, “Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies,” NBER Working Paper 11391, 2005.
- Almeida, Heitor, M. Campello, and M. Weisbach, “The Cash Flow Sensitivity of Cash,” *Journal of Finance* 59, 2004.
- Bates, Thomas, Kathleen Kahle, and Rene Stulz, “Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To?” NBER Working Paper 12534, 2006.
- Baumol, W. J., “The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach,” *Quarterly Journal of Economics* 66, 1952.
- Campbell, John, Martin Lettau, Burton Malkiel, and Yexiao Xu, “Have Individual Stock Returns Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 2001.
- Chun, Hyunbae, Jung-Wook Kim, Jason Lee, and Randall Morck, “Patterns of Comovement: The Role of Information Technology in the U.S. Economy,” NBER Working Paper, 10937, 2004.
- Dittmar, A. and J. Mahrt-Smith, “Corporate Governance and the Value of Cash Holdings,” *Journal of Financial Economics*, forthcoming, 2007, Vol. 83, ISSUE 3.
- Hartford, Jarrad, Sattar Mansi, and William Maxwell, “Corporate Governance and Firm Cash Holding,” mimeo, 2005.

- Hartzell, J. C., S. Titman, and G. J. Twite, "Why Do Firms Hold So Much Cash? A Tax Based Explanation," University of Texas Working Paper, 2006.
- Irvine, M. and J. E. Pontiff, "Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Production Market Competition," mimeo, Boston College, 2005.
- IMF, "Awash with Cash: Why are Corporate Saving So High?" Chapter IV in World Economic Outlook, 2006.
- Jensen, M., "Agency Lost of Free Cash Flow," *American Economic Review* 76, 1986, pp.323.
- Li, K., R. Morck, F. Yang, and B. Yeung, "Firm Specific Variation and Openness in Emerging Markets," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 3, 2004.
- Opler, Tim, Lee Pinkowitz, Rene Stulz, and Rohan Williamson, "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics* 52, 1990, pp.3~46.
- Mulligan, Casey, "Scales Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from Firms," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 5, 1997.
- Pinkowitz, Lee, Rene Stulz, and Rohan Williamson, "Do firms in Countries with Poor Investor Rights Hold More Cash?" mimeo, 2003.

〈Table A-1〉 Robustness Analysis (All Listed Corporations)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnsales	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.005)
q	0.022*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.020*** (0.005)	0.022*** (0.005)	0.020*** (0.006)
roa	0.139*** (0.022)	0.131*** (0.022)	0.147*** (0.022)	0.136*** (0.022)	0.135*** (0.022)
invest	-0.079*** (0.018)		-0.078*** (0.018)	-0.076*** (0.017)	-0.085*** (0.019)
invest(t-1)		-0.041*** (0.015)			
leverage	-0.026*** (0.006)	-0.028*** (0.008)	-0.023*** (0.005)	-0.027*** (0.006)	-0.024*** (0.006)
acrisis	-0.014** (0.006)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.010 (0.006)	-0.011* (0.007)
brisk	-0.017 (0.109)	-0.000 (0.108)	-0.015 (0.110)		
arisk	0.159*** (0.057)	0.166*** (0.058)	0.152*** (0.056)		
brisk(4 years)				-0.095 (0.102)	
arisk(4 years)				0.150*** (0.053)	
brisk(6 years)					0.029 (0.118)
arisk(6 years)					0.155** (0.063)
divdum	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.004)
constant	0.324*** (0.080)	0.322*** (0.080)	0.370*** (0.074)	0.326*** (0.073)	0.336*** (0.085)
year dummy	Yes	Yes	No	Yes	Yes
observation	4,526	4,522	4,526	4,860	4,175
number of firms	412	412	412	412	412
R ²	0.0643	0.0610	0.0573	0.0609	0.0624

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table A-2〉 Robustness Analysis (Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnsales	0.003 (0.005)	0.004 (0.005)	0.002 (0.004)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)
q	0.026** (0.012)	0.026** (0.012)	0.025*** (0.010)	0.028** (0.011)	0.024** (0.012)
roa	0.041 (0.051)	0.033 (0.051)	0.029 (0.048)	0.026 (0.048)	0.023 (0.052)
invest	-0.057** (0.029)		-0.057** (0.029)	-0.050* (0.029)	-0.059* (0.032)
invest(t-1)		-0.029 (0.024)			
leverage	-0.074*** (0.015)	-0.074*** (0.016)	-0.066*** (0.012)	-0.078*** (0.015)	-0.069*** (0.016)
acrisis	-0.029** (0.012)	-0.002 (0.011)	-0.025*** (0.006)	-0.032*** (0.011)	-0.027** (0.012)
brisk	0.117 (0.113)	0.142 (0.109)	0.089 (0.112)		
arisk	0.440*** (0.093)	0.433*** (0.093)	0.403*** (0.092)		
brisk(4 years)				0.064 (0.134)	
arisk(4 years)				0.348*** (0.093)	
brisk(6 years)					0.292** (0.127)
arisk(6 years)					0.431*** (0.094)
divdum	0.034 (0.095)	0.021 (0.094)	0.061 (0.085)	0.069 (0.094)	0.061 (0.107)
constant	0.003 (0.006)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.004 (0.005)	0.001 (0.006)
year dummy	Yes	Yes	No	Yes	Yes
observation number of firms	943 83	942 83	943 83	1016 83	868 83
R ²	0.1110	0.1072	0.0929	0.0979	0.1013

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table A-3〉 Robustness Analysis (non-Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnsales	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.017*** (0.006)
q	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.018*** (0.005)	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.006)
roa	0.144*** (0.026)	0.137*** (0.026)	0.157*** (0.027)	0.146*** (0.026)	0.142*** (0.026)
invest	-0.089*** (0.023)		-0.083*** (0.023)	-0.085*** (0.021)	-0.095*** (0.024)
invest(t-1)		-0.050*** (0.018)			
leverage	-0.024*** (0.006)	-0.026*** (0.007)	-0.021*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.022*** (0.007)
acrisis	0.004 (0.007)	0.009 (0.008)	0.002 (0.005)	-0.002 (0.008)	-0.011 (0.008)
brisk	-0.000 (0.144)	0.006 (0.143)	0.005 (0.145)		
arisk	0.120* (0.065)	0.128* (0.066)	0.117* (0.065)		
brisk(4 years)				-0.085 (0.131)	
arisk(4 years)				0.128** (0.060)	
brisk(6 years)					-0.020 (0.155)
arisk(6 years)					0.120 (0.073)
divdum	0.020*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.020*** (0.004)
constant	0.410*** (0.100)	0.408*** (0.100)	0.464*** (0.094)	0.391*** (0.091)	0.415*** (0.106)
year dummy	Yes	Yes	No	Yes	Yes
observation number of firms	3,583 329	3,580 329	3,583 329	3,844 329	3,307 329
R ²	0.0714	0.0677	0.0621	0.0680	0.0711

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.