

세무회계저널
제12권 제3호 2011년 9월 pp.429~458
한국세무학회

비상장기업에서 재량적 발생조정이 회계이익과 타인자본비용 사이의 관련성에 미치는 영향*

박종일** · 박찬웅***

<요 약>

본 논문은 비상장기업을 대상으로 재량적 발생액 수준이 이익과 부채조달비용(타인자본비용)간의 관계에 어떠한 영향을 미치는가를 규명하는데 목적이 있다. 기존 연구들은 재량적 발생액에 따라 이익과 주식수익률간의 관계에 차이가 있는가를 상장기업을 대상으로 분석하였다(최종서 1998). 그에 반해 본 연구는 이전 연구들에서 미약하게 다루어졌던 비상장기업을 중심으로, 또한 기업의 자본비용 관점에서 경영자의 이익조정 수단이 이익의 질에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 분석한다는 점에서 차이가 있다. 본 연구는 재량적 발생액을 통한 이익조정을 과도하게 수행한 기업의 경우에 이익과 타인자본비용간 음(-)의 관계가 약화될 것으로 기대하였다. 이를 검증하기 위하여 본 연구는 타인자본비용의 측정치로 부채차입이자율 스프레드 및 차입이자율을 이용하여 분석했으며, 또한 측정상에 연속변수 외에도 소수의 순위등급변수를 병행하여 비교분석을 하였다. 그리고 재량적 발생액은 측정오차를 최소화하기 위하여 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 분석기간은 2005년부터 2009년까지 이용가능 했던 35,579개 기업/연의 대표본 자료가 사용되었다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 일반적인 기대와 같이 이익은 부채조달비용과 유의한 음(-)의 관계를, 재량적 발생액 수준과 부채조달비용 간에는 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 그리고 본 연구의 관심변수인 이익과 재량적 발생액 수준 간의 상호작용변수도 부채조달비용과는 유의한 양(+)의 관계를 보여주었는데, 이는 이익과 부채조달비용간에 음(-)의 관계가 재량적 발생액이 높을수록 그렇지 않은 경우보다 약화됨을 의미한다. 이상의 결과들은 1% 이내에서 유의한 결과였다. 즉 보고된 이익 수준이 높아도 과도한 재량적 발생액을 통해 이익이 증가된 기업(이익의 질이 낮은 기업)은 채권자들에게 미래 현금흐름 추정의 불확실성에 따른 정보위험이 증가되므로, 당해 기업이 부담해야 하는 부채조달비용이 더 늘어난다는 결과이다. 이러한 결과들은 OLS 회귀분석뿐만 아니라 군집성을 통제한 Clustering 검증이나 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 조정한 Newey and West(1987)의 검증결과 역시 강건성이 있게 나타났다.

* 이 연구는 제1저자의 2011학년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비지원에 의하여 연구되었음.

** 충북대학교 경영대학 경영학부 부교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 043-261-3380, 제1저자

*** 경희대학교 경영대학 회계·세무학과 부교수, accpark@khu.ac.kr, 02-961-0484, 교신저자

본 연구의 이러한 발견은 비상장기업의 경우에도 재량적 발생액을 통한 과도한 이익조정행위는 보고이익의 질을 낮추고 회계정보의 신뢰성을 저하시킬 수 있다는 점에서 시장에서 부정적 효과를 가져와 발생주의회계가 가질 수 있는 순기능 역할보다 역기능적 측면의 결과임을 시사해준다. 또한 이러한 결과는 발생액을 통한 과도한 공격적인 이익조정에 대해 채권자들은 경영자의 사적정보의 전달수단으로 평가하기 보다는 경영자 자신의 효용을 극대화하기 위해서 사적이익 추구에 대한 기회주의적 수단으로 인지되고 있음을 나타내주는 결과로서 Schipper(1989)와 Healy and Wahlen (1999)의 주장과도 일치된 결과였다.

본 연구의 실증적 증거는 비상장기업에 대한 연구가 미미한 상황에서, 또한 상장기업의 관련연구에도 추가적 공헌점을 제공하는데 일조할 것으로 기대되며, 더 나아가 본 연구는 시장의 효율성 측면을 동시에 검증하는 결합가설이라는 측면에서 비상장기업과 관련한 정책결정자들에게도 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 예상된다.

〈주제어〉 비상장기업, 재량적 발생조정, 회계이익, 타인자본비용, 부채차입이자율 스프레드, 채권시장의 평가

I. 서 론

본 논문은 비상장기업을 대상으로 경영자의 재량적 발생액을 이용한 이익조정 수준이 이익과 타인자본비용¹⁾ 간의 관련성에 어떠한 영향을 미치는가를 규명하는데 목적이 있다. 구체적으로는 이익이 타인자본비용에 미치는 영향은 음(-)의 관계를 예상할 수 있다. 또한 발생액에 기초한 이익조정인 재량적 발생액 수준이 높은 기업은 그렇지 않은 기업보다 타인자본비용과 양(+)의 관계가 예상된다. 이는 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 증가시킨 기업은 이익의 수준은 높아도 이익의 질(earnings quality)이 낮은 기업에 해당되기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 재량적 발생액 수준이 높은 기업이면 그렇지 않은 기업보다 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계가 더 약화될 것으로 기대하였다.

재무제표에서 산출되는 회계이익은 자본시장에서 이해관계자들에게 특정목적의 의사결정에 가장 빈번하게 이용되고 있는 기업의 요약성과 측정치이고, 투자자와 채권자들에게는 관심 있는 기업에 대한 투자나 대출의사결정에 가장 기본적인 정보로 활용되어 왔다. 또한 이익의 질은 정보분석에 전문성이 있는 재무분석가, 신용평가기관, 공인회계사 등에게도 제반 의사결정에 가장 중요한 판단기준의 하나로서 이용되고 있다. 그러나 회계정보이용자들이 기업에 대한 경제적 의사결정을 내림에 있어 회계이익에 어느 정도 의존할 것인가는 기업이 보고한 이익의 질에 달려

1) 본 연구에서는 ‘타인자본비용’과 ‘부채조달비용’이라는 용어를 동의어로서 혼용하여 사용하고 있다. 또한 타인자본비용의 대용치(proxy)로 본 연구에서 측정되고 있는 ‘차입이자율 스프레드’와 ‘부채차입이자율’은 타인자본비용이나 부채조달비용을 나타낸다.

있다(김문철과 최 관 1999). 회계이익을 산출하는 과정에서 경영자는 기업회계기준서가 허용하는 범위 내에서 회계처리방법에 대한 재량적인 선택권이 있고, 특히 회계추정과 관련하여서는 불가피하게 주관적인 요소가 개입될 여지가 있다. 이는 동일한 기간에 동일한 형태의 거래라 하더라도 경영자의 회계정책과 회계처리방법에 따라 보고이익은 기업별로 차이가 나타날 수 있고, 회계이익 정보가 해당 기업의 경제적 실질을 반영하고 있는 정도에 차이를 초래한다.

현행 발생주의회계는 현금주의회계에서 지적되는 인식시기와 수익과 비용의 대응 문제를 해소하여 보다 합리적인 기간성과 측정치를 제공해 줄 것이라는 기대에 따라 도입되었다. 그러나 발생주의는 인위적인 배분절차 및 대체적 회계절차를 인정하기 때문에 경영자가 기업성가를 조정할 수 있는 여지를 허용한다. 따라서 발생액을 이용한 경영자의 이익조정 과정에는 인식과 대응의 합리화라는 순기능적 측면과 재량적 발생액을 통한 성과조정이라는 역기능적 측면의 양면성이 동시에 존재한다(최종서 1998). 이러한 경영자의 재량적 발생조정의 역기능적 측면이 회계정보의 유용성을 저해시킬 수 있다는 논의는 과거 여러 연구들에서 제기되어 왔다(Schipper 1989 ; Healy and Wahlen 1999 ; Jones 1991 ; Dechow et al. 1995 ; Kothari et al. 2005 등).

한편, 본 연구에서는 자본시장압력(capital market pressures)이 부재한 비상장기업을 대상으로 한다. 주식시장의 압력이 없다면 경영자가 이익조정을 수행할 유인이 크지 않을 것이라는 일반적인 기대와는 달리, Burgstahler et al.(2006) 및 Ball and Shivakumar(2005)의 연구는 상장기업과 비상장기업 간의 이익조정 수준을 비교분석한 결과에서 비상장기업의 이익조정행위가 관찰됨을 보고하고 있으며, 게다가 상장기업과 비교할 때 비상장기업의 경우 재무정보의 신뢰성이 더 낮고 이익조정의 정도는 더 높다는 결과를 제시하고 있다. 예를 들어, 유럽국가를 대상으로 상장기업과 비상장기업의 이익조정을 비교분석한 Burgstahler et al.(2006)은 유럽국가에서 비상장기업의 이익조정 행위는 상장기업보다 더 높게 나타남을 보고하였다. 이는 자본시장압력이 작은 상황에서도 비상장기업은 여전히 이익조정의 유인을 가지고 있음을 나타내주는 증거라고 할 수 있다(Coppens and Peek 2005). 또한 비상장기업은 상장기업과 비교할 때 공개된 주식시장이 존재하지 않기 때문에 기업의 경영자는 양질의 재무보고에 대한 유인도 상대적으로 낮은 수준이다.

본 연구에서 비상장기업에 초점을 맞추는 이유는 상장기업에 비해 비상장기업에 관한 연구가 월등히 미약한 수준이기 때문이다. 비상장기업은 상장기업과 비교할 때 대체로 규모가 작고 접근가능한 기업 관련 정보의 공시량이 절대적으로 부족했던 것이 사실이다. 비상장기업은 상장기업보다 훨씬 더 많은 수의 기업이 존재할 뿐만 아니라 국가의 경제성장과 자본배분에서 중요한 역할을 담당함에도 불구하고, 비상장기업에 관한 연구는 자료수집상의 한계로 인해 그동안 국내 외로 매우 제한적으로 다루어졌다. 그러나 상장기업과 마찬가지로 비상장기업의 경우에도 이익조정이 반영된 보고이익은 기업성과 측정치로서 신뢰성을 낮아 투자자 및 채권자들의 투자나 대출의사결정에 부정적인 영향을 미치게 된다. 즉 경영자가 이익조정을 수행하면 회계정보로서

이익의 질은 왜곡되고 투자자 및 채권자의 미래 현금흐름의 추정에 영향을 미쳐 정보비대칭 (information asymmetry) 상황에서 역선택(adverse selection)과 같은 자본의 비효율적 배분을 초래한다. 그러나 대부분의 이익조정과 관련한 축적된 실증적 증거는 주로 상장기업에 대한 분석에 치중한 결과였고, 시장의 여건이나 제도적 환경이 상이한 비상장기업과 관련해서는 연구의 필요성에도 불구하고 매우 제한적이거나 소수의 증거만이 제시되었을 뿐이다. 이에 본 연구는 경영자의 과도한 이익조정이 이익의 질과 타인자본비용 간의 관계에 어떠한 영향을 미치는가를 비상장기업을 중심으로 분석하고자 한다.

위와 같은 사항을 알아보는 작업은 먼저, 비상장기업에 대한 대출의사결정에서 이익의 질을 고려하여 수행되고 있는가를 직접적으로 파악하게 해 준다. 즉 채권자들이 높은 재량적 발생액 수준을 보이는 기업의 이익의 질에 대하여 대출의사결정 과정에서 어떻게 인지되어 평가하는가를 이해하는 데 있어 도움을 제공할 것이다. 또한 상장기업에서의 이익과 주식수익률과의 관계를 조사한 연구들이 결합가설(joint hypothesis)에 의해 시장의 효율성을 살펴보았던 것처럼 비상장기업의 이익과 타인자본비용간의 관계를 조사하는 것 역시 이와 유사한 논의를 제공한다. 따라서 비상장기업이 속한 시장에서의 효율적 시장가설을 논의하는데 있어서도 관련연구들 (related research)에 대하여 유익한 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다. 이와 더불어 비상장기업의 회계정보의 질이 채권자들에 의해 어떻게 평가되는지에 대한 채권시장 반응을 보여주는 본 연구의 실증결과는 회계기준제정기관이나 비상장기업의 정책결정자들에게도 유익한 참고자료로 활용될 수 있을 것이다.

이하 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 이익조정과 자본시장의 반응을 살펴본 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 설정된 가설을 검증하기 위한 연구설계로서 연구모형의 제시, 변수의 측정과 정의 및 표본의 선정과정을 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 그 결과를 논의하며, 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 공헌점과 한계점을 기술한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 연구가설

1. 선행연구의 검토

회계학 분야의 문헌들은 회계이익이 자본시장의 참여자들에게 중요한 정보원천으로 활용되고 있음을 보고하고 있으며, 또한 실증적 증거들을 통해서 경영자가 자신의 사적이익을 추구하기 위하여 이익을 관리하는 경향이 있음을 주장한다(Jones 1991 ; Dechow et al. 1995 등). 이익조정(earnings management)은 경영자가 기업의 본질적인 경제적 성과에 대하여 특정 주주들을

오도(mislead)하거나 보고된 회계이익 수치에 따른 계약적 성과에 영향을 미치기 위하여 수행된다(Healy and Wahlen 1999). 따라서 이익조정이 반영된 이익은 기업성과 측정치로서 신뢰성이 낮아지고 투자자의 투자의사결정과 관련하여 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Francis et al. 2005). 회계정보의 질은 투자자 및 채권자의 의사결정시 미래 현금흐름의 추정에 영향을 미칠 수 있기 때문에 이익의 질이 낮으면 자본시장에서 자원의 비효율적 배분을 초래할 수 있다. 기업에서 행해지는 이익조정은 경영자와 외부 이해관계자들간의 정보불균형을 증가시킬 수 있고, 기업의 미래 수익성 및 이익창출능력에 대한 투자자들의 추정에 영향을 미치게 된다(Ge and Kim 2010). 기업의 이익조정 수준이 높으면 정보위험이 증가하여 시장에서 투자자와 채권자들이 요구수익률을 추가적으로 높이는 결과를 가져와 기업의 자본비용은 상승하게 된다(Francis et al. 2004, 2005 ; Bharath et al. 2008 등).

타인자본비용과 이익의 질의 관계를 상장기업을 대상으로 재량적 발생액 측정치를 이용하여 분석한 연구로는 Francis et al.(2005), Bharath et al.(2008), Prevost et al.(2008)의 연구가 있다. Francis et al.(2005)은 Francis et al.(2004)의 연구에서 다루었던 내재자기자본비용과 7가지의 이익의 속성(attribute) 간의 관계에 대해 회사채 발행시의 타인자본비용과 발생액의 질(accrual quality) 간의 관계에 초점을 두고 분석하였다. 이 연구에서는 발생액의 질인 재량적 발생액을 정보위험(information risk)의 대용치로 측정하여 재량적 발생액에 절대값을 취한 변수와 타인자본비용과의 관계를 조사하였는데, 재량적 발생액의 크기가 큰 기업일수록 타인자본비용이 더 증가된다는 결과를 보고하였다. 더 나아가 발생액의 질을 기업의 기본적인 여건과 관련한 본질적 요소(innate factor)와 경영자의 재량적이고 기회주의적 회계선택에 의해 발생하는 재량적 요소(discretionary factor)로 구분하고, 이들과 타인자본비용간의 관계를 분석했는데, 이 결과에서도 두 요소의 측정치 모두 타인자본비용과 각각 양(+)의 관계가 나타남을 보고하였다.

Bharath et al.(2008)의 연구는 기업 및 채무의 특성과 위험요인을 통제한 후 재량적 발생액의 크기가 클수록(회계이익의 질이 낮을수록) 회사채 발행시의 타인자본비용이 더 증가된다는 결과를 보여주었다. 특히 이 연구에서는 회사채 발행을 통해 조달된 공적부채(public debt)의 채권자들보다 금융기관 차입을 통해 조달된 사적부채(private debt)의 채권자들이 기업관련 정보에 대해 정보우위(information superiority)를 가지고 있으며, 계약 후 사후적 교섭력도 더 높다고 주장한다. 또한 금융기관(특히 은행)은 우월한 정보생산능력을 가지고 있을 뿐만 아니라 자금대출시 기업의 사적정보에 대한 접근가능성도 높기 때문에 계약 후에도 모니터링이나 재교섭능력 역시 뛰어나다고 주장한다. 그리고 채무채표로부터 얻는 회계정보의 질이 대출자들에게 있어 중요한 정보원천이 되며, 대출자(lender)의 미래 현금흐름의 추정에 영향을 미치게 된다고 주장하였다. 이 연구는 앞서의 주장들에 기초하여 실증적 증거를 제시하고 있다.

Prevost et al.(2008)은 재량적 발생액의 절대값과 회사채 신용등급 및 타인자본비용간의 관계를 분석하였다. 이 연구에서는 세 가지 이익조정 측정치²⁾ 중 하나의 경우에서 재량적 발생액의

절대값이 클수록 회사채 신용등급이 더 낮다는 결과를 제시하였으나, 타인자본비용을 부채차입 이자율 스프레드(yield spread)로 측정한 경우와 재량적 발생액의 절대값 간에는 평균적으로 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 그러나 이 연구에서는 재량적 발생액의 크기와 신용등급간의 상호작용변수를 모형식에 고려함에 따라 좀 더 의미있는 결과를 얻었는데, 재량적 발생액의 크기는 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계를 보이지만, 신용등급이 투기등급(non-investment grade bonds)이고 재량적 발생액의 크기가 큰 기업이면 타인자본비용과 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이는 Francis et al.(2005)의 연구와 달리 기업이 발생액을 상향조정하여 보고이익을 증가시키더라도 평균적으로는 채권자들이 이익의 질을 평가하지 못하고 오히려 보고된 이익에 기능적으로 고착되어 요구수익률(즉 차입이자율)을 감소시키지만, 신용등급이 투기등급에 해당되는 기업에 대해서는 재량적 발생액의 크기가 클수록 채권자들은 페널티(penalty)를 부과하여 요구수익률을 더 높임을 의미한다.

이상의 결과를 종합하여 보면, Francis et al.(2005) 및 Bharath et al.(2008)의 연구는 재량적 발생액의 크기와 회사채 타인자본비용 간에는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고한 반면, Prevost et al.(2008)의 연구는 두 변수 간에 평균적으로는 유의한 관계를 관찰하지 못하였다.

한편, 비상장기업을 대상으로 타인자본비용과 관련한 실증적 연구는 상장기업의 경우와 비교할 때 매우 희소한 편일 뿐 아니라 타인자본비용과 관련한 연구의 대부분은 감사품질이나 외부감사 효과와 관련된 연구들이었다(Fortin and Pittman 2007 ; Karjalainen 2010 ; Kim et al. 2010).³⁾ 그러한 점에서 비상장기업을 대상으로 타인자본비용과 이익의 질 간의 관계를 검증한 연구는 국내외로 거의 전무하다고 할 수 있다. 따라서 상장기업과는 시장의 여건적 환경이 다른 비상장기업을 대상으로 부채조달비용 관점에서 발생액을 이용한 경영자의 이익조정이 타인자본비용에 어떠한 영향을 미치는가를 검증하는 것은 관련문헌에 추가적인 공헌점을 제공해 줄 수 있을 것이다.

2) Prevost et al.(2008)은 재량적 발생액을 Dechow et al.(1995), Kothari et al.(2005) 및 Ball and Shivakumar (2005)의 방법에 따라 측정하였다.

3) Fortin and Pittman(2007)의 연구는 비상장기업을 대상으로 감사품질이 타인자본비용과 음(-)의 관계가 있는가를 검증한 결과에서 감사품질과 타인자본비용(신용등급과 이자율 스프레드)간에 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 이와는 달리 Karjalainen(2010)의 연구는 핀란드 국가의 비상장기업을 대상으로 Big 4 감사인이 감사한 기업이 그렇지 않은 기업보다 타인자본비용이 감소된다는 결과를 보고하였다. 한편, Kim et al.(2010)은 비상장중소기업을 대상으로 처음으로 외부감사를 받은 기업의 재무제표와 관련한 정보가치(information value)를 타인자본비용과 관련시켜 분석한 결과에서 처음으로 외부감사를 받은 기업들은 외부감사를 받지 않았던 직전연도와 비교해서 낮은 부채차입이자율을 부담한다는 결과를 제시하였다.

2. 연구가설

발생주의회계는 현금주의회계가 가지고 있는 기간귀속(timing)과 대응(matching)의 문제를 완 화시켜 회계이익이 일정 기간의 기업성과를 보다 적절하게 나타낼 수 있는 회계처리방법이다 (Dechow 1994). 그런데 현금주의회계에서와는 달리 경영자의 재량에 의해서 결정될 수 있는 발 생주의 조정 항목(재량적 발생액)은 경영자의 사적정보(private information)를 전달하는 수단이라 는 주장(Subramanyam 1996)처럼 순기능적인 측면도 있지만, 또 다른 한편으로는 이익조정 수단 으로 악용되는 역기능적 측면을 동시에 지니고 있다. 이러한 점에서 재량적 발생액은 회계정보 로서 긍정적인 역할과 함께 부정적인 역할(이익조정에 의한 잡음)도 수행한다(Healy and Palepu 1993). 또한 재량적 발생액은 경영자의 주관적 판단에 의해서 결정되는 경향도 있을 뿐 아니라, 외부이용자들이 이를 직접적으로 관찰하는 것이 어렵다는 특성도 가지고 있다. 이러한 부정적인 관점에 입각한 이익조정 관련 연구들은 발생주의 회계항목 중 총발생액에서 비재량적 발생액 모형식을 통해 재량적 발생액을 추정하여 이를 경영자의 기회주의적 이익조정을 나타내는 변수 로서 사용하여 왔다(Jones 1991 ; Dechow et al. 1995 ; Kothari et al. 2005 등).

재량적 발생액 수준이 높은 기업은 낮은 수준의 기업에 비해 미래 수익성 측정의 불확실성이 상대적으로 더 높으며, 더불어 정보위험도 더 높은 것으로 알려져 있다. 예를 들어, Francis et al.(2004, 2005)은 회계정보, 특히 이익의 질을 측정하기 위한 대용변수로서 재량적 발생액을 사 용한 바 있으며, 재량적 발생액을 정보위험의 대용치로서 간주하기도 하였다. 이익조정이 반영 된 이익은 기업성과 측정치로서 신뢰성이 저하되고, 투자자의 투자의사결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Francis et al. 2005). 또한 최종서(1998)는 이익의 구성요소를 현금흐름과 발생액으 로 구분한 후 주식수익률간에 상관성을 살펴봄으로써 각 요소의 정보가치를 분석하였다. 특히 이 연구는 높은 수준의 재량적 발생액으로 회계정보의 신뢰성이 저하될 때 회계이익 혹은 회계 이익의 구성요소가 갖는 정보가치가 어떠한 영향을 받는가를 분석하였는데, 재량적 발생액이 높 은 집단에서는 낮은 집단에 비해 현금흐름 및 발생액과 주식수익률간의 상관성이 더 낮다는 결 과를 제시하였다.⁴⁾ 이는 발생조정이 과도할 경우 이익의 질이 낮아지게 되고, 이는 주식시장에 서 회계정보의 유용성의 감소를 초래함으로써 자본시장에서 자원의 비효율적 배분을 초래할 수 있음을 시사하는 결과이다.

기업외부 정보이해관계자들이 재무제표에 대한 목적적합성을 바탕으로 각종 의사결정을 하 고 있음에도 불구하고 경영자들은 자신의 사적이익을 위하여 경영성과(이익)을 왜곡하여 보고 하려는 경제적 동기를 가지며, 이익을 기회주의적으로 조정하기 위한 수단으로서 회계방법의 선택과 추정에 있어서 재량권을 이용하고 있다는 많은 실증적 증거들이 있다. 이러한 경영자의 이

4) 최종서(1998)의 연구에서는 재량적 발생조정의 정도를 재량적 발생액 자체를 이용하지 않고 절대값을 취하여 분석이 수행되었다.

익조정행위는 기업의 본질적인 경제적 성과에 대하여 특정 주주들을 오도(mislead)하거나 보고된 회계이익 수치에 따른 계약적 성과에 영향을 미치기 위하여 수행된다(Healy and Wahlen 1999). 이와 관련된 계약비용은 본질적으로 부채조달비용과 거래비용, 대리비용, 감시비용, 재교섭비용 및 파산비용 등이 포함된다(Watts and Zimmerman 1978).

일반적으로 상장기업과 달리 비상장기업들은 주식시장이 부재한 관계로 자본조달의 대부분을 채권시장에서 회사채를 발행하거나 금융기관으로부터 자금차입을 통해 이루어진다. 또한 상장기업과 달리 기업신용이 높지 않은 비상장기업은 회사채 발행보다도 금융기관을 통한 부채조달이 중요한 자금조달원이다. 이러한 측면에서 볼 때 비상장기업들의 자본구조(capital structure)에서 타인자본이 더욱 중요시 되며, 실제로도 비상장기업들의 부채차입 의존도는 상장기업에 비해 더 높은 것이 일반적이다. 따라서 비상장기업은 상장기업보다 부채차입비용을 낮추려는 경영자의 경제적 유인이 더 높을 수 있다. 특히 부채차입 의존도가 높은 비상장기업의 진실된 이익(true income)이 저조할 경우 해당 경영자는 부채차입비용을 낮추기 위해 외부 이해관계자들과의 정보비대칭 상황을 이용하여 보고이익을 상향조정하려는 동기를 가질 수 있다.

이상의 선행연구에 대한 논의와 검증결과를 바탕으로, 본 연구는 비상장기업들을 대상으로 회계이익의 정보효과가 재량적 발생액의 고저에 따라 어떠한 영향을 받는지를 분석하는데 초점을 두고자 한다. 앞서 검토된 Schipper(1989) 및 Healy and Wahlen(1999)의 주장이나 Francis et al.(2004, 2005), Bharath et al.(2008) 및 최종서(1998)의 실증적 증거에 기초할 때 재량적 발생조정이 커짐에 따라 미래 현금흐름의 추정에 있어 불확실성이 증가함으로써 대출의사결정을 하는 채권자들의 정보위험은 높아질 수 있다. 이러한 맥락에서 과도한 발생조정이 이루어진 기업의 재량적 발생액이 제공하는 정보는 역기능적 역할로 채권자들에게 인지될 가능성이 높고, 과도한 재량적 발생액은 발생액 정보의 신뢰성을 저하시킬 뿐 아니라 기간손익을 왜곡시킬 가능성이 높다. 이에 따라 재량적 발생조정이 큰 기업일수록 그렇지 않은 경우보다 회계이익의 정보가치가 저하되어 보고이익이 높더라도 이익의 질은 더 낮아질 수 있기 때문에 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계가 약화될 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 이상의 논의에 따라 아래와 같은 선택가설(alternative hypothesis)을 설정한다.

연구가설 : 다른 조건이 일정할 때, 이익과 타인자본비용간의 음(-)의 관계는 재량적 발생액의 수준이 높은 기업이 그렇지 않은 기업보다 더 약화될 것이다.

III. 연구설계 및 표본

1. 연구모형의 설정

본 연구는 비상장기업을 대상으로 이익이 타인자본비용에 미치는 영향이 재량적 발생액 수준에 따라 차이가 있는가를 분석하는데 목적이 있다. 이를 검증하기 위하여 다음과 같은 식(1)의 모형식을 설정하여 분석한다.

$$\begin{aligned} CODYS_{t+1}(\text{or } COD_{t+1}) = & \beta_0 + \beta_1 EARN_t + \beta_2 D_DAP_t + \beta_3 EARN * D_DAP_t \\ & + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRWA_t + \beta_7 PPE_t + \beta_8 EXPT_t + \beta_9 NEGE_t \\ & + \sum IND + \sum YD + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

여기서, $CODYS_{t+1}$ = t+1년도 부채차입이자율 스프레드⁵⁾

COD_{t+1} = t+1년도 부채차입이자율

test variables : $EARN_t * D_DAP_t$

$EARN_t$ = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

D_DAP_t = t년도 성과조정 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)이 중위수 이상이면 1, 이하이면 0

$EARN_t * D_DAP_t$ = t년도 $EARN$ 과 D_DAP 의 상호작용변수

control variables :

$SIZE_t$ = t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)

LEV_t = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

$GRWA_t$ = t년도 매출액 성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산]

PPE_t = t년도 유형자산의 비중(=유형자산/총자산)

$EXPT_t$ = t년도 수출비중(=해외수출/총매출액)

$NEGE_t$ = t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0

$\sum IND$ = 산업별 더미변수

$\sum YD$ = 연도별 더미변수

ϵ = 잔차항

식(1)의 모형식 설정에 이용된 변수들을 설명하면 다음과 같다. 먼저 종속변수 CODYS는 타인자본비용(cost of debt)의 대용치로서 부채차입이자율 스프레드(borrowing's yield spread)이다. 부채차입이자율 스프레드(CODYS로 칭함)는 부채차입이자율(COD로 칭함)에서 기준이자율(prime

5) 부채차입이자율 스프레드는 선행연구의 방법에 따라 측정되었다(Kim et al. 2010 ; Jiang 2008 ; Fortin and Pittman 2007 ; Pittman and Fortin 2004 등). 부채차입이자율(타인자본비용)의 계산은 다음과 같다. $COD1$ =총금융비용/평균이자발생부채, $COD2$ =이자비용/평균이자발생부채로 계산하였다. 여기서 이자비용은 손익계산서상의 수치를 이용하였고, 총금융비용과 평균이자발생부채(=총차입금)의 경우는 NICE 신용평가정보(주)의 자료원을 통해 추출하여 분석하였다. 구체적인 측정방법은 이 자료원의 매뉴얼을 참고하기 바란다.

rate)을 차감하여 계산된다.⁶⁾ 본 연구에서 기준이자율은 국고채 3년만기 이자율을 사용하였고, 부채차입이자율은 다음의 두 가지 방법에 따라 측정된 값을 평균한 평균치를 사용하였다. 즉 부채차입이자율을 계산하는 방식 중 하나는 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 값이고, 다른 하나는 이자비용을 평균이자발생부채로 나눈 값이다. 또한 선행연구들에서는 타인자본비용의 대용치(proxy)로 앞서 부채차입이자율 스프레드를 이용한 경우와 부채차입이자율을 사용한 경우가 있으므로(Pittman and Fortin 2004 ; Fortin and Pittman 2007 ; Jiang 2008), 본 연구는 두 대용치를 병행하여 분석하고자 한다.

한편, 타인자본비용을 연속변수를 이용하여 측정한 여러 선행연구(Pittman and Fortin 2004 ; Fortin and Pittman 2007 ; Jiang 2008)와는 달리 Francis et al.(2004, 2005)은 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정한 값을 분석에 이용하였다.⁷⁾ 이 연구에서는 연속변수 대신 소수의 순위등급변수로 측정하면 연속변수에서 가질 수 있는 개별기업의 측정치간에 존재할 수 있는 이상치(outlier) 문제를 완화시킬 수 있다고 주장한다. 따라서 본 연구는 Francis et al.의 주장에 따라 이 변수를 주된 사항으로 검증하고, 민감도 분석차원에서 연속변수의 경우도 병행하여 분석을 수행함으로써 두 검증결과간 차이가 있는가를 비교하여 검증결과의 일반화 가능성을 제고하고자 한다.

가설검증과 관련하여, 식(1)의 모형식에서 *EARN*은 타인자본비용인 부채조달비용과 유의한 음(-)의 관계가 예상되고($\beta_1 < 0$), *D_DAP*는 부채조달비용과 유의한 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다($\beta_2 > 0$). 즉 기업의 수익성이 높을수록 부채차입시에 채권자들의 요구수익률은 낮아져서 기업의 부채조달비용은 상대적으로 낮을 것으로 기대된다. 그러나 만일 경영자가 채량적 발생액을 개인의 효용을 극대화하기 위한 사적이익의 수단으로 활용할 것으로 시장에서의 채권자들이 인지한다면 채량적 발생액 수준이 높은 기업이면 그렇지 않은 기업보다 미래 현금흐름의 추정에 있어 정보위험이 증가할 수 있으므로, 타인자본비용은 증가될 것으로 기대된다. 이 경우에는 관심변수인 *EARN * D_DAP*의 상호작용변수는 유의한 양(+)의 값이 기대된다($\beta_3 > 0$). 즉 보고상 이익이 높아도 채량적 발생액 수준이 높은 기업이면 그렇지 않은 기업보다 이익의 질이 낮은 기업이므로, 채권자의 요구수익률은 높아져서 결국 타인자본비용은 증가될 것으로 예상된다.

그 외 식(1)의 모형식에서 통제변수의 선정은 선행연구에 기초하여 설정되었다.⁸⁾ 선정된 통제

6) 기준이자율인 국고채 3년만기 이자율은 한국은행에 공시된 자료원을 사용하였다.

7) 예를 들어, 표본수가 10,000개라고 하면 CODYS나 COD 변수에 대해 각각 가장 높은 값을 갖는 기업에 10,000을, 가장 낮은 값을 갖는 기업에 1의 순위 값을 부여한 후 다시 각 개별기업의 변수 값에 대해서 각각 10,000으로 나누어 측정한 것이다.

8) 선정된 통제변수는 이전 연구들에서 타인자본비용 결정요인으로 알려진 변수들이다(Fortin and Pittman 2007 ; Dhaliwal et al. 2008 ; Jiang 2008 ; Prevost et al. 2008 ; Ge and Kim 2010 ; Kim et al. 2010 ; 김학열과 박미영 2010 등).

변수로는 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 매출액 성장성(*GRWA*), 총자산 대비 유형자산 비중(*PPE*), 수출비중(*EXPT*), 자본잠식여부(*NEGE*) 등이며, 또한 산업간 차이를 통제할 목적에서 산업터미(ΣIND)를, 경기변동 영향을 통제할 목적에서 연도터미(ΣIND)를 모형식에 고려하였다. 변수의 정의 및 측정과 관련한 구체적인 사항은 식(1)의 하단에 보고된 바와 같다.

*SIZE*는 기존 연구들에서 기업규모가 클수록 기업위험에 덜 노출되며, 지급보증능력이 높다고 보고 있기 때문에 기업규모는 타인자본비용과 음(-)의 관계가 예상된다(Kim et al. 2010 ; Ge and Kim 2010 ; Fortin and Pittman 2007 등). *LEV*는 부채비율이 높은 기업일수록 채권자들은 기업위험이나 파산위험이 증가될 가능성이 더 높다고 인지할 수 있으므로 부채비율과 타인자본비용 간에는 양(+)의 관계가 예상된다(Jiang 2008 ; Prevost et al. 2008 ; Fortin and Pittman 2007 등). *GRWA*는 성장성이 높은 기업일수록 미래성장가능성의 정보를 내포할 수 있지만, 다수의 기존 연구들에서는 성장성이 높은 기업이면 이익조정 가능성도 높다는 점에서 재무적 왜곡가능성도 높다는 보고 있다. 따라서 후자에 기초하여 본 연구는 성장성과 타인자본비용 간에 양(+)의 관계를 기대한다(Ahmed et al. 2009 ; Fama and French 1995).⁹⁾ *PPE*는 유형자산의 비중이 클수록 기업의 담보제공능력이 높다는 것을 나타내 주므로, 총자산에서 차지하는 유형자산의 비중과 타인자본비용 간에는 음(-)의 관계가 예상된다(Fortin and Pittman 2007 ; Pittman and Fortin 2004 ; 김확열과 박미영 2010 등). *EXPT*는 총매출액 중 해외매출액이 차지하는 비중이 클수록 수출의존형 기업이다. 따라서 채권자들은 미래 성장기회가 클 것으로 인지할 수 있으므로, 본 연구에서는 수출비중과 타인자본비용과 음(-)의 관계가 예상되어 모형식에 고려하였다. *NEGE*는 Pittman and Fortin(2004)과 Fortin and Pittman(2007)에서 자본잠식기업은 정상수준의 기업들과 비교할 때 재무적 왜곡가능성이 높은 기업에 해당되므로, 자본잠식기업은 타인자본비용과 양(+)의 관계를 예상한 바 있다.

한편, 본 연구는 종속변수를 $t+1$ 시점으로 측정하였고, 설명변수는 t 시점으로 측정하였다. 이러한 시점에 대한 고려는 관심변수와 종속변수 간의 관련성(association)을 살펴보는 데 있어 발생될 수 있는 내생성 문제(endogeneity problem)를 통제할 수 있다는 이점이 있다(Ge and Kim 2010 ; Jiang 2008 등).

9) 주식시장이 존재하는 상장기업들을 대상으로 한 연구들은 성장성의 변수를 시장가치 대비 장부가치로 측정한다. 그러나 본 연구의 분석대상은 비상장기업에 해당되므로, 주식시장이 부재하기 때문에 시장가치가 존재하지 않는다. 그러한 점에서 본 연구에서는 성장성 변수로 매출액 성장률을 이용하였다. 그리고 매출액 성장률의 계산에서 비상장기업의 경우 전기 대비 매출액의 증감으로 측정할 경우 매출액 변동이 큰 기업들이 다수 존재하여, 전기 매출액으로 표준화하는 대비 기초총자산으로 표준화하여 측정하였다.

2. 재량적 발생액의 추정모형

본 연구는 발생액을 통한 이익조정(accruals management)의 측정치로 많은 선행연구들이 가장 보편적으로 사용하고 있는 재량적 발생액(discretionary accruals)을 이용하였다. 재량적 발생액은 기업의 이익조정 정도와 재무제표의 오류 가능성을 나타내며, 선행연구들은 재량적 발생액의 크기 및 부호를 각각 이익조정의 정도와 방향으로 사용해 왔다. 재량적 발생액을 추정하는 방법으로는 Jones모형(Jones 1991), 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995) 등이 있는데, 최근에는 Kothari et al.(2005)에 의해 기업성과에 대한 측정오차의 문제를 완화시킨 모형식이 많이 사용되고 있다.¹⁰⁾ 따라서 본 연구는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 ROA 성과통제 재량적 발생액을 추정한 후 분석에 이용하였다.¹¹⁾

이와 관련한 재량적 발생액의 추정은 식(2)와 같으며, 식(2)의 모형식을 이용하여 산업-연도별 횡단면 패널 분석을 통해 재량적 발생액을 추정한다.¹²⁾ 식(2)의 모형식에서는 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위하여 모든 변수에 대해 기초총자산으로 나누어 표준화하였다. 여기서 재량적 발생액은 식(2)로부터 추정된 잔차항(ϵ)을 이용하였다.

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4ROA_t + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서, TA = t기 당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름
 A = t기 기초총자산
 ΔREV = t기 매출액의 변화분
 ΔREC = t기 매출채권의 변화분
 PPE = t기 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
 ROA = t기 총자산이익률
 ϵ = 잔차항
 편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

10) 이익조정 측정치는 추정과정이 필연적으로 수반되므로 기업성과(firm performance)에 따른 측정오차(measurement error)의 문제에 민감한 것으로 알려져 있다. 즉 Kothari et al.(2005), Kasznik(1999), Dechow et al.(1995) 등의 연구들에서는 Jones모형(1991) 및 수정된 Jones모형(1995)에서 추정된 DA는 기업성과와 체계적인 관련성이 있음을 보고한 바 있다. 따라서 본 연구는 Kothari et al.(2005)의 연구방법에 따라서 총자산이익률(ROA)을 통제한 후의 추정치인 ROA 성과통제 재량적 발생액(이하 DAP)을 이용한다.

11) 본 연구에서는 재량적 발생액의 절대값을 취한 측정치는 분석에 고려하지 않았다. 그 이유는 Ashbaugh et al.(2003)이 이익조정 연구에서 재량적 발생의 절대값을 취하여 분석할 경우 정규분포가정에 심각한 위배가 될 수 있음을 지적한 바에 기인한다.

12) 식(2)의 모형식에서 관측치가 30개 이상 존재하는 산업표본을 사용하여 횡단면적으로 산업-연도별로 추정하였다. 또한 30개 미만의 산업은 기타로 분류하여 추정하였다.

3. 표본의 선정

본 연구는 2005년부터 2009년까지 한국선물증권거래소에 상장·등록되지 않은 비상장기업을 중심으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 타인자본비용 및 분석에 필요한 재무자료가 입수가능한 기업

본 연구의 분석기간은 종속변수(설명변수)를 기준으로 할 때 2005년부터 2009년까지(2004년부터 2008년까지)이다. 조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 재무제표의 양식과 계정과목이 일반 업종과 비교해서 상이하기 때문이다. 조건 (2)에서 타인자본비용과 관련한 자료는 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 추출하였고, 설명변수에 대해서도 동 자료원이 이용되었다.

위의 조건에 따라 표본을 추출한 후 먼저 기업별로 타인자본비용이 이용가능한 기업을 대상으로 표본을 선정하고, 식(1)에 제시된 이용가능한 설명변수를 대응시켰다. 또한 각 변수의 극단치 처리와 관련해서는 식(1)의 모형식에 고려된 변수 중 자연로그 값을 취한 SIZE와 더미변수를 제외한 연속변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization)하였다. 이러한 절차 후 선정된 최종표본이 2005년부터 2009년까지 35,579개 기업/연 자료였다.

표본의 산업별 분포는 <표 1>과 같다. <표 1>에 보고된 산업 분류기준은 NICE신용평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고되었다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

산 업	비상장기업의 전체표본	
	빈도수	백분율(%)
제조업	19,400	54.5%
건설업	3,336	9.4%
도매 및 소매업	4,160	11.7%
운수업	1,637	4.6%
부동산업 및 임대업	2,683	7.5%
서비스업	1,268	3.6%
기 타	3,095	8.7%
합 계	35,579	100%

주) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

<표 1>을 보면, 표본의 절반 이상이 제조업으로 전체표본의 54.5%이다. 다음이 도매 및 소매업(11.7%), 건설업(9.4%) 등으로 나타나고 있으며, 제조업과 도매 및 소매업을 제외하면 나머지 산업은 10% 이내로 나타나고 있다. 분석에 포함된 표본은 전 산업에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 볼 수 있다.¹³⁾ 즉 본 연구의 검증결과는 일반화가능성이 있음을 나타내는 것이다.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 2>에는 식(1)의 모형식에 사용된 주요 변수들의 기초통계를 나타내었다. <표 2>를 보면, 타인자본비용을 연속변수로 측정한 부채차입이자율 스프레드(*CODYS_C*)의 경우 평균(중위수)이 0.017(0.013)이고, 부채차입이자율(*COD_C*)은 0.064(0.060)이다. 즉 비상장기업에서 자금조달을 위하여 부채차입을 하면 기업의 타인자본비용이 평균적으로 6.4%이고, 기준이자율(*prime rate*)보다 평균 1.7%를 추가로 더 부담하는 것으로 나타났다. 이 변수를 소수의 순위등급변수(*CODYS_R*, *COD_R*)로 측정하면 평균과 중위수가 모두 0.5이고, 표준편차는 0.289이며, 최소값과 최대값이 각각 0과 1로 나타나고 있다. 순이익(*EARN*)의 평균(중위수)이 0.044(0.033)이고, 재량적 발생액의 더미변수(*D_DAP*)는 평균이 0.5이다.

기업규모(*SIZE*)의 평균과 중위수는 각각 17.058과 16.808로 자연로그 값을 취하기 전으로 다시 환산하면 평균 25,597백만원과 중위수는 19,935백만원인 것으로 나타나고 있어 상장기업의 규모보다 월등히 영세한 수준이다.

부채비율(*LEV*)의 평균(중위수)이 0.640(0.664)으로 나타나 상장기업의 경우보다는 높은 편이다. 매출액 성장성(*GRWA*)의 평균과 중위수는 각각 0.206(0.090)으로 평균과 중위수간에 차이가 있다. 즉 중위수보다 평균에서 높은 수치로 나타난 것은 일부 기업들에서 팔목할 만한 성장성을 실현시키고 있기 때문으로 보인다. 유형자산의 비중(*PPE*)은 평균(중위수)이 0.367(0.342)로 나타나 평균 총자산의 1/3 정도가 유형자산이었다. 수출비중(*EXPT*)은 평균이 0.034로 나타나 비상장기업의 경우에 매출액에서 해외매출이 차지하는 비중은 높지 않은 수준이다.

13) 지면상 보고하지는 않았지만, 가장 높은 비중을 차지했던 제조업을 중분류기준에 따라 분포를 살펴본 결과, 전 업종에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있었다.

<표 2> 기술통계

변 수	전체 표본 (N=35,579)				
	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>CODYS_C</i>	0.017	0.013	0.037	-0.046	0.261
<i>COD_C</i>	0.064	0.060	0.037	0.002	0.307
<i>CODYS_R</i>	0.500	0.500	0.289	0	1
<i>COD_R</i>	0.500	0.500	0.289	0	1
<i>EARN</i>	0.044	0.033	0.100	-0.281	0.439
<i>D_DAP</i>	0.500	0	0.500	0	1
<i>SIZE</i>	17.058	16.808	0.953	13.392	23.908
<i>LEV</i>	0.640	0.664	0.221	0.104	1.665
<i>GRWA</i>	0.206	0.090	0.589	-1.375	4.587
<i>PPE</i>	0.367	0.342	0.267	0	1
<i>EXPT</i>	0.034	0	0.142	0	1
<i>NEGE</i>	0.026	0	0.159	0	1

주1) 변수의 정의 : $CODYS_{C_{t+1}}$ =t+1년도 부채차입이자율 스프레드(연속변수), $COD_{C_{t+1}}$ =t+1년도 부채차입이자율(연속변수), $CODYS_{R_{t+1}}$ =t+1년도 부채차입이자율 스프레드(소수의 순위등급변수), $COD_{R_{t+1}}$ =t+1년도 부채차입이자율(소수의 순위등급변수), $EARN_t$ =t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산), D_DAP_t =t년도 성과조정 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)이 중위수 이상이면 1, 이하이면 0, $SIZE_t$ =t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함), LEV_t =t년도 부채비율(=총부채/총자산), $GRWA_t$ =t년도 매출액 성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산], PPE_t =t년도 유형자산의 비중(=유형자산/총자산), $EXPT_t$ =t년도 수출비중(=해외수출/총매출액), $NEGE_t$ =t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0임.

주2) 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

<표 3>에는 앞서 전체표본에 대해 재량적 발생액의 중위수를 기준으로 나누어 각 변수들간의 차이검증 결과를 보고하였다. <표 3>을 보면, 재량적 발생액 수준이 중위수보다 높은 기업(D_DAP ; High)과 낮은 기업(D_DAP ; Low) 간에는 $NEGE$ 변수를 제외하면 평균과 중위수 모두에서 각 변수들은 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있다.

〈표 3〉 변수간 차이검증

변 수	<i>D_DAP</i> (High) (N=17,789)		<i>D_DAP</i> (Low) (N=17,790)		변수간 차이검증	
	평 균	중위수	평 균	중위수	t 검증	Wilcoxon 부호순위합검증
<i>CODYS_C</i>	0.019	0.018	0.015	0.011	8.245***	13.126***
<i>COD_C</i>	0.066	0.065	0.063	0.059	7.136***	10.633***
<i>CODYS_R</i>	0.515	0.523	0.475	0.477	13.172***	13.189***
<i>COD_R</i>	0.520	0.530	0.487	0.470	10.735***	10.683***
<i>EARN</i>	0.041	0.029	0.046	0.036	-4.082***	-10.236***
<i>SIZE</i>	17.079	16.833	17.037	16.784	4.089***	5.392***
<i>LEV</i>	0.649	0.676	0.631	0.652	7.758***	9.033***
<i>GRWA</i>	0.196	0.076	0.217	0.104	-3.311***	7.282***
<i>PPE</i>	0.356	0.322	0.378	0.360	-7.665***	-10.242***
<i>EXPT</i>	0.032	0	0.036	0	-2.257***	-3.320***
<i>NEGE</i>	0.025	0	0.027	0	-1.531	-1.531

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

주3) 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 보고함.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

구체적으로 살펴보면, 비상장기업 중에서 재량적 발생액 수준이 높은 기업이 낮은 기업보다 부채조달비용의 측정방법에 상관없이 부채차입이자율 스프레드 및 부채차입이자율 모두 1% 내의 수준에서 높게 나타나고 있다. 이는 재량적 발생액 수준이 높은 기업에 대해 채권자의 요구 수익률은 높아져서 기업의 차입이자율이 더 높다는 결과이다. 또한 재량적 발생액 수준이 높은 기업이 낮은 기업보다 순이익이 유의하게 더 낮았다. 이러한 결과는 보고이익 수준이 낮은 기업일수록 경영자는 발생액을 통해 보고이익을 상향조정함을 나타낸다.

한편, 재량적 발생액 수준이 높은 기업의 경우 낮은 기업과 비교할 때 기업규모는 크고, 부채비율이 높은데 반해, 매출액 성장성, 유형자산의 비중 및 수출비중은 더 낮았다.

2. 상관관계 분석

<표 4>에는 식(1)의 모형식에 사용된 각 변수들간의 상관관계 결과를 보고하였다. 상관계수는 피어슨 상관계수를 나타내었다. <표 4>를 보면, EARN은 종속변수의 측정방법과 관계없이 모두 부채조달비용과 유의한 음(-)의 상관성을, D_DAP는 모두 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 이는 순이익의 수준이 높을수록 비상장기업에서 부채조달비용이 더 낮아지는데 반해, 재량적 발생액의 조정이 높은 수준이면 그렇지 않은 경우보다 부채조달비용이 더 높다는 결과이다. 그러나 이러한 결과들은 단순 상관성만을 살펴본 것이므로, 타인자본비용에 영향을 미치는 일정 설명변수들을 통제한 후인 다변량 회귀분석을 통해 보다 직접적인 효과를 알아볼 필요가 있다.

〈표 4〉 변수간 상관관계

변 수	CODYS_C	COD_C	CODYS_R	COD_R	EARN	D_DAP	SIZE	LEV	GRWA	PPE	EXPT	NEGE
CODYS_C	1	0.990 (0.000)	0.772 (0.000)	0.753 (0.000)	-0.014 (0.009)	0.044 (0.000)	-0.003 (0.510)	0.057 (0.000)	0.052 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.034 (0.000)	0.041 (0.000)
COD_C		1	0.758 (0.000)	0.771 (0.000)	-0.007 (0.183)	0.038 (0.000)	-0.008 (0.130)	0.058 (0.000)	0.045 (0.000)	-0.171 (0.000)	-0.034 (0.000)	0.040 (0.000)
CODYS_R			1	0.965 (0.000)	-0.091 (0.000)	0.070 (0.000)	-0.001 (0.800)	0.160 (0.000)	0.052 (0.000)	-0.145 (0.000)	-0.033 (0.000)	0.033 (0.000)
COD_R				1	-0.079 (0.000)	0.057 (0.000)	-0.007 (0.170)	0.163 (0.000)	0.040 (0.000)	-0.147 (0.000)	-0.032 (0.000)	0.032 (0.000)
EARN					1	0.022 (0.000)	0.000 (0.931)	-0.307 (0.000)	0.308 (0.000)	-0.170 (0.000)	0.013 (0.012)	-0.169 (0.000)
D_DAP						1	0.022 (0.000)	0.041 (0.000)	-0.018 (0.001)	-0.041 (0.000)	-0.012 (0.024)	-0.008 (0.126)
SIZE							1	-0.006 (0.278)	-0.013 (0.012)	-0.002 (0.770)	0.042 (0.000)	0.005 (0.304)
LEV								1	0.107 (0.000)	0.097 (0.000)	-0.030 (0.000)	0.374 (0.000)
GRWA									1	-0.099 (0.000)	0.014 (0.007)	-0.001 (0.854)
PPE										1	-0.005 (0.371)	0.009 (0.083)
EXPT											1	-0.021 (0.000)
NEGE												1

주1) 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 전체표본을 보고함(N=35,579개 기업/연).

주2) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주3) 괄호안의 수치는 p 값임(양측검증).

한편, 통제변수의 경우에도 SIZE를 제외하면 종속변수와 유의한 상관성을 가지고 있다. 즉 부채비율이 높거나, 성장성이 높거나 자본잠식기업이면 부채조달비용이 더 높고, 유형자산의 비중이 높거나 수출비중이 높을수록 부채조달비용이 더 낮은 것으로 나타났다. 그러나 기업규모와 부채조달비용간에는 유의한 상관성이 관찰되지는 않았다. 그리고 통제변수간에 높은 상관성을 보이는 변수는 없어 변수간 다중공선성 문제는 심각하지 않을 것으로 예상된다.

3. 가설검증 결과

<표 5>와 <표 6>에는 식(1)의 모형식을 이용하여 연구가설에 대한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다. <표 5>에서 종속변수에 대해 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정된 결과를 보고하였고, <표 6>에서는 연속변수(continuous variable)로 측정된 결과를 보고하였다. 또한 Panel A에는 OLS 회귀분석 결과를, Panel B에는 민감도 분석 차원에서 군집성을 통제한 Clustering 검증결과를, 그리고 이분산성 및 패널 통합 자료에서 발생할 수 있는 횡단면-시계열적 종속성(cross-sectional and time-series dependence) 문제를 조정한 후의 통계치를 제공하는 Newey and West(1987) 검증결과¹⁴⁾를 각각 보고하였다. 만일 관심변수의 경우에서 OLS 검증결과와 민감도 검증결과가 일치된 결과로 나타난다면 본 연구의 검증결과는 강건성이 높다는 것을 의미하므로 분석결과의 일반화 가능성 역시 높음을 나타내는 것이다.

한편, 식(1)의 모형식에 포함된 변수들은 회귀분석에서 모두 고려되었으나, 지면상에 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수는 보고를 생략한다. 따라서 본 검증결과는 산업과 연도별 차이 효과가 고려된 후의 결과이다.

먼저 종속변수가 연속변수로 측정된 <표 5>의 결과를 보면, 추정된 모형에서 F 값은 모두 1% 이내 수준에서 통계적으로 유의하여 모형식의 설정은 적합성이 있는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ OLS

14) 패널 연도별 자료에 대해 통합된(pooled) 회귀분석을 실시할 때 횡단면-시계열적 종속성의 영향이 크면 회귀식의 설명력이나 회귀계수의 t 값이 사실보다 더 큰 값을 가지게 되는 상향편의(upward biased)가 나타날 수 있다. 만약 이러한 횡단면-시계열적 종속성이 우려되는 상황에서 이를 고려하지 않고 분석한다면 검증결과를 과대 해석하는 오류가 초래된다(Petersen 2009 ; Bernard 1987). 따라서 이러한 문제를 극복하기 위하여 개발된 통계적 방법이 Newey and West(1987)의 검증방법이다. 또한 Newey and West(1987)의 방법은 White(1980)의 접근방법을 보다 일반화시킨 것으로써 이분산성과 시계열 상관성(serial correlation) 모두에 대해 강건한 추정치를 제공하는 하나의 방법이다. 본 연구는 이러한 횡단면 자료와 시계열 자료를 통합한 자료를 이용하여 회귀분석하고 있으므로, OLS 검증에서 관찰된 결과에 대해 일반화 가능성이 있는가를 살펴본다는 차원에서 Newey and West(1987)의 검증결과를 별도로 보고한 것이다.

15) <표 5>의 검증결과에서 변수간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는가를 VIF 값으로 확인하였다. 일반적으로 변수 중에 VIF 값이 10을 상회하면 모형식에 설정된 변수간에 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 5>의 모형 3과 4의 경우에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 EARN 변수로 그 값이 2.243에 불과했다. 따라서 이러한 결과로 판단해 보면, 본 연구모형식의 경우 변수간 다중공선성

분석결과의 경우 모든 변수가 고려된 완전모형에서 모형의 설명력($adj. R^2$)은 5.8%와 6.1%로 나타났다. 이러한 결과는 Clustering 검증이나 Newey and West의 검증결과에서도 대체로 유사한 수준으로 나타났다.

〈표 5〉 주된 회귀분석결과 : 연속변수 측정치의 경우

Panel A : OLS regression analysis (N=35,579)					
변 수	예상 부호	CODYS_C			COD_C
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
절 편	?	0.026 (7.423 ^{***})	0.026 (7.247 ^{***})	0.026 (7.419 ^{***})	0.069 (19.483 ^{***})
EARN	—	-0.011 (-5.162 ^{***})	-0.011 (-5.154 ^{***})	-0.019 (-6.543 ^{***})	-0.019 (-6.590 ^{***})
D_DAP	+		0.002 (4.962 ^{***})	0.001 (2.991 ^{***})	0.001 (3.064 ^{***})
EARN*D_DAP	+			0.016 (4.036^{***})	0.016 (4.066^{***})
SIZE	—	-0.001 (-2.728 ^{***})	-0.001 (-2.769 ^{***})	-0.001 (-2.839 ^{***})	-0.001 (-2.852 ^{***})
LEV	+	0.010 (9.452 ^{***})	0.009 (9.229 ^{***})	0.009 (9.127 ^{***})	0.009 (9.223 ^{***})
GRWA	+	0.003 (7.195 ^{***})	0.003 (7.309 ^{***})	0.003 (7.339 ^{***})	0.003 (7.358 ^{***})
PPE	—	-0.019 (-24.193 ^{***})	-0.019 (-24.093 ^{***})	-0.019 (-23.870 ^{***})	-0.019 (-23.866 ^{***})
EXPT	—	-0.005 (-3.766 ^{***})	-0.005 (-3.788 ^{***})	-0.005 (-3.748 ^{***})	-0.005 (-3.743 ^{***})
NEGE	+	0.004 (2.896 ^{***})	0.004 (3.062 ^{***})	0.004 (2.990 ^{***})	0.004 (2.951 ^{***})
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R ²		0.057	0.057	0.058	0.061
F 값		143.909 ^{***}	136.543 ^{***}	129.524 ^{***}	136.767 ^{***}

문제가 검증결과에 중요한 영향은 미치지 않는 것으로 판단된다. 이후 분석결과들에서도 설명변수가 동일하므로 앞서와 유사한 수준으로 나타남을 확인할 수 있었다. 따라서 이후 분석표에서의 다중공선성과 관련한 논의는 생략한다.

〈표 5〉 주된 회귀분석결과 : 연속변수 측정치의 경우 (계속)

Panel B : sensitivity analysis (N=35,579)					
변 수	예상 부호	Clustering test (N=35,579)		Newey and West(1987) test (N=35,579)	
		<i>CODYS_C</i>	<i>COD_C</i>	<i>CODYS_C</i>	<i>COD_C</i>
		모형 3	모형 4	모형 3	모형 4
<i>EARN</i>	—	-0.019 (-5.19 ^{***})	-0.019 (-5.23 ^{***})	-0.019 (-5.52 ^{***})	-0.019 (-5.56 ^{***})
<i>D_DAP</i>	+	0.001 (3.06 ^{***})	0.001 (3.10 ^{***})	0.001 (3.15 ^{***})	0.001 (3.19 ^{***})
<i>EARN*D_DAP</i>	+	0.016 (3.43^{***})	0.016 (3.47^{***})	0.016 (3.40^{***})	0.016 (3.43^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΔIND		포함	포함	포함	포함
ΔYD		포함	포함	포함	포함
<i>adj. R</i> ²		0.058	0.061	0.056	0.056
<i>F</i> 값		61.06 ^{***}	67.88 ^{***}	78.12 ^{***}	80.42 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

일반적인 예상과 같이 *EARN*은 부채차입이자율 스프레드(*CODYS_C*)에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을, *D_DAP*는 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다. 일정 변수를 통제한 후에도 관심변수인 이들 두 변수간의 상호작용변수(*EARN*D_DAP*)의 결과는 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 이는 이익과 부채조달비용간에 음(-)의 관련성이 이익의 질이 낮은 기업일수록 (즉 재량적 발생액이 높은 기업이면) 더 약화됨을 의미한다. 이러한 결과는 종속변수를 부채차입이자율(*COD_C*)로 측정한 모형 4의 경우에서도 앞서의 결과와 대동소이한 결과로 나타났다. 또한 이들의 결과는 OLS의 회귀분석결과뿐만 아니라 분석상에 군집성이 통제된 Clustering 검증결과나 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제가 조정된 Newey and West 검증결과 모두 일치된 결과를 보이고 있다. 따라서 본 연구의 검증결과는 강건성(robustness)이 있음을 나타낸다.

이상의 검증결과로 볼 때, 비상장기업들 중에서 이익의 질이 낮은 것으로 판단되는 재량적 발생액이 높은 기업에 대해서 채권자들은 대출과정에서 해당 기업의 미래 현금흐름에 대한 불확실성이 높다고 보아 (즉 재량적 발생액의 증가에 따른 정보위험이 높다고 인지하여) 대출에 대

한 요구수익률을 높임으로써, 결국 기업의 부채조달비용은 증가하게 된다. 한편으로 이러한 결과는 높은 수준의 재량적 발생액에 대해 채권자들은 경영자의 사적이익을 추구하는 수단으로 간주함을 시사한다(Schipper 1989 ; Healy and Wahlen 1999). 따라서 연구가설은 지지된 결과로 나타났다.

본 연구의 이러한 검증결과에 대해 효율적 시장가설의 관점에서 살펴보면, 채권자들은 보고 이익의 질을 고려하여 대출의사결정을 내리고 있음을 나타내는 것이므로 비상장기업이 소속된 채권시장은 효과적으로 작동되고 있음을 의미하기도 한다.

통제변수의 결과는 모든 변수에서 통계적으로 유의한 결과가 나타나고 있다. 대부분의 변수는 일반적인 예상과 일치되게 *SIZE*, *PPE*, *EXPT*는 부채조달비용과 유의한 음(-)의 계수값을, *LEV*, *GRWA*, *NEGE*는 유의한 양(+)의 결과를 가지고 있다. 즉 비상장기업의 경우는 기업규모가 클수록, 유형자산의 비중이 클수록, 수출비중이 클수록 부채조달비용이 낮은 반면, 부채비율이 높을수록, 성장성이 높을수록, 자본잠식기업이면 부채조달비용이 높은 결과로 나타났다.

다음으로 종속변수를 소수의 순위등급변수로 측정한 후 식(1)에 대한 회귀분석한 결과인 <표 6>을 보면, 앞서의 연속변수로 측정한 결과와 일치되게 OLS 회귀분석결과, Clustering 검증결과 및 Newey and West의 검증결과 모두 *EARN*은 부채조달비용에 대해 유의한 음(-)의 결과를, *D_DAP*는 유의한 양(+)의 결과를, 그리고 관심변수인 상호작용변수(*EARN*D_DAP*)는 유의한 양(+)의 결과를 가지고 있다. 즉 타인자본비용의 결정에 영향을 미치는 일정변수를 통제 한 후에도 이익과 부채조달비용간에 음(-)의 관계가 재량적 발생액 수준이 증가할수록 약화된다는 결과이다. 따라서 본 연구의 검증결과는 종속변수의 측정방법에 관계없이 연구가설이 지지된 결과를 얻었다. 한편, 통제변수의 결과는 *SIZE* 변수를 제외하면 앞서 <표 5>에서의 결과와 대동소이하다. *SIZE*는 부채조달비용과 음(-)의 관계이나, 앞서와는 달리 유의하지는 않았다.

<표 6> 주된 회귀분석결과 : 소수의 순위등급변수 측정치의 경우

Panel A : OLS regression analysis (N=35,579)					
변 수	예상 부호	<i>CODYS_R</i>			<i>COD_R</i>
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<i>intercept</i>	?	0.458 (17.030 ^{***})	0.449 (16.707 ^{***})	0.454 (16.887 ^{***})	0.392 (14.615 ^{***})
<i>EARN</i>	-	-0.215 (-12.860 ^{***})	-0.214 (-12.858 ^{***})	-0.276 (-12.665 ^{***})	-0.276 (-12.715 ^{***})
<i>D_DAP</i>	+		0.028 (9.525 ^{***})	0.022 (7.058 ^{***})	0.022 (6.852 ^{***})
<i>EARN*D_DAP</i>	+			0.128 (4.381 ^{***})	0.136 (4.659 ^{***})

〈표 6〉 주된 회귀분석결과 : 소수의 순위등급변수 측정치의 경우 (계속)

Panel A : OLS regression analysis (N=35,579)					
변 수	예상 부호	CODYS_R			COD_R
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
SIZE	—	-0.002 (-1.609)	-0.002 (-1.147)	-0.002 (-1.223)	-0.001 (-0.773)
LEV	+	0.223 (29.268 ^{***})	0.220 (28.861 ^{***})	0.219 (28.749 ^{***})	0.223 (29.241 ^{***})
GRWA	+	0.017 (6.317 ^{***})	0.018 (6.542 ^{***})	0.018 (6.574 ^{***})	0.017 (6.430 ^{***})
PPE	—	-0.178 (-29.932 ^{***})	-0.177 (-29.767 ^{***})	-0.176 (-29.522 ^{***})	-0.173 (-29.073 ^{***})
EXPT	—	-0.054 (-5.151 ^{***})	-0.054 (-5.197 ^{***})	-0.054 (-5.154 ^{***})	-0.052 (-5.064 ^{***})
NEGE	+	-0.069 (-6.945 ^{***})	-0.066 (-6.630 ^{***})	-0.067 (-6.709 ^{***})	-0.069 (-6.981 ^{***})
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R ²		0.085	0.087	0.088	0.091
F Value		221.052 ^{***}	213.430 ^{***}	202.107 ^{***}	210.460 ^{***}
Panel B : sensitivity analysis (N=35,579)					
변 수	예상 부호	Clustering test (N=35,579)		Newey and West(1987) test (N=35,579)	
		CODYS_R	COD_R	CODYS_R	COD_R
		모형 3	모형 4	모형 3	모형 4
EARN	—	-0.276 (-10.57 ^{***})	-0.276 (-10.61 ^{***})	-0.276 (-11.32 ^{***})	-0.276 (-11.34 ^{***})
D_DAP	+	0.022 (6.67 ^{***})	0.022 (6.47 ^{***})	0.022 (6.96 ^{***})	0.022 (6.75 ^{***})
EARN*D_DAP	+	0.128 (3.98^{***})	0.136 (4.23^{***})	0.128 (4.04^{***})	0.136 (4.29^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R ²		0.088	0.092	0.071	0.070
F Value		141.05 ^{***}	168.85 ^{***}	155.94 ^{***}	1371.89 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

4. 추가분석

앞 절의 <표 5> 및 <표 6>은 종속변수인 부채조달비용(CODYS, COD)을 두 가지 측정방법에 따라 계산된 측정치의 평균값을 이용해서 분석된 결과였다. 본 절에서는 각 개별 부채조달비용의 경우에도 앞서와 일치된 결과가 나타나는지를 추가분석(additional analysis)을 통해 살펴보고자 한다. 이와 관련한 검증결과는 <표 7>과 같다. 표의 간결화를 위하여 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다.

<표 7> 추가분석

Panel A : OLS results : 연속변수 (N=35,579)					
Variable	예상 부호	CODYS1	CODYS2	COD1	COD2
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
EARN	—	-0.020 (-6.782 ^{***})	-0.018 (-6.237 ^{***})	-0.020 (-6.823 ^{***})	-0.018 (-6.289 ^{***})
D_DAP	+	0.001 (2.951 ^{***})	0.001 (3.004 ^{***})	0.001 (3.026 ^{***})	0.001 (3.074 ^{***})
EARN*D_DAP	+	0.016 (4.138^{***})	0.015 (3.893^{***})	0.016 (4.164^{***})	0.015 (3.927^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj R ²		0.058	0.057	0.062	0.059
F Value		129.827 ^{***}	127.298 ^{***}	138.542 ^{***}	132.837 ^{***}
Panel B : OLS results : 소수의 순위등급변수 (N=35,579)					
Variable	예상 부호	CODYS1	CODYS2	COD1	COD2
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
EARN	—	-0.280 (-12.817 ^{***})	-0.271 (-12.405 ^{***})	-0.280 (-12.855 ^{***})	-0.272 (-12.463 ^{***})
D_DAP	+	0.023 (7.097 ^{***})	0.022 (6.960 ^{***})	0.022 (6.903 ^{***})	0.022 (6.741 ^{***})
EARN*D_DAP	+	0.131 (4.447^{***})	0.126 (4.278^{***})	0.138 (4.722^{***})	0.134 (4.555^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj R ²		0.088	0.086	0.093	0.088
F Value		203.315 ^{***}	198.133 ^{***}	215.908 ^{***}	202.031 ^{***}

- 주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음. 단, CODYS1 및 COD1의 경우는 부채차입이자율 스프레드나 부채차입이자율을 측정할 때 금융비용을 평균이자발생부채로 나누어 측정한 값이고, CODYS2 및 COD2의 경우는 이자비용을 평균이자발생부채로 나누어 측정한 값임.
- 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.
- 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 7>의 결과를 보면, 종속변수를 연속변수로 설정한 Panel A와 소수의 순위등급변수로 설정한 Panel B에서 부채차입이자율 스프레드의 개별 측정치(CODYS1, 2) 및 부채차입이자율의 개별 측정치(COD1, 2) 모두 앞서의 <표 5>와 <표 6>의 검증결과와 일치된 결과로 나타남을 볼 수 있다. 또한 표로는 보고하지 않았지만, 군집성을 통제한 Clustering 검증이나 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 조정한 Newey and West 검증을 수행한 결과에서도 <표 7>에 보고된 결과와 일치된 결과로 나타남을 확인할 수 있었다.

5. 민감도 분석

본 연구는 <표 5>부터 <표 7>까지에 대해서 재량적 발생액의 측정치를 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하여 분석을 수행하였다. 이와 관련하여 민감도 분석(sensitivity analysis) 차원에서 Dechow et al.(1995)의 방법에 따라 재량적 발생액을 측정한 후 앞서의 분석들과 동일한 분석을 수행한 결과에서도 주관 관심변수의 결과는 일관되게 나타났다. 예를 들어, 종속변수를 연속변수로 측정한 <표 5>에서 모형 3과 4의 상호작용변수(EARN*D_DAP)에 대한 회귀계수(t 값)는 각각 0.009(2.520)과 0.009(2.591)로 1% 이내의 수준에서 유의하였다. 또한 <표 6>의 소수의 순위등급변수로 측정된 결과도 모형 3과 4의 상호작용변수에 대한 회귀계수(t 값)는 각각 0.102(3.733)와 0.020(4.315)으로 역시 1% 수준에서 유의하였다. 이러한 결과는 재량적 발생액의 성과조정여부에 상관없이 본 연구의 가설이 지지됨을 나타낸다.

V. 결 론

본 논문은 재량적 발생액 수준이 높은 기업일수록 회계이익의 정보성이 저하되는가를 비상장 기업을 대상으로 타인자본비용 관점에서 분석하는데 초점을 두고 수행되었다. 상장기업을 대상으로 재량적 발생조정의 수준여하에 따라 이익 및 현금흐름과 주식수익률간의 관계를 살펴본 기존 연구는 있으나, 본 연구와 같이 비상장기업을 대상으로, 또한 타인자본비용 관점에서 다룬 연구는 아직 수행된 바 없었다.

본 연구는 연구목적을 달성하기 위해 종속변수인 타인자본비용을 부채차입이자율 스프레드

와 부채차입이자율로 측정하였고, 종속변수를 연속변수로 사용함에 따라 발생할 수 있는 극단치 문제를 극복하기 위하여 소수의 순위등급변수도 병행하여 분석하였다(Francis et al. 2004, 2005). 또한 재량적 발생액을 성과조정 방법인 Kothari et al.(2005)의 방법을 이용하였으며, Dechow et al.(1995)의 방법의 경우도 비교목적상에 분석이 수행되었다. 그리고 OLS 회귀분석과 더불어 검증결과의 강건성을 확보를 위하여 군집성을 통제한 Clustering 검증방법과 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 조정한 Newey and West 검증방법을 병행하여 실시하였고, 분석방법 별로 검증결과가 서로 일치하는가를 살펴보았다. 분석기간은 2005년부터 2009년까지이며, 비상장기업의 충분한 자료인 35,579개 기업/연 자료가 분석에 사용되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 일반적인 기대와 같이 이익과 부채조달비용(부채차입이자율 스프레드, 부채차입이자율)간에는 유의한 음(-)의 관계를, 재량적 발생액 수준과 부채조달비용간에는 유의한 양(+)의 관계가 나타났으며, 그리고 관심변수인 이익과 재량적 발생액간의 상호작용변수 효과는 유의한 양(+)의 관계가 나타났는데, 이는 재량적 발생액이 높아 이익의 질이 낮은 기업이면 그렇지 않은 경우보다 이익과 부채조달비용간에 음(-)의 관련성이 약화될 것이라는 연구가설을 지지해 주는 결과였다. 즉 보고이익 수준이 높아도 과도한 재량적 발생액의 사용은 채권자들에게 미래 현금흐름 추정의 불확실성에 따른 정보위험을 증가시켜, 당해 비상장기업이 자금차입을 위하여 부채조달시에 부담하는 부채조달비용은 더 증가된다는 결과이다.

이러한 결과는 종속변수를 부채차입이자율 스프레드나 부채차입이자율로 측정한 경우와 관계없이, 또한 연속변수와 소수의 순위등급변수로 측정한 경우와 관계없이, 그리고 부채조달비용의 개별 측정치나 이를 평균한 측정치여부에 관계없이 일관된 결과가 관찰되었다. 이들의 결과 모두는 1% 이내의 수준에서 유의한 결과들이었다. 더 나아가 OLS 회귀분석결과뿐만 아니라 군집성이 통제된 Clustering 검증결과나 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제가 조정된 Newey and West 검증결과 모두에서 일치된 결과로 나타났다. 따라서 본 연구의 결과는 강건성이 있었다.

이상의 실증결과로 볼 때 과도한 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 회계이익의 질을 낮추기 때문에 회계정보의 신뢰성이 저하될 것으로 평가될 수 있으며, 이 경우 채권자들은 비상장기업의 대출의사결정 과정에서 당해 기업의 미래 현금흐름 예측에 불확실성으로 인해 요구수익률을 높임에 따라 기업의 부채조달비용은 증가하게 됨을 알 수 있다. 이를 통해 본 연구에서는 채권자들이 높은 수준의 재량적 발생액에 대해 경영자의 사적이익을 추구하는 수단으로 간주함을 비상장기업을 대상으로, 그리고 이들 기업의 부채조달비용 관점에서 확인할 수 있었다. 따라서 비상장기업의 경우에도 경영자가 재량적 발생액을 과도하게 이용하면 발생주의 본연의 순기능적 역할인 인식과 대응 문제에 관한 합리화 보다는 성과조작 가능성이라는 역기능적인 측면이 개입될 수 있다. 이에 채권자들은 대출의사결정시 정보위험을 더욱 부담하게 되며, 이는 기업의

부채조달비용으로 전가되어 결국 미래 기업성과의 악화로 이어질 것으로 평가한다는 결과이다.

본 연구는 기업의 회계정보가 채권자들의 투자사결정에 미치는 영향을 분석하고 있다는 점에서 시장의 효율성 가설을 동시에 검증하게 되는 결합가설의 형태라고 할 수 있다. 이러한 측면에서 살펴볼 때는 보고이익의 질이 낮은 기업에 대해서 채권시장의 채권투자자들이 요구수익률을 높여 대출사결정에 반영하고 있다는 본 연구결과는 비상장기업이 속한 채권시장이 효과적으로 운영되고 있음을 보여주는 실증적 증거라고 할 수 있다. 따라서 효율적 시장가설과 관련한 주제를 논의하는데 있어서도 관련연구에 대해서 유익한 토론 자료를 제공해 줄 것으로 기대된다.

그 외에도 학술적으로는 재량적 발생액 정보가 경영자의 사적정보를 전달하는 수단이라는 주장(Subramanyam 1996)과 공격적 이익조정은 경영자의 사적이익 추구라는 주장(Schipper 1989 ; Healy and Wahlen 1999)이 양립되는 상황에서 본 연구의 결과는 후자와 관련한 실증적 증거를 제공한다. 이와 더불어 회계정보의 질을 비상장기업의 채권자들이 어떻게 평가하고 채권시장에서 반응하는가는 회계기준제정기관이나 비상장기업의 정책결정자들에게도 유익한 참고 자료로 활용될 수 있을 것이다.

본 연구에서 이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 다음과 같은 한계점이 존재할 수 있다. 첫째, 재량적 발생액의 계산은 필연적으로 추정과정이 수반되므로, 측정오차(measurement error)의 문제가 있을 수 있다. 또한 자료상 한계로 식(1)의 연구모형식에서 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제 역시 존재한다. 따라서 이러한 두 가지 사항은 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 그러나 이러한 한계는 본 연구뿐 아니라 경험적 연구들이 갖게 될 수 있는 공통된 사항이기도 하다.

참고문헌

- 김문철 · 최 관. 1999. “이익의 질의 개념에 관한 연구”. 회계저널 제8권 제1호 : 221 – 249.
- 김확렬 · 박미영. 2010. “감사보수가 재무제표 보수성과 자본비용에 미치는 영향”. 재무와회계정보저널 제10권 제1호 : 81 – 111
- 최종서. 1998. “재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향”. 회계학연구 제23권 제4호 : 81 – 115.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do Non – Audit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence. *The Accounting Review* 78 (3) : 611 – 639.
- Ball, R. and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms : Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 83 – 128.
- Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder. 2008. Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review* 83 (1) : 1 – 28.
- Burgstahler, D. C., L. Hail, and C. Leuz. 2006. The importance of reporting incentives : Earnings management in European private and public firms. *The Accounting Review* 81 (5) : 983 – 1016.
- Coppens, L. and E. Peek. 2005. An analysis of earnings management by European private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 14 (1) : 1 – 17.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance : The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 (1) : 3 – 42.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 : 193 – 225.
- Dhaliwal, D. S., Gleason, C. A., Heitzman, S., and K. D. Melendrez. 2008. Auditor fees and cost of debt. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 23 (1) : 1 – 22.
- Fama, E. and K. French. 1995. Size and book – to – market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50 : 131 – 155.
- Fortin, S. and J. A. Pittman. 2007 The role of auditor choice in debt pricing in private firms. *Contemporary Accounting Research* 24 (3) : 859 – 896.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967 – 1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2) : 295 – 327.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2010. Real earnings management and cost of debt. *Working paper*. City University of Manitoba.
- Gow, I. D., G. Ormazabal, and D. J. Taylor. 2010. Correcting for cross – sectional and time – series dependence in accounting research. *The Accounting Review* 85 (2) : 483 – 512.

- Healy, M. and J. Wahlen. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons* 13 (4) : 365 – 383.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu. 1993. The effect of firms' financial disclosure policies on stock prices. *Accounting Horizons* 7 : 1 – 11.
- Jiang, J. X. 2008. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377 – 416.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193 – 228.
- Karjalainen, J. 2010. Audit quality and cost of debt capital for private firms : Evidence from Finland. *Working Paper*. University of Eastern Finland.
- Kasznik, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57 – 821.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi. 2010. Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms : Korean evidence. *Contemporary Accounting Research, Forthcoming*.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163 – 197.
- Newey, W. K. and K. D. West. 1987. A simple, positive semi – definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55 (3) : 703 – 708.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets : Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1) : 435 – 480.
- Prevost, A. K., R. P. Rao, and C. J. Skousen. 2008. Earnings management and the cost of debt. *Working paper*, Ohio University.
- Schipper, K. 1989. Commentary on earnings management. *Accounting Horizons* 3 (4) : 91 – 102.
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 : 249 – 281.
- Watts, R. and J. Zimmerman. 1978. Towards a positive accounting theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review* 53 (1) : 112 – 134.

The Effects of Discretionary Accruals by Non-listed Firms on the Association between Earnings and Cost of Debt

Jong Il Park* · Chan Woong Park**

〈Abstract〉

This paper investigates the effect of discretionary accruals on the association between earnings and cost of debt in non-listed firms. Private Korean companies rely heavily on bank financing. The majority of short- and long-term debt and interest expenses reported in a private Korean company's financial statements represents the amount of borrowings from commercial banks and other private lenders and associated interest expenses, respectively. Thus, managers have incentives to manipulate earnings in order to reduce their firm's cost of debt.

Previous research documents that the information risk of creditors is higher for poorer accounting quality on the firms (Francis et al. 2005 ; Bharath et al. 2008). Opportunistic earnings management makes a firm's financial reports to be of low quality as they impair current earnings' ability to reflect the true underlying firm performance. Therefore, we test whether the negative association between earnings and cost of debt is attenuated in a firm with higher levels of discretionary accruals. Especially, our test focus on private firms than on public firms because the cost of debt plays an more important role in their capital structure than the cost of equity.

We use two proxies for a firm's cost of debt : borrowing's interest rate and yield spread. As in other studies, we use an discretionary accruals as our proxy for the outcome of opportunistic earnings management is measured using performance-adjusted discretionary accruals in Kothari et al. (2005). The Sample used in the study are 35,579 firm-years observations not listed on the Korean Securities Exchange during the 2005-2009 period.

The results of this study are summarized as follows. We find that there is a negative relation between earnings and cost of debt, and a positive relation between discretionary accruals and cost of debt. We also provide evidence that the intersection term of earnings and discretionary accruals is positively related to cost of debt, which means that the negative association between earnings and cost of debt is attenuated in a firm with higher levels of discretionary accruals. These empirical results suggest that the aggressive earnings management in private firms makes creditors to bear higher information risk and leads to the increased cost of debt. This is, the results of this

* Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University, Cheongju (First Author)

** Associate Professor, School of Management, Kyung Hee University, Seoul (Corresponding Author)

paper suggest that the relationship between earnings and cost of debt varies depending on earnings quality.

These results are still hold even after applying a fractional ranks variable rather than a continuous variable as a dependent variable. And also t-statistics from Newey and West (1987) and Clustering test are significant, suggesting that our results are robust. Therefore, we conclude the aggressive earnings management by discretionary accruals lowers the quality of reported earnings and then the reliability of accrual accounting information is reduced. Thus, these findings are very useful and provide a lot of important implications to regulators, investors and creditors that are interested in cost of debt.

<Key words> Non-listed firms, Discretionary accruals, Accounting earnings, Cost of debt, Borrowing' interest rate, Yield spread, Debt market's assessment