

실제 이익조정과 부채조달비용 간의 관계에 관한 연구*

곽수근** · 박종일***

<요 약>

본 연구는 실물활동을 통한 이익조정(이하 REM)이 채권투자자의 관점에서 대출이자율 결정에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하였다. 즉 본 연구에서는 채권투자자들이 경영자의 공격적인 이익조정 수단의 중 하나인 REM 활동을 반영하는지를 REM과 부채조달비용 간의 관계를 통해 살펴보았다. Ge and Kim(2014)은 미국의 회사채 발행기업을 분석한 결과에서 REM과 부채조달비용(회사채 이자율 스프레드) 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고했다. 하지만 이 연구는 회사채 발행기업만을 대상으로 했고, 또한 국내의 경우는 제도적 환경이 다르다는 점에서 만일 국내 상장기업을 대상으로, 또한 전체표본을 이용할 경우 REM과 부채조달비용 간에는 어떤 관련성이 있는지에 대한 사항은 검증가능한 실증적 연구주제이다. 이를 위해 본 연구는 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 REM을 측정하고, AEM(재량적 발생액, Kothari et al. 2005)을 통제한 후에도 REM과 부채조달비용 간에 어떤 관계가 있는지를 분석하였다. 분석기간은 2001년부터 2011년까지이고 상장기업(유가증권상장과 코스닥상장기업)을 대상으로 최종표본 10,479개 기업/연 자료가 이용되었다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 부채조달비용에 영향을 미치는 통제변수와 AEM 및 기업신용등급까지 통제한 후에도 전반적으로 REM은 부채차입이자율 스프레드(또는 부채차입이자율)와 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 실제 이익조정이 증가하더라도 국내 채권투자자들은 대출의사결정에 이를 정보위험의 증가로서 적절히 반영하지 못하고 있다는 발견이다. 따라서 이러한 결과는 국외 선행연구의 결과와 상반되지만(Ge and Kim 2014), REM이 외부에서 잘 식별되거나 관찰되지 않는다는 기존 연구들에서의 일반적인 주장과는 부합되는 증거이다(Graham et al. 2005 ; Roychowdhury 2006 ; Cohen et al. 2008 등). 한편으로, 본 연구결과는 국내 상장기업의 경영자들이 부채차입을 위해 REM 활동을 기회주의적으로 이용할 유인이 존재한다는 발견이기도 하다. 또한 추가분석 결과에 따르면, 표본을 회사채 발행기업과 미발행기업으로 각각 나누어 살펴본 경우에도 전체표본의 경우와 대체로 일치된 결과로 나타났다. 이는 앞서의 검증결과가 회사채 발행여부와 관계없이 나타나는 현상임을 시사한다.

* 본 연구는 서울대학교 경영대학 경영연구소의 연구비 지원으로 수행되었음.

** 서울대학교 경영대학 경영학부 교수, skkwak@snu.ac.kr, 제1저자

*** 충북대학교 경영대학 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 교신저자

이상의 결과를 종합하면 REM을 통한 경영자의 기회주의적 이익조정행위가 기업의 미래 현금흐름에 관한 정보위험을 증가시킬 수 있지만, 국내 채권투자자들은 이를 대출결정시 적절히 반영하지 못한다는 본 연구의 발견은 채권시장에서 한정된 자원의 효율적 배분에 부정적인 영향을 끼칠 수 있음을 보여주고 있다는 점에서 중요한 시사점을 제공한다. 따라서 본 연구결과는 국내 채권투자자들이 경영자의 REM 활동에 대해 어떻게 평가한 후 이를 대출이자율 결정에 반영하는지와 관련한 이해에도 도움을 줄 것으로 기대된다. 그러한 점에서 본 연구의 발견은 경영자의 이익조정행위에 관심이 있는 학계뿐 아니라 실무계, 회계기준제정기관 및 규제당국에게도 유익한 정보를 제공해 줄 것으로 예상된다.

〈주제어〉 부채조달비용, 실제 이익조정, 재량적 발생액, 경영자의 기회주의적 가설, 운영상의 효율성 가설

I. 서 론

본 논문의 목적은 상장기업을 대상으로 경영자의 기회주의적 이익조정 수단 중 하나인 실물 활동을 통한 이익조정이 채권투자자 관점에서 부채조달비용(타인자본비용)에 어떤 영향을 미치는지를 규명하는데 있다. 경영자는 자본조달과 관련하여 이익을 관리할 유인이 있는데, 왜냐하면 자본을 조달할 때 위험프리미엄을 낮추기 위해 보고이익을 증가시키려는 경향이 있기 때문이다(Bhojraj et al. 2009 ; Cohen and Zarowin 2010). 구체적으로 본 연구는 Roychowdhury(2006)에서 제안된 세 가지 형태의 실제 이익조정 측정치인 비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적 지출 및 이들의 종합적인 측정치와 채권시장의 반응에 따라 결정되어지는 기업의 부채조달비용과의 관계를 검증하였다.

경영자의 이익조정행위는 자본시장에서 매우 흔한 현상이다. 경영자가 보고이익을 조정할 때 두 가지 상이한 방법이 이용된다. 하나는 경영자가 원하는 이익수준에 도달하기 위해 기업회계기준(GAAP) 내에서 허용되는 회계적 선택을 이용한 발생액을 통해 조정하는 방법이고, 다른 하나는 사업 활동의 의사결정 시기와 규모를 변경함으로써 실물거래 활동을 통해 조정하는 방법이다(Roychowdhury 2006). 이에 대해 최근 연구들은 후자를 실물거래 활동을 통한 이익조정 또는 이를 줄여서 실제 이익조정(real earnings management ; 이하 REM)이라 하고,¹⁾ 이와 대비되는 전자를 통상 재량적 발생액 또는 발생액에 기초한 이익조정(accrual-based earnings management ; 이하 AEM)이라 부른다(Cohen et al. 2008 ; Kim and Sohn 2013).

Schipper(1989)는 이익조정을 경영자가 사적 이익을 얻을 목적으로 외부 재무보고과정에 의도적으로 개입하는 행위로 정의하였다. 즉 경영자는 보고이익에 대한 재무보고를 변화시킴으로써

1) Roychowdhury(2006)에서는 실물거래 활동을 통한 이익조정을 당기 이익을 조작할 목적에 따라 정상적인 경영활동에 이탈되는 활동으로 정의하였다.

기업의 경제적 성과를 좋게 보이려고 채량적 발생액 또는 실물거래 활동을 이용한 이익조정행위를 할 수 있다. 이러한 이익조정이 수행되면 기업과 여러 계약적 관계를 맺고 있는 이해관계자들의 부(wealth)에 영향을 미치게 되고, 그 결과로 한 이해관계자의 부가 다른 이해관계자에게로 이전되는 현상이 발생된다(Healy and Wahlen 1999). 이러한 맥락에서 연구자들은 경영자의 공격적인 이익조정행위에 관심을 가져 왔고, 이익조정을 다룬 초기 연구들은 대부분 채량적 발생액(AEM)을 경영자의 기회주의적 이익조정 수단으로 간주해 분석했으며, 최근 들어서는 경영자의 REM 활동을 더 주목하고 있다.

그런데 REM을 이용한 이익조정은 AEM과 비교하면 다소 상이한 차이를 가진다. 예를 들어, 선행연구에서는 AEM은 회계기준 내에서 이루어지고 주로 회계기간 말에 조정이 수행되며, 당기에 AEM을 증가시키면 차기 이후에는 반전되는 현상이 나타난다고 보고 있다. 이와 달리, REM은 회계기간 중에 주로 이용되는 경향이 있고, 차기 이후에 반전효과가 없으며, AEM을 증가시키는 경우보다 미래의 기업성과에 더 부정적인 효과를 초래한다는 실증적 증거들이 다수 보고되었다(Mizik and Jacobson 2007 ; Leggett et al. 2009 ; Cohen and Zarowin 2010 ; 김지홍 등 2009 ; 김진배 등 2009 등). 하지만 경영자가 AEM 수준을 높여 보고이익을 증가시킬 경우 진실된 이익이 왜곡되는 것처럼 REM 활동으로 보고이익을 증가시켜도 이익의 질은 역시 왜곡된다. 이런 경우 경영자와 외부 정보이용자들 간에 정보불균형은 더 심화될 수 있다(Ge and Kim 2014). 그러한 점에서 REM 활동으로 인한 정보위험(information risk)의 증가는 투자자들의 의사결정에 역선택(adverse selection) 문제를 초래할 수 있고, 시장 전체적으로도 자원의 비효율적 배분을 가져올 수 있다. 또한 대부분의 REM을 다룬 연구들에서 REM 활동은 AEM과 달리 외부감사인이나 규제기관의 감시·감독의 대상이 된다고 보기가 어렵고, 또한 외부에서는 AEM과 비교해서도 탐지되거나 관찰될 가능성이 높지 않다는 것을 기본전제로 하고 있다(Graham et al. 2005 ; Roychowdhury 2006 ; Cohen et al. 2008 ; Cohen and Zarowin 2010 ; Zang 2012 등).

한편, REM에 대한 시장반응을 살펴본 과거 연구들은 대부분이 주식시장의 반응을 중심으로 분석하였다(Mizik and Jacobson 2007 ; Bhojraj et al. 2009 ; Chen et al. 2010 등). REM과 채권시장의 반응을 분석한 연구는 국외의 경우도 Ge and Kim(2014)을 제외하면 거의 미미하다. 하지만 REM 활동의 증가는 주식시장의 투자자들뿐만 아니라 채권시장의 채권자들에게도 경제적 영향(economic effect)을 미칠 수 있다. 왜냐하면 REM의 증가는 정보위험을 수반할 수 있기 때문에 채권투자자들이 기업과 맺은 계약적인 관계에도 영향을 줄 수 있기 때문이다. 즉 기업이 부채차입을 통해 자금을 조달하면 채권투자자들은 기업으로부터 일정 기간마다 이자수익을 벌어들이고 만기에 가서는 원금을 상환 받아야 한다. 따라서 채권투자자들은 안정적인 이자수익과 원금을 상환받기 위해서는 기업의 이익조정 수단인 AEM뿐 아니라 REM 활동에 대해서도 관심과 반응을 보일 수 있다(Ge and Kim 2014).

Ge and Kim(2014)은 회사채 발행기업을 대상으로 REM과 부채조달기업 간의 관계를 살펴보

았다. 연구결과는 두 변수 간에 대체로 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 구체적으로, 이 연구는 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 세 가지 형태의 REM 측정치를 추정한 후, 이중 비정상 영업현금흐름 및 비정상 생산원가는 부채조달비용과 각각 유의한 양(+)의 관계를 보고했다. 저자들은 이러한 결과에 기초하여 REM과 부채조달비용 간에는 전반적으로 양(+)의 관계가 있다는 결과를 제시하고 있으며, 따라서 경영자가 REM을 증가시키는 기회주의적 이익조정행위를 수행하면 채권투자자들은 이를 탐지하거나 간파하여(see through) 부채조달시 추가로 위험프리미엄을 부과한다고 주장한다. 그런데 이 연구에서는 세 가지 형태를 종합한 측정치인 REM은 부채조달비용과 통계적으로 유의한 관계가 관찰되지 않았고, 회사채 발행기업만을 살펴보았다는 점에서 제한된 증거(little evidence)를 제시하였다.

한편, 만일 경영자가 부채조달비용을 낮추기 위한 목적으로 REM 활동을 이용하려는 동기를 갖기 위해서는 REM과 부채조달비용 간에는 양(+)의 관계가 아닌 음(-)의 관계로 나타나야 한다. 왜냐하면 REM의 증가가 채권투자자들에게 페널티(penalty)를 받게 된다면 합리적인 경영자라면 채권시장에서 간파되는 REM 활동을 선택해서 이익조정을 수행하는 것은 기업에게 불리한 전략이 될 수 있기 때문이다. 오히려 REM의 증가시 대출이자율 결정에서 부채조달비용이 감소되는 보상(rewards)이 수반될 때 경영자는 REM을 이용할 경제적 유인(economic incentive)을 가질 수 있다. 이와 달리, Ge and Kim(2014)의 결과와 같이 REM과 부채조달비용 간에 양(+)의 관계가 나타난다면 경영자는 부채차입을 위하여, 특히 부채조달비용을 낮출 목적으로는 REM을 이용할 경제적 유인은 존재하지 않을 수가 있다. 이러한 측면에서 본다면, 회사채 발행기업만을 중심으로 살펴본 Ge and Kim(2014)의 연구결과만으로는 경영자가 부채차입에 따른 비용을 낮출 목적으로 REM을 이용할 경제적 유인이 있는지와 관련해서는 실증적 의문을 완전히 해소시켜 주지는 못한다. 따라서 본 연구는 국내 상장기업 전체를 대상으로 경영자가 부채조달비용을 낮추기 위한 목적으로 REM을 이용할 경제적 유인이 있는지를 REM과 부채조달비용 간의 관계를 통해 살펴보고자 한다.

만일 국내의 상장기업 전체를 대상으로 한 경우 이전 관련연구인 Ge and Kim(2014)의 결과와 일치되게 REM과 부채조달비용 간에 유의한 양(+)의 관계가 관찰되는 경우라면 채권시장에서의 자원의 효율적 배분 측면에는 별다른 문제가 되지는 않을 것이다. 그러나 만일 Ge and Kim(2014)의 결과와 달리 REM과 부채조달비용 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타난다면 이런 경우에는 국내 채권시장에서 자원의 효율적 배분에 문제가 발생되고 있음을 시사한다는 점에서 본 연구의 검증결과는 이와 관련한 추가적인 실증적 증거를 제공해 줄 것이다. 특히, 국내 상장기업의 결과에서 전자보다 후자의 결과가 관찰된다면 이는 채권시장에서 자원의 효율적 배분에 적신호(red flags)가 나타나고 있음을 의미한 것이므로, 이런 경우는 정책당국이나 규제기관에게도 중요한 정책적 시사점을 제공한다. 이와 더불어 본 연구의 실증적 증거는 이익의 질에 관심 있는 학계뿐만 아니라, 실무계 및 회계기준제정기관에게도 채권투자자들이 REM과 관련한 보고이익의 질

을 어떻게 평가하여 이를 반영시키는지와 관련한 이해에도 도움을 줄 것으로 기대된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 본 연구의 동기를 기술한 후, 다음으로 REM과 관련한 선행연구를 검토하고 이를 기초로 하여 연구가설을 설정하였다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하기 위한 연구설계로서 연구모형을 제시하고, 변수의 정의와 측정 및 표본의 선정 과정에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 연구가설에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 그 결과를 논의한다. 그리고 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 연구의 공헌 및 시사점과 한계점에 대해 기술하였다.

Ⅱ. 연구의 동기, 선행연구의 검토 및 가설의 설정

1. 연구의 동기

REM을 이용한 이익조정은 기업의 영업환경에 대한 풍부한 이해와 식견을 필요로 하기 때문에 이를 파악하기 위해서는 기업이 AEM을 이용한 이익조정보다 경영자의 사적 내부정보의 의존도가 높아질 수 있다(Graham et al. 2005). Graham et al.(2005)은 REM을 통한 이익조정 수단은 AEM보다 더욱 애매하기 때문에 이를 탐지하기 어려울 뿐만 아니라, AEM과 달리 REM을 이용한 경영자의 이익조정은 외부감사인이나 규제기관의 정밀조사 대상이 아니기 때문에 외부 이해관계자들은 정상적인 영업활동과 실물활동을 이용한 이익조정 간의 식별 또한 어렵다는 측면을 강조하고 있다. 이러한 사항은 REM을 다룬 연구들에서 대부분 전제(premise)로 설명되는 경향이 많고, 또한 Roychowdhury(2006)의 연구에서 제안된 세 가지 REM 측정치의 속성을 살펴 보아도 쉽게 이해될 수 있다. 예를 들면, 비정상 영업현금흐름(abnormal cash flow operations)은 비정상적인 가격할인이나 신용정책의 완화를 통해 매출액을 증가시키는 방법이므로, 일시적으로는 당기 보고이익을 증가시킬 수 있다. 하지만 그러한 판매정책은 장기적으로 지속될 수 없기 때문에 당기와 미래 현금흐름 수준은 오히려 낮아지는 결과를 초래한다. 또한 정보비대칭인 상황에서 당기 보고이익을 증가시키기 위해 기업이 이러한 REM 활동을 수행한다면 정상적이지 않은 큰 매출할인으로 증가된 매출이 외부 정보이용자들에게 오히려 기업의 효과적인 판매촉진의 결과로 인지될 수도 있기 때문에 외부에서는 이를 식별하고 구분하기란 쉽지 않을 수 있다.

또한 비정상 생산원가(abnormal production costs)의 경우도 기업이 생산원가를 낮추기 위해 과잉생산을 수행하면 매출이 일정하다고 가정할 때 당기 보고이익은 증가될 수 있지만, 현금흐름은 낮아지는 결과를 초래한다. 이런 경우 외부 정보이용자들은 오히려 기업의 과잉생산에 대해 미래 판매수요의 증가에 대응한 기업의 정상적인 사업 활동의 일환으로 평가할 수 있기 때문에 외부에서는 이러한 REM 활동을 성장과 관련한 신호로 오인할 수도 있다(Ge and Kim 2014).

그리고 비정상 재량적 지출(abnormal discretionary expenditures)의 경우 기업이 연구개발비, 광고비, 교육비, 유지관리비 및 판관비 등의 재량적 지출을 감소시킬수록 당기 이익이나 현금흐름의 증가를 가져올 수는 있지만, 그로 인해 미래 현금흐름의 창출은 감소될 수 있다(Roychowdhury 2006). 이러한 REM 활동은 외부에서 보면, 기업의 효과적인 원가절감 활동의 일환으로 오인해 판단될 수가 있다(박종일과 남해정 2011). 이와 같이 경영자가 당기 보고이익을 상향조정하기 위해서 REM 활동을 기회주의적으로 이용한다고 하더라도 정상적인 사업 활동과 이를 벗어난 비정상적인 REM 활동 사이의 경계점의 파악이 모호할 수 있기 때문에 외부 정보이용자들이 REM 활동을 탐지하고 간파하기는 결코 수월한 것은 아니다. 이러한 측면에서 경영자는 당기 보고이익을 증가시키기 위한 수단으로 시장에서 탐지되거나 잘 간파되지 않는 REM 활동을 이용할 경제적 유인이 존재하게 된다. 따라서 경영자는 REM을 이용하여 의도한 목표이익과 관련한 보고전략의 달성을 위해 자신이 원하는 행동이 이루어질 수 있도록 자본시장의 참여자들을 유도할 동기를 가질 수 있다.

그런데 Ge and Kim(2014)의 연구는 회사채 발행기업을 대상으로 분석한 결과에서 채권투자자들이 이러한 REM 활동을 대출이자율 결정에 적절히 반영한다는 결과를 제시한 것이다. 이러한 결과에서의 주장은 경영자가 기회주의적으로 당기 보고이익을 상향조정하기 위해 REM 활동을 수행하더라도 채권투자자는 이를 간파할 수 있기 때문에 REM으로 증가된 정보위험에 대해서는 추가로 위험프리미엄을 요구할 수 있고, 결국 기업이 부담하는 부채조달비용이 증가된다는 것이다. 즉 이러한 주장과 결과는 채권시장의 투자자의 경우 경영자가 부채조달비용을 낮추기 위해 수행한 REM 활동에 대해 이를 적절히 탐지(detected)할 수 있다는 전제에 기초한다. 따라서 이러한 결과는 채권투자자의 관점이 지지되는 것으로 볼 수 있다. 그런데 여기서 한 가지 의문사항이 되는 것은 경영자의 관점에서의 논의이다. 실제로 REM 활동을 수행하는 경영자의 측면에서 본다면, 부채차입시 부채조달비용을 낮추기 위한 목적으로 REM 활동을 이용해 당기 보고이익을 상향조정할 때 채권시장의 투자자들이 이를 간파할 수 있다면 과연 경영자에게 REM 활동을 이용할 경제적 유인이 있는지 여부와 관련된 사항이다. 즉 경영자의 관점에 대한 논의는 앞서의 채권투자자의 관점과는 상반된다. 시장이 효율적으로 작동하여 경영자의 이익조정행위를 적절히 탐지하거나 간파할 수 있다면 기업과 시장 간에 정보불균형이 높지 않은 수준이므로, 경영자의 관점에서 REM을 통한 보고이익의 상향조정행위는 시장에서 패널티를 받게 되는 불리한 보고이익 전략이 된다. 그렇다면 시장에서 보상 대신 패널티를 받게 된다는 사실을 알고 있는 경영자라면 부채조달비용을 낮추기 위한 목적으로 REM 활동을 통해서 이익조정행위를 수행할 경제적 유인이 과연 경영자에게 존재하는지에 대한 사항은 후속 연구자들로 하여금 열린 의문(open question)을 제공한다. 왜냐하면 합리적인 경영자라면 시장에서 패널티를 가져오는 수단을 이용하려는 유인은 없을 수 있기 때문이다. 즉 REM을 이용할 경제적 유인은 시장에서 간파되지 않을 때 경영자 입장에서 보다 유용한 수단이 된다. 이와 관련한 사항이 본 연구의 기본이 되는 분석상 동기를 제공한다.

2. REM과 자본시장의 반응을 다룬 선행연구의 검토

회계이익은 자본시장에 정보가치를 제공할 뿐만 아니라 계약의 집합체(nexus of contracts)로서 기업을 둘러싼 다양한 형태의 계약체결에 있어 중요한 역할을 한다(Watts and Zimmerman 1986). Graham et al.(2005)의 연구는 401명의 재무담당 최고책임자(CFO)와 최고경영자(CEO)를 대상으로 설문조사를 실시한 바 있다. 이 연구는 CFO와 CEO에게 외부정보이용자들이 가장 중요시 하는 기업성과 지표 세 가지 순위를 질문한 결과에서, 1위가 이익(51%)이고, 다음으로 매출(12%), 영업현금흐름(12%), 가결산 잠정이익(12%), 잉여현금흐름(10%), 기타(2%), 경제적 부가가치(1%) 순으로 나타났다. 이 조사결과는 자본시장의 참여자들이 이익 정보를 다른 기업성과 지표에 비해 가장 중요하게 의사결정에 활용한다는 것을 확인시켜 주고 있다. 이와 같이 기업이 처한 상황에 따라 경영자는 목표이익에 미달되거나 또는 여러 경제적 유인에 따라 보고이익 수치를 관리할 유인이 있음을 회계학 분야에서는 이미 실증적 증거로 확인된 바 있다. 또한 과거 연구들은 이익의 질을 측정하기 위해 재량적 발생액(AEM)을 투자자들의 정보위험(information risk)에 대한 대리변수로 보았고(Francis et al. 2004, 2005), Graham et al.(2005)의 설문조사 결과²⁾ 이후 REM과 관련한 연구가 점차 본격적으로 진행되면서 REM의 경우도 이익의 질을 측정하는데 있어 정보위험의 대리변수로 보고 있다(Kim and Sohn 2013).

REM과 관련한 연구는 최근 들어 다양한 주제를 다루고 있다. 본 연구와 밀접한 관련연구는 REM 활동에 대한 시장반응을 살펴본 주제이다(예로, 주가반응, 재무분석가의 이익예측치, 신용등급, 내재자기자본비용, 타인자본비용 등). 예를 들어, Mizik and Jacobson(2007)은 REM 수준이 높은 기업일수록 단기적으로는 주가에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 보고했지만, 장기적으로는 주가에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. Bhojraj et al.(2009)은 REM 또는 AEM을 이용해 재무분석가의 이익예측치를 약간 초과하여 달성한 기업이 이익조정을 이용하지 않고 시장의 기대에 미달한 기업보다 주식시장에서 더 긍정적인 반응이 나타남을 주식수익률과의 관계를 통해 제시하였다. 또한 Chen et al.(2010)은 REM과 AEM의 두 가지 이익조정 수단을 사용하여 목표이익을 달성하거나 이를 사용하지 않고 달성한 기업 모두 목표이익 수준에 미달된 기업과 비교하면 주식시장에서 더 높은 주가상승이라는 보상이 있음을 보여주었다. 특히, 이 연구는 REM과 관련한 다양한 시장반응의 정보를 제공해 주고 있는데, REM만을 이용하여 목표이익을 달성한 기업이 AEM만을 이용하거나 이들 두 이익조정 수단 모두를 동시에 사용하여 목표이익을 달성한 기업과 비교하여 주식시장으로부터 더 큰 보상 프리미엄(rewards premium)이 제공됨을 보여주고 있다. 그 외에도 이 연구는 REM을 이용하여 목표이익을 달성한 기업과 이익조정을 사용하지 않고 목표이익을 달성한 기업 간에 차별화된 시장반응이 나타나지 않음을 제시하

2) Graham et al.(2005)의 설문조사의 결과에서 응답자 중 78%의 CFO 및 CEO의 경우 경영자는 단기 목표이익을 달성하기 위하여 실물활동을 이용한 이익조작을 기꺼이 수행할 수 있으며, 심지어 그러한 실물활동을 통한 이익조정행위가 장기 경영성과에 희생을 가져오더라도 수행할 유인이 있다고 응답했다.

였다. 이러한 결과는 REM이나 AEM의 사용여부에 관계없이 시장에서 기대하는 목표이익을 기업에서 충족한다면 주식시장은 해당 기업에 대해 보다 높은 보상 프리미엄을 제공한다는 증거이므로, 이는 투자자들이 이익의 질을 고려하기보다는 보고이익 수준에 따라 기능적으로 고착되어 반응한다는 것을 시사한다. 이상의 REM과 주식수익률 간의 관계를 분석한 연구들에서 알 수 있듯이, 대체로 투자자들이 REM에 내포된 정보위험을 제대로 투자의사결정에 반영시키지 못하고 있음을 보여준다.

이와 달리, REM과 자본비용이나 회사채 신용등급과의 관계를 살펴본 국내외 연구들에서는 혼재된 증거들(mixed evidences)이 제시되었다. 예를 들어, Kim and Sohn(2013)은 REM과 내재자기자본비용 간의 관계를 분석한 결과에서 REM뿐만 아니라 AEM도 내재자기자본비용과 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다.³⁾ 국내 연구인 김정교 등(2010) 및 전홍민과 차승민(2012)의 연구 역시 REM과 내재자기자본비용 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고하였다. 이와 달리, 박종일과 남혜정(2011)은 내재자기자본비용 대신 사후적 가중평균자본비용을 살펴본 결과에서, REM 및 AEM과 자본비용 간에 각각 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다.

Kim et al.(2010a)은 은행의 대출계약(bank loan contract)과 REM 간의 관계를 분석한 결과에서 두 변수 간에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였고, Kim et al.(2010b)은 부채계약 슬랙(debt covenant slack)과 REM 간의 관계를 분석한 결과에서 REM의 증가는 부채계약 조건을 더 강화시킨다는 결과를 보고했다. 또한 REM과 회사채 신용등급과의 관계를 살펴본 이영한과 김성환(2011)은 REM과 회사채 신용등급 간에 유의한 음(-)의 관계를 보고한 반면, 박종일 등(2011)은 두 변수 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 보고하였다.⁴⁾

한편, Ge and Kim(2014)은 회사채를 새롭게 발행한 기업을 대상으로 분석한 결과에서 Roychowdhury(2006)의 REM 측정치 중 비정상 생산원가는 회사채 신용등급과 유의한 음(-)의 관계를, REM 중 비정상 영업현금흐름과 비정상 생산원가는 회사채이자율 스프레드로 측정된 부채조달비용과 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이 연구는 이상의 결과를 바탕으로 전반적으로 REM의 증가는 신용대출기관에게 신용위험을 증가시키는 요인(credit risk-increasing factor)으로 작용하며, 채권투자자들은 REM이 증가하면 위험프리미엄을 높게 요구한다고 주장한다. 하지만 이 연구의 결과 중 비정상 영업현금흐름이나 비정상 재량적 지출 및 종합적 REM 변수의 경우는 신용등급과 유의한 관계가 관찰되지 않았고, 또한 비정상 재량적 지출이나 종합적 REM 변수는 부채조달비용과 유의한 결과가 관찰되지는 않았다. 따라서 해당 유의하게 관찰된 변수만으로 연구자들이 주장하는 논의가 지지되는데 있어 제한된 증거를 제공한다.

이상의 선행연구들의 결과를 종합하면, 국내의 경우 REM과 채권투자자 관점에서 부채조달비

3) Kim and Sohn(2013)에서 AEM과 내재자기자본비용 간의 관계는 Francis et al.(2004)과 일치된 결과였다.

4) 두 연구에서의 분석기간은 거의 동일하지만, 이영한과 김성환(2011)은 두 변수 간의 관계를 검증할 때 OLS 회귀분석을, 박종일 등(2011)은 Ordered Probit 회귀분석을 이용했다는 점에서 차이가 있다.

용 간에 어떤 관계가 있는지를 체계적으로 분석한 연구는 거의 없고, 국외의 경우도 Ge and Kim(2014)의 연구를 제외하면 관련연구들이 미미한 수준이다. 또한 Ge and Kim(2014)의 연구는 회사채 발행기업만을 중심으로 살펴보았기 때문에 회사채를 발행하지 않은 기업이나 상장기업 전체의 결과를 대표하는데 있어서는 해당 사항만으로는 한계가 있다. 따라서 REM과 부채조달비용 간에 어떤 체계적인 관계가 있는지에 대해서는 상장기업 전체를 대상으로 살펴볼 필요가 있다.

3. 가설의 설정

앞서 연구의 동기에서 전술한 바와 같이 REM과 부채조달비용 간의 관계는 서로 대립되는 두 가지 관점이 있을 수 있다. 하나는 두 변수 간에 양(+)의 관계를 보일 것이라는 채권투자자의 관점이고, 다른 하나는 두 변수 간에 음(-)의 관계를 보일 수 있다는 경영자의 관점이다. 전자는 채권투자자들이 기업의 REM 활동을 간파할 수 있다(see through)는 것에 기초하지만, 후자는 이를 간파할 수 없다(non see through)는 것에 기초한다. 이와 관련된 사항을 REM과 부채조달비용 간의 관계로 연계하여 보다 구체적으로 논의하면 다음과 같다.

만일 채권시장이 경영자의 기회주의적 행위에 따른 REM 활동을 이용한 보고이익의 상향조정 정도를 적절히 식별하고 탐지할 수 있다면 채권투자자들은 대출의사결정시 REM과 관련된 정보위험에 대해서 위험프리미엄을 추가로 요구할 것이다. 따라서 REM 활동이 증가되는 기업일수록 채권투자자는 이에 대한 패널티로 요구수익률을 높일 수 있으므로, REM의 증가는 대출이자율을 증가시켜 결국 기업이 부담하는 부채조달비용과 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상될 수 있다. 왜냐하면 REM 활동에 집중하는 기업들에 대해 채권투자자들이 이를 간파할 경우 이들 기업의 미래 현금흐름을 추정하는데 있어 불확실성이 높다고 인지하여 합리적 투자자라면 추가로 요구수익률을 높일 것으로 기대할 수 있기 때문이다(Kim and Sohn 2013). 따라서 이를 채권투자자의 관점에서의 논의라고 할 수 있으며, 또한 이 경우는 채권시장이 효율적인지에 대한 결합가설(joint hypothesis)을 동시에 알아보는 것과 같다. 채권투자자 관점에서의 기본전제는 채권투자자들이 합리적이라고 보는데 있다. 그런데 이 관점에서 한 가지 의문이 되는 사항은 만약 경영자 역시 채권투자자와 마찬가지로 합리적인 경우라면 이들이 부채차입시 부채조달비용을 낮추기 위한 목적으로 REM 활동을 이용해 보고이익을 상향조정하려는 경제적 유인을 갖게 되지 않는 수 있다는데 있다.

따라서 이 주제의 논의에서 또 다른 관점은 경영자의 관점이다. 이 관점은 앞서와 달리 경영자가 부채조달비용을 낮추기 위한 목적으로 REM 활동을 이용할 경제적 유인을 가지게 되는 것과 관련이 있다.⁵⁾ 또한 이 관점은 REM을 다룬 관련연구들에서 경영자가 REM 활동을 이용하여

5) 본 연구에서 전개하고 있는 두 가지 관점은 Ge and Kim(2014) 및 박종일과 남혜정(2011)에서 REM과

당기 보고이익을 상향조정할 경우 외부에 있는 이해관계자들이 이를 잘 간파할 가능성이 AEM보다 더 낮다는 주장과도 관련이 있다. 예를 들어, Graham et al.(2005)은 AEM과 달리 REM은 외부감사인이나 규제기관의 정밀조사 대상이 아닐 수 있다는 점과 더불어 규제기관의 감독이나 회계기준이 더 강화될 때 경영자는 AEM보다 REM을 통한 이익조정을 더 선호할 것이라고 주장하였으며(Ewert and Wagenhofer 2005), Cohen et al.(2008)의 연구는 이와 관련한 실증적 증거를 제시하고 있다. 또한 이 관점은 앞서 살펴본 Bhojraj et al.(2009) 및 Chen et al.(2010)의 경우와 같이 채권투자자들도 주식시장의 반응과 같은 현상들이 나타날 것이라고 보는 경영자의 본질적인 믿음에 기초한다고도 볼 수 있다. 만일 경영자가 REM 활동을 이용하여 보고이익을 상향조정하더라도 채권투자자들이 정상적인 사업 활동과 비정상적인 실물거래 활동 간을 식별하거나 이를 정확히 간파하지 못한다면 REM으로 증가된 보고이익 수준에 따라 채권시장이 반응할 경우 오히려 기업이 부담하는 부채조달비용은 낮아질 수 있다. 따라서 경영자 관점에서는 REM과 부채조달비용 간에 음(-)의 관계를 기대할 수 있다. 일반적으로 경영자는 자본시장에서 이익의 질을 정확히 탐지하거나 식별하지 못할 때 이를 이용하려는 경제적 유인을 가진다. 즉 경영자가 의도적으로 보고이익을 조정하려는 동기가 발생되기 위해서는 시장이 경영자의 이익조정 수단과 행위에 대하여 간파하지 못할 때, 그리고 시장에서 그러한 행위의 결과로 보상이 뒤따를 때 일 것이다.

이와 같이 국내 상장기업을 대상으로 할 경우 REM 활동과 부채조달비용 간에 양(+)의 관계가 기대되는 채권투자자의 관점(경영자의 기회주의적 가설 ; *managerial opportunism hypothesis*)이 지지되는지, 아니면 REM과 부채조달비용 간에 음(-)의 관계가 기대되는 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설 ; *operational efficiency hypothesis*)이 지지되는지는 결국, 검증가능한(testable) 실증적 의문에 귀결될 것으로 보인다. 따라서 본 연구는 Ge and Kim(2014)에서의 가설설정 방법과 같이 귀무가설에 반대되는 두 가지의 경쟁적 가설(two competing hypothesis ; H_{1A} vs H_{1B})인 대립가설을 모두 제시한 후, 어떤 가설의 경우가 REM과 부채조달비용 간의 관계에 더 부합된 결과로 나타나는 지에 대하여 상장기업 전체를 대상으로 실증적으로 살펴보고자 한다.

자본비용 간의 관계를 살펴볼 때 취했던 두 가설(예로, 경영자의 기회주의적 가설과 운영상의 효율성 가설)에 대한 논의를 보다 간명하게 전달하기 위해 채권투자자의 관점(경영자의 기회주의적 가설)과 경영자의 관점(운영상 효율성 가설)으로 재구성하여 논의한 것이다. 즉 Ge and Kim(2014)은 본 연구에서 설명하는 채권투자자의 관점을 “경영자의 기회주의적 가설”로, 경영자의 관점을 “운영상의 효율성 가설”이라고 부르고 있다. 하지만 두 관점의 차이는 결국 채권투자자들이 REM 활동을 간파할 수 있느냐(경영자의 기회주의적 가설), 아니면 간파하지 못하느냐(운영상의 효율성 가설)로 구분된다. 선행연구에서는 이에 대하여 전자의 경우인 REM 활동이 채권투자자들에게 간파된다고 본 관점을 채권투자자 측면에서 경영자의 기회주의적 행위로 명명한 것이고, 후자의 경우인 채권투자자들이 REM을 간파할 수 없을 때 경영자의 관점에서 REM을 통해 원하는 목적달성이 가능하다는 것과 관련시켜 운영상 효율성이라고 명명한 것으로 볼 수 있다.

H1A : 다른 조건이 일정할 때, REM 수준이 높은 기업일수록 부채조달비용은 높을 것이다
(*managerial opportunism hypothesis*).

H1B : 다른 조건이 일정할 때, REM 수준이 높은 기업일수록 부채조달비용은 낮을 것이다
(*operational efficiency hypothesis*).

III. 연구설계 및 표본의 선정

본 절에서는 먼저 REM의 추정방법을 설명한 후, 다음으로 추정된 REM과 부채조달비용 간의 관계를 살펴보기 위한 연구모형을 설정한다. 그리고 제시된 연구모형을 분석하기 위한 표본의 선정절차를 설명한다.

1. REM 추정을 위한 모형

REM을 측정하기 위해서는 추정이 필요하다. 본 연구는 REM을 다른 연구들에서 보편적으로 이용되고 있는 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 세 가지 형태의 REM 측정치를 추정하였다. Roychowdhury(2006)의 모형에서는 실물활동을 통한 이익조정 정도를 정상적인 수준과 비정상적인 수준으로 구분하고 있다. 즉, 이 연구는 비정상 영업현금흐름(*abnormal cash flows from operations*; 이하 Ab_CFO), 비정상 생산원가(*abnormal production*; Ab_PROD), 비정상 재량적 지출(*abnormal discretionary expenditures*; Ab_DISE)을 추정하기 위한 모형식을 제시한 후, 개별적 REM 수준을 추정하여 이를 REM 측정치로 보았다.⁶⁾ Roychowdhury(2006)에서 제안된 세 가지 형태의 REM의 추정 모형식은 아래의 식(1)부터 식(3)까지와 같다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$DISE_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, CFO = t기 영업활동으로 인한 현금흐름

PROD = t기 생산원가(=COGS[매출원가]+ΔINV[Δ재고자산])

DISE = t기 재량적 지출(=복리후생비+(일반관리비-세금과공과-감가상각비

-임차료비용-보험료)+판관비+(연구비+경상연구개발비+경상개발비))⁷⁾

6) REM 관련연구에서는 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정된 세 가지 REM의 경우 영업현금흐름의 감소, 생산원가의 증가, 재량적 지출의 감소를 보고이익을 증가시키는 이익조정행위의 결과로 간주한다.

7) 본 연구는 김지홍 등(2008)의 방법에 따라 재량적 지출을 측정하였다. 한편, 최종서와 광영민(2010)의

A = t기 기초총자산
 S = t기 매출액
 ΔS = t기 매출액의 변화분
 ε = 잔차항
 편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

Roychowdhury(2006)는 위의 REM에 대한 추정방법은 Dechow et al.(1998)의 방법에 기초하여 추정모형식을 가정하고 있다. 즉 각 종속변수인 정상적 영업현금흐름, 정상적 생산원가 및 정상적 재량적 지출이 매출액과 매출액의 변화분에 비례한다고 가정한다. 한편, 위의 식(1)부터 식(3)까지 개별적 REM 추정치 모두는 산업-연도별 횡단면 패널 분석을 통해 추정된다.⁸⁾ 또한 세 가지 REM 추정치는 식(1)부터 식(3)까지에서 각각 얻어진 개별기업의 잔차항(ε) 값이다. 본 연구는 이를 편의상 Ab_CFO, Ab_PROD, Ab_DISE로 칭한다. 본 연구는 선행연구의 방법과 같이 Ab_CFO와 Ab_DISE 추정치에 대해서는 (-1)의 값을 곱하였다(Kim and Sohn 2013 ; Ge and Kim 2014). 이렇게 추정하면 세 가지 개별적 REM 수준이 증가하면 보고이익이 상향조정되는 방향으로 설정된다. 한편, REM을 다룬 이전 연구들은 경영자가 REM을 이용하여 보고이익을 결정할 때 개별적 방법을 이용할 수도 있지만, 하나 이상을 종합적으로 사용할 수도 있기 때문에 세 가지 REM을 합산한 종합적 추정치(REM)로도 분석하였다(Roychowdhury 2006 ; Sohn 2011 ; Kim and Sohn 2013 ; Ge and Kim 2014). 이러한 측면을 고려하기 위해 본 연구는 세 가지 개별적 REM과 종합적 REM 추정치를 병행하여 살펴보고자 한다.

또한 본 연구는 REM이 부채조달비용에 미치는 영향을 알아보는데 있어 AEM 변수를 통제한 후의 검증결과를 살펴보고자 한다(Sohn 2011 ; Kim and Sohn 2013 ; Ge and Kim 2014). 이를 위하여 AEM의 추정은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정하였다.⁹⁾ AEM의 추정상 절차는 REM 추정치의 경우와 동일하다.

방법과 같이 판매비와 관리비 전체를 DISE로 계산한 경우도 본 연구의 검증결과는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

8) 본 연구는 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에서의 산업별 중분류 기준에 따라 표본을 KOSPI와 KOSDAQ으로 나누어 각각 REM을 추정하였고, 또한 산업-연도별로 최소 20개 이상인 산업을 대상으로 추정하였다.

9) Kothari et al.(2005)의 방법에 따른 AEM 추정을 위한 모형식은 다음과 같다.

$$TA/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4ROA_t + \varepsilon_t$$

여기서, TA = t기 NI(당기순이익)-CFO(영업활동으로 인한 현금흐름)

A = t기 기초총자산

ΔREV = t기 매출액의 변화분

ΔREC = t기 매출채권의 변화분

PPE = t기 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)

ε = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

2. REM과 부채조달비용 간의 관계를 검증하기 위한 연구모형

본 연구의 목적은 상장기업을 대상으로 REM과 부채조달비용 간에 어떤 관련성이 있는지를 살펴보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 다음의 식(4)의 모형식을 설정하여 검증한다.

$$\begin{aligned}
 YS_t = & \beta_0 + \beta_1 REM_{t-1}(Ab_CFO_{t-1}, Ab_PROD_{t-1}, Ab_DISE_{t-1}) + \beta_2 AEM_{t-1} + \beta_3 LnRATING_t \\
 & + \beta_4 MKT_{t-1} + \beta_5 SIZE_{t-1} + \beta_6 LEV_{t-1} + \beta_7 GRW_{t-1} + \beta_8 BIG4_{t-1} \\
 & + \beta_9 ISSUE_{t-1} + \beta_{10} BOND_{t-1} + \beta_{11} CFO_{t-1} + \beta_{12} LOSSF_{t-1} + \beta_{13} SO_{t-1} \\
 & + \beta_{14} BETA_{t-1} + \beta_{15} VOL_{t-1} + \beta_{16} AGE_{t-1} + \beta_{17} GROUP_t + \beta_{18} LARGE_{t-1} \\
 & + \beta_{19} FORN_{t-1} + \sum IND + \sum YD + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{4}$$

여기서, YS_t = t년도 부채조달비용(=차입이자율 스프레드)

관심변수

Ab_CFO_{t-1} = t-1년도 비정상 영업현금흐름

Ab_PROD_{t-1} = t-1년도 비정상 생산원가

Ab_DISE_{t-1} = t-1년도 비정상 재량적 지출

REM_{t-1} = t-1년도 실제 이익조정(Roychowdhury 2006),
[= $Ab_CFO + Ab_PROD + Ab_DISE$]

통제변수

AEM_{t-1} = t-1년도 ROA 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

$LnRATING_t$ = t년도 기업신용등급(자연로그 값)

MKT_{t-1} = t-1년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0

$SIZE_{t-1}$ = t-1년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)

LEV_{t-1} = t-1년도 부채비율(=총부채/총자산)

GRW_{t-1} = t-1년도 매출액 성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산]

$BIG4_{t-1}$ = t-1년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0

$ISSUE_{t-1}$ = t-1년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0

$BOND_{t-1}$ = t-1년도 사채를 발행한 기업이면 1, 아니면 0

CFO_{t-1} = t-1년도 영업현금흐름(=영업활동을 통한 현금흐름/기초총자산)

$LOSSF_{t-1}$ = t-1년도 과거 3년간 손실발생 빈도

SO_{t-1} = t-1년도 스톡옵션을 행사한 기업이면 1, 아니면 0

$BETA_{t-1}$ = t-1년도 체계적 위험(시장모형으로 측정)

VOL_{t-1} = t-1년도 1년간의 주식수익률의 분산

AGE_{t-1} = t-1년도 기업연령(설립연수 기준)

$CROUP_{t-1}$ = t-1년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0

$LARGE_{t-1}$ = t-1년도 대주주 지분율(특수관계인 포함)

$FORN_{t-1}$ = t-1년도 외국인투자자 지분율

$\sum IND$ = 산업별 더미변수

$\sum YD$ = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

편의상 i 기업에 대한 아래첨자는 생략함.

식(4)의 모형식에서는 REM과 관련한 관심변수 외에도 부채조달비용에 영향을 미칠 것으로 예상되는 일정 통제변수로 재무와 비재무정보 등을 포함한 기업특성 변수와 더불어 AEM, 기업 신용등급 및 산업별 차이와 경제적 영향에 따른 고정효과(fixed effect)를 통제하기 위해 산업(Σ IND)과 연도(Σ YD) 더미변수가 모형식에 추가로 고려되었다.

먼저 식(4)의 종속변수(YS)는 기업이 부담하는 부채조달비용(cost of debt)이다. 하지만 거래 상대방인 채권투자자 입장에서는 대출이자율이 된다. 선행연구들은 부채조달비용 측정치로 일반적으로 부채차입이자율(borrowing's interest rates)이나 부채차입이자율에서 기준이자율을 차감한 차입이자율 스프레드(borrowing's yield spread)를 이용해 왔다(Blackwell et al. 1998 ; Pittman and Fortin 2004 ; Kim et al. 2011 ; 이상철 2011 ; 이상철 등 2011 ; 박종일과 박찬웅 2011 ; 박종일과 김명인 2013 ; 박종일과 윤소라 2014 ; 김선화 2015 ; 전성일과 배창현 2015 등). 또한 최근 국외 연구에서는 부채조달비용으로 회사채 발행기업만을 대상으로 초기의 채권이자율(initial bond yield spread) 자료를 이용한 경우도 있다(Ge and Kim 2014). 그런데 후자의 측정치는 국내의 경우 유통수익률에 대한 자료는 있지만, 회사채 발행 당시의 자료를 체계적으로 축적하여 이를 제공해 주는 국내 자료원은 아직까지 없다. 또한 전자는 재무자료를 이용하여 부채조달비용을 측정하지만, 후자는 채권수익률 자료를 이용하여 측정한다. 한편, 본 연구에서와 같이 상장기업 전체를 대상으로 분석할 경우에는 앞서 설명한 것처럼 국내의 경우 회사채 발행기업에 대한 수익률 자료를 구하기 어렵고, 또한 회사채 발행기업의 초기의 채권이자율로 계산된 부채조달비용만을 별도로 측정하기는 수월치 않다. 반면 전자와 같이 재무자료를 이용하면 상장기업 전체에 대한 부채조달비용을 측정할 수 있기 때문에 본 연구에서는 재무자료를 이용한 국내 선행연구들의 방법과 같이 차입이자율 스프레드를 측정한 후, 이를 주된 측정치로 분석하고자 한다.¹⁰⁾ 본 연구는 이를 위하여 기업평가에 전문성이 있는 NICE신용평가정보(주)의 자료원을 이용하였다. 즉 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스에서 제공되는 총금융비용과 평균이자발생부채를 이용하여 부채차입이자율을 측정하였다. 구체적으로는 선행연구에서 보편적으로 이용되었던 방법과 같이 총금융비용을 평균이자발생부채로 나누어 부채차입이자율을 계산하였다(박종일과 박찬웅 2011 ; 박종일과 김명인 2013 ; 박종일과 윤소라 2014 ; 김선화 2015 ; 전성일과 배창현 2015 등). 이렇게 계산된 부채차입이자율에서 기준이자율(prime rate)을 차감하여 계산된 것이 본 연구의 종속변수인 차입이자율 스프레드(이하 YS)이다. 여기서 기준이자율은 한국은행에서 공시하는 해당연도에 속한 국고채 3년만기 이자율을 사용하였다(박종일과 김명인 2013).

한편, 앞서 YS는 연속변수이므로, 이를 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정하면 개별기업 간 상대적 비중 차이에 따른 극단치(outlier) 문제를 보다 완화시킬 수 있는 이점

10) 한편, 식(4)의 모형식에서 종속변수를 차입이자율 스프레드 대신 부채차입이자율로 분석해도 검증결과 측면에서는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

이 있다고 선행연구의 주장이 다수 존재한다(Francis et al. 2004, 2005 ; Sohn 2011 ; Kim and Sohn 2013 ; 박종일과 김명인 2013 등). 따라서 본 연구도 선행연구인 박종일과 김명인(2013)의 방법과 같이 YS를 소수의 순위등급변수로 측정 한 후 분석하였다.¹¹⁾

식(4)에서 관심변수는 REM 측정치들이다(REM, Ab_CFO, Ab_PROD, Ab_DISE). 만일 REM과 YS 간의 관계가 채권투자자 관점(경영자의 기회주의적 가설 : managerial opportunism hypothesis ; H_{1A})이 지지된다면 식(4)에서 REM의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값이 예상된다($\beta_1 > 0$). 이와 달리, 만일 두 변수 간의 관계가 경영자의 관점(운용상의 효율성 가설 : operational efficiency hypothesis ; H_{1B})이 지지된다면 REM의 계수는 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_1 < 0$). 즉 만일 회사채 발행기업을 대상으로 분석한 Ge and Kim(2014)의 결과와 같이 두 변수 간에 유의한 양(+)의 관계가 관찰된다면 채권투자자들이 REM을 이용한 이익조정행위와 정상적인 영업활동 간의 차이를 제대로 간파하여 이를 대출이자율에 적절히 반영시키고 있다는 점에서 채권시장에서 자원의 효율적 배분에는 해당 사항이 별 문제가 되지 않을 것이다. 그러나 만일 두 변수 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타난다면 채권투자자들이 경영자의 REM 활동을 제대로 간파하지 못하는, 즉 REM 활동을 이용한 이익조정행위와 정상적인 영업활동 간에 제대로 식별되지 않아 REM의 증가를 채권투자자들이 대출이자율 결정에 적절히 반영시키지 못한다는 결과이므로, 이런 경우는 채권시장에서 자원의 비효율적 배분과 관련한 시사점을 내포할 수 있다.

다음으로, 식(4)의 모형식에 고려된 통제변수는 선행연구들에서 이용된 변수를 고려하였다(Mansi et al. 2004 ; Pittman and Fortin 2004 ; Ashbaugh-Skaife et al. 2006 ; Prevost et al. 2008 ; Jiang 2008 ; Ge and Kim 2014 ; 박종일과 남혜정 2011 ; 이상철 등 2011 ; 박종일 등 2011 ; 박종일과 윤소라 2014). 구체적으로, 모형식에 고려된 통제변수는 AEM(ROA 성과통제 재량적 발생액), LnRATING(기업신용등급), MKT(시장유형), SIZE(기업규모), LEV(부채비율), GRW(매출액 성장성), BIG4(감사인 유형), ISSUE(유상증자여부), BOND(사채발행여부), CFO(영업현금흐름), LOSSF(과거 3년간 손실발생 빈도), SO(스톡옵션행사여부), BETA(체계적 위험), VOL(1년간 주식수익률의 분산), AGE(기업연령), GROUP(기업집단 소속여부), LARGE(대주주 지분율), FORN(외국인투자자 지분율) 등이다. 통제변수에 대한 구체적인 정의와 측정은 식(4)의 하단에 보고하고 있으므로, 여기서는 통제변수의 선정 이유에 대하여 간략히 살펴보고자 한다.

먼저 AEM은 부채조달비용(YS)과 음(-)의 관계가 있다는 선행연구에 따라 모형식에 고려했다(박종일과 윤소라 2014). LnRATING(기업신용등급)은 YS와 음(-)의 관계에 있다는 선행연구

11) 소수의 순위등급변수로 측정하는 방법은 다음과 같다. 예를 들어, 만일 분석대상이 되는 표본수가 10,000개라고 하면 YS 변수 중 가장 높은 값을 갖는 기업에 10,000을 부여하고, 순차적으로 1씩 감소시켜서 가장 낮은 값을 갖는 기업에 대해 1의 순위 값을 부여한다. 그런 후 개별기업의 순위 값에 다시 각각 10,000으로 나누어 측정한다(박종일과 김명인 2013). 이렇게 측정하면 YS의 전체 관측치의 값이 [0, 1] 사이에서 소수의 순위등급 값이 결정된다. 본 연구에서는 각 순위를 매긴다는 점에서 통합표본을 이용하였다.

에 기초해 고려하였다(Mansi et al. 2004 ; Jiang 2008 ; Ge and Kim 2014 ; 박연희 등 2011 ; 박종일 2011).¹²⁾ 또한 Ge and Kim(2014)의 방법과 같이 기업신용등급에 자연로그 값을 취하여 측정하였다. MKT(시장여부)는 코스닥시장에 속한 기업들이 거래소시장에 속한 기업들과 비교하여 기업의 안전성이나 재무제표의 신뢰성이 더 낮을 수 있으므로, MKT는 YS에 대해 양(+)의 관계가 예상된다(박종일과 윤소라 2014).

SIZE, LEV 및 GRW는 일반적인 기업특성을 나타내는 변수들이다. SIZE의 경우 기업규모가 클수록 안정성이 높을 수 있다는 점에서, SIZE와 YS 간에 음(-)의 관계가 예상된다(Sengupta 1998 ; Jiang 2008 ; Ge and Kim 2014 ; 이상철 등 2011 ; 박종일 등 2011). 또한 SIZE는 모형식에서 제외된 변수들에 대한 대용변수의 역할을 한다(Becker et al. 1998). LEV는 재무위험인 채무지불능력을 나타내는 변수이다. 따라서 LEV와 YS 간에 양(+)의 관계가 예상된다(Mansi et al. 2004 ; Jinag 2008 ; Prevost et al. 2008). GRW는 매출액 성장성을 나타내는 변수로서 고성장을 실현하는 기업일수록 채권시장의 투자자들에게 높은 평가를 받을 수 있다. 한편, 성장성이 높은 기업일수록 경영자는 보고이익을 증가시킬 유인 역시 높기 때문에 채권투자자들이 이를 고려한다면 대출이자율은 낮아질 수도 있다. 그러한 점에서 GRW와 YS 간에는 일률적인 예측이 어렵다. 따라서 두 변수 간의 관계는 실증적인 의문에 귀착될 수 있으므로, 본 연구는 별도의 방향을 설정하지는 않았다.

BIG4는 감사품질을 나타내는 변수이다. Big 4 감사인이 감사하면 non-Big 4 감사인과 비교할 때 인지된 감사품질이 더 높다는 실증적 증거들이 다수 존재한다(Mansi et al. 2004 ; Pittman and Fortin 2004). 따라서 BIG4와 YS 간에 음(-)의 관계가 예상된다. ISSUE와 BOND는 기업의 자본조달과 관련된 변수들이다. 유상증자를 수행하는 기업은 경영자의 이익조정 유인이 높다는 실증적 증거가 존재하므로(Teoh et al. 1998 ; Cohen and Zarowin 2010 ; 강선아와 전성빈 2010), ISSUE와 YS 간에 양(+)의 관계가 기대된다. 또한 BOND는 국내의 경우 우량한 기업들에서 주로 회사채를 발행하므로, 이런 측면에서 보면 BOND와 YS 간에 음(-)의 관계가 예상될 수 있다. 그러나 한편으로, 앞서 유상증자를 수행하는 기업과 마찬가지로 회사채를 발행하는 기업 역시 미래 전망을 좋게 보이기 위한 이익조정 유인이 높다는 선행연구의 주장도 있다(Mansi et al. 2004 ; 박종일과 윤소라 2014). 국내 선행연구에서는 BOND와 YS 간에 양(+)의 관계가 나타남을 보고한 바 있으므로(박종일과 윤소라 2014), 본 연구는 두 변수 간에 양(+)의 관계가 예상된다.

12) 본 연구에서 LnRATING 변수를 회사채 신용등급 변수 대신 NICE신용평가정보㈜에서 제공하는 기업신용등급을 이용한 이유는 회사채 신용등급은 전체 상장기업을 대상으로 분석할 경우 회사채 발행을 하지 않은 기업은 표본에서 누락되기 때문이다. 이와 달리 NICE신용평가정보㈜에서 제공되는 기업신용등급은 모든 상장기업을 대상으로 산출하고 있기 때문에 이러한 변수의 누락 문제는 없다. 한편, 기업신용등급은 1점(가장 높은 신용등급)에서 10점(가장 낮은 신용등급) 사이로 신용등급이 산출되며, 본 연구는 선행연구의 방법과 같이 기업신용이 좋은 기업에 대해 높은 값이 부여되도록 조정하였다(박종일과 박경호 2011).

CFO와 LOSSF는 기업의 수익성과 관련한 변수들이다. 일반적으로 영업현금흐름이 낮을수록, 손실발생빈도가 많을수록 YS와는 양(+)의 관계가 예상된다(Jiang 2008 ; 박연희 등 2011). 따라서 CFO와 YS 간에 음(-)의 관계를, LOSSF와 YS 간에는 양(+)의 관계가 기대된다. SO는 스톡옵션을 행사한 기업이면 경영자의 이익조정 정도가 높다는 이전 연구결과에 따라 모형식에 고려했다(Prevost et al. 2008). 따라서 SO와 YS 간에 양(+)의 관계가 예상된다. BETA 및 VOL은 기업의 고유위험을 나타내는 변수들이다. 선행연구들에서는 개별기업의 체계적 위험이 클수록, 주식수익률의 분산이 클수록 부채조달비용이 증가할 것으로 예상한 바 있다(Prevost et al. 2008 ; 박종일과 윤소라 2014). 따라서 BETA와 VOL은 각각 YS와 양(+)의 관계가 기대된다. AGE는 기업연령이 길수록 안정적인 기업이라는 점에서 YS와 음(-)의 관계가 예상된다(Pittman and Fortin 2004 ; Mansi et al. 2004 ; 이상철 등 2011). GROUP는 기업집단에 속한 기업이면 그렇지 않은 경우보다 관계회사 간의 내부거래에 따른 정보비대칭의 문제가 더 심화될 수 있고(곽수근과 박종일 2011), 또한 기업집단에 속한 기업은 내부거래 등을 통한 이익조정의 가능성이 높아 채권투자자들은 기업위험이 더 증가할 것으로 인지할 수 있다. 선행연구에서도 두 변수 간에 양(+)의 관계가 나타남을 보고하고 있으므로(박종일과 윤소라 2014), 본 연구도 GROUP와 YS 간에 양(+)의 관계가 기대된다.

LARGE와 FORN은 소유구조와 관련한 변수들이다. 국내 연구에서는 대주주 지분율(LARGE)이 높을수록 기업의 이익조정과 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다(박종일 2003). 따라서 LARGE와 YS 간에 양(+)의 관계가 기대된다. 반면, 국내 연구들은 외국인 지분율(FORN)이 높은 기업일수록 기업에 대한 감시·감독의 효과성이 증가된다고 주장한다(김문태 등 2006 ; 박종일 등 2011). 이러한 관점에서 본다면 FORN과 YS 간에 음(-)의 관계가 예상된다.

본 연구는 Ge and Kim(2014)의 방법과 같이 종속변수인 부채조달비용을 t 시점으로 측정하고, 나머지 설명변수는 시차(lagged)를 둔 $t-1$ 시점으로 측정하였다. 이러한 방법은 두 변수간의 관계를 살펴보는데 있어 나타날 수 있는 내생성(endogeneity) 문제를 회피할 수 있는 장점이 있다(Jiang 2008). 다만, 통제변수 중 신용등급의 경우는 Ge and Kim(2014)의 연구와 같이 종속변수와 같은 시점(t 시점)으로 측정하였다.

3. 표본의 선정

본 연구는 2001년부터 2011년까지 한국거래소에 상장된 유가증권상장과 코스닥상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산기업
- (3) NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에서 분석에 필요한 부채조달비용, 기업신용등급, 기

타 재무와 수익률 및 감사인 자료 등이 입수가 가능한 기업

- (4) 상장회사협의회(주)의 TS2000에서 지분율 자료가 이용가능한 기업
- (5) 비적정 감사의견을 받은 기업은 제외
- (6) 자본잠식기업은 제외

본 연구는 상장기업 전체를 대상으로 분석기간 2001년부터 2011년까지 총 11년간이다. 본 연구에서 종속변수와 설명변수 간에 시차(lag)가 연구설계상에 고려되었기 때문에 종속변수의 기간은 2001년부터 2011년까지이고, 설명변수의 기간은 2000년부터 2010년까지 자료가 이용되었다.¹³⁾

조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 재무제표 양식과 계정과목이 일반 업종과 비교해 상이할 수 있기 때문이다. 조건 (2)은 표본의 동질성을 확보하기 위한 사항이다. 조건 (3)과 (4)는 자료원에 관한 사항으로, 본 연구는 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 부채조달비용을 측정하기 위한 자료와 기업신용등급, 그리고 분석에 필요한 기타 재무와 수익률 및 감사인 관련 자료들을 추출하였다. 지분율의 경우는 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스를 통해 추출되었다. 그리고 조건 (5) 및 (6)에서 비적정 감사의견을 받은 기업이나 자본잠식 상태에 있는 기업이면 정상적인 기업들과 비교할 때 재무제표에 신뢰성 문제가 있으므로, 표본에서 제외하였다. 한편, 본 연구는 극단치 처리와 관련해서는 식(4)에 포함된 변수 중 자연로그 값을 취한 LnRATING, SIZE, AGE와 더미변수를 제외한 나머지 연속변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorize)하였다. 이상의 조건을 모두 만족하는 최종표본은 분석기간 동안 10,479개 기업/연 자료였다.

<표 1>에는 표본에 대한 산업별(Panel A) 및 연도별(Panel B) 분포를 나타내었다. 산업의 분류는 NICE신용평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고하였다. <표 1>의 Panel A를 보면, 표본에 수록된 업종이 산업별로 다양하게 고루 분포되어 있음을 볼 수 있다. 또한 표본의 71.5% 정도가 제조업이며,¹⁴⁾ 다음이 서비스업으로 12.6%로 많고, 나머지 산업의 경우는 10% 미만으로 나타났다. Panel B의 연도별 분포에 따르면, 표본의 수는 최근 연도로 갈수록 점차 증가되는 추이를 보인다.

13) 본 연구에서 분석기간을 2001년부터 선택한 이유는 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급의 경우 이 기간부터 제공되었기 때문이며, 또한 설명변수를 2010년까지로 한 이유는 2011년부터 국내의 모든 상장기업들에서는 K-IFRS 도입이 의무화되었기 때문에 이후기간부터는 종전 K-GAAP과는 회계기준에 차이가 있으므로, 비교가능성을 제고하기 위함이다.

14) 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업의 산업별 구성을 살펴본 결과, 전 업종에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있었다.

〈표 1〉 표본의 분포

Panel A : 표본의 산업별 분포		
Industry	전체 표본	
	빈도수	백분율(%)
제조업	7,496	71.53%
건설업	499	4.76%
도매 및 소매업	727	6.94%
운수업	216	2.06%
서비스업	1,322	12.62%
기타	219	2.09%
합계	10,479	100%
Panel B : 표본의 연도별 분포		
Year	전체 표본	
	빈도수	백분율(%)
2001	717	6.9%
2002	770	7.3%
2003	836	8.0%
2004	867	8.3%
2005	926	8.8%
2006	948	9.0%
2007	1,004	9.6%
2008	1,052	10.0%
2009	1,062	10.1%
2010	1,116	10.6%
2011	1,181	11.3%
합계	10,479	100%

주1) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

주2) 위에 보고된 수치는 분석기간 2001부터 2011년까지(종속변수 기준) 자료를 통합하여 보고함.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 2>에는 식(4)의 모형식에 포함된 주요 변수들의 기술통계를 보고하였다.

〈표 2〉 기술통계

Variables	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>YS</i>	0.500	0.500	0.289	0	1
<i>Ab_CFO</i>	0.007	0.004	0.112	-0.334	0.408
<i>Ab_PROD</i>	0.014	0.017	0.139	-0.516	0.414
<i>Ab_DISE</i>	0.009	0.016	0.076	-0.352	0.207
<i>REM</i>	0.031	0.038	0.249	-1.202	1.017
<i>AEM</i>	0.006	0.002	0.099	-0.313	0.366
<i>RATING</i>	5.62	6	1.818	1	10
<i>LnRATING</i>	1.847	1.946	0.311	0.693	2.397
<i>MKT</i>	0.519	1	0.499	0	1
<i>SIZE</i>	18.627	18.337	1.476	14.08	25.40
<i>LEV</i>	0.452	0.453	0.187	0.06	0.97
<i>GRW</i>	0.122	0.070	0.352	-0.85	1.91
<i>BIG4</i>	0.524	1	0.499	0	1
<i>ISSUE</i>	0.24	0	0.427	0	1
<i>BOND</i>	0.18	0	0.386	0	1
<i>CFO</i>	0.051	0.050	0.120	-0.342	0.516
<i>LOSSF</i>	0.67	0	0.935	0	3
<i>SO</i>	0.13	0	0.341	0	1
<i>BETA</i>	0.782	0.774	0.435	-0.01	1.83
<i>VOL</i>	0.642	0.613	0.236	0.245	1.466
<i>AGE</i>	3.166	3.296	0.616	1.099	4.754
<i>CROUP</i>	0.85	1	0.360	0	1
<i>LARGE</i>	0.407	0.399	0.170	0.062	0.800
<i>FORN</i>	0.059	0.006	0.110	0	0.551

주1) 변수정의 : YS_t =t년도 부채조달비용(=차입이자율 스프레드, 소수의 순위등급변수로 측정), Ab_CFO_{t-1} =t-1년도 비정상 영업현금흐름, Ab_PROD_{t-1} =t-1년도 비정상 생산원가, Ab_DISE_{t-1} =t-1년도 비정상 재량적 지출, REM_{t-1} =t-1년도 실제 이익조정(Roychowdhury 2006), $[=Ab_CFO+Ab_PROD+Ab_DISE]$, AEM_{t-1} =t-1년도 ROA 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), $RATING_t$ =t년도 기업신용등급, $LnRATING_t$ =t년도 기업신용등급(자연로그 값), MKT_{t-1} =t-1년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0, $SIZE_{t-1}$ =t-1년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함), LEV_{t-1} =t-1년도 부채비율(=총부채/총자산), GRW_{t-1} =t-1년도 매출액 성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산], $BIG4_{t-1}$ =t-1년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0, $ISSUE_{t-1}$ =t-1년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0, $BOND_{t-1}$ =t-1년도 사채를 발행한 기업이면 1, 아니면 0, CFO_{t-1} =t-1년도 영업현금흐름(=영업활동을 통한 현금흐름/기초총자산), $LOSSF_{t-1}$ =t-1년도 과거 3년간 손실발생 빈도, SO_{t-1} =t-1년도 스톡옵션을 행사한 기업이면 1, 아니면 0, $BETA_{t-1}$ =t-1년도 체계적 위험(시장모형으로 측정), VOL_{t-1} =t-1년도 1년간의 주식수익률의 분산, AGE_{t-1} =t-1년도 기업연령(설립연수 기준), $CROUP_{t-1}$ =t-1년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0, $LARGE_{t-1}$ =t-1년도 대주주 지분율(특수관계인 포함), $FORN_{t-1}$ =t-1년도 외국인투자자 지분율.

주2) 분석기간은 2001년부터 2011년도까지(종속변수 기준)임.

<표 2>를 보면, 종속변수인 YS (부채차입이자율 스프레드)는 소수의 순위등급변수로 측정하면 평균과 중위수 모두 각각 0.5이고 최소값과 최대값은 각각 0과 1이다. 표로 보고하지는 않았지만, YS (부채차입이자율 스프레드) 측정치를 소수의 순위등급변수로 전환하기 전의 평균과 중위수는 각각 0.025와 0.015였고, 기준이자율을 차감하기 전 부채차입이자율의 평균과 중위수는 각각 0.071과 0.061이었다. 이는 표본에서 상장기업이 부채차입을 통해 자금을 조달하면 평균(중위수) 7.1%(6.1%)의 부채차입이자율을 부담하며,¹⁵⁾ 부채차입이자율 스프레드로 측정하면 상장기업들은 기준이자율(국고채 3년만기 이자율)보다 평균(중위수) 2.5%(1.5%) 정도를 더 부담한다는 것을 나타낸다.

관심변수인 Ab_CFO (비정상 영업현금흐름)의 평균(중위수)은 0.007(0.004)이고, Ab_PROD (비정상 생산원가)는 0.014(0.017)이며, Ab_DISE (비정상 재량적 지출)는 0.009(0.016)로 나타나 모두 양(+)의 값이었다.¹⁶⁾ 또한 REM 의 평균(중위수)은 0.031(0.038)이고, AEM 의 평균(중위수)은 0.006(0.002)으로 모두 양(+)의 값이다. REM 이 AEM 보다 평균과 중위수 모두 더 높게 나타난 것은 AEM 과 달리 REM 은 세 가지 개별적 REM 측정치를 합산했기 때문으로 보인다.

$RATING$ 의 평균(중위수)은 5.62(6)로 나타나 기업신용등급의 합계액의 평균인 5.5(=55/10)에 비해 조금 높은 수치이다. 앞서의 변수에 자연로그 값을 취한 $LnRATING$ 의 평균과 중위수는 각

15) 다음의 표는 부채차입이자율(COD)의 연도별 평균과 중위수를 보고하였다. 표에서 볼 수 있듯이, 2001년도 COD의 평균(중위수)은 0.095(0.086)이고, 2011년도의 경우 0.065(0.056)로 최근연도로 갈수록 점차 부채차입이자율이 낮아지는 추세이다.

COD	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
평 균	0.095	0.079	0.074	0.069	0.065	0.066	0.071	0.076	0.068	0.064	0.065
중위수	0.086	0.068	0.063	0.058	0.055	0.057	0.060	0.064	0.059	0.057	0.056

16) REM 의 개별 측정치들의 평균에서 영(0)과 차이가 있는 것은 애초 추정시 평균이 모두 영(0)에 근접된 수치였지만, 변수가 누락된 표본이 제외되고 또한 극단치 조정과정에 기인할 수 있다.

각 1.847과 1.946이다. MKT의 평균은 0.519로 표본 중 KOSDAQ에 속한 기업이 KOSPI보다 조금 더 많다. SIZE의 평균과 중위수는 18.627과 18.337이다. 이 변수의 자연로그 값을 취하기 전의 평균과 중위수는 각각 7,209억원과 919억원이었다. LEV의 평균과 중위수는 0.452와 0.453으로 거의 차이를 보이지 않았고, 이는 자기자본보다 타인자본의 구성이 더 낮았다. GRW의 평균과 중위수는 0.122와 0.070으로 평균과 중위수 간에 차이를 보인다. 즉 중위수보다 평균이 더 높다는 것은 일부 상장기업들에서 괄목할만한 성장성을 실현하고 있음을 나타낸다.

BIG4의 평균은 0.524로, 상장기업의 절반이 조금 넘게 Big 4 감사인을 선임한 것으로 나타났다. ISSUE와 BOND는 각각 표본에서 유상증자를 수행한 기업의 평균이 24%, 회사채를 발행한 기업의 평균은 18%로 나타났다.¹⁷⁾ CFO의 평균(중위수)은 0.051(0.050)로 양(+)의 값을, LOSSF의 평균은 0.67로 나타나 표본에서 과거 3년간 손실을 보고한 빈도가 평균 67%인 것으로 나타났다. SO의 평균은 0.13인데, 이는 표본에서 스톡옵션을 행사한 기업이 평균 13%임을 의미한다. BETA의 평균과 중위수는 각각 0.782와 0.774로 나타나 체계적 위험의 기대치인 1보다는 낮은 수준이다. VOL의 평균과 중위수는 0.642와 0.613으로 나타나 1년간 주식수익률의 분산이 평균 64% 정도였다. AGE의 평균과 중위수는 3.166과 3.296이다. 이 변수의 자연로그 값을 취하기 전의 평균과 중위수는 각각 24년과 27년이었다. GROUP의 평균은 0.85인데, 이는 표본의 85%가 기업집단에 속한 것으로 나타났다. LARGE의 평균과 중위수는 0.407과 0.399로 상장기업에서 대주주 지분율이 평균 40% 정도로 높았다. 이 결과는 국내 상장기업에서 지배주주가 존재한다는 것을 시사한다. FORN의 평균과 중위수는 0.059와 0.006으로 평균과 중위수 간에 큰 차이가 있다. 이는 외국인 투자자들이 일부 관심종목에 대해 선별적으로 집중투자를 수행한 결과로 보인다.

2. 상관관계 분석

<표 3>에는 모형식에 포함된 각 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계를 보고했다. <표 3>을 보면, 종속변수 YS는 Ab_CFO, Ab_PROD, 그리고 REM과 유의한 양(+)의 상관성을, Ab_DISE과는 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 그러나 이 결과는 두 변수 간의 단순 상관성에 대한 결과라는 점에서 부채조달비용에 영향을 미치는 일정 변수들을 통제한 다변량 회귀분석의 결과를 통해 보다 정확한 검증결과를 확인할 필요가 있다. 반면, AEM은 YS와 유의한 상관성이 관찰되지 않았다.

종속변수 YS와 유의한 상관성을 가지는 기타 통제변수로는 GRW를 제외하면 대부분이 유의한 상관성을 보이고 있다.

17) 회사채를 발행한 기업이 상장기업 중 평균 18% 정도라는 것은 본 연구의 표본구성과 달리 회사채 발행기업만을 분석한다면 그 결과로부터 나타난 검증결과는 상장기업 전체를 대표하지 못할 수 있다.

〈표 3〉 주수 변수에 대한 상관관계

Variable	YS	Ab_CFO	Ab_PROD	Ab_DISE	REM	AEM	LnRATING	MKT	SIZE	LEV	GRW	BIG4	ISSUE	BOND	CFO	LOSSF	SO	BETA	VOL	AGE	GROUP	LARGE	FORN
YS	1	0.098 (0.000)	0.028 (0.004)	-0.039 (0.000)	0.048 (0.000)	0.011 (0.267)	-0.271 (0.000)	-0.020 (0.040)	0.018 (0.067)	0.264 (0.000)	-0.012 (0.219)	-0.030 (0.002)	0.063 (0.000)	0.109 (0.000)	-0.122 (0.000)	0.263 (0.000)	0.059 (0.000)	0.048 (0.000)	0.170 (0.000)	0.043 (0.000)	0.028 (0.004)	-0.153 (0.000)	-0.073 (0.000)
Ab_CFO		1	0.373 (0.000)	-0.001 (0.919)	0.660 (0.000)	0.770 (0.000)	-0.356 (0.000)	-0.356 (0.000)	-0.130 (0.000)	0.145 (0.000)	0.051 (0.000)	-0.066 (0.000)	0.126 (0.000)	-0.004 (0.696)	-0.852 (0.000)	0.239 (0.000)	-0.005 (0.988)	0.000 (0.554)	0.153 (0.000)	0.006 (0.390)	0.008 (0.000)	-0.066 (0.000)	-0.132 (0.006)
Ab_PROD			1	0.587 (0.000)	0.908 (0.000)	0.235 (0.000)	-0.209 (0.000)	-0.209 (0.000)	-0.045 (0.000)	0.126 (0.000)	0.048 (0.000)	-0.034 (0.000)	-0.024 (0.015)	-0.039 (0.000)	-0.311 (0.000)	0.138 (0.000)	-0.022 (0.027)	0.004 (0.658)	0.052 (0.000)	0.055 (0.000)	0.037 (0.000)	-0.006 (0.525)	-0.122 (0.006)
Ab_DISE				1	0.633 (0.000)	-0.002 (0.854)	-0.018 (0.060)	-0.018 (0.000)	-0.054 (0.000)	-0.013 (0.169)	-0.161 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.079 (0.003)	-0.057 (0.000)	-0.048 (0.000)	-0.009 (0.335)	-0.064 (0.588)	-0.005 (0.931)	0.001 (0.000)	0.070 (0.000)	0.011 (0.264)	0.046 (0.000)	-0.092 (0.000)
REM					1	0.479 (0.000)	-0.283 (0.000)	-0.283 (0.000)	-0.101 (0.000)	0.132 (0.000)	0.001 (0.932)	-0.062 (0.000)	0.019 (0.049)	-0.041 (0.000)	-0.574 (0.000)	0.182 (0.000)	-0.034 (0.001)	0.001 (0.929)	0.098 (0.000)	0.055 (0.000)	0.028 (0.004)	-0.019 (0.050)	-0.156 (0.000)
AEM						1	-0.192 (0.000)	-0.192 (0.000)	-0.051 (0.000)	0.033 (0.001)	0.130 (0.000)	-0.022 (0.021)	0.080 (0.000)	0.008 (0.399)	-0.711 (0.000)	0.033 (0.001)	-0.020 (0.043)	0.012 (0.226)	0.073 (0.000)	-0.011 (0.268)	0.003 (0.746)	-0.001 (0.883)	-0.061 (0.000)
LnRATING							1	-0.038 (0.000)	0.026 (0.007)	-0.576 (0.000)	0.077 (0.000)	0.036 (0.000)	-0.143 (0.000)	-0.110 (0.000)	0.418 (0.000)	-0.470 (0.000)	-0.005 (0.604)	-0.093 (0.000)	-0.248 (0.000)	-0.002 (0.862)	-0.027 (0.006)	0.154 (0.000)	0.162 (0.000)
MKT								1	-0.570 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.088 (0.000)	-0.201 (0.000)	0.242 (0.000)	-0.294 (0.000)	-0.026 (0.008)	0.095 (0.000)	0.141 (0.000)	0.065 (0.000)	0.287 (0.000)	-0.517 (0.000)	-0.206 (0.000)	-0.236 (0.000)	-0.236 (0.000)
SIZE									1	0.226 (0.000)	-0.023 (0.017)	0.324 (0.000)	-0.177 (0.000)	0.492 (0.000)	0.112 (0.000)	-0.189 (0.000)	-0.038 (0.000)	0.153 (0.000)	-0.376 (0.000)	0.386 (0.000)	0.265 (0.000)	-0.014 (0.146)	0.490 (0.000)
LEV										1	0.044 (0.000)	0.055 (0.000)	-0.043 (0.000)	0.275 (0.000)	-0.122 (0.000)	0.233 (0.000)	-0.076 (0.000)	0.033 (0.001)	0.105 (0.000)	0.133 (0.000)	0.053 (0.000)	-0.069 (0.000)	-0.032 (0.001)
GRW											1	0.003 (0.779)	0.075 (0.000)	-0.045 (0.000)	0.166 (0.000)	-0.140 (0.000)	0.034 (0.000)	0.022 (0.026)	0.033 (0.001)	-0.135 (0.000)	-0.030 (0.002)	0.027 (0.005)	0.012 (0.236)
BIG4												1	-0.031 (0.001)	0.172 (0.000)	0.069 (0.000)	-0.071 (0.000)	0.042 (0.000)	0.071 (0.000)	-0.142 (0.000)	0.026 (0.008)	0.120 (0.000)	0.013 (0.190)	0.217 (0.000)
ISSUE													1	-0.054 (0.000)	-0.111 (0.000)	0.191 (0.000)	0.177 (0.000)	0.132 (0.000)	0.337 (0.000)	-0.264 (0.000)	-0.047 (0.000)	-0.205 (0.000)	-0.053 (0.000)
BOND														1	-0.010 (0.298)	-0.050 (0.000)	-0.019 (0.000)	0.086 (0.000)	-0.138 (0.000)	0.199 (0.000)	0.128 (0.000)	-0.056 (0.000)	0.205 (0.000)
CFO															1	-0.329 (0.000)	0.021 (0.035)	-0.022 (0.023)	-0.162 (0.000)	-0.054 (0.000)	-0.017 (0.088)	0.088 (0.000)	0.144 (0.000)
LOSSF																1	0.110 (0.000)	0.036 (0.000)	0.298 (0.000)	-0.045 (0.000)	-0.008 (0.423)	-0.253 (0.000)	-0.161 (0.000)
SO																	1	0.142 (0.000)	0.052 (0.000)	-0.197 (0.000)	-0.003 (0.729)	-0.180 (0.000)	0.043 (0.000)
BETA																		1	-0.092 (0.000)	0.020 (0.045)	0.029 (0.000)	-0.201 (0.000)	0.062 (0.000)
VOL																			1	-0.220 (0.000)	-0.101 (0.000)	-0.132 (0.000)	-0.231 (0.000)
AGE																				1	0.099 (0.000)	0.075 (0.000)	0.104 (0.000)
GROUP																					1	0.054 (0.000)	0.081 (0.000)
LARGE																						1	-0.092 (0.000)
FORN																							1

주1) 변수 정의는 <표 2>와 같음.
 주2) 분석기간은 2001년부터 2011년까지(종속변수 기준임).
 주3) 괄호안의 수치는 p 값을 나타냄(양측검증).

구체적으로, YS는 LnRATING, MKT, BIG4, CFO, LARGE, FORN 변수와 유의한 음(-)의 상관성을, SIZE, LEV, ISSUE, BOND, LOSSF, SO, BETA, VOL, AGE, GROUP 변수와는 유의한 양(+)의 상관성을 가진다. 즉 기업신용등급이 높은 기업일수록, 코스닥기업이면, Big 4 감사인에게 감사받은 경우, 영업현금흐름이 높을수록, 대주주 지분율이나 외국인투자자 지분율이 높을수록 부채조달비용이 낮고, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 유상증자를 실시한 기업인 경우, 회사채 발행기업이면, 과거 3년간 손실발생 빈도가 많으면, 스톡옵션을 행사한 기업이면, 체계적 위험이 높을수록, 주식수익률의 변동성이 클수록, 설립연수가 길수록, 기업집단에 속한 기업이면 부채조달비용이 높은 것으로 나타났다.

YS와 높은 상관성을 보이는 변수로는 LnRATING(0.271), LEV(0.264), LOSSF(0.263), VOL(0.17), LARGE(0.153), CFO(0.122), BOND(0.109) 순으로 이들 변수는 10% 이상의 상관성을, 그 외 FORN(0.073), ISSUE(0.063), SO(0.059), BETA(0.048), AGE(0.043), BIG4(0.03), GROUP(0.028), MKT(0.02), SIZE(0.018) 순으로 10% 이내의 상관성을 보인다. 한편, LnRATING는 LEV와 -0.576로 높은 음(-)의 상관성을, 또한 MKT와 SIZE 간에도 0.57로 높은 음(-)의 상관성을 가진다. 따라서 다변량 회귀분석시 변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 확인할 필요가 있다.

3. 가설검증을 위한 다변량 회귀분석 결과

<표 4>에는 가설검증을 위하여 식(4)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 나타내었다. 모형 1부터 3까지는 각 REM의 개별 측정치의 결과를, 모형 4는 REM의 개별 측정치를 모두 모형식에 포함한 결과를, 그리고 모형 5는 REM의 세 가지 측정치를 합산한 종합적 REM의 결과를 각각 보고하였다. 한편, <표 5>의 회귀분석 결과들은 모두 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수에 포함되어 분석된 결과이지만, 지면상 보고는 생략한다. 따라서 본 검증결과는 산업과 연도별 차이에 따른 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>를 보면, 각 추정모형 모두 F 값이 통계적으로 유의한 값으로 나타나고 있어 본 연구설계에서 제시된 식(4)의 모형식은 적합성이 있는 것으로 나타났다. 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 추정모형에 관계없이 대략 18% 전후로 나타났다.¹⁸⁾

관심변수의 결과를 살펴보면, 모형 1에서 Ab_CFO는 종속변수(YS)에 대해 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값으로 나타난 반면, 모형 2와 3에서 Ab_PROD와 Ab_DISE는 YS에 대해 각각 1% 수

18) 모형식에 고려된 변수들 간에 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor ; VIF) 값으로 확인해 보았다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상을 상회하면 다변량 회귀모형의 결과에서 변수 간의 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. 예를 들어, 모형 4의 경우 설명변수 중에서 VIF의 최대값이 가장 높았던 변수로는 CFO 변수였고, 그 값이 3.415에 불과하였다. 이러한 결과로 볼 때 본 검증결과에서 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지는 않은 것으로 판단된다. 이후 검증결과들에서도 설명변수가 동일한 변수들로 구성되어 있기 때문에 앞서의 경우와 질적으로 유사한 것을 확인할 수 있었다. 그러한 점에서 이후 분석결과에 대해서는 다중공선성 문제와 관련한 논의는 생략한다.

준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이 결과는 모형 4에서 *Ab_CFO*, *Ab_PROD*, *Ab_DISE* 변수를 한 모형식에 모두 포함한 후 분석된 경우도 일치된 결과를 보이고 있다. 즉 *REM* 중 비정상 영업 현금흐름(*Ab_CFO*) 수준이 증가할수록 채권투자자들은 이를 적절히 탐지하고 간파하여 대출이자율 결정시 위험프리미엄을 추가로 요구하는데 반해, 비정상 생산원가(*Ab_PROD*)나 비정상 재량적 지출(*Ab_DISE*) 수준이 증가하는 경우에는 채권투자자들이 이를 제대로 탐지하거나 간파하지 못하여 대출이자율이 오히려 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 채권투자자는 매출시기를 조정하는 수익(revenue)을 이용한 *REM* 활동(*Ab_CFO*)에 대해서는 상대적으로 잘 간파하는 경향이 있지만, 비용(expenses) 측면을 이용한 *REM* 활동(*Ab_PROD*, *Ab_DISE*)에 대해서는 상대적으로 잘 간파하지 못한다는 경향이 있는 것으로 나타났다. 즉 전자와 달리 후자의 결과는 비정상 생산원가나 비정상 재량적 지출을 이용하여 기업이 보고이익을 상향조정하더라도 채권투자자는 보고이익 수치에 따라 이를 반영시키고 있음을 보여준다.

〈표 4〉 *REM*과 부채조달비용 간의 관계에 대한 다변량 회귀분석 결과

$$\begin{aligned}
 YS_t = & \beta_0 + \beta_1 REM_{t-1}(Ab_CFO_{t-1}, Ab_PROD_{t-1}, Ab_DISE_{t-1}) + \beta_2 AEM_{t-1} + \beta_3 LnRATING_t \\
 & + \beta_4 MKT_{t-1} + \beta_5 SIZE_{t-1} + \beta_6 LEV_{t-1} + \beta_7 GRW_{t-1} + \beta_8 BIG4_{t-1} + \beta_9 ISSUE_{t-1} \\
 & + \beta_{10} BOND_{t-1} + \beta_{11} CFO_{t-1} + \beta_{12} LOSSF_{t-1} + \beta_{13} SO_{t-1} + \beta_{14} BETA_{t-1} + \beta_{15} VOL_{t-1} \\
 & + \beta_{16} AGE_{t-1} + \beta_{17} GROUP_t + \beta_{18} LARGE_{t-1} + \beta_{19} FORN_{t-1} + \sum IND + \sum YD + \varepsilon \quad (4)
 \end{aligned}$$

Variables	pred. sign	종속변수=YS (부채차입이자율 스프레드)				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
<i>Intercept</i>	?	0.519 (7.875 ^{***})	0.524 (7.980 ^{***})	0.532 (8.111 ^{***})	0.515 (7.816 ^{***})	0.531 (8.087 ^{**})
<i>Ab_CFO</i>	+/-	0.122 (2.348^{**})			0.148 (2.726^{***})	
<i>Ab_PROD</i>	+/-		-0.074 (-3.777^{***})		-0.048 (-1.827[*])	
<i>Ab_DISE</i>	+/-			-0.162 (-4.654^{***})	-0.107 (-2.353^{**})	
<i>REM</i>	+/-					-0.067 (-3.612^{***})
<i>AEM</i>	-	-0.129 (-2.898 ^{***})	-0.094 (-2.240 ^{**})	-0.092 (-2.190 ^{**})	-0.135 (-3.025 ^{**})	-0.080 (-1.893 [*])
<i>LnRATING</i>	-	-0.066 (-5.402 ^{***})	-0.068 (-5.577 ^{***})	-0.067 (-5.508 ^{***})	-0.069 (-5.629 ^{***})	-0.067 (-5.528 ^{***})
<i>MKT</i>	+	-0.011 (-1.501)	-0.010 (-1.400)	-0.009 (-1.339)	-0.008 (-1.199)	-0.010 (-1.430)
<i>SIZE</i>	-	-0.005 (-1.809 [*])	-0.006 (-1.877 [*])	-0.006 (-2.039 ^{**})	-0.005 (-1.725 [*])	-0.006 (-2.002 ^{**})

〈표 4〉 REM과 부채조달비용 간의 관계에 대한 다변량 회귀분석 결과 (계속)

Variables	pred. sign	종속변수=YS (부채차입이자율 스프레드)				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
<i>LEV</i>	+	0.220 (11.776 ^{***})	0.228 (12.261 ^{***})	0.225 (12.115 ^{***})	0.220 (11.805 ^{***})	0.228 (12.299 ^{***})
<i>GRW</i>	+/-	0.004 (0.506)	0.013 (1.583)	0.004 (0.465)	0.002 (0.187)	0.012 (1.474)
<i>BIG4</i>	-	-0.013 (-2.390 ^{**})	-0.013 (-2.410 [*])	-0.014 (-2.478 ^{***})	-0.013 (-2.450 ^{***})	-0.013 (-2.431 ^{***})
<i>ISSUE</i>	+	-0.003 (-0.501)	-0.005 (-0.664)	-0.005 (-0.668)	-0.006 (-0.843)	-0.004 (-0.612)
<i>BOND</i>	+	0.050 (6.310 ^{**})	0.048 (6.042 ^{**})	0.048 (6.061 ^{**})	0.047 (5.976 ^{**})	0.048 (6.068 ^{**})
<i>CFO</i>	-	0.035 (0.681)	-0.069 (-1.787 [*])	-0.044 (-1.139)	0.036 (0.698)	-0.090 (-2.233 ^{***})
<i>LOSSF</i>	+	0.043 (12.290 ^{***})	0.043 (12.337 ^{***})	0.042 (12.069 ^{**})	0.043 (12.177 ^{***})	0.043 (12.251 ^{***})
<i>SO</i>	+	0.042 (5.271 ^{**})	0.042 (5.323 ^{**})	0.041 (5.145 ^{**})	0.041 (5.118 ^{**})	0.042 (5.298 ^{**})
<i>BETA</i>	+	0.010 (1.391)	0.010 (1.400)	0.011 (1.549)	0.012 (1.583)	0.010 (1.417)
<i>VOL</i>	+	0.049 (3.210 ^{**})	0.049 (3.172 ^{**})	0.049 (3.166 ^{**})	0.048 (3.121 ^{**})	0.049 (3.185 ^{**})
<i>AGE</i>	-	0.021 (4.153 ^{***})	0.023 (4.406 ^{***})	0.023 (4.523 ^{***})	0.024 (4.547 ^{***})	0.023 (4.421 ^{***})
<i>GROUP</i>	+	0.013 (1.723 [*])	0.014 (1.863 ^{**})	0.014 (1.807 [*])	0.013 (1.790 ^{**})	0.014 (1.859 [*])
<i>LARGE</i>	+	-0.145 (-8.852 ^{***})	-0.144 (-8.830 ^{***})	-0.144 (-8.779 ^{***})	-0.143 (-8.766 ^{***})	-0.144 (-8.824 ^{***})
<i>FORN</i>	-	-0.084 (-3.030 ^{***})	-0.091 (-3.260 ^{***})	-0.091 (-3.278 ^{***})	-0.094 (-3.391 ^{***})	-0.090 (-3.230 ^{***})
<i>ΣIND</i>		included	included	included	included	included
<i>ΣYD</i>		included	included	included	included	included
<i>Adj. R²</i>		0.187	0.188	0.188	0.189	0.187
<i>F Value</i>		73.991 ^{***}	74.318 ^{***}	74.594 ^{***}	70.623 ^{***}	74.273 ^{***}
<i>N</i>		10,479	10,479	10,479	10,479	10,479

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 분석기간은 2001년부터 2011년까지(종속변수 기준)임.

주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

그런데 수익 측면의 REM 활동과 비용 측면의 REM 활동이 채권투자자에게 다른 반응을 보이는 이유에 대한 설명은 현 자료 분석만으로는 어려움이 있다. 그러나 이러한 결과가 나타난 이유 중 하나의 가능성은 매출수익의 경우 외부와의 거래를 통해 이루어지는 특성이 있기 때문에 이러한 REM 활동은 외부에서는 보다 더 쉽게 탐지될 가능성이 높은 것으로 보인다. 반면, 비용 측면에서의 REM 활동은 앞서의 경우와 달리 외부와의 거래활동을 통해서 발생하는 특성이 낮기 때문에, 즉 기업이 내부적으로 REM을 조정하는 방법에 해당될 수 있으므로, 외부 정보이용자 중 하나인 채권투자자들의 경우 이를 탐지하거나 간파할 가능성이 상대적으로 더 낮을 수도 있기 때문에 이러한 차이로 인해 나타난 결과로 판단된다.

이상의 결과를 종합하면, Ab_CFO는 YS에 대해 양(+)의 관계를 보이지만, Ab_PROD, Ab_DISE, 그리고 세 가지를 종합한 REM 측정치는 YS에 대해 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 Roychowdhury(2006)에서 제안된 세 가지 REM 중 두 가지의 경우(Ab_PROD, Ab_DISE)와 이를 합산하여 종합한 REM의 경우에서 부채차입이자율 스프레드와 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있어, 전반적으로 국내 상장기업의 전체표본을 대상으로 분석한 결과는 REM과 부채조달비용 간에 유의한 음(-)의 관계가 더 강하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러한 점에서 본 연구에서 제시된 가설의 경우는 대체로 H_{1B}인 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설)이 지지되는 것으로 나타났다. 하지만, REM 중 Ab_CFO의 경우는 채권투자자들이 대출이자율 결정에 적절히 반영하는 것으로 나타나 H_{1A}인 채권투자자의 관점(경영자의 기회주의적 가설)도 일부 지지된 결과를 보였다. 따라서 <표 5>의 검증결과로 볼 때 상장기업의 경영자들이 REM을 통한 이익조정의 방법에 따라서도 채권투자자들의 시장반응에 차별적인 차이가 있음을 보여준다. 한편, 본 연구결과는 Ge and Kim(2014)의 검증결과와 다소 일치하지 않는 결과를 보인다. 예로, Ge and Kim(2014)은 본 연구에서와 달리 미국 자료를 이용하고 회사채 발행기업만을 대상으로 분석한 결과에서 Ab_CFO 및 Ab_PROD는 YS에 대해 유의한 양(+)의 결과를 보고한 바 있다. 그러나 Ab_DISE 및 세 가지 종합적 REM의 경우는 YS에 대해 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지는 않았다. 따라서 Ge and Kim(2014)의 검증결과와 본 연구결과를 단순 비교하면 Ab_CFO를 제외한 나머지 Ab_PROD, Ab_DISE 및 종합적 REM 모두는 다른 결과가 나타나고 있음을 알 수 있다.¹⁹⁾

이상의 결과에서 알 수 있듯이, <표 5>의 결과는 경영자가 기회주의적 이익조정행위로서 부채차입이자율을 낮추기 위해 REM을 증가시켜 보고이익을 상향조정하더라도 대체로 채권투자자들은 이를 적절히 탐지하거나 간파하지 못하고 있음을 보여준다. 따라서 본 연구결과는 채권투자자들이 REM에 대해 전반적으로 직접 탐지하지 못할 때 경영자는 부채조달시에 차입이자율을 낮게 유도하

19) Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 두 가지 조합적 $RM1(=AB_PROD+[AB_DISE \times (-1)])$ 및 $RM2(=[AB_CFO \times (-1)]+[AB_DISE \times (-1)])$ 로 측정한 후 <표 4>와 동일한 분석을 수행해 보았다. 지면상 별도의 표로 나타내지는 않았지만, 그 결과에 따르면 RM1 변수는 종속변수 YS에 대해 회귀계수(t 값)이 $-0.061(-4.448)$ 이었고, RM2 변수는 YS에 대해 $-0.070(-2.416)$ 으로 각각 1%와 5% 수준에서 유의한 계수값으로 나타났다. 따라서 두 가지 조합적 RM 측정치를 이용한 결과도 종합적 RM 측정치와 마찬가지로 H_{1B}인 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설)이 지지되었다.

기 위하여 상대적으로 외부에서 관찰가능성이 낮은 이익조정 수단을 이용할 경제적 유인이 존재할 수 있음을 보여준다. 그러한 점에서 본 연구결과는 채권시장의 투자자들이 경영자의 REM을 이용한 이익조정행위에 대해서 적절히 간파하지 못할 수 있기 때문에 경영자는 낮은 차입이자율로 부채 차입이 수행될 수 있도록 채권투자자들을 유도할 목적에서 REM 활동을 이용할 경제적 유인이 발생된다는 실증적 증거를 보여주고 있다. 이와 같은 결과는 한편으로, REM을 다룬 연구들에서 REM을 이용한 이익조정행위가 외부에서 잘 관찰되지 않는다는 일반적인 주장과도 일맥상통하는 실증적 증거이다. 또한 선행연구인 Graham et al.(2005)은 기업에서 REM 활동을 이용한 이익조정은 탐지하기 어려운 점 외에도 AEM과 달리 외부감사인이나 규제기관의 정밀조사 대상도 아닐 수 있음을 강조한 바 있다. 이러한 선행연구의 주장과 본 연구결과를 동시에 고려해 본다면, 본 연구결과에서는 Ge and Kim(2014)의 결과와 달리 REM과 YS 간에는 유의한 양(+)의 결과가 주로 관찰되는 것이 아니라, 국내 상장기업 전체를 대상으로 분석하면 종합적 REM 측정치의 경우나 Ab_PROD과 Ab_DISE의 경우에는 YS에 대해 유의한 음(-)의 관계가 주로 나타나고 있다. 따라서 이런 결과는 국내 채권시장에서 상장기업이 부채조달시 자원의 효율적 배분에 문제가 될 수 있음을 의미하며, 또한 이런 상황에서는 경영자의 수탁책임과 관련한 대리비용을 보다 증가시킬 뿐 아니라, 경영자의 도덕적 해이 문제가 채권시장에서 투자자에게 역선택 문제를 초래시킬 수 있음을 시사한다.

한편, AEM(재량적 발생액)의 결과는 YS에 대해 추정모형 모두 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 REM뿐만 아니라 AEM의 결과 역시 채권투자자들은 대출이자율 결정시에 이를 적절히 반영시키지 못하고 있음을 의미한다. 이 결과는 선행연구인 박종일과 윤소라(2014)의 경우와 일치한다.

기타 통제변수의 결과를 살펴보면, 종속변수 YS와 유의한 관계를 보이는 변수로는 LnRATING, SIZE, LEV, BIG4, BOND, CFO, LOSSF, SO, VOL, AGE, GROUP, LARGE, FORN 등이다. 구체적으로, YS는 LnRATING, SIZE, BIG4, CFO, LARGE, FORN 변수와 음(-)의 관계를, LEV, BOND, LOSSF, SO, VOL, AGE, GROUP 변수와는 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 기업신용등급이 높을수록, 기업규모가 클수록, Big 4 감사인에게 감사받은 경우, 영업현금흐름이 많을수록, 대주주 지분율이 높을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록 부채조달비용이 낮고, 부채비율이 높을수록, 회사채를 발행한 기업이면, 과거 3년간 손실발생의 빈도가 많으면, 스톡옵션을 행사한 기업이면, 주식수익률의 변동성이 클수록, 설립연수가 길수록, 기업집단에 속한 기업이면 부채조달비용이 높게 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>에서 보았듯이 단순 상관성의 결과와 대체로 일치한다.

한편, 앞서의 통제변수의 결과로 볼 때 신용등급(LnRATING) 외에도 기업규모(SIZE), 재무안전성(LEV, BOND), 수익성(CFO, LOSSF), 감사인(BIG4), 수익률위험(VOL), 기업의 안전성(AGE), 소유구조(LARGE, FORN), 기업집단의 소속여부(GROUP)와 이익조정과 관련한 스톡옵션의 행사여부(SO) 등이 채권시장의 투자자들에게 대출이자율에 중요한 영향을 미치는 결정변수라는 것을 알 수 있다.

4. 강건성 분석결과

본 절에서는 앞서의 <표 4>의 검증결과에 대해 강건성 분석(robustness analysis)의 일환으로 몇 가지 추가분석을 별도로 수행해 보았다. 구체적인 사항은 다음과 같다. 첫째, Ge and Kim (2014)은 LnRATING 변수 대신 직교된 신용등급(residuals LnRATING) 변수를 모형식에 고려한 후 분석을 수행하였다. 왜냐하면 신용등급 변수는 모형식에 고려된 다른 통제변수와 상관성이 높을 수 있기 때문에 직교된 신용등급 변수를 이용하면 통제변수 간의 직접적인 상관성은 문제가 되지 않기 때문이다. 따라서 본 연구도 Ge and Kim(2014)의 방법에 따라 직교된 신용등급 변수를 이용하여 추가분석을 수행해 보았다.²⁰⁾ 이와 관련한 회귀분석 결과는 <표 5>에 나타내었다.

<표 5> 강건성 분석 1 : 직교된 신용등급 변수를 통제한 후 분석결과

$$\begin{aligned}
 YS_t = & \beta_0 + \beta_1 REM_{t-1}(Ab_CFO_{t-1}, Ab_PROD_{t-1}, Ab_DISE_{t-1}) + \beta_2 AEM_{t-1} + \beta_3 LnRATING_t \\
 & + \beta_4 MKT_{t-1} + \beta_5 SIZE_{t-1} + \beta_6 LEV_{t-1} + \beta_7 GRW_{t-1} + \beta_8 BIG4_{t-1} + \beta_9 ISSUE_{t-1} \\
 & + \beta_{10} BOND_{t-1} + \beta_{11} CFO_{t-1} + \beta_{12} LOSSF_{t-1} + \beta_{13} SO_{t-1} + \beta_{14} BETA_{t-1} + \beta_{15} VOL_{t-1} \\
 & + \beta_{16} AGE_{t-1} + \beta_{17} GROUP_t + \beta_{18} LARGE_{t-1} + \beta_{19} FORN_{t-1} + \sum IND + \sum YD + \varepsilon \quad (4)
 \end{aligned}$$

Variables	pred. sign	종속변수=YS (부채차입이자율 스프레드)				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
<i>Ab_CFO</i>	+/-	0.127 (2.445**)			0.151 (2.784***)	
<i>Ab_PROD</i>	+/-		-0.070 (-3.551***)		-0.045 (-1.708*)	
<i>Ab_DISE</i>	+/-			-0.156 (-4.466***)	-0.104 (-2.282**)	
<i>REM</i>	+/-					-0.044 (-3.372***)
<i>AEM</i>	-	-0.140 (-3.158***)	-0.104 (-2.488***)	-0.102 (-2.437**)	-0.147 (-3.280**)	-0.091 (-2.161**)
<i>LnRATING</i>	-	-0.068 (-5.597***)	-0.068 (-5.579***)	-0.067 (-5.505***)	-0.069 (-5.629***)	-0.067 (-5.528***)
<i>Control variables</i>	?	Included	Included	Included	Included	Included
<i>N</i>		10,479	10,479	10,479	10,479	10,479

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음. 단, LnRATING 대신 직교된 신용등급(residuals LnRATING)이 식(4)에 고려됨.

주2) 분석기간은 2001년부터 2011년까지(종속변수 기준)임.

주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t값이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

20) 이 방법은 Mansi et al.(2004)의 연구에서도 이용된 바 있는 방법이다. 분석절차를 간략히 설명하면 다

표 보고방식은 앞서의 경우와 동일하다. 다만 지면상 표의 간결성을 위하여 관심변수를 중심으로 보고했다.

<표 5>의 결과를 보면, 직교된 신용등급 변수를 모형식에 통제한 후에도 Ab_CFO는 YS에 대해 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을(모형 1), Ab_PROD와 Ab_DISE는 YS에 대해 각각 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을(모형 2와 3), 또한 종합적 REM 역시 YS에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다(모형 5). 따라서 직교된 신용등급 변수를 통제한 후에도 REM과 YS 간의 관계는 <표 4>의 경우와 질적으로 일치된 결과로 나타났다.

둘째, 앞서 <표 4>에서는 종속변수를 부채차입이자율 스프레드로 측정 한 후 분석하였다. 그러나 이전 연구들에서는 부채조달비용을 부채차입이자율로 측정하여 분석한 연구들도 다수 존재한다. 따라서 본 절에서는 종속변수를 부채차입이자율 스프레드 대신 부채차입이자율로 측정 한 후 앞서와 동일한 분석을 추가로 수행해 보았다. 그 결과는 <표 6>에 나타내었다. <표 6>을 보면, 앞서 <표 4>의 결과와 질적으로 유사한 결과가 관찰되고 있음을 볼 수 있다. 이러한 결과로 볼 때 앞서 <표 4>의 검증결과는 종속변수인 부채조달비용을 부채차입이자율 스프레드나 부채차입이자율로 측정 한 경우와 관계없이 발견되는 현상임을 알 수 있다.

셋째, 앞서 <표 4>의 결과는 AEM의 추정을 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 ROA 성과통제 재량적 발생액으로 측정 한 후 분석된 결과였다. 본 연구는 Ge and Kim(2014)의 방법과 같이 REM과 YS 간의 관계를 알아보는데 있어 AEM 변수를 통제한 후의 결과를 살펴보았다. 그런데 Ge and Kim(2014)은 AEM을 Kothari et al.(2005)의 방법과 달리 Dechow et al.(1995)의 수정된 Jones 모형을 이용하여 분석하였다. 따라서 본 절에서는 이러한 사항이 검증결과의 차이를 발생시키는지를 알아보기 위해서 앞서의 선행연구의 방법과 같이 REM과 YS 간의 관계를 살펴볼 때 AEM을 수정된 Jones모형(1995)으로 측정 한 후 통제변수로 고려하여 재분석을 수행해 보았다. 지면상 이와 관련한 결과를 별도의 표로 나타내지는 않았지만, <표 4>의 결과와 질적으로 유사한 결과가 나타남을 확인할 수 있었다.

음과 같다. 즉 식(4)의 모형식에서 설명변수 중 LnRATING을 종속변수로 설정하고, LnRATING을 제외한 나머지 변수 모두를 설명변수로 하는 모형식을 이용하여 OLS 회귀분석을 수행한다. 그러면 회귀분석 후 얻어진 개별기업에 대한 잔차항(residuals LnRATING) 값이 직교된 신용등급이 된다. 이 잔차항 값을 기존 LnRATING 변수 대신에 식(4)에 고려하면 나머지 통제변수로 포함된 설명변수와는 더 이상 상관성이 없게 된다. 즉 식(4)에서 종전 LnRATING 변수와 다른 설명변수 간에 존재하는 높은 상관성의 경우 직교된 신용등급 변수를 이용하여 분석하면 더 이상 신용등급 변수와 다른 통제변수 간에 발생하는 높은 상관성 문제는 나타나지 않게 된다. 따라서 <표 5>의 강건성 분석의 경우는 직교된 신용등급 변수를 구한 후 이를 식(4)의 모형식에 다시 고려하여 분석한 결과에서도 관심변수인 REM과 종속변수인 YS 간의 관계가 앞서 <표 4>의 경우와 일치된 결과가 나타나는지를 살펴보기 위한 사항이다.

〈표 6〉 강건성 분석 2 : 부채조달비용으로 부채차입이자율을 이용한 분석결과

$$\begin{aligned}
 YS_t = & \beta_0 + \beta_1 REM_{t-1}(Ab_CFO_{t-1}, Ab_PROD_{t-1}, Ab_DISE_{t-1}) + \beta_2 AEM_{t-1} + \beta_3 LnRATING_t \\
 & + \beta_4 MKT_{t-1} + \beta_5 SIZE_{t-1} + \beta_6 LEV_{t-1} + \beta_7 GRW_{t-1} + \beta_8 BIG4_{t-1} + \beta_9 ISSUE_{t-1} \\
 & + \beta_{10} BOND_{t-1} + \beta_{11} CFO_{t-1} + \beta_{12} LOSSF_{t-1} + \beta_{13} SO_{t-1} + \beta_{14} BETA_{t-1} + \beta_{15} VOL_{t-1} \\
 & + \beta_{16} AGE_{t-1} + \beta_{17} GROUP_t + \beta_{18} LARGE_{t-1} + \beta_{19} FORN_{t-1} + \sum IND + \sum YD + \varepsilon
 \end{aligned}
 \quad (4)$$

Variables	pred. sign	종속변수=부채차입이자율				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
<i>Ab_CFO</i>	+/-	0.112 (2.169**)			0.134 (2.491***)	
<i>Ab_PROD</i>	+/-		-0.071 (-3.620***)		-0.042 (-1.607)	
<i>Ab_DISE</i>	+/-			-0.159 (-4.601***)	-0.111 (-2.456***)	
<i>REM</i>	+/-					-0.045 (-3.534***)
<i>AEM</i>	-	-0.142 (-3.230***)	-0.110 (-2.657***)	-0.108 (-2.608***)	-0.148 (-3.332***)	-0.096 (-2.316**)
<i>LnRATING</i>	-	-0.067 (-5.564***)	-0.069 (-5.732***)	-0.068 (-5.671***)	-0.070 (-5.777***)	-0.069 (-5.689***)
<i>Control variables</i>	?	included	included	included	included	included
<i>N</i>		10,479	10,479	10,479	10,479	10,479

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음. 단, 종속변수를 부채차입이자율(소수의 순위등급변수로 측정)임.

주2) 분석기간은 2001년부터 2011년까지(종속변수 기준)임.

주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

넷째, <표 3>의 상관관계 결과에서 REM과 AEM 간에는 47.9%로 높은 양(+)의 상관성이 있었다. 따라서 본 절에서는 식(4)의 모형식에서 AEM을 제외한 후 REM과 YS 간에 관계를 추가로 다시 검증해 보았다. 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 모형 1에서 Ab_CFO는 종속변수(YS)에 대해 계수값(t 값)이 0.071(1.450)로 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다. 반면, 모형 2와 3에서 Ab_PROD와 Ab_DISE는 YS에 대해 계수값(t 값)이 각각 -0.074(-3.773)와 -0.163(-4.674)로 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과가 나타났다. 또한 모형 5의 종합적 REM 측정치는 YS에 대해 계수값(t 값)이 -0.046(-3.575)로 여전히 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과로 나타났다. 이는 AEM과 REM 간에 상관성이 높은 AEM 변수를 모형식에서 제외한 후 분석하여도 Ab_CFO는 YS에 대해 더 이상 유의한 양(+)의 관계가 관찰되지 않았고, Ab_PROD, Ab_DISE 및

종합적 REM 측정치는 YS에 대해 여전히 <표 4>의 결과와 일치된 결과로 나타나 연구가설은 전반적으로 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설 ; H_{1B})이 지지됨을 다시 한번 확인할 수 있었다.

다섯째, <표 3>의 Ab_CFO는 다른 통제변수보다도 CFO와 0.852로 매우 높은 음(-)의 상관성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 본 절에서는 식(4)의 모형식에서 CFO 변수를 제외한 후 앞서와 동일한 분석을 다시 수행해 보았다. 그 결과에 따르면, 모형 1에서 Ab_CFO는 YS에 대해 계수값(t 값)이 $-0.000(-0.015)$ 으로 더 이상 통계적으로 유의한 관계가 나타나지 않았다. 반면에 모형 2와 3의 경우 Ab_PROD와 Ab_DISE는 YS에 대해 계수값(t 값)이 각각 $-0.074(-3.870)$ 와 $-0.163(-4.678)$ 으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과를, 모형 5에서 종합적 REM의 경우도 YS에 대해 $-0.040(-3.686)$ 으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과를 보였다. 이상의 결과로 볼 때, Ab_CFO를 제외하면 Ab_PROD와 Ab_DISE, 종합적 REM 측정치는 전반적으로 H_{1B} 인 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설)이 지지되는 결과이다.

마지막으로, REM과 YS 간의 관계를 분석한 선행연구인 Ge and Kim(2014)은 회사채를 발행한 기업을 대상으로 분석했다. 그 결과에서 REM과 YS 간에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고한 바 있다. 따라서 본 절에서는 전체표본을 다시 회사채를 발행한 기업과 미발행한 기업으로 각각 나누어 <표 4>와 동일한 분석을 추가로 수행해 보았다. 이와 관련된 회귀분석 결과는 <표 7>에 보고하였다. <표 7>에서 Panel A에는 회사채 발행기업의 결과를, Panel B에는 회사채 미발행기업의 결과를 각각 보고했다. 지면상 관심변수를 중심으로 요약표를 작성하여 나타내었다.

먼저 <표 7>에서 Panel A(회사채 발행기업)를 보면, Ab_CFO를 제외하면 Ab_PROD, Ab_DISE, 그리고 종합적 REM 측정치 모두는 YS에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 즉 회사채 발행기업 표본을 이용한 경우에도 전반적으로 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설 ; H_{1B})이 지지되는 결과가 나타났다. 또한 Panel B(회사채 미발행기업)를 보면, <표 4>의 경우와 대체로 질적으로 유사한 결과가 관찰되고 있음을 볼 수 있다. 따라서 회사채 미발행기업의 경우도 회사채 발행기업과 마찬가지로 Ab_CFO를 제외하면 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설 ; H_{1B})이 지지되는 결과임을 알 수 있다. 이상의 결과로 볼 때 국내 상장기업들의 경우 부채차입이자율 스프레드로 측정된 부채조달비용은 회사채 발행여부와 상관없이 전반적으로 REM과 유의한 음(-)의 관계가 있음을 본 연구결과는 보여준다.

〈표 7〉 강건성 분석 3 : 회사채 발행기업 vs 회사채 미발행기업의 분석결과

$$\begin{aligned}
 YS_t = & \beta_0 + \beta_1 REM_{t-1}(Ab_CFO_{t-1}, Ab_PROD_{t-1}, Ab_DISE_{t-1}) + \beta_2 AEM_{t-1} + \beta_3 LnRATING_t \\
 & + \beta_4 MKT_{t-1} + \beta_5 SIZE_{t-1} + \beta_6 LEV_{t-1} + \beta_7 GRW_{t-1} + \beta_8 BIG4_{t-1} + \beta_9 ISSUE_{t-1} \\
 & + \beta_{10} BOND_{t-1} + \beta_{11} CFO_{t-1} + \beta_{12} LOSSF_{t-1} + \beta_{13} SO_{t-1} + \beta_{14} BETA_{t-1} + \beta_{15} VOL_{t-1} \\
 & + \beta_{16} AGE_{t-1} + \beta_{17} GROUP_t + \beta_{18} LARGE_{t-1} + \beta_{19} FORN_{t-1} + \sum IND + \sum YD + \varepsilon \quad (4)
 \end{aligned}$$

Panel A : 회사채 발행기업 (N=1,905)

Variables	pred. sign	종속변수=YS (부채차입이자율 스프레드)				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
<i>Ab_CFO</i>	+/-	0.051 (0.439)			0.1526 (1.305)	
<i>Ab_PROD</i>	+/-		-0.139 (-3.603***)		-0.138 (-2.424***)	
<i>Ab_DISE</i>	+/-			-0.191 (-2.934***)	-0.031 (-0.333)	
<i>REM</i>	+/-					-0.080 (-3.280***)
<i>AEM</i>	-	-0.108 (-1.095)	-0.087 (-0.974)	-0.094 (-1.053)	-0.144 (-1.456)	-0.061 (-0.680)
<i>LnRATING</i>	-	-0.108 (-5.798***)	-0.130 (-5.922***)	-0.129 (-5.840***)	-0.133 (-6.000***)	-0.129 (-5.842***)
<i>Control variables</i>	?	Included	Included	Included	Included	Included

Panel B : 회사채 미발행기업 (N=8,574)

Variables	pred. sign	종속변수=YS (부채차입이자율 스프레드)				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
<i>Ab_CFO</i>	+/-	0.133 (2.297**)			0.155 (2.565***)	
<i>Ab_PROD</i>	+/-		-0.069 (-3.079***)		-0.048 (-1.624*)	
<i>Ab_DISE</i>	+/-			-0.153 (-3.829***)	-0.098 (-1.898*)	
<i>REM</i>	+/-					-0.042 (-2.858***)
<i>AEM</i>	-	-0.134 (-2.704***)	-0.097 (-2.072**)	-0.094 (-2.010**)	-0.138 (-2.780**)	-0.084 (-1.794*)
<i>LnRATING</i>	-	-0.050 (-3.534***)	-0.052 (-3.693***)	-0.051 (-3.615***)	-0.052 (-3.709***)	-0.051 (-3.649***)
<i>Control variables</i>	?	Included	Included	Included	Included	Included

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 분석기간은 2001년부터 2011년까지(종속변수 기준)임.

주3) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

V. 결 론

본 연구는 실제 이익조정(REM)과 부채조달비용 간에 어떤 관련성이 있는지를 검증하였다. 본 연구에서는 REM과 부채조달비용 간에 나타날 수 있는 관계에 대해 논의를 두 가지 관점에서 살펴보았다. 하나는 두 변수 간에 양(+)의 관계가 기대되는 채권투자자의 관점이고, 다른 하나는 두 변수 간에 음(-)의 관계가 기대되는 경영자의 관점이다. 즉 전자는 채권투자자들이 당기 보고이익을 상향조정하기 위한 경영자의 기회주의적인 REM 활동을 간파할 수 있다고 보는 관점이고, 후자는 이를 간파할 수 없다고 보는 관점이다. 특히 선행연구인 Ge and Kim(2014)의 연구에서 회사채 발행기업만을 대상으로 분석한 것과 달리, 본 연구에서는 국내 상장기업 전체를 중심으로 앞서의 두 가지 관점 중 어떤 경우가 REM과 부채조달비용 간에 보다 더 우세한 결과로 나타나는지를 살펴보고자 하였다.

이를 위해 본 연구는 REM 추정을 Roychowdhury(2006)에서 제안된 방법에 따라 세 가지 REM 및 이를 종합적 REM 측정치를 이용하고 이들과 부채조달비용(YS) 간의 관계를 살펴보았다. 부채조달비용의 측정은 선행연구의 방법에 따라 부채차입이자율 스프레드 및 부채차입이자율을 이용하였다(박종일과 김명인 2013). 한편, 본 연구는 REM과 부채조달비용 간의 관계를 살펴보는데 있어, AEM 변수를 통제한 후의 결과를 살펴보기 위하여 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 ROA 성과가 통제된 재량적 발생액을 추정하였다. 표본은 유가증권상장기업과 코스닥상장기업들을 대상으로, 분석기간은 2001년부터 2011년까지 최종표본 10,479개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 부채조달비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 통제변수들과 또한 AEM 및 기업신용등급까지 통제한 후에도 종합적 REM 측정치는 부채조달비용과 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 둘째, 세 가지 REM 측정치와 부채조달비용 간의 관계를 살펴본 결과에서는 비정상 영업현금흐름(Ab_CFO)과 부채조달비용 간에 유의한 양(+)의 관계를, 비정상 생산원가(Ab_PROD) 및 비정상 재량적 지출(Ab_DISE)은 부채조달비용과 각각 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. Ab_PROD 및 Ab_DISE의 결과는 앞서 종합적 REM의 경우와 일치된 결과이지만, Ab_CFO는 앞서와 다른 결과라는 점에서 REM의 세 가지 측정치에 따라서도 채권투자자들의 시장반응은 다소 차별적인 것으로 나타났다. 셋째, 추가분석에서 표본을 다시 회사채 발행여부로 나누어 분석하면 두 집단 모두 앞서와 같이 첫째와 둘째의 검증결과와 대체로 일치된 결과를 보였다.

이상의 결과를 종합하면, 전반적으로 본 연구결과는 경영자가 기회주의적 이익조정행위로서 부채차입이자율을 낮추기 위해 REM을 증가시켜 이익을 상향조정하더라도 채권투자자들은 이를 탐지하여 적절히 간파하지 못하고 있음을 보여준다. 즉 본 연구결과는 채권시장의 투자자들이 경영자의 REM을 이용한 이익조정행위에 대해 직접 관찰이 가능하지 못할 수 있기 때문에 경영자는 REM 활

동을 이용해 낮은 차입이자율로 부채차입이 수행되도록 채권투자자들을 유도한다는 실증적 증거를 보여주고 있다. 따라서 본 연구에서 제시된 가설의 경우 경영자의 관점(운영상의 효율성 가설)이 지지되는 결과로 나타났다. 이러한 결과는 회사채 발행기업들 중심으로 살펴본 Ge and Kim (2014)의 결과와 상반된 증거이지만, 한편으로 이전 REM을 다룬 연구들에서 경영자가 REM 활동을 이용한 이익조정행위는 외부 정보이용자들에게 잘 식별되거나 관찰되지 않는다는 주장과는 부합되는 실증적 증거이다. 그러한 점에서 국내 상장기업 전체를 대상으로 살펴본 본 연구결과는 회사채 발행기업들 중심으로 살펴본 Ge and Kim(2014)의 결과와 상반된 증거를 제공해 준다는 점에서 REM을 다룬 관련연구(related study)에 추가적인 공헌(additional contribution)을 할 것으로 기대된다.

이와 더불어 국내 상장기업 전체를 대상으로 한 결과에서 Ge and Kim(2014)의 결과와 달리 REM과 부채조달비용 간에 유의한 음(-)의 관계가 관찰되었다는 점은 REM 활동이 활발한 기업과 관련해서는 국내 채권시장에서 대출의사결정상에 자원의 효율적 배분에 문제가 될 수 있음을 시사한다. 이는 REM을 이용하려는 경영자의 도덕적 해이 문제가 채권시장에 역선택 문제를 초래시킬 수도 있다는 점에서 본 연구결과는 채권투자자들에게는 기업의 REM 활동을 어떻게 반영하고 있는지와 관련한 이해에도 유익한 도움을 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구결과는 경영자의 기회주의적 이익조정행위에 관심이 있는 학계뿐만 아니라, 실무계, 회계기준제정기관 및 규제당국에게도 유용한 정보를 제공할 것으로 예상된다.

이상의 관련연구에 대한 유익한 추가적인 공헌 및 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 측면에서 분석상에 한계점이 있을 수 있다. 첫째, 실제 이익조정은 재량적 발생액과 마찬가지로 추정과정이 수반되므로, 측정오차의 문제는 남아 있다. 따라서 이러한 측면은 본 연구결과의 해석상에 고려될 필요가 있다. 둘째, 종속변수로 설정된 부채조달비용에 추가로 영향을 미칠 수 있는 또 다른 변수들과 관련하여 생략된 변수(omitted variables)의 문제가 있을 수 있다. 하지만 이러한 사항들은 본 연구만의 문제라기보다 자료를 이용한 경험적 연구들에서 공통되게 나타날 수 있는 한계이기도 하다.

참고문헌

- 강선아 · 전성빈. 2010. “Consequences of real activity based earnings management : Evidence of seasoned equity firms in Korea”. 경영학연구 제39권 제3호 : 595-632.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지 제35호 : 45-74.
- 김선화. 2015. “기업규모와 자산효율성에 따른 CSR활동과 타인자본비용과의 관련성”. 세무와회계저널 제16권 제2호 : 9-43.
- 김정교 · 유순미 · 김현진. 2010. “실제이익관리가 자기자본비용에 미치는 영향”. 2010년도 한국회계학회 하계국제학술대회발표논문.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. “적자 회피 및 이익 평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널 제17권 제4호 : 31-63.
- _____. · 배지현 · 고재민. 2009. “실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31-70.
- 김진배 · 백상미 · 최정미. 2009. “실제 영업활동을 통한 이익조정과 시장반응”. 경영학연구 제38권 제5호 : 1185-1211.
- 박연희 · 최효순 · 김한수. 2011. “재량적 발생액이 회사채수익률 스프레드에 미치는 영향”. 회계저널 제20권 제4호 : 35-56.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- _____. 2011. “신용등급이 타인자본비용에 미치는 추가적인 정보가치 : 비상장기업을 중심으로”. 세무와회계저널 제12권 제2호 : 523-553.
- _____. · 김명인. 2013. “적자회피 및 이익감소회피 이익조정과 타인자본비용 : 비상장기업의 실증적 증거”. 회계학연구 제38권 제2호 : 283-325.
- _____. · 남혜정. 2011. “실제 이익조정 및 발생액에 기초한 이익조정과 사후적 자본비용 : 유가증권상장과 코스닥상장기업의 실증적 증거”. 회계와 감사연구 제54권 : 187-239.
- _____. · 박경호. 2011. “초과감사보수가 신용등급에 미치는 영향. 상장기업과 비상장기업의 비교분석”. 회계와 감사연구 제53권 제2호 : 1-41.
- _____. · 최성호. 2011. “실제 이익조정과 회사채 신용등급 : 유가증권상장과 코스닥등록기업의 실증적 증거”. 2011년도 한국회계학회 하계국제학술대회 발표논문.
- _____. · 박찬웅. 2011. “비상장기업에서 재량적 발생액이 회계이익과 타인자본비용 사이의 관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제12권 제3호 : 429-458.
- _____. · 윤소라. 2014. “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 359-410.

- 이상철. 2011. “공시품질과 타인자본비용의 관련성에 대한 연구”. 회계저널 제20권 제4호 : 1—34.
- _____. 박재완 · 윤종철. 2011. “계속감사기간과 부채조달비용과의 관련성”. 회계와 감사연구 제53권 제1호 : 37—72.
- 이영한 · 김성환. 2011. “실제 이익조정이 신용평가에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제12권 제2호 : 585—610.
- 전성일 · 배창현. 2015. “특수관계자 거래가 타인자본비용에 미치는 영향”. 회계저널 제24권 제3호 : 1—31.
- 전홍민 · 차승민. 2012. “실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향 : 한국기업을 중심으로”. 세무와회계저널 제13권 제1호 : 99—130.
- 최종서 · 곽영민. 2010. “비상장중소기업의 발생액 및 실물조정활동을 통한 이익조정 실태”. 회계저널 제19권 제1호 : 37—76.
- Ashbaugh—Skaife, H., D. W. Collins, and R. LaFond. 2006. The effects of corporate governance of firms’ credit ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 203—243.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1—24.
- Bhojraj, S., Hribar, P., Picconi, and M. McInnis. 2009. Making sense of cents : an examination of firms that marginally miss or beat analyst forecasts. *Journal of Finance* 64 : 2361—2388.
- Blackwell, D., T. Noland, and D. Winters. 1998. The value of auditor assurance : Evidence from loan pricing. *Journal of Accounting Research* 36(1) : 57—70.
- Chen, J., Rees, L., Rees, and S. Sivaramakrishnan. 2010. On the use of accounting vs. real earnings management to meet earnings expectations : A market analysis. *Working paper*. University of Houston.
- Cohen, D., A. Dey, and T. Lys. 2008. Real and accrual—based earnings management in the Pre and Post—Sarbanes Oxley periods. *The Accounting Review* 82(3) : 757—787.
- Cohen, D., and P. Zarowin. 2010. Accrual—based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 2—19.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 133—168.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2) : 193—225.
- Ewert, R. and A. Wagenhofer. 2005. Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management. *The Accounting Review* 80 : 1101—1124.

- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 : 967–1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295–327.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2014. Real earnings management and cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 : 641–647.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3–73.
- 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.
- Jiang, J. 2008. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 : 377–416.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193–228.
- Kim, J. B. and B. C. Sohn. 2013. Real earnings management and cost of capital. *Journal of Accounting and Public Policy* 32 : 518–543.
- Kim, J. B., B. Y. Song, and L. Zhang. 2010a. Earnings management through real activities and bank loan contracting. *Working paper*. City University of Hong Kong.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi. 2011. Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms : Korean evidence. *Contemporary Accounting Research* 28(2) : 585–615.
- Kim. B. H., L. Lei, and M. Pevzner. 2010b. Debt covenant slack and real earnings management. *Working paper*. American University.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- Leggett, D., L. M. Parsons, and A. L. Reitenga. 2009. Real earnings management and subsequent operating performance. *Working paper*. University of Alabama.
- Mansi. S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. 2004. Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market. *Journal of Accounting Research* 42 : 755–793.
- Mizik. N. and R. Jacobson. 2007. Myopic marketing management : Evidence of the phenomenon and its long-term performance consequences in the SEO context. *Marketing Science* 26 : 361–379.
- Pittman, J. A., and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public

- firms. *Journal of Accounting and Economics* 37(1) : 113–36.
- Prevost, A. K., C. J. Skousen, and R. P. Rao. 2008. Earnings management and the cost of debt. *Working paper*. Ohio University.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335–370.
- Schipper, K. 1989. Commentary on earnings management. *Accounting Horizons* 3(4) : 91–102.
- Sengupta, P. 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review* 73(4) : 459–474.
- Sohn, B. C. 2011. Do auditors care about real earnings management in their audit fee decision? *Working Paper*. City University of Hong Kong.
- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 : 63–99.
- Watts, R., and J. Zimmerman. 1986. Positive accounting theory. Prentice–Hall. Englewood Cliffs (NJ).
- Zang, A. 2012. Evidence on the trade–off between real activities manipulation and accrual–based earnings management. *The Accounting Review* 87(2) : 675–703.

Empirical Evidence on the Relation between Real Earnings Management and the Cost of Debt

Su-Keun Kwak* · Jong-Il Park**

〈Abstract〉

The purpose of this paper is to test the impact of real earnings management on the realized cost of debt financing. Prior literature documents that raising capital provides incentives for real earnings management (hereafter REM) because managers tend to inflate earnings to reduce the risk premium (Graham et al. 2005). On the other hand, debt investors tend to focus on a firm's ability to generate future cash flows to ensure the payment of periodic interest and the principal. REM activities distort the quality of reported earnings, which can impact debt investors' estimates of future cash flows. Because REM can have direct negative consequences on the level of future net cash flows, debt investors are likely to be concerned about and respond to REM activities. While accrual-based earnings management (AEM) only affects accrual numbers, REM boosts short-term earnings at the expense of distorting real operations (Roychowdhury 2006), it causes real operations to deviate from their optimal levels, with the primary objective of misleading stakeholders on underlying economic performance. Prior studies argue that REM is opaque to outside stakeholders and difficult to detect (Graham et al. 2005 ; Cohen et al. 2008 ; Zang 2012). Because they are not subject to external monitoring and scrutiny by auditors and regulators. In addition, REM could have negative consequences at the level of future cash flows (Leggett et al. 2009 ; Kim et al. 2009 etc). Given the negative effect of REM on the level of future cash flows, REM can affect debt value negatively. Since this paper focus on the impact of REM on the interest cost of borrowing, there is little evidence on how creditors in the debt market perceive REM.

We study investigates whether debt investors require higher or lower risk premiums in response to REM. If debt investors perceive REM as opportunistic behavior, we predict a positive association between REM and cost of debt (managerial opportunism hypothesis). Similarly, if debt investors mistake REM earnings management for operational efficiency, we predict a negative association between REM and cost of debt (operational efficiency hypothesis). It is an open question whether potential debt investors perceive REM as an opportunistic behavior or an operational efficiency.

* Professor, School of Business, Seoul National University, skkwak@snu.ac.kr, First author

** Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, Corresponding author

Following recent REM studies (e.g., Roychowdhury, 2006 ; Cohen et al. 2008 ; Ge and Kim 2014 etc), we consider three types of REM are considered : sales manipulation, overproduction and abnormal reduction of discretionary expenditures. The test variables are four REM proxies (Ab_CFO, Ab_PROD, Ab_DISE, and comprehensive measure of REM is sum of Ab_CFO, Ab_PROD, and Ab_DISE). To capture the effect of REM via all three strategies or various combinations of the three strategies on the realized cost of debt financing, we develop a single, comprehensive measure of REM. And our proxy for AEM is the abnormal accruals from the performance-adjusted, as described by Kothari et al. (2005). We measure realized cost of debt as borrowing yield spread (YS), and use fractional ranks variable of YS. This paper define the realized cost of debt as the reported interest expense in a given year divided by the average of the interest bearing debt for that year and the preceding, and borrowing yield spread represents the difference between the interest rate on the firm's debt and the average annual prime rate. To do this, this paper examines a relationship between REM and cost of debt using a sample of 10,479 firm-year in listed companies from 2001 to 2011. We examine all listed firms in the Korean stock market, tests are performed using a full sample of KOSPI and KOSDAQ listed firms.

Findings of this paper are following. First, we find that cost of debt is negatively related to the proxies for abnormal overproduction, abnormal reduction of discretionary expenses and a comprehensive measure of REM. Overall, our results show that debt investors require a lower risk premium for firms engaging in REM. These findings suggest that accounting information plays an important role in the capital allocation process. In other words, the results suggest that debt investors fail to properly incorporate earnings management activities through REM for listed firms. Especially, this study reports the evidence that debt investors do not properly incorporate the information of REM. In that regard, our results also suggest that REM can be benefits to firms and thus for corporate managers to use REM and bring economic incentives. These results suggest that debt investors perceive real earnings management as evidence of operational efficiency and thus offer favorable pricing terms to firms with real earnings management. Overall, these results imply that, in the debt market, investors do not see through real earnings management. Similarly, with respect to the control variables, we find that the proxy for AEM is significantly negative associated with YS.

This paper contributes to the understanding of how debt investors consider and reflect earnings quality into a firm's borrowing interesting rates by investigating the effects of REM on borrowing yield spread. Because debt investors are known as experts in evaluating firm's overall creditworthiness and its capacity to satisfy its financial obligations, a firm's borrowing interesting rates determined by REM can have an important effect on the efficient resource allocation. Therefore, understanding the debt markets consequences of REM is important and interesting in its own merit. So, we expect the findings in the paper to have useful implications for scholars, practitioners, accounting standard setters, and regulators. Our study contributes to the REM literature. Also, academics can also apply the discussion in this paper for related researches.

<Key words> Realized cost of debt, Borrowing yield spread, Real earnings management, Accrual-based earnings management, Managerial opportunism hypothesis, Operational efficiency hypothesis