

기업의 현금보유와 회계정보의 질 간의 관계*

김성신(제1저자)
고려대학교 지속발전연구소 연구교수
(scolasss@korea.ac.kr)
손판도(교신저자)
동아대학교 경영대학 조교수
(pdsohn@dau.ac.kr)

본 논문은 1980년부터 2008년까지 한국거래소시장(KOSPI)에 상장된 제조업을 대상으로 현금보유에 대한 회계정보의 질(발생액 질) 효과를 검증한다. 회계정보의 질은 정보비대칭을 줄이며, 대리인비용을 감소시킬 수 있고, 따라서 역선택 비용을 줄일 수 있게 됨에 따라 결국 현금보유수준을 낮게 유지할 것이다. 본 논문의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 포트폴리오 접근법에서 소규모 기업에서 회계정보의 질이 낮았으며 이러한 것은 작은 기업에서 정보비대칭이 높다는 기존의 결과와 일치하고 있다. 둘째, AQDD(회계정보의 질 대용치인, 발생액의 질의 역수)는 현금보유수준에 유의적인 정의 영향을 주었다. 따라서 한 단위 표준편차의 발생액 질의 증가는 Cash1의 경우 0.46% 및 0.43, Cash2의 경우 0.81% 및 0.82%의 현금 보유수준을 감소시켰다. 셋째, 외환위기 전·후로 분석한 결과 외환위기 이전 기간에서 발생액 질에 대한 민감도가 보다 높게 나타났다. 즉 외환위기 이전에는 한 단위 발생액 질의 표준편차 증가는 0.66%(Cash1) 및 1.07%(Cash2)의 현금보유수준 감소 및 외환위기 이후에는 0.42%(Cash1) 및 0.44%(Cash2)의 현금보유수준이 감소하였다. 강건성을 검증하기 위해 대안적인 발생액 질을 이용한 분석 결과에서도 기존 결과와 동일하게 나타났으며 결국 본 논문의 결과는 일관성이 있음을 확인하였다. 추가적으로 재벌 및 비재벌을 통제한 강건성 검증에서도 위와 결과가 동일함을 확인하였다. 결국 기업은 발생액의 질을 높임으로써 정보비대칭, 대리인비용, 자본비용 등을 낮출 수 있으며, 따라서 경영자로 하여금 기업의 비생산적인 현금보유 수준을 최소화시킴으로써 기업의 가치를 제고할 수 있는 정책을 얻을 수 있을 것이다.

주제어: 회계정보의 질, 발생액의 질, 현금보유, 정보비대칭, 역선택 비용

1. 서론

본 논문의 목적은 1980년부터 2008년까지 한국거래소(KOSPI)에 상장된 제조업을 대상으로 회계정보의 질이 기업의 현금보유에 어떻게 영향을 주는지를 실증 분석한다. 기존 많은 연구에서 회계정보의 질이 좋아지면 정보비대칭이 감소하고 이에 따라 자본비용과 역선택 비용이 낮아짐을 제시하였다. 이러한 비용감소로 인하여 기업은 현금보유를 적게하는 경향이 있다는 실증결과를 보였다. 기존 많은 연

구에서 제시된 현금보유동기에 대한 결정요인이외에 위와 같은 연구에서 기업이 제공하는 회계정보의 질도 매우 중요한 기업의 현금보유 결정요인임을 파악할 수 있다. 본 논문에서도 외국 연구결과를 기초로 회계정보의 질과 현금보유간의 유의적인 관계가 존재하는지를 파악한다. 추가적으로 재벌 및 비재벌간의 차이에 대한 현금보유수준이 다른지를 파악한다.

회계정보의 질과 관련된 연구에서 정보비대칭은 자본비용에 영향주고(Easley and O'Hara, 2004), 자본비용은 또한 회계정보의 질에 영향을 받는다는 결과가 제시되었다(Lambert et al., 2007). 이러

한 결과는 결국 회계정보의 질이 높으면 정보비대칭이 감소하고 자기자본비용과 타인자본비용이 감소하게 된다(Bhattacharya et al., 2003; Francis et al., 2004). 또한 회계정보의 질은 투자자와 경영자간 정보비대칭을 줄이게 되고, 두 집단 간의 대리인 갈등을 완화시킴으로써 경영자를 모니터링 하는 주주들의 비용을 낮추어 주며, 결국 새로운 프로젝트 선택 시 보다 더 올바른 의사결정을 할 수 있게 되고 결국 기업의 가치를 높게 된다(Verdi, 2006). 실제 정보비대칭과 대리인 갈등은 기업의 외부로부터 자본차입을 어렵게 하고 결국 자본비용을 증가시키는 요인이 된다. 따라서 기업은 이러한 외부자본조달에 따른 비용의 상승을 줄이기 위해 유동성이 높은 현금성 자산을 보다 더 많이 쌓게 되는 것이다.

이러한 기존 실증연구에서 제시된 결과를 토대로 본 논문에서는 기업의 현금보유수준에 대한 회계정보의 질 효과를 조사한다. 이러한 것은 최근 외국기업을 대상으로 한 연구가 활발하게 진행되고 있지만, 국내 기업을 대상으로 한 논문은 전무하다. 국내의 경우 주로 현금보유의 결정요인에 대한 연구가 주를 이루었다(신동령, 2008; 공재식, 2006). 즉 이들 연구에서는 기업의 재무 변수가 기업의 현금보유에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 연구였으며, 회계정보의 질과 관련된 논문은 본 저자들이 아는 한 아직 검증이 되지 않았다. 따라서 본 연구도 이러한 맥락에서 현금보유에 회계정보의 질이 얼마나 영향을 줄 수 있는지를 검증하는 것은 매우 재무적, 경제적 및 회계학적으로 매우 의의가 있을 것으로 본다.

본 논문에서도 회계정보의 질에 대한 기존 논문처럼, 대용치로서 발생액 질(accrual quality)을 사용한다. 따라서 앞의 결과를 기초로 본 논문의 주된 연구가설은 회계정보의 질이 정보비대칭 정도를 줄

일 수 있기 때문에, 회계정보의 질이 높은 기업은 현금보유 수준을 낮게 할 것이다. 따라서 본 논문은 회계정보의 질에 대한 경제적, 재무적 및 회계적 의미를 조사하며, 대용변수인 발생액 질이 얼마나 기업의 현금보유수준을 결정하는데 중요한지를 실증적으로 제시한다.

만약 발생액 질과 현금보유 간에는 매우 강한 역의 관계가 존재할 경우 발생액 질이 낮은 기업은 높은 기업보다 많은 현금을 보유하게 된다. 결과적으로 기업이 이해관계자들에게 높은 회계정보의 질을 제공함에 따라 현금보유수준을 낮게 할 수 있으며 결국 비생산적인 투자를 줄일 수 있게 된다. 이러한 것은 경영자에게 중요한 시사점을 주는 것이며, 결국 경영자가 과도한 현금을 보유함에 따라 발생하는 기회비용을 최소화할 수 있는 재무정책을 수립하는데 도움을 줄 수 있다. 따라서 경영자도 이러한 사실을 안다면 결국 재무제표를 통한 회계정보의 질을 높이려고 노력을 할 것이고, 결국 기업의 모든 이해관계자(stakeholder)에게 가치를 높이는 결과를 가져올 것이다.

이후 본 논문은 다음과 같이 진행된다. 2장에서는 회계보고 정보의 질과 현금보유에 대한 기존 연구결과와 가설설정을 제시하고 3장에서는 변수 측정 및 현금과의 관계를 설명한다. 4장에서는 모형설정을 설명하고 5장에서는 자료 및 실증분석을 살펴본다. 6장에서는 강건성 검증을 보며 마지막으로 7장에서는 본 논문의 결론을 제시한다.

II. 기존연구 및 가설설정

기존 연구에서는 회계정보의 질이 기업과 투자자

간 정보비대칭을 줄일 수 있음을 제시하고 있다. 따라서 정보비대칭이 감소할 경우 역선택 비용이 낮아지며, 기업의 자본조달 비용이 감소하고 투자자와 경영자간의 정보비대칭도 줄게 된다. 결국 주주와 경영자간 대리인 갈등이 감소함에 따라 투자안 선택시 올바른 결정을 하게 된다는 것이다(Verdi, 2006). 자본조달비용에 대한 회계정보의 질을 조사한 결과에 의하면 회계정보의 질이 높을수록 기업의 자본조달 비용도 낮아지며(Francis et al., 2004), 또한 기업의 투자효율성도 증가하고(Biddle & Hilary, 2006), 기업의 이익발표 시점 역선택 비용도 적어진다는 것이다(Bhattacharya et al., 2007).

위의 연구에서 회계정보의 질은 회계투명성, 이익의 질 가치, 이익속성을 나타내는 측정치, 발생액 질 등의 대응치로 사용되었다. 본 논문에서도 발생액은 미래현금흐름을 예측하는데 유용한 정보를 주고 있음이 제시되었기 때문에 기존 연구들에서 사용한 것처럼 발생액 질을 회계정보의 질의 대응치로 사용한다. 채권자 관점에서 발생액 질이 낮을 경우 회계정보를 사용하여 미래현금흐름을 추정하는데 어려움에 직면할 것이다. 이렇게 되면 미래 받게 되는 원금과 이자, 즉 기업의 부채상환에 대한 불확실성이 증가하게 된다.

또한 투자자들이 발생액을 기초로 미래현금흐름을 추정하게 된다면 발생액 질은 기업 미래성과 분포에 대한 불확실성에 영향을 줄 수 있고, 또한 정보투자자와 비정보투자자간 정보비대칭에 영향을 준다. 결과적으로 기업입장에서(자금 차입자) 발생액 질이 낮을 경우 자본조달 비용(자기자본 및 타인자본비용)이 상승하게 되고 기업 이해관계자와의 계약에도 영향을 주게 된다.

투자효율성에 대한 회계정보의 질 효과를 검증한 Biddle & Hilary(2006) 및 Verdi(2006) 등의

결과에서 회계정보의 질이 높으면 투자의 효율성이 상승한다는 사실이 제시되었다. 낮은 투자-현금흐름 민감도로 인하여 은행 및 채권자 중심 자본을 공급하는 국가(일본 등)에서보다 자본시장을 통하여 자본을 공급하는(미국 등) 국가의 경제에서 보다 더 강한 효과를 보였다. Verdi(2006)는 회계정보의 질이 투자의 재무적 제약에 직면한 기업과 현금을 많이 보유한 기업 및 잉여현금흐름이 많은 기업에서 발생하는 투자 비효율성(과소 및 과잉투자)을 감소시킨다고 하였다.

Lambert(2001)의 연구에서 기업의 회계정보는 보상계약 시 매우 중요한 요인으로 작용하며 경영자를 모니터링하기 위해 주주들이 사용하는 정보의 주된 원천이라는 것이다. 따라서 이러한 기업의 중요한 계약에서 회계정보의 질이 높아지면 보다 더 정확한 정보를 바탕으로 기업 관계자간 균형계약을 체결할 수 있게 된다.

자본조달 원천이 기업의 투자현금흐름 민감도에 회계 정보의 질이 어떻게 영향을 주고 있는지를 연구한 Beatty et al.(2008)의 연구에서 회계정보의 질은 재무적 제약에 직면한 기업의 투자현금흐름 민감도에 보다 더 많은 영향을 주었고(질이 높을수록 민감도 하락), 결국 회계정보의 질은 정보비대칭에 직면한 기업에 보다 더 중요함이 제시되었다.

Opler et al.(1999) 및 Dittmar et al.(2003) 등의 연구에서 기업이 보유하고 있는 현금자산은 비대칭정보와 정의 관계가 존재하며, 결국 비대칭정보의 증가로 외부자본조달비용이 상승하게 됨을 제시하였다. 만일 회계정보의 질이 좋아지면 정보비대칭이 감소하게 되고 따라서 자본조달비용도 감소하며 결국 기업은 보다 더 많은 현금자산을 보유할 필요가 없어지게 된다. 현금자산의 저수익성에 따른 기업가치 감소를 회계정보의 질을 높임으로써 예방할

수 있음을 알 수 있다.

이러한 기존 연구결과를 요약하면 비대칭정보가 존재할 경우 역선택 비용으로 인하여 외부자금을 조달하는 기업의 자본조달비용을 상승시키지만, 회계정보의 질을 향상시킴으로써 완화시킬 수 있다.

기존 연구결과를 기초로 다음과 같은 연구가설을 설정하여 검증한다.

가설: 회계정보의 질이 높으면 기업은 보다 적은 현금을 보유할 것이다.

즉 회계정보의 질이 높다는 것은, 기업과 이해관계자간의 정보비대칭을 감소시키게 되고, 결국 기업으로 하여금 보다 낮은 현금보유를 유지함에 따라, 보다 효율적으로 자산을 구성하게 된다. 또한 회계정보의 질이 높으면 기업은 채권자, 투자자로부터 프로젝트에 필요한 자금을 차입하기가 쉬워지고 결과적으로 낮은 현금보유에 따른 기회비용이 감소하게 된다. 본 논문에서는 회계정보의 질에 대한 대응치로서 발생액의 질을 사용하며 발생액의 질이 높을 수록 기업은 현금을 적게 보유하는 경향이 있다.

III. 변수측정

3.1 현금변수 측정

종속변수인 현금보유수준(Cash)은 다음의 두 가지 방법에 따라 측정된다. 첫째, Opler et al.(1999) 등의 방법에 따라 현금1(Cash₁)은 현금 및 현금등

가물을 순자산(총자산에서 현금 및 현금등가물을 차감)으로 나눈 비율로 정의된다. 둘째, Ozkan & Ozkan(2004)의 방법에 따라 현금2(Cash₂)는 현금 및 현금등가물을 총자산으로 나눈 비율로 정의된다.

3.2 회계정보의 질 대응치 측정

먼저 회계정보의 질의 대응치로서 발생액 질을 추정하기 위해 Dechow & Dichev(2002) 등의 연구에서 사용된 모형을 이용한다. 이들 연구에서 발생액 질은 현재 운전자본이 과거, 현재 및 미래시점 영업현금흐름과 어느 정도 관계를 가지고 있는지를 파악하여 측정되었다. 따라서 본 논문에서도 Dechow & Dichev(2002)모형에 따라 종속변수로서 현재 운전자본 발생액(WCA_t)을 설명변수로서 전기 영업활동으로 발생한 현금흐름(CFFO_{t-1}), 현재 영업활동으로 발생한 현금흐름(CFFO_t), 그리고 미래 영업활동으로 발생한 현금흐름(CFFO_{t+1}) 등이 사용되고 추가적으로 산업특성을 통제하기 위해 다음과 같이 연간 산업별 회귀분석을 한다.¹⁾

$$\frac{WCA_{i,t}}{AAssets_{i,t}} = \alpha + \beta_1 \frac{CFFO_{i,t-1}}{AAssets_{i,t}} + \beta_2 \frac{CFFO_{i,t}}{AAssets_{i,t}} + \beta_3 \frac{CFFO_{i,t+1}}{AAssets_{i,t}} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서 WCA=t연도 i기업의 운전자본 발생액
 = 유동자산변동액(ΔCA) - 현금 및 현금등가물(ΔCash) - 유동부채변동액(ΔCL)
 + 은행부채 변동액(ΔDebt)
 CFFO_{i,t}, CFFO_{i,t-1}, CFFO_{i,t+1}= 각각 t시점, t-1시점, t+1시점에서 발생한 영업현

1) 산업분류는 통계청 표준산업분류의 중분류에 의해 진행하였다.

금흐름

$AA_{Assets,i,t}$ = t시점과 t-1, t-2시점 동안의 기업의 총자산의 평균

식 (1)은 t시점 산업별 횡단면 회귀분석을 통하여 추정된다. 식 (1)의 모형에서 잔차백터는 과거, 현재 및 미래시점에서 영업현금흐름에 의해 설명되지 않은 운전자본 발생액의 변동성을 반영하고 있다. 그러므로 잔차의 절대값, $AQDD = |\epsilon_{i,t}|$ 은 발생액 질과 역의 관계를 의미한다. 즉 식 (1)의 잔차(AQDD)가 높을수록 발생액 질이 낮음을 의미한다.

3.3 통제변수 측정

본 연구에서는 기존 실증연구에서 제시된 현금보유의 결정요인은 다음의 변수들이 사용된다.

성장기회(GROWP): 기업의 성장기회는 현금보유수준에 정의 영향을 주는 중요한 결정요인이다. Myers & Majluf(1984)의 연구에서 성장기회는 기업의 가치를 결정하는데 많은 영향을 주며 또한 정보비대칭이 매우 높으며 외부자본조달 비용이 높게 발생함을 제시하였으며 이러한 기업들은 부채와 관련된 대리인 갈등문제가 심각하게 발생하여 과소투자문제를 발생하게 한다(Myers, 1977). 따라서 많은 투자기회를 가진 기업은 미래의 유망한 투자안, 즉 정의 NPV를 가진 투자안을 포기하지 않기 위해 유동성 수준을 높게 유지할 것이다.

기업규모(SIZE): 총매출액을 자연대수(Log(총매출액))를 취하여 사용하였다. 기업규모가 작은 기업은 큰 기업에 비해 정보비대칭이 심하며 따라서 유동성자산과는 부의 관계가 기대된다. Miller & Orr(1966) 및 Mulligan(1997)의 연구에서 최적 현금규모 결정모형은 기업의 정상적인 거래활동을

관리하는데 필요한 현금규모에는 규모의 경제가 존재하며, 따라서 규모가 큰 기업은 보다 낮은 현금보유수준을 유지한다.

부채만기구조(LTDEBT): Barclay & Smith (1995)에 따라 장기부채를 총자산으로 나누어 계산하였다. Guedes & Opler(1996) 및 Stohs & Mauer(1996)등의 연구에서 부채만기가 짧을수록 정보비대칭이 심하였다. Guney et al.(2003) 등은 단기부채 사용은 자본제조달위험을 높인다는 사실을 제시하였다. 결과적으로 단기부채를 보다 많이 가진 기업은 재무적 곤경을 예방하기 위해 보다 높은 수준의 현금보유를 유지할 것이다.

은행부채(BANKD): 기업과 금융기관과의 관계는 기업의 유동성을 유지하는데 매우 중요하며 특히 은행은 기업이 부채수준을 결정하는데 결정적인 역할을 한다. Ozkan & Ozkan(2004)의 연구에서 높은 수준의 은행부채를 가진 기업은 외부자본조달을 보다 더 쉽게 할 수 있으며 따라서 높은 수준의 현금보유를 유지할 필요가 없음을 제시하였다.

유동자산의 기회비용(RSPRED): Kim et al.(1998)에 따라 기업의 총자산영업이익률(영업이익/총자산)과 통화안정증권 수익률간의 차이를 이용하였다. 유동자산의 기회비용이 높을수록 기업은 유동자산 보유비율을 줄이려고 할 것이다. 따라서 유동자산의 기회비용과 현금보유수준간에 부의 관계가 기대된다.

레버리지(LEV): 레버리지를 통제하기 위해 총부채를 총자산으로 나누어 사용된다. 레버리지가 증가함에 따라 유동자산에 투자하기 위해 사용되는 자금의 비용이 상승하기 때문에 기업의 레버리지는 현금보유수준과 부의 관계가 기대된다(Baskin, 1987). Kim et al.(1998), Opler et al. (1999), Ozkan & Ozkan(2004)의 연구에서도 기업의 재무적 레버리지가 증가함에 따라 현금보유수준을 낮춘다는

사실을 발견하였다.

현금 대체성(SUBLIQ): 현금을 대체할 수 있는 기타 유동자산을 측정하기 위해 Opler et al.(1999), Ozkan & Ozkan(2004)의 방법에 따라 운전자본에서 현금을 차감하고 총자산으로 나누어 측정된다. 따라서 보다 많은 비현금성자산을 가진 기업은 현금 보유수준을 줄일 것이다.

현금흐름(CFLOW): Kim et al.(1998)의 연구에서 현금흐름은 기업 유동자산에 대한 추가적인 원천을 제공하는 것이며 현금성 자산을 대체할 수 있기 때문에 현금흐름과 현금보유수준 간에는 부의 관계가 존재함을 보였다. 그러나 자본조달순위이론(Myers & Majulf, 1984)에서 기업은 시장에서 자본조달을 하기 전에 우선적으로 기업 내부에서 발생한 원천을 자금으로 사용하기를 선호한다. 이러한 상황에서 보다 많은 현금흐름을 보유한 기업은 보다 높은 현금보유수준을 유지할 것이다. 결국 현금흐름과 현금보유수준 간에는 정 또는 부의 관계가 존재할 것으로 기대된다.

채무곤경²⁾(ZSCORE): Guney et al.(2003) 및 Ozkan & Ozkan(2004)의 연구에서 채무곤경에 직면한 기업은 채무불이행 위험(default risk)을 줄이기 위해 현금보유수준을 높인다는 사실을 제시하였다. 그러나 Kim et al.(1998)의 연구에서는 채무곤경에 직면할 가능성이 높은 기업일수록 유동성 보유수준이 낮을 것임을 제시하였다. 왜냐하면 부채상환의 어려움에 직면하고 있다는 것은 현금을

축적할 가능성이 없음을 의미하고, 기업 부채를 상환하기 위해 모든 유동성원천을 이미 사용했을 가능성이 높기 때문이다. 본 논문에서는 Garcia-Teruel et al.(2009) 및 Begley et al.(1996)등의 연구에서 사용한 것처럼 Altman(1968)의 모형을 재무곤경의 대응치로 사용한다.³⁾ 또한 Begley et al.(1996)의 방법을 이용하여 ZSCORE_B를 산출한다.⁴⁾

배당더미(DIV): Opler et al.(1999)의 연구에 따르면 배당을 많이 하는 기업은 보다 낮은 현금수준을 가질 것이다. 그러나 Ozkan & Ozkan(1994)의 연구에서는 고배당 기업은 배당정책을 유지하기 위해 충분한 현금보유의 동기가 있으며 보다 많은 현금을 보유할 수 있다.

소유구조(Ownership structure): Shleifer & Vishny(1986)의 연구에 따르면 대주주 지분이 많을수록 기업의 경영자를 보다 효율적으로 모니터링을 할 수 있고, 따라서 보다 낮은 기대대리인비용이 발생한다. 그러나 한편으로는 Shleifer & Vishny(1997)의 연구에서 소액주주와 기업을 실질적으로 지배하고 있는 대주주간에 대리인비용이 존재하며 대주주는 부의 재배분 과정에서 소액주주들에게 비용을 전가시킬 수 있다. 최근 Harford et al.(2008)의 연구결과 주주의 권리가 약한 기업에서 현금보유수준이 낮으며, 보다 빠른 속도로 현금을 소진시킨다는 결과를 제시하고 있다.

위의 결과를 <표 1>에서 요약하여 제시된다.

2) Altman(1996)이 제시한 한국자료를 기초로 추정한 KSCORE를 사용하였지만 실증분석 한 결과에서 ZSCORE를 이용한 결과와 차이가 나지 않았다.

3) Altman(1968)은 재무적 곤경의 대응치로 다음과 같은 식을 이용하였다.

$$ZSCORE_A = 1.2 \times \frac{\text{운전자본}}{\text{총자산}} + 1.4 \times \frac{\text{유보이익}}{\text{총자산}} + 3.3 \times \frac{\text{영업이익}}{\text{총자산}} + 0.6 \times \frac{\text{보통주의시장가치}}{\text{장부상총부채}} + 0.99 \times \frac{\text{매출액}}{\text{총자산}}$$

4) Begley et al.(1996)은 재무적 곤경의 대응치로 다음과 같은 식을 이용하였다.

$$ZSCORE_B = 0.104 \times \frac{\text{운전자본}}{\text{총자산}} + 1.010 \times \frac{\text{유보이익}}{\text{총자산}} + 0.106 \times \frac{\text{영업이익}}{\text{총자산}} + 0.003 \times \frac{\text{보통주의시장가치}}{\text{장부상총부채}} + 0.169 \times \frac{\text{매출액}}{\text{총자산}}$$

〈표 1〉 결정요인들의 예상부호

결정요인	예상부호
성장기회(GROWP)	+
기업규모(SIZE)	-
부채만기구조(LTDEBT)	+
은행부채(BANKD)	-
유동자산의 기회비용(RSPRED)	-
레버리지(LEV)	-
현금 대체성(SUBLIQ)	-
현금흐름(CFLOW)	-
채무곤경(ZSCORE)	+ or -
배당더미(DIV)	+ or -
소유구조(Ownership structure)	-

IV. 모형설정

Opler et al.(1999), Ozkan & Ozkan(2004)의 연구에 따르면 현금보유의사결정은 목표현금보유 비율로 부분적으로 조정되는 모형에 의해 설명될 수 있음이 제시되었다. 이를 근거로 본 논문의 모형도 부분조정모형을 사용하며 횡단면-시계열 형태의 패널자료를 기초로 발생액의 질이 현금보유수준에 어떻게 영향을 미치는 지 파악하고, 기존 연구에서 확인된 현금보유수준에 영향을 미치는 변수들을 통제하였다. 이러한 요소를 고려하여 다음과 같은 평균 회귀현상이 내재된 AR(1)모형을 제시한다.

$$\begin{aligned}
 CASH_{i,t} = & \alpha + \beta_1 CASH_{i,t-1} + \beta_2 AQDD_{i,t} \\
 & + \beta_3 GROWP_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LTDEBT_{i,t} \\
 & + \beta_6 BANKD_{i,t} + \beta_7 RSPREAD_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} \\
 & + \beta_9 SUBLIQ_{i,t} + \beta_{10} CFLOW_{i,t} + \beta_{11} ZSCORE_{i,t}
 \end{aligned}$$

$$+ \beta_{12} DIV_{i,t} + \beta_{13} IND + e_{i,t} \quad (2)$$

여기서 CASH는 현금보유수준, AQDD는 발생액의 질의 역수, GROWP는 성장기회, SIZE는 기업의 규모, LTDEBT는 부채만기구조, BANKD는 은행부채, RSPREAD는 유동자산의 기회비용, LEV는 기업의 레버리지, SUBLIQ는 현금대체성, CFLOW는 현금흐름, ZSCORE는 채무곤경, DIV는 배당을 할 경우 1, 그렇지 않을 경우 0인 더미변수, IND는 산업더미를 나타낸다. 산업더미는 개별 기업이 속하는 산업에 따른 특성을 통제하기 위한 것이다.

식 (2)을 일반 OLS을 통하여 추정할 경우 시점에 따른 내생성 문제가 발생할 수 있기 때문에 이러한 문제를 통제하기 위해 본 논문에서는 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM방법을 사용하여 추정한다.

V. 자료 및 실증분석 결과

5.1 자료 및 표본의 통계

본 논문에서 사용된 자료는 1980년부터 2008년까지 한국거래소시장(KOSPI)에 상장된 12월 결산의 제조업을 대상으로 하며 금융업은 제외한다. 여기서 자본잠식 기업은 표본에서 제외하였다. 본 논

문에서 사용된 재무자료는 한국상장회사 협의회와 FnGuide에서 추출하였다. 본 논문에서 사용된 표본 기업의 수는 평균 331개 이다. 본 논문에서 사용되는 변수에 대한 정의는 <표 2>에 다음과 같이 제시되어 있다.

<표 3>에는 본 연구와 관련된 변수들의 기초통계치가 제시되어 있다. Cash₁의 평균과 중앙값은 각각 5.95%, 4.50%이며 Cash₂의 평균과 중앙값은 각각 6.74%, 4.71%을 보이고 있다. 이 두 현금은

<표 2> 변수정의

현금1(Cash _{1i,t})	= (현금 및 현금등가물)/총자산 (Ozkan & Ozkan, 2004)
현금2(Cash _{2i,t})	= (현금 및 현금등가물)/[총자산-(현금 및 현금 등가물)] (Opler et al., 1999)
운전자본 발생액 (WCA _{i,t})	= i기업의 t시점 운전자본 발생액(총 운전자본 발생액) = 유동자산 변동액(ΔCA) - 현금 및 현금등가물(ΔCash) - 유동부채 변동액(ΔCL) + 은행부채 변동액(ΔDebt)
영업현금흐름 (CFFO _{i,t})	i 기업의 t 시점에서 영업활동에서 발생하는 현금흐름
성장기회(GROWP)	MBR = (보통주의 시장가치 + 우선주의 청산가치 + 부채의 장부가치)/총자산
기업규모(SIZE)	= Ln(매출액)
부채만기구조 (LTDEBT)	= (유동성장기부채 + 장기차입금)/총자산
은행부채(BANKD)	= (단기차입금/부채)
기회비용 (RSPREAD)	= 기업의 총자산영업이익률과 통화안정증권 수익률 간의 차이 여기서 총자산영업이익률 = (영업이익/총자산)
레버리지(LEV)	= (총부채/총자산)
현금 대체성 (SUBLIQ)	= (운전자본-현금)/총자산
현금흐름(CFLOW)	= (법인제차감전이익 + 감가상각비)/총매출액
채무근경(ZSCORE)	= (운전자본/총자산) + (내부유보액/총자산) + (영업이익/총자산) + (보통주의 시장가치/부채의 장부가치) + (매출액/총자산)
DIV(배당더미)	배당을 하였을 경우 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수
대주주지분율 (Ownership)	대주주 1인 지분율 총계 (= 최대주주 및 특수 관계인 총 지분율)

비슷한 값을 보이고 있으며 따라서 현금형태로의 보유는 총자산에서 유의적 구성요소임을 알 수 있다.

한국기업을 대상으로 한 본 논문에서는 AQDD(발생액 질의 역수)는 평균 0.125, 중앙값은 0.0998로서 미국기업을 대상으로 추정된 Dechow & Dichev (2002)의 결과에서 AQDD 평균값은 0.028, 중앙값은 0.020으로서 미국기업과 비교시 한국 기업의 AQDD의 값이 높다는 것을 알 수 있다. 즉 한국 기업들이 상대적으로 발생액 질(회계정보의 질)이 낮음을 알 수 있다. 기업의 평균 레버리지(LEV)는 57.04%이고 총자산의 11.43%가 장기자본으로 조달되었음을 알 수 있다. 은행부채(BANKD)는 전체 부채에서 평균 22.88%임을 알 수 있다.

〈표 4〉에서는 현금보유수준과 개별 변수들 간의 피어슨 상관관계를 제시하고 있다. AQDD와 Cash₁은 19.20% 및 Cash₂와는 21.33%의 유의적인 정

의 관계를 확인할 수 있다. 따라서 발생액 질이 높을수록 기업은 현금보유수준을 낮추고 있음을 의미한다. 현금보유수준은 기업규모(Ln(SIZE)), 은행부채(BANKD), 부채만기구조(LTDEBT), 유동자산의 기회비용(RSPRED), 레버리지(LEV), 현금대체성(SUBLIQ)과는 부의 유의적인 관계를 보이며 기업의 성장기회(GROWP), 현금흐름(CFLOW), 재무곤경(ZSCORE), 배당정책(DIV) 등과는 정의 유의적인 관계를 보이고 있다. 대주주 1인 지분을 총계의 경우 현금보유수준과 1%수준에서 유의적인 부의 관계를 보이고 있으며 따라서 대주주 1인 지분을 총계가 올라갈수록 현금보유수준이 낮아짐을 알 수 있다.

〈그림 1〉에서는 AQDD(발생액 질의 역수)와 현금보유수준(Cash₁ 및 Cash₂)간의 시계열적 패턴을 확인할 수 있다. 특히 1997년 외환위기 직후인 1998년과 1999년 사이에는 재무적 곤경에 의해 현

〈표 3〉 기초 통계

Variables	Obs	Mean	Std.	Median	Min	Max
Cash ₁	6,832	0.0595	0.0551	0.0450	0.0000	0.3240
Cash ₂	6,832	0.0674	0.0702	0.0471	0.0000	0.4792
AQDD	6,832	0.1250	0.1035	0.0998	0.0000	0.5430
GROWP	6,832	0.6484	0.2831	0.6043	0.0474	2.1765
Ln(SIZE)	6,832	18.9438	1.4685	18.7614	14.1506	24.2579
LTDEBT	6,832	0.1143	0.0983	0.0984	0.0000	1.0575
BANKD	6,832	0.2288	0.1725	0.2092	0.0000	0.8599
RSPREAD	6,832	-0.0354	0.0638	-0.0367	-0.3650	0.2308
LEV	6,832	0.5704	0.1807	0.5934	0.0613	0.9855
SUBLIQ	6,832	0.4168	0.1622	0.4065	0.0027	0.9204
CFLOW	6,832	0.0505	0.0720	0.0417	-0.3578	0.4855
ZSCORE _A	6,832	2.2791	0.9486	2.1120	0.4901	5.8796
ZSCORE _B	6,832	0.5071	0.2041	0.4725	0.1293	1.0448
Ownership	4,751	0.3585	0.1659	0.3460	0.0127	0.9295

〈표 4〉 변수간의 상관관계

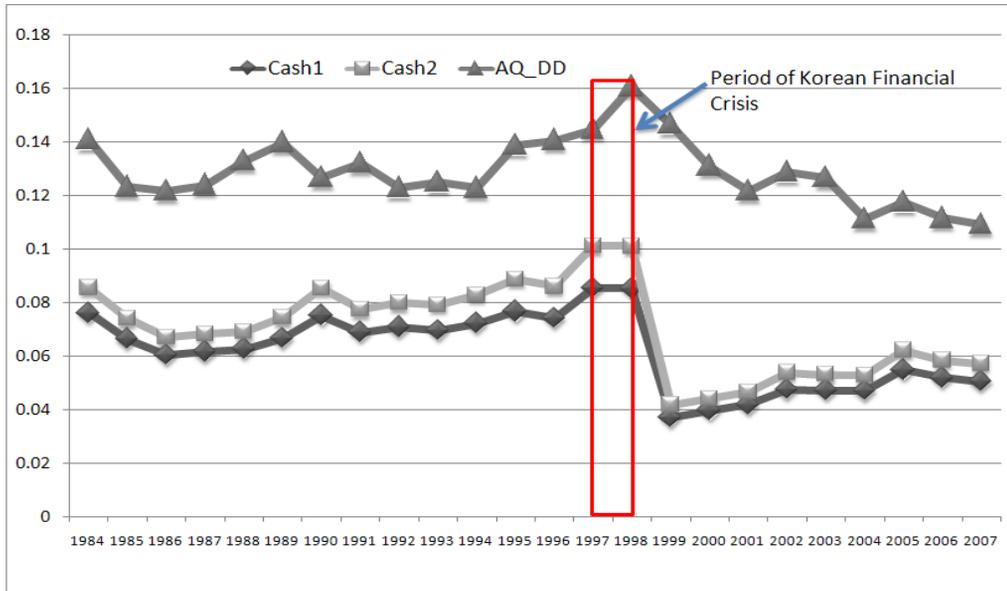
	Cash ₁	Cash ₂	AQDD	GROWP	SIZE	LTDEBT	BANKD	RSPREAD	LEV	SUBLIQ	CFLOW	Zscore _A	Zscore _B	DIV	Ownership
Cash ₂	0.994 (0.001)	1													
AQDD	0.192 (0.001)	0.2133 (0.001)	1												
GROWP	0.124 (0.001)	0.120 (0.001)	0.029 (0.0109)	1											
SIZE	-0.202 (0.001)	-0.195 (0.001)	-0.092 (0.001)	-0.041 (0.0004)	1										
LTDEBT	-0.077 (0.001)	-0.081 (0.001)	0.090 (0.001)	0.134 (0.001)	0.056 (0.001)	1									
BANKD	-0.079 (0.001)	-0.076 (0.001)	0.003 (0.7418)	0.086 (0.001)	-0.185 (0.001)	-0.181 (0.001)	1								
RSPREAD	-0.081 (0.001)	-0.074 (0.001)	-0.064 (0.001)	0.013 (0.247)	0.250 (0.001)	-0.214 (0.001)	-0.146 (0.001)	1							
LEV	-0.032 (0.004)	-0.039 (0.001)	0.049 (0.001)	0.027 (0.019)	0.144 (0.001)	0.505 (0.001)	0.138 (0.001)	-0.320 (0.001)	1						
SUBLIQ	-0.021 (0.0605)	-0.034 (0.003)	-0.095 (0.001)	0.015 (0.176)	-0.174 (0.001)	-0.158 (0.001)	0.209 (0.001)	0.041 (0.001)	0.196 (0.001)	1					
CFLOW	0.095 (0.001)	0.094 (0.001)	-0.039 (0.001)	0.118 (0.001)	0.044 (0.001)	-0.203 (0.001)	-0.232 (0.001)	0.489 (0.001)	-0.326 (0.001)	-0.079 (0.001)	1				
ZSCORE _A	0.174 (0.001)	0.169 (0.001)	-0.079 (0.001)	0.322 (0.001)	-0.028 (0.0155)	-0.452 (0.001)	-0.216 (0.001)	0.497 (0.001)	-0.661 (0.001)	0.155 (0.001)	0.416 (0.001)	1			
ZSCORE _B	0.028 (0.015)	0.031 (0.006)	-0.087 (0.001)	-0.091 (0.001)	0.041 (0.0004)	-0.515 (0.001)	-0.153 (0.001)	0.451 (0.001)	-0.851 (0.001)	-0.080 (0.001)	0.358 (0.001)	0.791 (0.001)	1		
DIV	0.063 (0.001)	0.055 (0.001)	-0.079 (0.001)	0.028 (0.014)	0.060 (0.001)	-0.120 (0.001)	-0.082 (0.001)	0.153 (0.001)	-0.109 (0.001)	0.028 (0.001)	0.379 (0.001)	0.243 (0.001)	0.258 (0.001)	1	
Ownership	-0.089 (0.001)	-0.082 (0.001)	-0.026 (0.069)	-0.166 (0.001)	-0.053 (0.001)	-0.183 (0.001)	-0.014 (0.321)	0.223 (0.001)	-0.335 (0.001)	-0.158 (0.001)	0.135 (0.001)	0.158 (0.001)	0.320 (0.001)	0.095 (0.001)	1

주) ()는 p-value을 의미

금보유수준이 급격히 감소하다가 1999년 이후 부터는 현금보유수준이 점진적으로 증가하고 있으며 발생액 질도 외환위기 이전에는 0.12와 0.14의 범위에서 안정적으로 움직이고 있지만, 외환위기 시점(1997년, 1998년)에서는 발생액의 질이 급격히 떨어졌다가 외환위기 이후 다시 상승하는 모습을 보이고 있다. 특히 외환위기 이후 발생액의 질이 높아졌음을 제시하고 있다. 따라서 <그림 1>을 통해, 우리나라 기업들은 외환위기 이후 회계정보에 대한 질이 상당히 개선되었음을 알 수 있다. 즉 1998년 평균 AQDD값은 0.1605에서 1999년 0.1465로 평균 8.72%만큼 발생액 질이 올라갔음을 알 수 있다. 전체적으로 외환위기 시점을 기준으로 우리나라 기업의 현금보유수준은 급격히 감소하고 발생액 질은 상대적으로 올라갔다. 이의 결과는 회계정보의 비대칭성이 개선되고 있음을 시사한다.

5.2 포트폴리오 결과

본 절에서는 포트폴리오를 기초로 기업규모(SIZE)을 통제하고 발생액 질(AQDD의 역수)을 이용하여 2-way에 의해 발생액 질의 정도에 따라 현금보유수준이 어떻게 다른 지 파악한다. 즉 기업규모와 발생액 질에 의해 총 25개 포트폴리오를 구성하여 보다 세분화된 포트폴리오별 현금보유수준을 살펴보고자 한다. 우선, 당기의 기업규모를 기준하여 매년 5개 그룹으로 분류하고, 각각에 대해 당기의 AQDD에 기준하여 다시 5개 그룹으로 분류하여 총 25개 포트폴리오를 구성한다. 이의 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 패널 A는 각 그룹별 Cash₁(현금보유수준)의 동일가중평균값이고 패널 B는 각 그룹별 AQDD의 동일가중평균값이며 패널 C는 Cash₂(현금보유수준)의 동일가중평균값이다. 패널 A와 패널 B에



<그림 1> 연도별 현금 보유수준과 발생액 질

〈표 5〉 기업규모와 발생액의 질에 따른 포트폴리오별 현금보유수준

기업규모(SIZE)와 발생액 질(AQDD의 역수)을 이용하여 2-way를 사용하여 기업 규모와 발생액 질의 정도에 따라 총 25개 포트폴리오의 현금보유수준을 살펴본 결과이다. 패널 A는 각 그룹별 Cash₁의 동일가중평균값이고 패널 B는 각 그룹별 AQDD의 동일가중평균값이며 패널 C는 각 그룹별 Cash₂의 동일가중평균값이다.

패널 A: Cash ₁						
	Size1(Low)	Size2	Size3	Size4	Size5(High)	All Stocks
AQDD1 (Low)	0.0697	0.0596	0.0546	0.0481	0.0423	0.0534
AQDD2	0.0658	0.0555	0.0515	0.0497	0.0360	0.0520
AQDD3	0.0659	0.0572	0.0557	0.0491	0.0400	0.0548
AQDD4	0.0825	0.0662	0.0512	0.0525	0.0411	0.0584
AQDD5(High)	0.1080	0.0857	0.0837	0.0635	0.0525	0.0789
High-Low	0.0383	0.0261	0.0291	0.0154	0.0102	0.0255
t-value	6.61***	4.74***	5.53***	3.30***	2.34***	10.62***
패널 B: AQDD						
	Size1(Low)	Size2	Size3	Size4	Size5(High)	All Stocks
AQDD1(Low)	0.0212	0.0203	0.0175	0.0188	0.0161	0.0187
AQDD2	0.0685	0.0597	0.0559	0.0545	0.0499	0.0574
AQDD3	0.1145	0.1035	0.0973	0.0971	0.0892	0.1011
AQDD4	0.1780	0.1612	0.151	0.1534	0.1384	0.1567
AQDD5(High)	0.3189	0.3047	0.2805	0.2853	0.2713	0.2917
패널 C: Cash ₂						
	Size1(Low)	Size2	Size3	Size4	Size5(High)	All Stocks
AQDD1(Low)	0.0775	0.0659	0.0599	0.0522	0.0455	0.0585
AQDD2	0.0734	0.0610	0.0563	0.0542	0.0385	0.0571
AQDD3	0.0741	0.0638	0.0615	0.0538	0.0436	0.0607
AQDD4	0.0962	0.0753	0.0573	0.0589	0.0451	0.0661
AQDD5(High)	0.1322	0.1030	0.0998	0.0741	0.0610	0.0945
High-Low	0.0547	0.0371	0.0399	0.0219	0.0155	0.0360
t-value	7.01***	5.09***	5.84***	3.70***	2.81***	11.53***

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적임

의하면 대규모기업에 비해 소규모 기업의 현금보유 수준이 상대적으로 높고 발생액 질이 낮아, 회계정보에 대한 정보 비대칭이 높음을 알 수 있다. 가령, 발생액 질이 가장 높은 상위그룹(AQDD1)이면서

기업규모가 작은 기업(Size1)의 경우, AQDD는 0.0212이고 기업규모가 가장 큰 기업(Size5)의 경우, AQDD는 0.0161이다. 또한 기업 규모별, 발생액 질이 가장 낮은 그룹과 높은 그룹간의 현금 보유

수준의 차이를 살펴보면 기업규모가 가장 작은 기업 (Size1)의 경우 현금보유가 Cash₁은 0.0383, Cash₂는 0.0547이고 기업규모가 가장 큰 기업(Size5)의 경우 Cash₁은 0.0102, Cash₂는 0.0155이다.

이러한 차이는 통계적으로 1% 유의수준에서 유의한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과를 기초로 유추해 보면 기업 규모가 작을수록 발생액의 질이 낮으며 현금보유 수준이 높음을 알 수 있다.

5.3 다중회귀분석 결과

〈표 6〉에서는 식 (2)을 이용하여 회계정보의 질의 대용치인 발생액 질이 기업의 현금보유에 어떻게 영향을 주는지를 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM방법을 이용하여 추정된 결과를 제시하고 있다. 여기서 사용된 도구변수들은 각 레벨 변수들의 (t-1)시점 변수들이 사용되었다.⁵⁾ 그리고 종속변수인 현금은 두 가지 방법에 의해 Cash₁과 Cash₂로 나누어 회귀분석 되었지만 AQDD에 대한 결과는 동일함을 알 수 있다.

먼저 AQDD는 Model 및 Cash 종류와 관계없이 현금보유수준과 매우 유의한 정의 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 회계정보의 질인, 발생액 질(AQDD의 역수)이 증가하게 되면 현금보유수준이 낮아짐을 의미한다. 즉 Model 1에서 Cash₁을 종속변수로 하여 ZSCORE_A 및 기타 통제변수를 사용하여 검증한 결과 정의 0.0422의 값을 가지며 1% 유의수준에서 매우 유의적이고, Model 2에서 Cash₁을 종속변수로 하여 ZSCORE_B 및 기타 통제변수를

사용한 검증 결과에서도 동일한 결과를 보이고 있다. 따라서 Model 1에서 발생액 질의 한 단위 표준편차 변동은 기업의 현금보유 수준이 0.44%(=0.0422×0.1035(AQDD의 Std))만큼 변동시키며, Model 2의 경우에는 현금보유수준이 0.43%(=0.0413×0.1035(AQDD의 Std))만큼 증가하게 된다. 따라서 회계정보의 질이 한 단위 표준편차만큼 변동하는 경우 전체 현금보유 비율 중 0.44% 및 0.43%의 현금보유수준이 변동함을 알 수 있다.⁶⁾

Model 3과 4의 Cash₂을 종속변수로 하여 회귀분석한 결과에서도 기존 결과와 동일하다. 즉 Model 3에서도 발생액 질의 한 단위 표준편차 변동은 0.82%(=0.079×0.1035)만큼의 현금보유 수준이 변동하며 Model 4에서는 0.81%(=0.0781×0.1035)만큼의 현금보유수준의 변동이 나타난다. 스페인 기업을 대상으로 한 Garcia-Teruel et al.(2009)에서 제시된 연구결과인 0.39%(Cash₁) 및 0.79%(Cash₂)의 현금보유수준 변동과 비교 시 발생액 질 증가(AQDD값의 하락)에 따른 현금보유수준의 감소가 우리나라가 조금 높으며 보다 민감함을 알 수 있다.

〈표 6〉의 회귀분석 결과는 결국 발생액 질이 정보비대칭을 줄이게 되고, 결국 기업으로 하여금 보다 낮은 현금보유를 유지하게 됨에 따라 보다 효율적인 자산구성을 할 수 있음을 알 수 있다. 보다 높은 발생액 질을 가진 기업은 채권자로부터 더 쉽게 프로젝트에 필요한 자금을 차입할 수 있게 되며, 결국 높은 현금보유수준의 유지에 따른 기회비용을 줄일 수 있게 된다. 반면 낮은 발생액 질을 가진 기업은 높은 정보비대칭 비용을 부담하게 됨에 따라 많은 외부자

5) 도구변수의 타당성에 대한 Sargan 검증결과 본 논문에서 사용한 도구변수는 모든 모형에서 타당하다는 결과를 보였으며 잔차 시계열 상관관계에 대한 검증에서 잔차의 AR(2)가 비유의적으로 나타났기 때문에 전체 모형의 설정은 타당하였다. 이론적으로 Sargan 검증 방법에서 잔차의 AR(2) 시계열 상관관계가 존재한다는 가정을 하고 GMM추정방법을 사용한다.

6) 즉 발생액 질이 높다(AQDD가 낮음을 의미)는 것은 회계정보의 질이 높다는 것을 의미하며 결국 AQDD값이 증가한다는 것은 회계정보의 질이 떨어짐을 의미하고 따라서 현금보유수준을 증가시킨다.

〈표 6〉 전체기간 현금보유수준에 대한 발생액 질의 GMM 결과

본 표는 회계정보의 질의 대응치인 발생액 질(AQDD의 역수)과 기타 통제변수를 현금보유에 대해 식 (2)와 같이 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM에 의해 회귀분석한 결과이다. Model 1과 Model 2의 종속변수는 Cash₁이고 Model 3과 Model 4의 종속변수는 Cash₂이다. 통제변수는 〈표 2〉과 같으며 산업더미(IND)가 포함되었다. Sargan 검증은 도구변수의 과대식별문제를 검증하기 위한 방법이며, Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM의 방법에서 시차 2의 자기상관성이 존재하지 않는다는 가정 하에 이루어진다.

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constant	0.1513 (1.47)	0.1579 (1.52)	0.1879 (1.10)	0.2147 (1.29)
Cash ₁ (t-1)	0.2845*** (8.12)	0.2883*** (8.74)		
Cash ₂ (t-1)			0.2225*** (4.87)	0.2173*** (5.00)
AQDD	0.0422*** (4.07)	0.0413*** (3.99)	0.0790*** (4.66)	0.0781*** (4.68)
GROWP	0.0150 (0.82)	0.0179** (2.03)	0.0202 (0.67)	0.0171 (1.19)
SIZE	-0.0049 (-0.95)	-0.0040 (-0.72)	-0.0047 (-0.54)	-0.0059 (-0.64)
LTDEBT	-0.1743** (-2.44)	-0.1690** (-2.38)	-0.3921** (-2.45)	-0.3810** (-2.39)
BANKD	-0.0531* (-1.76)	-0.0507* (-1.66)	-0.0888 (-1.56)	-0.0899 (-1.52)
RSPREAD	0.1350 (1.26)	0.1192 (1.23)	0.1229 (0.61)	0.0722 (0.41)
LEV	0.0512 (1.22)	0.0286 (0.52)	0.1109 (1.54)	0.0979 (1.08)
SUBLIQ	-0.0116 (-0.25)	-0.0023 (-0.06)	0.0808 (0.93)	0.0723 (1.00)
CFLOW	-0.0167 (-0.13)	0.0040 (0.03)	0.0238 (0.10)	0.0316 (0.14)
ZSCORE _A	0.0036 (0.34)		-0.0014 (-0.08)	
KSCORE		-0.0078 (-0.14)		-0.0077 (-0.09)
DIV	-0.0026 (-0.13)	-0.0029 (-0.16)	-0.0284 (-0.66)	-0.0215 (-0.53)
Ownership	-0.0921*** (-2.57)	-0.0984*** (-2.67)	-0.1340** (-2.20)	-0.1368** (-2.29)
IND	Yes	Yes	Yes	Yes
Sargan(df)	52.4(33)	47.32(33)	18.22(13)	19.38(13)
시차 2의 잔차 자기상관(AR(2))	0.226	0.253	0.112	0.110
Obs	4751	4751	4751	4751

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적임

본조달과 관련된 비용을 줄이기 위해 화폐성 자산, 즉 유동성 자산 수준을 높게 유지하게 되고 결국 기업의 가치를 저하시키는 효과가 나타날 것이다.

본 논문의 회귀분석 결과는 기업의 경제적 및 재무적 관점, 즉 투자의 효율성 측면(Biddle & Hilary, 2006; Verdi, 2006), 자기자본 및 타인자본비용 감소측면(Bhattacharya et al., 2003; Francis et al., 2004; Francis et al., 2005), 거래비용 감소 측면(Bhattacharya et al., 2007) 등의 많은 부분에서 발생액 질이 중요한 역할을 한다는 기존 이론과 일치하고 있다. 따라서 경영자는 외부 회계정보 수요자에게 보다 높은 품질의 회계정보를 제공함으로써 그에 따른 기업에서는 많은 혜택을 볼 수 있음을 알 수 있다.

부분조정모형을 기초로 한 AR(1)모형에서 (t-1) 시점 현금변수는 모형에 관계없이 1% 유의수준에서 유의적으로 정의관계를 갖고 있으며, 따라서 기업의 현금보유정책이 평균으로 회귀(mean reversion) 하는 경향이 있음을 알 수 있다. 성장성(GROWP)은 현금보유수준과 정의 관계를 갖을 것이라는 예상에 맞춰 정의 관계를 보이고 있으나 비유의적이며 Model 2에서만 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적이다. 이러한 결과는 Myers & Majluf(1984)의 견해와 일치하게 정의 NPV 투자안을 포기하지 않기 위해 현금을 보다 더 높게 유지함을 알 수 있다.

기업규모(SIZE)와 현금보유수준은 부의 관계를 보이고 있지만 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 못하고 있다. 이러한 결과는 기업규모가 작은 기업의 정보비대칭 정도가 규모가 큰 기업보다 크기 때문에 비용증가로 인하여 기업규모가 증가할수록 현금보유수준이 감소한다는 것과 일치하고 있으며 따라서 Miller & Orr(1966) 및 Mulligan(1997)의 연구에서 제시된 규모의 경제가 존재함을 알 수 있다.

부채만기구조(LTDEBT)와 현금보유수준은 모든 모형에서 부의 관계를 보이고 있으며 5%유의수준에서 유의적이다. 기대한 바와 같이 부채만기가 짧을 수록 정보비대칭이 심하게 나타나기 때문에 기업은 재무적 곤경을 예방하기 위해 보다 높은 수준의 현금을 보유함을 알 수 있다. 이러한 결과는 Guedes & Opler(1996) 및 Stohs & Mauer(1996) 등의 결과와 일치한다.

은행부채(BANKD)는 예측한 바와 같이 현금보유수준과 부의 관계를 보이고 있지만 Model 1, Model 2의 경우에만 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 은행부채가 많을 경우 기업은 은행과 지속적이고 밀접한 관계를 통해 외부자본조달을 보다 더 쉽게 할 수 있기 때문에 현금보유수준을 높게 유지할 필요가 없음을 알 수 있다. 이러한 결과는 Ozkan & Ozkan(2004) 및 Garcia-Teruel et al.(2009)의 결과와 일치하고 있다. 유동자산의 기회비용(RSPRED)은 현금보유수준과 부의 관계가 나타날 것이라는 기대와 달리 정의 관계를 보이지만 통계적으로 또는 재무적으로 유의하지 못하고 있다. 즉 유동자산 기회비용이 높을수록 기업은 현금보유수준을 오히려 높게 유지함을 알 수 있다. 이러한 결과는 기존의 문헌인 Kim et al.(1998) 및 Garcia-Teruel et al.(2009)의 결과와 일치하지 않고 있다.

레버리지(LEV)는 현금보유수준과는 정의 관계를 보이지만 통계적으로 유의적이지 않다. 이러한 결과는 Baskin(1987)의 연구에서 제시한 레버리지가 증가함에 따라 유동자산에 투자하기 위해 사용되는 자금의 비용이 상승하기 때문에 현금보유수준을 낮출 것이라는 결과와 일치하지 않고 있다. 결국 우리나라 기업은 레버리지가 증가함에 따라 재무적 파산 위험의 증가로 오히려 유동자산을 보다 더 증가시키고 있음을 알 수 있다. 이러한 것은 예비적 동기로

해석될 수 있으며 Guney et al.(2003)의 주장을 뒷받침 하고 있다.

현금 대체성(SUBLIQ)은 Model 1, 2에서 현금 보유수준과 부의 관계를 보이지만 통계적으로 유의하지는 않다. 따라서 현금을 대체할 수 있는 비현금 성장자산을 많이 가진 기업은 현금보유수준을 줄일 수 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 Opler et al.(1999), Ozkan & Ozkan(2004), Garcia-Teruel et al.(2009)의 결과와 일치하고 있다.

현금흐름(CFLOW)은 Model 1을 제외한 Model, 2, 3, 4에서 현금보유수준과 정의 관계를 갖고 있지만 통계적으로 유의하지 않다. 현금흐름이 많을수록 기업의 현금유입액이 증가하게 되고 결국 현금보유수준이 높을 것으로 기대된다. 이러한 결과는 Model 1의 결과의 경우, Kim et al.(1998)의 현금흐름이 유동자산에 대한 추가적인 원천이 될 수 있으며 따라서 현금성 자산을 대체할 수 있다는 결과와 일치하지만, Model 2, 3, 4의 결과의 경우 Myers & Majluf(1984)의 자본조달순위이론에서 제시된 내부자금을 가장 먼저 사용한다는 것과 Opler et al.(1999)와 Ozkan & Ozkan(2004)등에 의해 제시된 현금흐름이 많은 기업이 보다 높은 현금보유수준을 높게 유지한다는 결과와 일치하고 있다.

채무적 곤경(ZSCORE_A or ZSCORE_B)은 Model 1을 제외한 Model, 2, 3, 4에서 현금보유수준과 부의 관계를 보이고 있으나 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 못하고 있다. Model 2, 3, 4의 경우 재무곤경에 직면한 기업은 채무불이행 위험을 줄이기 위해 현금보유수준을 높일 것이라는 Guney et al.(2003) 및 Ozkan & Ozkan(2004)의 연구 결과와 일치하지만, Model 1의 경우 재무곤경에 직면한 기업은 높은 채무불이행 위험 때문에 현금을 축적할 수 있는 방법을 모색하기가 쉽지 않아 오히려

낮은 현금보유수준을 보인다는 Kim et al.(1998)의 연구결과와 일치한다.

배당(DIV)은 현금보유와 부의 관계를 보이지만 통계적으로 유의하지 않다. 즉 배당을 하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 현금보유 수준을 낮추고 있음을 알 수 있고, 이의 결과는 Opler et al.(1999)에 따르면 배당을 많이 하는 기업은 보다 낮은 현금수준을 가질 것이라는 연구결과와 동일하다.

소유구조와 현금보유 간에는 1% 및 5% 유의수준에서 유의적인 부의 관계를 제시하고 있다. 이러한 결과는 Shleifer & Vishny(1986)의 연구에서 제시된 것처럼 대주주 존재로 인하여 경영자의 효율적인 모니터링으로 인하여 대리인비용이 낮아지며 결국 외부자본조달비용이 낮아지고 따라서 현금보유수준도 낮을 것이라는 결과를 지지하고 있다.

5.4 하반기간 회귀분석결과

앞에서는 전체 표본에 대한 회귀분석 결과를 제시하였다. 그러나 우리나라의 경우 외환위기라는 커다란 경제적 충격으로 인하여 위기 전후 기업의 재무의사결정이 매우 다를 것으로 기대할 수 있다. 여기서는 1997년 전후로 하여 1980년부터 1997년 이전을 외환위기 이전으로 정의하고, 2000년 이후를 외환위기 이후로 정의하여 분석하고자 한다. 여기서 외환위기 기간인 1997년, 1998년, 1999년은 표본에서 제외하며 이러한 이유는 이 기간 동안 기업의 재무의사결정, 특히 자본구조와 관련된 재무의사결정은 정부의 강력한 압력에 의해 발생할 가능성이 있기 때문에 이 기간을 제외하였다.

〈표 7〉에서는 외환위기 전후로 하여 발생액의 질과 현금보유수준 간에 관계를 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM방법을 이용하여 회귀분석

한 결과를 제시하고 있다. 여기서 사용된 도구변수는 <표 6>에서 사용된 도구변수와 동일하게 (t-1)시점의 레벨변수들이 사용되었다. 실증결과 전체 표본과 동일하게 AQDD(발생액의 질의 역수)은 현금보유수준에 정의 영향을 미치고 있으며 통계적으로 유의적이다. 여기서 흥미로운 것은 1997년, 1998년, 1999년을 제외한 GMM 분석에서 AQDD의 계수값이 외환위기를 전·후로 하여 큰 폭으로 하락하고 t 통계치도 매우 유의적으로 나타나 외환위기 전·후로 발생액의 질에 따른 현금보유수준 민감도가 매우 유의적이며 차이가 있음을 알 수 있다. 따라서 외환위기가 회귀분석 추정에 매우 강한 영향을 줄 수 있음을 알 수 있다. 구체적으로 외환위기 이전 기간에서 Model 1의 경우 Cash₁을 종속변수로 사용한 경우, 발생액의 질이 한 단위 표준편차 변동 시 현금보유수준은 0.66%(=0.0632×0.1057)의 변동을 가져오며, Model 2에서는 1.07%(=0.1011×0.1057)만큼의 현금보유 변동이 나타난다. 외환위기 이후에는 Model 3에서 0.42%(=0.0409×0.1007), Model 4에서 0.44%(=0.0435×0.1007) 만큼 현금보유수준의 변동을 가져온다. 따라서 발생액의 질은 외환위기 이전에 더 많은 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

통제변수에서 흥미로운 결과는 성장기회(GROWP)의 경우 외환위기 전 부의 통계적으로 유의한 값을 보이고 있으며 Myers & Majluf(1984)에서 제시한 투자기회가 많을 경우 정의 NPV 투자안을 포기하지 않기 위해서 현금보유를 보다 더 많이 할 것이라는 결과와는 일치하지 않고 있다. 그러나 이러한 결과는 외환위기 이후 정의 값을 보이지만 통계적으로 유의하지 않다. 여기서 특징적인 것은 유동자산의 기회비용(RSPREAD)은 외환위기 이전에는 유의적인 부의 관계를 보이고 있으나, 이후에는 비유

의적인 정의 관계를 나타낸다. 외환위기 이전에 Kim et al.(1998)에서 제시된 것처럼 유동자산의 기회비용이 높을수록 기업은 유동자산 보유비율을 줄인다는 결과를 지지하고 있지만 이후에는 그렇지 않음을 알 수 있다. 레버리지(LEV)의 경우 외환위기 이전에는 정의 관계를 보이며 10% 유의수준에서 유의적이지만, 이후에는 부의 비유의적인 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 레버리지 증가에 따라 유동자산 투자를 위해 사용되는 자금 비용이 상승한다는 결과를 제시한 Baskin(1987), Kim et al. (1998), Opler et al. (1999), Ozkan & Ozkan (2004)의 연구결과를 지지하고 있지만, 외환위기 이후에는 부의 비유의적인 관계를 보이고 있다. 특히 현금 대체성(SUBLIQ)은 현금 대체성 자산을 많이 보유할수록 현금보유수준을 줄인다는 Opler et al. (1999), Ozkan & Ozkan (2004) 등의 연구결과를 지지하고 있다. 재무공경(ZSCORE) 변수는 외환위기 전 1% 유의수준에서 유의적인 정의 관계를 보이지만, 외환위기 이후에는 비유의적인 부의 관계를 보이고 있다. 따라서 외환위기 이전에는 재무공경이 낮을수록 현금보유수준을 높인다는 Kim et al.(1998)의 주장을 지지하고 있지만, 외환위기 이후에는 그렇지 않다. 특히 소유구조의 경우 외환위기 이전 및 이후 모두 부의 값을 보이며 이전에는 통계적으로 유의하지 않지만, 이후에는 10% 유의수준에서 유의하다. 따라서 소유지분이 높으면 Shleifer & Vishny (1986)의 결과에서 제시된 것처럼 대주주 모니터링 강화로 인하여 대리인비용이 낮아짐에 따라 현금을 적게 보유한다는 가설을 지지하고 있다.

VI. 강건성 검증

앞 장에서 사용한 Dechow & Dichev(2002)의 모형을 기초로 한 회계정보의 질의 대응치인, 발생액 질의 측정 방법은 다음과 같은 한계점이 존재할 수 있다. McNichols(2002)는 Dechow & Dichev(2002)의 모형은 운전자본 발생액에 적용가능하다는 제약과 더불어 비유동 발생액과 현금흐름간의 시차가 존재할 경우 총자산에 대한 발생액 질을 추정하는 데는 한계가 존재한다고 지적하였다.

또한 발생액 질과 현금흐름간의 부의 관계는 회계적 발생액 질을 충분히 설명하지 못하며, 모형설명력에 제한이 있다. 따라서 Dechow & Dichev(2002)에 의한 발생액 질 측정치는 다른 회계정보의 질을 나타내는 측정치와 미약한 관계를 보일 수 있다. 따라서 이러한 지적에 따라 본 논문 결과의 타당성을 조사하기 위해 먼저 Bal & Shivakumar(2006) 등이 제시한 확장된 Dechow & Dichev(2002)의 모형을 이용하여 대안적 발생액의 질을 추정하고(AQ_BS의 역수), 또한 Francis et al.(2005)의 모형을 기초로 Dechow & Dichev(2002)모형에서 연간 산업별에서 추정한 잔차의 표준편차(AQ_sdDD)의 역수를 발생액 질의 대응치로 사용한다.

첫째, Ball & Shivakumar(2006)의 방법에 따라 Dechow & Dichev(2002)모형에 3개의 추가적인 변수를 사용하여 새로운 발생액의 질을 추정한다. 이에 대한 식은 다음과 같다.

$$\frac{WCA_{i,t}}{AAssets_{i,t}} = \alpha + \beta_1 \frac{CFFO_{i,t-1}}{AAssets_{i,t}} + \beta_2 \frac{CFFO_{i,t}}{AAssets_{i,t}} + \beta_3 \frac{CFFO_{i,t+1}}{AAssets_{i,t}} + \beta_4 \frac{\Delta CFFO_{i,t}}{AAssets_{i,t}} + \beta_5 D$$

$$+ \beta_6 \left[D \times \frac{\Delta CFFO_{i,t}}{AAssets_{i,t}} \right] + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기서 $\Delta CFFO$ 는 이익 또는 손실에 대한 대응치로서 영업활동으로부터 발생된 현금흐름의 변동을 의미하고, D 는 더미변수로서 $\Delta CFFO$ 가 부의 값을 가지면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여한다.

$[D \times (\Delta CFFO/AAsset)]$ 은 더미변수와 t 시점의 $\Delta CFFO$ 의 변동에 대한 $AAsset$ 의 비율로서 교차변수이다. 발생액 질을 추정하는 과정에서 식 (4)은 이익과 손실의 인식에 대한 비대칭성을 포함시킨다. 연간 산업별 횡단면 회귀분석을 통하여 추정되며, 추정된 모형의 잔차 절대값, $AQBS_{i,t} = |\hat{\epsilon}_{i,t}|$ 의 역수는 발생액 질의 대응치로 이용된다. 만약, AQ_BS 가 높으면 발생액 질이 낮음을 의미한다.

둘째, Francis et al.(2005)의 방법에 따라 연간 산업별 추정에서 발생한 식 (1)의 잔차의 표준편차를 이용하여 새로운 발생액 질을 추정한다. 잔차의 절대값을 사용하는 대신에 $t-4$ 와 t 기간 동안 산업별 연간회귀분석(rolling window regression)을 통하여 산출한 잔차의 표준편차의 역수를 t 시점 개별 기업의 발생액 질의 대응치로 사용한다. 즉 $AQsdDD_{i,t} = \sigma(\hat{\epsilon}_{i,t})$ 을 이용한다. 이 경우에도 잔차의 표준편차가 클 경우 발생액 질이 낮음을 의미한다.

위 제시된 대안적 발생액 질을 이용하여 회귀분석한 결과는 <표 8>에서 확인할 수 있다. Model 1에서 AQ_BS 는 1% 유의수준에서 정의 유의적인 관계를 보이고 있고(발생액 질과는 부의 관계), Model 2에서도 동일한 결과를 제시하고 있다. 또한 Model 3와 Model 4에서도 AQ_sdDD 는 1% 유의수준에서 정의 유의적인 관계가 존재한다(발생액 질과는 부의 관계). 이러한 결과들은 앞에서 제시된 발생액의 질에 대한 효과를 확인할 수 있다. 이러한 결과들

〈표 7〉 하부기간 현금보유수준에 대한 발생액질의 GMM결과

본 표는 외환위기를 전·후로 하여 회계정보의 질의 대응치인 발생액 질(AQDD의 역수)과 기타 통제변수를 현금보유에 대해 식(2)와 같이 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM에 의해 회귀분석한 결과이다. Model 1과 Model 3의 종속변수는 Cash₁이고 Model 2과 Model 4의 종속변수는 Cash₂이다. 통제변수는 〈표 2〉와 같으며 산업더미(IND)가 포함되었다. Sargan 검증은 도구변수의 과대식별문제를 검증하기 위한 방법이며, Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM의 방법에서 시차 2의 자기상관성이 존재하지 않는다는 가정 하에 이루어진다.

	외환위기 이전(1980-1996)		외환위기 이후(2000-2008)	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constant	-0.0910 (-0.47)	-0.1372 (-0.52)	0.0291 (0.18)	0.1999 (0.99)
Cash ₁ (t-1)	0.2648*** (4.55)		0.2357*** (4.31)	
Cash ₂ (t-1)		0.2266*** (3.70)		0.2061*** (4.56)
AQDD	0.0632*** (3.21)	0.1011*** (3.69)	0.0409** (2.41)	0.0435** (1.97)
GROWP	-0.0663** (-2.08)	-0.0918** (-2.14)	0.0307 (1.23)	0.0586 (1.10)
SIZE	-0.0049 (-0.54)	-0.0064 (-0.53)	0.0069 (0.81)	0.0002 (0.02)
LTDEBT	-0.0922 (-0.94)	-0.1138 (-0.86)	-0.0276 (-0.12)	-0.0502 (-0.25)
BANKD	-0.0752 (-0.83)	-0.0997 (-0.82)	-0.0138 (-0.27)	-0.0676 (-1.16)
RSPREAD	-0.4124** (-2.01)	-0.5884** (-2.12)	0.2562 (1.31)	0.2813 (1.11)
LEV	0.1889* (1.74)	0.2520* (1.68)	-0.0910 (-0.88)	-0.0982 (-0.93)
SUBLIQ	-0.1665** (-2.16)	-0.2258 (-2.18)	0.0930 (1.09)	0.0543 (0.55)
CFLOW	-0.0649 (-0.34)	-0.1516 (-0.58)	-0.0620 (-0.37)	0.1038 (0.46)
ZSCORE _A	0.0811*** (3.09)	0.1128*** (3.14)	-0.0128 (-0.88)	-0.0206 (-0.80)
DIV	0.0254 (0.87)	0.0355 (0.92)	-0.0460 (-1.33)	-0.0648 (-1.24)
Ownership	-0.0789 (-0.74)	-0.1237 (-0.86)	-0.0863* (-1.82)	-0.1094* (-1.87)
IND	Yes	Yes	Yes	Yes
Sargan(df)	23.06(21)	23.14(21)	16.38(11)	37.43(22)
시차2의 잔차 자기상관(AR(2))	0.616	0.841	0.867	0.843
Obs.	1464	1464	3287	3287

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적임

〈표 8〉 강건성 검증 GMM결과

본 표는 회계정보의 질의 대응치인 발생액 질(AQ_BS, AQ_sdDD 각각의 역수)과 기타 통제변수를 현금보유에 대해 식 (2)와 같이 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM에 의해 회귀분석한 결과이다. Model 1과 Model 3의 종속 변수는 Cash₁이고 Model 2과 Model 4의 종속변수는 Cash₂이다. 통제변수는 〈표 2〉와 같으며 산업터미(IND)가 포함되었다. Sargan 검증은 도구변수의 과대식별문제를 검증하기 위한 방법이며, Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM의 방법에서 시차 2의 자기상관성이 존재하지 않는다는 가정 하에 이루어진다.

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constant	0.1461 (1.43)	0.1567 (1.18)	0.1259 (1.44)	0.0194 (0.23)
Cash ₁ (t-1)	0.2875*** (8.53)		0.4345*** (5.39)	
Cash ₂ (t-1)		0.2546*** (7.11)		0.3886*** (10.28)
AQ_BS	0.1962*** (2.91)	0.2572*** (2.90)		
AQ_sdDD			0.0335*** (2.49)	0.0453*** (3.53)
GROWP	0.0169 (0.93)	0.0179 (0.73)	0.0020 (0.09)	-0.0372* (-1.93)
SIZE	-0.0068 (-1.36)	-0.0081 (-1.23)	-0.0039 (-0.78)	-0.0040 (-0.90)
LTDEBT	-0.1493** (-2.13)	-0.1750* (-1.89)	-0.1659 (-1.67)	-0.0630 (-0.91)
BANKD	-0.0518* (-1.70)	-0.0594 (-1.51)	-0.0423 (-1.14)	-0.0031 (-0.13)
RSPREAD	0.1551 (1.58)	0.1950 (1.50)	0.1677 (1.39)	0.0138 (0.13)
LEV	0.0494 (1.16)	0.0672 (1.16)	0.0721 (1.16)	0.1542 (4.31)
SUBLIQ	-0.0140 (-0.31)	-0.0276 (-0.46)	0.0450 (0.77)	0.0443 (0.90)
CFLOW	-0.0409 (-0.32)	-0.0675 (-0.40)	-0.0532 (-0.36)	-0.1114 (-1.05)
ZSCORE _A	0.0070 (0.67)	0.0125 (0.89)	0.0042 (0.30)	0.0303*** (2.79)
DIV	0.0026 (0.14)	0.0048 (0.19)	-0.0001 (0.01)	-0.0078 (-0.66)
Ownership	-0.0952*** (-2.63)	-0.1154** (-2.48)	-0.1198*** (-3.67)	-0.0620* (-1.81)
IND	Yes	Yes	Yes	Yes
Sargan(df)	45.01(33)	48.37(33)	21.09(12)	39.21(24)
시차2의 잔차 자기상관(AR(2))	0.204	0.114	0.867	0.843
Obs.	5622	5622	4751	4751

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적임

〈표 9〉 재벌 비재벌을 통제한 강건성 검증 GMM결과

본 표는 재벌더미변수를 비롯하여 회계정보의 질의 대용치인 발생액 질(AQDD의 역수)과 기타 통제변수를 현금보유에 대해 식 (2)와 같이 Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM에 의해 회귀분석한 결과이다. Model 1의 종속변수는 Cash₁이고 Model 2의 종속변수는 Cash₂이다. 통제변수는 〈표 2〉와 같으며 산업더미(IND)가 포함되었다. Sargan 검증은 도구변수의 과대식별문제를 검증하기 위한 방법이며, Arellano & Bond(1991)의 Panel GMM의 방법에서 시차 2의 자기상관성이 존재하지 않는다는 가정 하에 이루어진다.

	Model 1	Model 2
Constant	0.1224 (0.95)	0.0333 (0.29)
Cash ₁ (t-1)	0.2746*** (6.93)	
Cash ₂ (t-1)		0.2670*** (8.22)
AQDD	0.0393*** (3.00)	0.0618*** (4.53)
GROWP	0.0185 (0.74)	-0.0068 (-0.30)
SIZE	-0.0025 (-0.33)	0.0016 (0.25)
LTDEBT	-0.1918** (-2.48)	-0.0396 (-0.44)
BANKD	-0.0588 (-1.66)	0.0034 (0.11)
RSPREAD	0.0898 (0.65)	0.0718 (0.51)
LEV	0.0423 (0.86)	0.0184 (0.40)
SUBLIQ	-0.0099 (-0.17)	-0.0052 (-0.10)
CFLOW	0.1166 (0.66)	-0.0250 (-0.20)
ZSCORE _A	0.0014 (0.11)	0.0152 (1.21)
DIV	-0.0117 (-0.41)	-0.0151 (-1.13)
Ownership	-0.0989** (-2.30)	-0.1293** (-2.58)
재벌Group 더미	-0.0254 (-0.59)	-0.0120 (-0.79)
IND	Yes	Yes
Sargan(df)	37(21)	42(24)
시차2의 잔차 자기상관(AR(2))	0.522	0.145
Obs.	4751	4751

주) ***, **는 각각 1%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임

은 재무적, 경제적 및 회계적 관점에서 매우 유의한 의미를 가지고 있다. 즉 기업은 회계정보의 질이 낮을 때 보다 많은 현금을 보유하려는 경향이 있음을 알 수 있다. 결국 본 논문에서 제시된 회계정보의 질의 대응치로 사용된 발생액 질은 기업의 현금보유의 사결정에 중요한 역할을 하며, 이러한 결과는 추가적인 변수를 통제하거나 대안적 발생액 질을 이용하여도 동일한 결과를 제시하고 있으므로 본 논문에서 제시된 결과는 일관성이 있음을 알 수 있다.

〈표 9〉에서는 추가적으로 재벌 및 비재벌간의 차이가 존재할 가능성이 있기 때문에 회계정보의 질이 현금보유에 미치는 요인을 추가하여 강건성 검증을 하였다. 실증분석 결과에 의하면 회계정보의 질 변수인 AQDD 변수들이 1% 유의수준에서 정의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉 회계정보의 질이 나빠지면(즉 정의 회귀계수 값) 기업들이 현금보유 수준을 증가시키고 있음을 알 수 있다.

Ⅶ. 결론

기존 현금보유결정요인에 대한 많은 연구에서 기업의 현금보유수준에 정보비대칭과 대리인비용효과에 초점이 맞추어졌다. 왜냐하면 정보비대칭이 역선택비용과 관련된 문제의 결과로 기업의 외부자본조달 시 보다 어렵게 할 뿐만 아니라 자본비용을 증가시키기 때문이다. 많은 기존 연구에서 정보비대칭하에 기업은 현금보유수준에 대한 재무전략을 추구하고 있다.

최근 재무적 및 회계적 관점에서 기업과 투자자간 정보비대칭을 줄이는데 회계정보가 중요한 역할을 한다는 사실이 밝혀졌다. 따라서 본 논문의 목적은

기업의 현금보유에 대한 회계정보의 질 효과를 조사함으로써 재무적 관점에서 연구되어 온 현금보유 결정요인에 추가적인 결정요인을 제시한다. 본 논문에서는 회계보고 정보의 질에 대한 대응치로서 발생액의 질을 사용하여 1980년부터 2008년까지 KOSPI 기업들의 현금보유에 대한 회계정보가 어떤 역할을 하는지를 조사하였다. 내생성 및 기업 간의 이질성에 대한 특성을 통제하기 위해 Arellano & Bond (1991)의 Panel GMM을 이용하였다.

본 논문의 결과 전체표본 기간 동안 발생액의 질이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 현금보유 수준을 낮게 유지하는 것으로 밝혀졌다. 포트폴리오 접근법에서 규모가 작은 기업에서 발생액의 질 편차가 크게 나타났고, 또한 발생액의 질이 낮았으며 이러한 결과는 소규모 기업에서 정보비대칭이 심하기 때문에 이런 현상이 나타난 것이다. 회계정보의 질은 결국 정보비대칭을 해소할 수 있으며 외부자본조달에 따른 역선택 비용을 줄이는 역할을 하였다. 따라서 이러한 결과는 높은 회계보고 정보의 질은 기업으로 하여금 유동자산을 과도하게 보유하려는 동인을 제거할 수 있다. 따라서 발생액 질이 투자효율성을 증가시키며, 외부타인자본 및 자기자본 비용을 줄일 수 있다는 증거를 제시한다.

하부표본을 외환위기 전·후로 하여 발생액 질과 현금보유수준을 살펴보았을 때 위기이전에 발생액 질에 대한 민감도가 보다 컸으며 발생액 질이 한 단위 표준편차 증가할 경우 현금보유수준은 0.66% (Cash₁), 1.07%(Cash₂) 감소하는 반면에 위기이후에는 0.42%(Cash₁), 0.44%(Cash₂)가 감소하였다. 본 논문의 결과는 정보비대칭을 줄일 수 있는 회계정보의 역할에 대한 중요한 결과를 제시하고 있으며, 또한 회계정보의 질이 기업의 현금보유 관리 능력을 향상시키는데 도움을 줄 수 있기 때문에 경

영자, 투자자, 채권자 및 많은 기업과 이해관계에 있는 이해관계자에게는 회계보고 정보의 질이 매우 중요한 것임을 파악하게 된다. 이렇게 함으로써 비생산적인 과도한 현금보유로 인한 기업가치 하락을 방지할 수 있고, 투자의 효율성을 증가시킬 수 있는 것이다. 또한 부채계약 및 자기자본 계약 시의 할인율(자본비용) 결정에 회계정보의 질은 중요한 역할을 하기 때문에 결정요소로서 사용될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 공재식(2006), "우리나라 기업의 현금보유수요 결정 요인 분석," **재무연구**, 19, 1-41.
- 신동령(2008), "한국제조기업의 현금보유의 변화와 결정요인에 관한 연구," **재무관리연구**, 25, 1-32.
- Altman, E.(1968), "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of the Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance*, 23, 589-609.
- Altman, E.(1996), "Distress Classification of Korean Firms Bank Credit Risk Management," *Korea Institute of Finance*, 381-410.
- Arellano, M. and S. R. Bond(1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Ball, R. and L. Shivakumar(2006), "The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition," *Journal of Accounting Research*, 44, 207-242.
- Barclay, M. J. and Smith C. W.(1995), "The maturity structure of corporate debt," *Journal of Finance*, 50, 609-632.
- Baskin, J.(1997), "Corporate Liquidity in Games of Monopoly Power," *Review of Economics and Statistics*, 69, 312-319.
- Beatty, A., S. Liao, and J. Weber(2008), "Financial Reporting Quality, Private Information Monitoring and the Lease-versus-buy Decision," Working Paper.
- Begley, J., T. Ming, and S. Watts(1996), "Bankruptcy Classification Errors in the 1980s: Empirical Analysis of Altman's and Ohlson's Models," *Accounting Studies*, 1, 267-284.
- Bhattacharya, U., H. Daouk, and M. Welker(2003), "The World Pricing of Earnings Opacity," *Accounting Review*, 783, 641-678.
- Bhattacharya, N., H. Desai, and K. Venkataraman (2007), "Earnings Quality and Information Asymmetry: Evidence from Trading Costs," Working paper.
- Biddle, G. C. and G. Hilary(2006), "Accounting Quality and Firm-level Capital Investment," *Accounting Review*, 81, 963-982.
- Dechow, P. and I. Dichev(2002), "The Quality of Accruals and Earnings: the Role of Accrual Estimation Errors," *Accounting Review*, 77, 35-59.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes(2003), "International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 111-133.
- Easley, D. and M. O'Hara(2004), "Information and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, 49, 1553-1583.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper(2004), "Costs of Equity and Earnings Attributes," *Accounting Review*, 79, 967-1010.

- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper(2005), "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 295-327.
- Garcia-Teruel, P. J., P. Martinez-Solano, and Juan Pedro Sánchez-Ballesta(2009), "Accruals Quality and Corporate Cash Holdings," *Accounting & Finance*, 49, 95-115.
- Guedes, J. and T. Opler(1996), "The Determinant of the Maturity of Corporate Debt Issues", *Journal of Finance*, 51, 1809-1833.
- Guney, Y., A. Ozkan, and N. Ozkan(2003), "Additional International Evidence on Corporate Cash Holding," Working paper.
- Harford, J., S. Mansi, and W. Maxwell,(2008), "Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US," *Journal of Financial Economics*, 87, 535-555.
- Kim, C. S., D. Mauer and A. E. Sherman(1998), "The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 335-359.
- Lambert, R.(2001), "Contracting Theory and Accounting," *Journal of Accounting and Economics*, 32, 3 - 87.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. Verrecchia(2007), "Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, 45, 385-420.
- McNichols, M.(2002), "Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: the Role of Accrual Estimation Errors," *Accounting Review*, 77, 61-69.
- Miller, M. H. and D. Orr(1996), "A Model of the Demand for Money by Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 80, 413-435.
- Mulligan, C. B.(1997), "Scale Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence for Firms," *Journal of Political Economy*, 105, 1061-1079.
- Myers, S.(1977), "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 147-175.
- 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*, 20, 293-315.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson (1999), "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, 52, 3-46.
- Ozkan, A. and N. Ozkan(2004), "Corporate Cash Holdings: an Empirical Investigation of UK Companies," *Journal of Banking and Finance*, 28, 2103-2134.
- Shleifer, A. and R. Vishny(1997), "A Survey of Corporate Governance", *Journal of Finance*, 47, 1343-66.
- Stohs, M. H. and D. C. Mauer(1996), "The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure," *Journal of Business*, 69, 279-312.
- Verdi. R. S.(2006), "Financial Reporting Quality and Investment Efficiency," Working paper.

On the Relationship between Corporate Cash holding and Accounting Information Quality

Sungsin Kim* · Pando Sohn**

Abstract

This paper investigates the relation between financial reporting quality and corporate cash holdings on a sample of 6,832 firm-year observations between 1980 and 2008. Financial reporting quality has been posited to reduce asymmetric information, agency cost, and capital cost and in turn improve investment efficiency. As a result, firm with higher accrual quality(financial reporting quality) leads corporate manager to reduce corporate cash holdings.

Prior many papers have studied the determinants of cash holding motivation. However, the relationship between cash holdings and financial reporting quality was not investigated yet exception some abroad papers. Therefore, we have the motivation of investigating the relationship between the financial reporting quality and corporate cash holdings. Additionally, we examine the this relation under controlling for Chaebol-nonChaebol due to the characteristics of Korean firms.

In many studies of the relationship between the quality of accounting information and asymmetric information, the asymmetric information affects a cost of capital(Easley and O'Hara, 2004). The capital cost, in turn, is affected by the quality of accounting information quality proxied for accrual quality(Lambert et al., 2007).

Based on these results and evidences, finally as the quality of accounting information increases, the extent of the asymmetric information decreases and also the debt cost will be reduced (Bhattacharya et. al., 2003; Francis et. al., 2004). In addition, the quality of accounting information reduces the asymmetric information and also mitigates the conflict of agency problem between insider and outsider of firms. As a result, monitoring cost to watch managers will

* Research Professor, ISD, Korea University

** Assistant Professor, Business School, Dong-A University

be down and finally makes rational decision making of new project in increasing the value of firm(Verdi, 2006).

Actually, information asymmetry and the conflict of agency make fund inflow from outside of firm difficult and in turn, they are main factors for increasing the cost of capital. Thus, firms have incentive in stocking the more liquidity asset to reduce the cost from outside financing.

As mentioned above results, we have the opportunity to investigate Korean firms whether there is this relation between the quality of accounting information and cash holdings of firm. In this paper, we have portfolio approach and regression analysis method to identify this relation.

We use accrual quality as proxy for reporting quality and find whether there is consistent result with above papers. The evidences from this study are as follows: First, according to portfolio approach, small firm has lower accrual quality, implying poor accounting information quality, and also this evidence is consistent with what small firm has higher asymmetric information rather than large firm. Second, the accrual quality(inverse measure of AQDD) as proxy for accounting information quality affects significantly negative on cash holdings statistically, economically, and financially. Third, after separating before and after Korean Financial Crisis time, we find that the coefficient sensitive on change in accrual quality is more elasticity before Korean Financial Crisis rather than after Korean Financial Crisis. To check the robustness of these results, alternative accrual qualities are used and after all, these results are consistent and robust regardless of any alternative proxies and models.

Additionally, this paper investigates that our results are due to the characteristic factors of Chaebol-nonChaebol. As a result, this analysis finds that our results are also robust under controlling for the characteristic factors of Chaebol-nonChaebol. Therefore, the evidences of this paper provide the existence of the strong relation between the quality of accounting information and cash holdings of form.

Key words: Quality of Accounting information, Accrual quality, Cash holdings, Asymmetric Information, Adverse selection cost.