

세무학회지
제13권 제1호 2012년 3월 pp.65~98
한국세무학회

발생액 및 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 효과

- 상장과 비상장기업을 중심으로 -

박종일* · 박경호** · 박찬웅***

<요 약>

본 논문의 목적은 기업의 이익조정 정도가 기업신용등급에 어떠한 영향을 미치는가를 규명하는 데 있다. 선행연구에서는 주로 상장기업을 대상으로, 그리고 회사채 신용등급을 중심으로 이익조정과 신용등급 간의 관계를 분석하였으나 회사채 신용등급은 주로 대기업이 자금조달을 하는 경우에만 산출되기 때문에 회사채 발행을 하지 않은 중소기업들이 분석에서 제외되는 제약이 있었다. 이에 비해 본 연구는 기업신용등급 자료를 이용함으로써 표본의 범위를 확장하였으며 상장기업뿐만 아니라 비상장기업에 대해서도 분석을 수행하고 두 집단을 비교함으로써 신용평가기관이 기업의 이익조정(AM, RM)에 대하여 어떻게 평가하는가를 구체적으로 살펴보고자 하였다. 본 연구는 신용평가기관이 정교한 정보중개인 역할을 수행하는 점에 근거하여, 기업의 이익조정 수준이 높아질수록 기업신용등급이 하락할 것으로 예상하고, 이를 검증하기 위해 기업의 이익조정 정도는 발생액에 기초한 이익조정(AM)과 실제 이익조정(RM) 측정치를, 신용등급은 NICE신용평가정보(주)의 기업신용등급 자료를 이용하여 분석하였다. 구체적으로 AM의 측정치인 재량적 발생액(DA)은 Dechow et al.(1995)과 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정된 재량적 발생액(성과미대응 측정치와 성과대응측정치)을 사용하였고, RM의 측정치는 Roychowdhury et al.(2006)의 방법에 따라, 세 가지 RM 측정치[비정상 영업현금흐름(abCFO), 비정상 생산원가(abPROD), 비정상 재량적 지출(abDE)]를 추정한 후, Cohen and Zarowin(2008)의 두 가지 RM의 조합 측정치($RM1[=abPROD + adDE \times (-1)]$, $RM2[=abCFO \times (-1) + abDE \times (-1)]$)를 계산하였다. 또한 Cohen et al.(2011)의 주장에 따라 RM도 성과미대응 측정치와 성과대응 측정치를 병행하여 분석에 이용하였다. 분석기간은 2005년부터 2009년까지이며, 상장기업은 11,519개 기업/연 자료가, 비상장기업은 61,454개 기업/연 자료가 분석에 사용되었다.

실증분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 성과미대응 이익조정 측정치를 이용한 분석에서는 상장기업과 비상장기업 모두에서 재량적 발생액(DA) 및 실제 이익조정(RM1, RM2)의 수준이 높을수록 기업신용등급이 유의하게 하향 조정된다는 결과가 발견되었다. 둘째, 성과대응 이익조정 측정치를

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

** 숭실대학교 경영대학 회계학과 조교수, atoz9@ssu.ac.kr, 02-828-7258, 교신저자

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

이용한 분석에서는 DA 및 RM2로 측정된 이익조정 수준과 기업신용등급 간에 유의한 음(-)의 관계가 상장기업과 비상장기업 모두에서 나타났으나, RM1에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 셋째, RM에 대해 세 가지 구성요소별로 각각 분석한 경우, 상장기업은 abCFO, abPROD만 기업신용등급과 유의한 음(-)의 관계가 나타났고, abDE는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 반면 비상장기업에서는 세 가지 측정치 모두 신용등급과 유의한 관계가 나타났으나, abCFO 및 abDE는 신용등급과 유의한 음(-)의 결과를, abPROD는 유의한 양(+)의 결과가 나타났다. 이는 비상장기업에서 비정상 생산원가를 이용하여 보고이익을 상향조정하더라도 신용평가기관은 이를 정확히 신용위험에 반영시키지 못하기 때문으로 해석된다. 이상의 결과들은 OLS 회귀분석뿐 아니라 서열순위 변수의 특성을 고려한 Ordered Probit 회귀분석결과에서도 모두 일관된 결과로 나타나 강건성이 있었다.

본 연구는 상장기업과 비상장기업을 대상으로 이들 기업의 발생액에 기초한 이익조정과 실제 이익조정에 대해 신용평가기관이 어떻게 평가하고 있는가를 상장기업과 비상장기업간을 비교하여 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별성이 있다. 이는 신용평가기관이 상장기업과 비상장기업의 이익의 질을 신용등급 결정에 있어 어떻게 고려하고 있는가를 이해하는데 있어 도움이 되며, 그러한 점에서 학계, 실무계 및 회계기준 제정기관이나 규제기관에게도 여러 유용한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

〈주제어〉 상장기업, 비상장기업, 기업신용등급, 발생액에 기초한 이익조정, 실제 이익조정

I. 서 론

본 논문은 경영자의 발생액을 이용한 이익조정(재량적 발생액)과 실물활동을 통한 이익조정(실제 이익조정) 수준이 신용평가기관의 기업신용등급 결정에 어떻게 평가되는가를 규명하는데 목적이 있다. 이를 위하여 본 연구는 시장의 여건적 환경이 상이한 상장기업과 비상장기업에 대하여 시장별로 나누어 분석하였다.

재량적 발생액과 신용등급간의 관계를 분석한 논문으로는 Ashbaugh-Skaife et al.(2006), Jorion et al.(2009), 김문태 등(2006), 나인철과 김종현(2009)의 연구가 있으며, 실제 이익조정과 신용등급간의 관계를 분석한 논문에는 이영한과 김성환(2011)의 연구가 있다. 이들 연구는 재량적 발생액 수준이 높거나 실제 이익조정 수준이 높으면 신용평가기관의 신용등급이 낮아짐을 상장기업을 중심으로, 그리고 회사채 신용등급을 이용하여 제시하였다. 그러나 회사채 신용등급을 이용한 분석은 회사채가 발행되지 않는 더 많은 상장기업들이 분석 대상에 제외되는 문제가 있기 때문에 나타난 검증결과가 상장기업 전체에 대한 일반적인 결과로 해석하기에는 한계가 있다. 따라서 본 연구는 상장기업 전체표본에 대한 검증이 가능한 기업신용등급 자료를 이용하여 전체 상장기업에 대한 분석을 시도하였고, 선행연구에 분석되지 않은 비상장기업으로도 연구 범위를 확장시켰다는 점에서 의의가 있다. 또한 재량적 발생액 외에 실제 이익조정도 분석에 포

함하여 두 이익조정 수단이 기업신용등급과 체계적 관계가 있는지, 그리고 두 이익조정 수단이 기업신용등급과 서로 차별적인 관련성이 있는가를 검증하고자 하였다.

신용평가기관은 자본시장에서 정보중개인의 역할을 담당하며, 기업의 외부정보이용자들에게 신용등급을 산출하여 제공함으로써 투자자와 자금 수요자간에 발생될 수 있는 정보불균형 문제 (information asymmetry)를 완화시키는데 있어 중요한 역할을 수행한다. 회계이익은 기업의 경영 성과에 대한 요약측정치로서 자본시장에서 회계정보이용자들의 경제적 의사결정에 가장 빈번하게 사용되고 있는 지표이다. 즉 회계이익은 투자자와 채권자, 신용평가기관과 재무분석가들의 기업에 대한 투자나 대출의사결정, 기업관련 신용등급 결정 및 미래 이익의 예측시에 가장 기본적인 정보로 활용되어 왔다. 그러나 기업의 재무제표상 보고된 이익의 질(earnings quality)이 경영자의 공격적인 이익조정 행위에 의해 낮아진다면 자본시장의 참여자들간에 존재하는 정보해석능력의 차이 때문에 투자자들의 경제적 의사결정에 중대한 영향을 초래할 수 있고, 이는 자본시장에서 자원의 효율적 분배에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 측면에서 신용평가기관으로부터 산출되는 신용등급 정보는 기업과 외부 이해관계자들 사이에 존재하는 정보비대칭을 완화시키는데 있어 중요한 역할을 수행하므로, 자본시장에서 자원의 효율적 배분을 원활하게 하는데 있어 중요한 정보로 작용한다. 따라서 신용평가기관이 신용등급을 결정하는데 있어 해당 기업들이 보고한 이익 자체의 양적 정보뿐만 아니라 이익의 질까지도 파악하고 이를 고려하여 신용등급을 산출하는 것은 정확한 정보를 이용할 필요가 있는 정보이용자들 측면에서 매우 중요할 수 있다. 신용평가기관의 신용등급은 자본시장에서 투자자와 채권자들의 경제적 의사결정에 직·간접적으로 영향을 주게 되고, 기업의 주식가격과 자본비용은 신용등급의 결정에 따라 직접 영향을 받는다. 경영자 입장에서는 관리 전 이익이 목표이익보다 낮으면 이익조정을 통해 보고이익을 증가시켜 보고할 유인이 존재하며, 이는 외부정보이용자들이 관찰가능하지 않은 재량적 발생액이나 실물활동을 이용한 이익조정 수단을 통해 이루어진다. 그러한 점에서 만일 경영자가 재량적 발생액이나 실물활동을 통한 이익조정, 또는 두 방법 모두를 이용하여 보고이익을 증가시켜 보고하면 기업의 진실한 이익보다 증가된 보고이익은 이익의 질이 저하될 수 있고, 해당 기업의 투자자와 채권자들은 미래 현금흐름 정도를 예상하는데 있어 정보위험(information risk)이 가중되어 투자의사결정에 불확실성이 증가할 수 있다. 따라서 신용평가기관이 이러한 이익조정 수단 사용여부에 대하여 정확히 포착하고 이를 평가하여 신용등급에 적절히 반영하지 못하면, 신용등급 정보를 신뢰하고 투자한 투자자 및 채권자들은 경제적 손실을 입게 될 뿐 아니라, 더 나아가 자본시장에서 자원의 효율적 배분에도 부정적 영향을 초래할 수 있다. 이러한 맥락에서 신용평가기관이 경영자의 발생액에 기초한 이익조정이나 실제 이익조정에 의해 보고된 이익의 질을 어떻게 인지하고 이를 신용등급에 반영하고 있는가를 살펴보는 작업은 자본시장의 효율성 제고 측면을 살펴볼 수 있다는 점에서도 중요한 시사점을 제공한다. 따라서 본 연구에서는 경영자의 두 가지 이익조정(재량적 발생액과 실제 이익조정)에 대하여 신용평가기관이 이를 어떻게

평가한 후 신용등급에 반영하고 있는가를 기업신용등급을 이용하여 규명하는데 주된 목적이 있다. 또한 본 연구는 선행연구와 달리 전체 상장기업에 대한 검증결과를 제시하고, 또한 기존 연구들에서 다루어지지 않은 비상장기업까지 분석함으로써 연구의 범위를 확장하고 이와 관련된 실증적 증거를 통해 학계, 실무계 및 회계제정기관 등에게 시사점을 제공하고자 하였다.

본 연구는 이 분야의 관련연구들과 다음과 같은 점에서 차별성을 가지고 있다. 첫째, AM 또는 RM과 신용등급간의 관계를 분석한 기존 연구들은 주로 회사채 신용등급을 대상으로 하였다(Ashbaugh-Skaife et al. 2006 ; Jorion et al. 2009 ; 김문태 등 2006 ; 나인철과 김종현 2009 ; 이영환과 김성환 2011). 그러나 앞서 설명한 바와 같이 회사채 신용등급을 이용한 연구는 회사채 신용등급을 발행하지 않은 기업은 분석상에 제외되므로, 분석표본이 전체기업을 대표하지 못하는 한계가 있을 수 있다. 그에 반해 본 연구는 기업신용등급을 사용한다는 점에서 전체표본을 대상으로 분석이 수행되었다. 따라서 본 연구는 AM 및 RM과 신용등급간의 관계를 분석함에 있어 전체표본의 검증결과를 제시한다는 측면에서 일반화 가능성을 높이려고 노력하였다. 둘째, AM 또는 RM과 신용등급간의 관계를 분석한 기존 연구들은 주로 회사채 신용등급을 대상으로 분석한 것 외에도 상장기업만을 중심으로 분석이 수행되었다. 그러나 본 연구는 상장기업뿐만 아니라 비상장기업을 포함하여 연구범위를 확장하고 있다. 그러한 점에서 AM 및 RM과 신용등급간의 관계를 알아봄에 있어 상장기업과 비상장기업간의 비교분석된 검증결과를 제시하고 있다는 점에서 기존 연구와는 차이가 있다. 셋째, AM 또는 RM과 신용등급간의 관계를 분석한 기존 연구들은 OLS 회귀분석을 주된 검증결과로 제시하였다. 그에 반해 본 연구는 신용등급의 변수상 특성인 서열변수라는 점에서 OLS 회귀분석 외에도 서열변수의 특성을 고려한 Ordered Probit 회귀분석을 병행하고 있다는 점에서 보다 정치한(refine) 분석방법을 사용하여 검증결과를 제시한다는 점에서 기존 연구들과는 차별성을 가진다. 넷째, AM 또는 RM과 신용등급간의 관계를 분석한 기존 연구들은 성과미대응 측정방법을 주된 검증결과로 제시하였다. 그에 반해 본 연구는 관심변수에 대해 측정오차의 문제를 최소화하고자 성과미대응 측정치뿐만 아니라 성과대응 측정치를 비교하여 분석하고 있다는 점에서 방법론상에 차이를 가지고 있다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 기업의 이익조정과 신용등급간의 관계를 분석한 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구모형을 설계하고, 변수의 정의와 표본의 선정과정을 보고한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 그 결과를 논의하며, 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 본 연구의 시사점과 추가적인 공헌점 및 한계점에 대해 기술한다.

II. 선행연구의 검토와 연구가설

1. 선행연구의 검토

기업의 이익의 질이 정보중개인의 역할을 담당하는 신용평가기관의 신용등급에 미치는 효과를 알아보는 연구는 이익의 질과 주식수익률간의 관계를 살펴본 연구들에 비하면 관련연구들이 매우 적은 편이라고 할 수 있다. 신용평가기관의 신용등급과 이익의 질 간의 관계를 분석한 연구에는 발생액에 기초한 이익조정(AM)을 중심으로 분석한 Ashbaugh-Skaife et al.(2006), Jorion et al.(2009), 김문태 등(2006), 나인철과 김종현(2009)의 연구와, 실제 이익조정(RM)을 이용한 이영환과 김성환(2011)의 연구가 있다. 그러나 선행연구들은 주로 상장기업만을 대상으로 분석하였으며, 회사채 신용등급을 이용하여 이익조정에 대한 신용평가기관의 반응을 살펴보았다. 다만, 박종일과 남혜정(2010)의 연구는 비상장기업 중 처음으로 외부감사를 받은 기업을 대상으로, 그리고 기업신용등급을 이용하여 분석했다는 점에서 본 연구와 관련성이 있다. 이들의 기존 연구들을 간략히 개괄하면 다음과 같다.

우선 AM과 신용등급간의 관계를 살펴본 Ashbaugh-Skaife et al.(2006)은 기업지배구조와 신용등급 간의 관계를 살펴보는 과정에서 Dechow and Dichev(2002)의 방법으로 추정된 발생액의 질과 회사채 신용등급과의 관계를 분석하여, 발생액의 질과 신용등급 간에는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉 발생액의 질이 높은 기업일수록 신용등급이 상향 조정됨을 보고하였다. Jorion et al.(2009)는 신용등급의 시계열 속성이 변화되었는가를 살펴보는 과정에서 Dechow et al.(1995)의 방법으로 추정된 재량적 발생액과 신용등급 간의 관계를 검증하고, 보고 이익을 공격적으로 하기 위해 재량적 발생액을 높게 상향조정한 기업일수록 회사채 신용등급이 하향 조정된다는 결과를 보고하였다.

국내의 경우도 이와 유사한 분석들이 수행되었다. 김문태 등(2006)은 재량적 발생액과 회사채 신용등급간의 관계를 분석하였는데, 수정 Jones모형(1995)과 Yoon and Miller모형(2002)을 이용하여 재량적 발생액을 추정하고, 재량적 발생액과 회사채 신용등급 간에는 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다. 나인철과 김종현(2009)의 연구는 앞서 Ashbaugh-Skaife et al.(2006)의 방법과 같이 Dechow and Dichev(2002)의 방법에 따라 발생액의 질을 추정하고 회사채 신용등급간의 관계를 분석한 결과에서 Ashbaugh-Skaife et al.(2006)의 연구와 동일한 검증결과를 제시하였다.

이상의 발생액에 기초한 이익조정과 신용등급간의 관계를 분석한 연구들에서는 재량적 발생액을 이용하여 공격적 이익조정을 수행하면 경영자의 기회주의적 이익조정 행위로 인해 회사채 신용등급이 하향 조정되고, 발생액의 질이 좋은 기업은 나쁜 기업들보다 신용등급이 상향 조정된다는 결과를 보고하고 있다. 이는 신용평가기관은 발생액의 이익의 질을 고려하여 신용등급

결정에 반영하고 있다는 주장에 대한 실증적 증거들이다.

AM과 신용등급간의 관계를 분석한 연구에 비해 RM과 신용등급간의 관계를 분석한 연구는 상대적으로 더 적으며, 이와 관련한 연구로는 이영환과 김성환(2011)의 연구가 있다. 이 연구는 신용평가 애널리스트들이 단지 과거에 공시된 재무제표에만 의존하여 신용평가등급을 형성하지 않고, 산업분석 및 기업 경쟁력 분석, 기업 영업구조 분석 등을 통해 기업의 실제 영업행태와 경쟁력을 파악하고 있으며, 과거 재무제표를 이용한 재무비율 분석은 미래 현금흐름 수준의 추정을 위한 참고자료 정도로 활용한다는 점을 신용평가기관의 홈페이지에서 명시하고 있다는 점에 근거하여 신용평가 애널리스트들이 실제 이익조정을 파악해 내고 신용평가등급을 하향 조정하는가를 살펴보았다. 이 연구에서 RM의 측정은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 세 가지 실제 이익조정 측정치인 비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적 지출과 이들을 단순 합산한 종합적 측정치를 사용하여 분석하였다. 분석결과, 실제 이익조정과 신용등급간에 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다. 특히 세 가지 실제 이익조정 측정치 및 종합적 측정치 모두에서 RM을 통한 보고이익이 상향 조정될수록 회사채 신용등급은 하향 조정되는 것으로 나타났다. 이 연구는 이러한 결과에 대해 신용평가기관은 재무정보를 해석할 때 실제 이익조정 여부를 간파하고 있기 때문이라고 해석하였다.

이상의 선행연구 결과들을 종합하면, 신용평가기관들은 이익조정 수단으로 사용되는 AM뿐 아니라 RM의 경우도 회사채 신용등급 결정에 반영하기 때문에 이익조정 수준과 신용평가기관의 회사채 신용등급 간에는 유의한 음(-)의 관계가 있음이 보고되었다(Ashbaugh-Skaife et al. 2006 ; Jorion et al. 2009 ; 김문태 등 2006 ; 나인철과 김종현 2009 ; 이영환과 김성환 2011). 그러나 이들의 연구에서는 상장기업만을 대상으로 한 분석이 이루어졌으며, 회사채 신용등급을 이용한 연구라는 한계가 있다. 회사채 신용등급의 발행 특성상 회사채 신용등급을 이용한 연구는 회사채를 발행한 기업만이 표본에 포함되므로, 회사채를 발행하지 않는 기업의 표본은 분석에서 누락된다. 이는 회사채 신용등급을 이용하여 분석할 경우 상장기업의 전체표본을 대상으로 한 검증결과가 아니라는 점에서 상장기업 전체에 대한 검증결과로 확대하여 해석하는데 있어서는 한계가 있을 수 있다. 또한 비상장기업의 경우는 상장기업보다 기업의 수가 월등히 많을 뿐만 아니라 회계정보의 신뢰성이 낮기 때문에 이익조정 행위가 더 만연되어 있음에도 불구하고 선행연구들의 분석에서 제외되었다는 문제점도 있다(Ball and Shivakumar 2005 ; Coppers and Peek 2004).

비상장기업을 대상으로 AM과 RM을 통한 이익조정이 신용등급에 어떠한 영향을 미치고 있는가는 아직까지 체계적인 연구가 국내외로 수행되지 않아서 이와 관련한 정보는 학계에서 잘 알려져 있지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 전체표본의 분석이 가능한 기업신용등급 자료를 이용하여 상장기업과 비상장기업에 대하여 AM 및 RM이 기업신용등급에 미치는 영향을 체계적으로 규명하는데 주된 연구목적이 있으며, 앞서의 관련연구들에서 제공하고 있는 연구결과 외에 추가적인 공헌점(additional contribution)을 제공하고자 한다.

2. 연구가설

이익조정(earnings management)과 관련된 이론과 실증적 증거들에서는 경영자가 현재기간의 보고성과를 보다 나은 상태로 가져갈 동기가 있기 때문에 미래기간의 이익을 희생하더라도 현재기간의 이익을 상향조정할 유인이 있다고 주장한다(Healy and Wahlen 1999). 회계학 분야에서 이익조정은 오랫동안 연구자들이 많은 관심을 가져왔던 분야이며, 이에 대한 다양한 실증적 증거가 제시되어 왔다. 선행연구의 결과에 의하면, 경영자의 이익조정 행위는 일반적으로 기업에서 매우 흔한 현상이고, 현재기간의 보고이익은 크게 두 가지 다른 방법으로 관리가 가능하다. 하나는, 이익이 원하는 수준에 도달할 수 있도록 기업회계기준(GAAP)에서 허용하는 범위 내에서 경영자가 재량적으로 회계선택을 하는 것이다. 기존 연구들은 이를 관례상 발생액에 기초한 이익조정(accrual-based earnings management ; 이를 AM이라 칭함)이라고 한다(Jones 1991 ; Dechow et al. 1995 ; Dechow and Dichev 2002 ; Kothari et al. 2005 등). 다른 하나는 경영자가 당기 보고이익을 상향 조정할 목적에서 사업상에 영업의사결정의 시점과 규모를 변경시킴으로써 이익 수준을 관리하는 것이다. 이 경우는 경영활동이 특정 주주들을 오도(mislead)하기 위한 목적에서 정상적 사업실무로부터 이탈하더라도 이익조정을 행하는 것으로서 발생액에 기초한 이익조정과 달리 기업의 본질적인 미래 경제적 성과에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 최근 연구들은 이를 전자와 구분하기 위해 실물활동을 이용한 이익조정(real activities management) 또는 실제 이익조정(real earnings management ; 이를 RM이라 칭함)이라고 부른다(Roychowdhury 2006 ; Mizik and Jacobson 2007 ; Gunny 2010 ; Cohen and Zarowin 2010 등). 이러한 경영자의 두 가지 이익조정 수단의 경우 이들 방법은 모두 보고이익의 질과 회계정보의 질을 왜곡시킬 수 있고, 이는 기업의 미래 현금흐름에 대한 투자자 및 채권자들의 추정에 영향을 미치게 되어 이들의 투자 의사결정에 직접적 영향을 주며, 사회전체적 관점에서 보면, 그로 인해 자본시장에서 자원의 배분에도 비효율적 분배의 결과를 초래한다.

경영자는 기업이 처한 상황에 맞게 목표이익이 원하는 수준에 도달할 수 있도록 이익조정 수단으로 AM 뿐 아니라 RM을 이용한다. AM을 통한 이익조정이 증가하면 미래 현금흐름의 예측에 있어 투자자들의 불확실성이 높아지게 되어 정보이용자들은 정보위험이 증가될 수 있다. Francis et al.(2004)은 그러한 점에서 발생액을 통한 이익조정을 정보위험의 대응치로 간주하기도 하였다. 한편, RM은 경영자가 회계기간을 통해 생산, 판매, 투자 및 재무활동 등의 실제 사업활동의 시점과 규모를 변화시킴으로써 이익관리를 하게 된다. 예를 들어, 일시적으로 당기 보고이익을 부풀리기 위하여 생산과 판매 계획의 시점을 가속화한다거나, 재량적 지출(연구개발비, 광고비, 교육훈련비, 유지관리비, 판관비 등)을 감소시킨다거나 그러한 발생의 시점을 지연할 수 있다.

Roychowdhury(2006)의 연구는 이들 실제 이익조정이 당기 이익을 조작할 목적과 관련되어 정상적 사업실무로부터 이탈하는 활동이라고 주장한다. RM은 AM과 달리 직접 당기와 미래 현

금흐름뿐만 아니라 발생액에 영향을 미칠 수 있고, 과도한 발생액을 통한 이익조정과 달리 실물 활동 거래는 사업과 관련한 사항이라는 측면에서 외부 규제기관의 감독이나 외부감사인 및 기타 외부 이해관계자들에게는 감독의 대상은 아니다(Graham et al. 2005). RM을 이용한 실제 거래활동은 경영상에 일상적인 사업실무의 중요한 부분을 차지하는 활동이며, 만일 정상 영업실무로부터 어느 수준까지 중요하게 이탈(deviation)하게 되면, 이는 재무보고과정에 개입하기 위한 경영자의 기회주의적 행위에 해당된다. 이러한 비정상 실제 거래활동은 사업의 본연적인 활동을 왜곡할 뿐만 아니라 보고된 이익의 질 역시 왜곡시키기 때문에 기업의 진실된 이익성가에 대해 경영자와 정보이용자들간의 정보불균형을 증가시키게 된다. 투자자 및 채권자들 관점에서 이러한 정보위험의 증가는 불량한 기업을 우량한 기업으로 오판할 수 있기 때문에 심각한 역선택(adverse selection)의 문제를 가져다 줄 수 있다.

RM을 통한 이익조정이나 AM을 통한 이익조정 모두는 이들 이익조정행위가 과도하거나 공격적인 경우에는 정보이용자들의 정보위험을 보다 증가시킬 수 있다는 점에서는 기업과 정보이용자들간의 정보비대칭 문제를 더 악화시키게 된다. 이들 두 가지 이익조정 수단은 시장에서 잘 관찰되지 않는 특성¹⁾ 때문에 기업이 처한 환경적 상황에 따라 관리 전 이익이 목표이익에 미달될 경우에 경영자가 이를 조정하기 위하여 흔히 사용할 수 있는 방법이다.²⁾ 이러한 이익관리는 발생액에 기초한 이익조정이나 실물활동을 이용한 이익조정을 통해 모두 가능하지만, 이들 수단을 이용하여 경영자가 이익조정행위를 수행하게 되면 외부이해관계자들이 기업의 기본적인 경제적 성과에 관해 의도적으로 오도(mislead)하거나 계약적 결과에 영향을 미칠 수 있다(Schipper 1999 ; Healy and Wahlen 1999).³⁾

신용평가기관은 잘 훈련받은 분석가들이 양적인 모형과 질적인 분석을 사용하여 기업의 재무적 자료와 비재무적 자료에 기초하여 기업의 신용등급을 산출하며, 이렇게 산출된 신용등급은

- 1) 기존 연구들은 RM을 이용한 이익조정이 AM의 경우보다 외부 정보이용자들에게 관찰가능성이 높지 않다고 주장한다(Graham et al. 2005 ; Roychowdhury 2006 ; Cohen et al. 2008). 즉 AM과 비교할 때 RM은 외부에서 탐지하고 감독하기가 용이하지 않아 더욱 불분명(opaque)하여 파악하기 어렵기 때문이다.
- 2) Graham et al.(2005)의 연구에서 CFO 및 CEO를 대상으로 한 설문결과에서 경영자는 너무 많이 기업의 실제적인 회생을 가져오지 않는 범위내에서 RM을 이용한 이익관리를 수행할 의도를 가지고 있음을 보고한 바 있다. 즉 Graham et al.(2005)의 설문결과에서는 400여명 이상 조사에 참여한 78%의 미국 기업의 재무담당 최고책임자(CFO)와 최고경영자(CEO)를 대상으로 한 설문조사에서 당기 목표이익을 달성하기 위하여 경영자들은 실물활동을 이용한 이익조작을 기꺼이 수행하며, 심지어 그러한 실제 이익조정이 장기 경영성과에 회생을 가져오더라도 수행할 유인이 있다고 응답하였다.
- 3) 이러한 실증적 증거로서 예를 들어, Bhojraj et al.(2009) 및 Chen et al.(2010)의 연구는 AM과 RM의 사용으로 인하여 이익의 질이 왜곡되더라도 보고된 이익수준이 시장의 기대수준에 부합되면 투자자들은 이익의 질보다 이익수준의 크기에 기능적으로 고착되어 투자의사결정을 내리고 있다는 연구결과를 제시하였다. 이는 Hand(1990)에서 주장된 바 있듯이 투자자들은 이익의 질 정도와는 무관하게 보고된 이익의 크기에 좌우되어 반응한다는 기능적 고착가설이 지지되는 결과라고 할 수 있다.

자본시장에서 해당 기업에 대한 평가와 투자지표에 대한 중요한 정보로 활용된다. 즉 신용등급 정보는 투자자 및 채권자들의 경제적 의사결정에 직·간접적으로 영향을 미치고 있으며, 따라서 정보중개인의 하나인 신용평가기관이 이러한 두 가지 경영자의 이익조정 수단에 대하여 정확히 파악하고 이를 신용등급(credit rating)에 반영하는 일은 자본시장에서 자원의 효율적 배분에 중대한 영향을 미칠 수 있어 매우 중요하다.

기존 연구들은 경영자의 이익조정 중 AM 수준이 높은 기업에 대해 회사채 신용등급이 더 낮다는 연구결과를 제시하고 있으며(Ashbaugh-Skaife et al. 2006; Jorion et al. 2009; 김문태 등 2006; 나인철과 김종현 2009), RM 수준이 높은 기업에 대해서도 회사채 신용등급이 더 낮아진다는 연구결과를 제시하고 있다(이영한과 김성환 2011). 그러나 이러한 결과는 상장기업을 대상으로, 그리고 회사채를 발행한 상장기업만을 대상으로 분석이 수행된 결과이다. 그러한 점에서 본 연구에서는 기업들의 발생액에 기초한 이익조정이나 실제 이익조정의 정도와 신용등급 간의 관계를 검증하는데 있어 상장기업과 비상장기업 전체 기업들에 대해서도 신용평가기관이 이러한 두 가지 경영자의 이익조정 수단을 정확히 파악해내고 신용평가등급을 하향조정하는지에 대한 실증적 의문사항을 분석하고자 한다.

본 연구는 상장기업과 비상장기업에 대하여 발생액에 기초한 이익조정(재량적 발생액)과 실제 이익조정이 기업신용등급과 어떤 관련성을 가지는지 살펴보는데 있어 상장기업을 대상으로, 그리고 회사채 신용등급을 중심으로 살펴본 선행연구의 결과를 바탕으로 이들 두 이익조정 수단이 증가하면 신용평가기관의 기업신용등급이 하향 조정될 것으로 기대하였다. 따라서 연구가설은 아래와 같이 선택가설의 형태로 설정하였다.

가설 : 다른 조건이 일정하다면 발생액에 기초한 이익조정 및 실제 이익조정 수준이 높을수록 기업신용등급은 하향 조정될 것이다.

Ⅲ. 연구설계 및 표본

1. 연구모형의 설정

본 연구는 상장기업과 비상장기업을 대상으로 발생액에 기초한 이익조정과 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 영향을 규명하는데 목적이 있다. 이를 위하여 다음과 같이 식(1)의 모형식을 설정하여 분석하고자 한다.

$$\begin{aligned}
 RATING_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 AM_t + \beta_2 RM_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t \\
 & + \beta_7 AOPN_t + \beta_8 BIG4_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} AUDCH_t + \beta_{11} GROUP_t + \beta_{12} NEGE_t \\
 & + \sum IND + \sum YD + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{1}$$

여기서, $RATING_{t+1}$ = t+1년도 기업신용등급

test variables : AM , RM

AM_t = t년도 발생액에 기초한 이익조정[Dechow et al.(1995) 및 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정함]

DA_t = t년도 재량적 발생액(Dechow et al. 1995)

DA^{ROA}_t = t년도 ROA 성과조정 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

RM_t = t년도 실물활동을 통한 이익조정[Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 측정함]

$abCFO_t$ = t년도 비정상 영업현금흐름(abnormal cash from operation)

$abPROD_t$ = t년도 비정상 생산원가(abnormal production)

$abDE_t$ = t년도 비정상 재량적 지출(abnormal discretionary expense)

$RM1_t$ = t년도 조합 측정치[Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, Cohen and Zarowin(2010)에 따라 계산된 측정치1[$=abPROD + abDE \times (-1)$]]

$RM2_t$ = t년도 조합 측정치[Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 계산된 측정치2[$=abCFO \times (-1) + abDE \times (-1)$]]

$RM1^{ROA}_t$ = t년도 ROA 성과조정 $RM1$ 측정치

$RM2^{ROA}_t$ = t년도 ROA 성과조정 $RM2$ 측정치

control variables

ROA_t = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

$SIZE_t$ = t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)

LEV_t = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

GRW_t = t년도 매출액 성장율

$AOPN_t$ = t년도 적정 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0

$BIG4_t$ = t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0

$LOSS_t$ = t년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0

$AUDCH_t$ = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0

$GROUP_t$ = t년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0

$NEGE_t$ = t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0

$\sum IND$ = 산업별 더미변수

$\sum YD$ = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

편의상 i 기업에 대한 아래첨자는 생략함

식(1)에서 종속변수는 기업신용등급(이하 $RATING$)이다. 모형식은 박종일과 남혜정(2010)의 모형식을 준용하여 설정하였다. 국내의 경우 신용등급은 회사채 발행시 산출되는 회사채 신용등급과 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급이 있다. 전자는 회사채를 발행하는 경우만 신용등급의 사용이 가능한 반면, 후자의 경우 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용

등급은 거의 모든 기업에 대한 신용등급을 공시한다. 따라서 본 연구에서는 신용등급과 이익조정간의 관계를 전체 상장기업의 관점에서 뿐만 아니라 상장기업과 비상장기업을 비교분석을 하기 위해 회사채 신용등급 자료보다 더 적합한 자료를 제공하는 기업신용등급 자료를 이용한다. 비상장기업은 회사채를 발행하여 자금조달을 하기 보다는 금융기관의 차입을 통한 자금조달이 주된 사항이기 때문에 회사채 신용등급 자료가 없기 때문이다.

회사채 신용등급은 일반적으로 20등간격으로 구성되지만, NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급은 이와 달리 10등간격으로 구성되며, 1점부터 10점 사이의 값을 가진다. 즉 신용등급이 가장 높은 기업은 1의 값을, 순차적으로 가장 낮은 기업이면 10의 값이 부여되어 있다. 본 연구는 박종일과 남혜정(2010)의 측정방법과 같이 결과해석의 편의상 기업신용등급이 좋은 기업에 높은 점수인 10을, 나쁜 기업에 낮은 점수인 1로 재계산 하였다. 이러한 절차에 따라 가장 좋은 신용등급을 받은 기업들에게 높은 점수를 부여한 것이다.

본 연구의 관심변수는 AM과 RM 변수이다. AM은 재량적 발생액으로 Dechow et al.(1995) 및 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정하였다. Kothari et al.(2005)의 방법은 Dechow et al.(1995)의 방법과 달리 ROA 성과대응 측정치이다.⁴⁾ RM은 실제 이익조정으로서 Roychowdhury (2006)의 방법에 따라 세 가지 RM 측정치인 비정상 영업현금흐름(abnormal cash flows from operations ; 이하 abCFO), 비정상 생산원가(abnormal production ; abPROD), 비정상 재량적 지출(abnormal discretionary expenditures ; abDE)⁵⁾을 추정하였다.⁶⁾⁷⁾ 또한 이들 세 가지 측정치는

- 4) 발생액을 통한 이익조정(AM)은 관련연구들에서 보편적으로 재량적 발생액(discretionary accruals ; DA)을 이용한다. AM의 추정은 식(2)에 제시된 것과 같이 Dechow et al.(1995)의 연구에 기초하여 추정하였다. AM의 추정절차는 산업-연도별 횡단면 패널분석을 통해 추정된 잔차항(ε)을 이용하였다. 이를 본 연구는 DA로 칭한다. 한편, ROA 성과대응 측정치는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 식(2)의 회귀식을 통해 얻어진 개별 DA에서 연도별로 ROA 수준에 따라 10분위수로 구분한 후, 10분위수의 각 등급구간에 해당되는 DA의 중위수를 차감하여 성과대응 DA를 계산하였다. 이를 DA^{ROA} 로 칭한다.

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

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.

- 5) 본 연구는 재량적 지출을 김지홍 등(2008)의 방법에 따라 복리후생비+(일반관리비-세금과공과-감가상각비-임차료비용-보험료)+판매비+(연구비+경상연구개발비+경상개발비)로 판매비와 관리비 항목을 조정하여 측정하였다. 최중서와 박영민(2010)의 방법에 따라 판매비 전체를 재량적 지출의 측정치로 이용하여 추정한 후 분석된 결과에서도 질적으로 유사한 결과였다.

Kothari et al.(2005)와 같은 방법에 따라 ROA 성과대응 측정치를 추가로 추정하였다. 그리고 본 연구에서는 Roychowdhury(2006)의 세 가지 RM을 단순 합산한 종합적 측정치(abCFO, abPROD, abDE)에 대해 abCFO와 abPROD간의 이중계산의 문제점이 있다는 주장에 기초하여 Cohen and Zarowin(2010)의 두 가지 조합에 따른 측정방법에 따라 RM1과 RM2를 계산하여 분석에 이용하였다. 즉 RM1은 abPROD과 $abDE \times (-1)$ 을 합산한 측정치이고, RM2은 abCFO과 $abDE \times (-1)$ 을 합산한 측정치이다. 이들 측정방법상은 선행연구와 같이 이들 두 가지 조합 측정치에 대해서 결과해석의 편의상 이익조정이 증가되는 방향으로 설정하기 위하여 abCFO와 abDisE 변수에는 (-1) 의 값을 곱하였다. 이렇게 측정함으로써 RM 측정치 모두는 그 값이 양(+)의 값을 가지면 RM이 증가됨을, 음(-)의 값을 가지면 감소됨을 나타내게 된다(Cohen and Zarowin 2010 ; 최중서와 박영민 2010).

식(1)의 모형식에서 만일 AM 또는 RM 변수가 RATING에 대해 유의한 음(-)의 값을 가진다면 이는 신용평가기관이 재량적 발생액이나 실제 이익조정에 내포된 정보위험을 신용등급 결정

- 6) 실제 이익조정(RM)은 Roychowdhury(2006)의 연구모형식을 이용하여 추정하였다. 즉 Roychowdhury (2006)의 연구에서 제안된 세 가지 RM 측정치는 비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적 지출로서 이들의 추정모형식은 식(3)부터 식(5)까지와 같으며, DA의 추정과 마찬가지로 산업-연도별로 추정된 각 잔차항(ε) 값을 이용하였다. 본 연구에서는 이를 비정상 측정치를 각각 abCFO, abPROD, abDISE로 칭한다. 한편, 각 세 가지 RM의 측정치에 대하여 ROA 성과대응 측정치를 구하는 방법은 앞서 DA와 같은 방법을 이용하여 계산되었다. 이를 계산하는데 있어 세 가지 RM 측정치별로 구하였다. 이를 $abCFO^{ROA}$, $abPROD^{ROA}$, $abDISE^{ROA}$ 로 칭한다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$DE_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서, CFO = t기 영업활동으로 인한 현금흐름

PROD = t기 생산원가(=COGS[매출원가]+ Δ INVI[Δ 재고자산])

DE = t기 재량적 지출, 여기서 DE는 김지홍 등(2008)의 측정방법에 따라 측정함

A = t기 기초총자산

S = t기 매출액

ΔS = t기 매출액의 변화

ε = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

- 7) 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 매출을 증가시키는 방법은 일시적으로 보고이익을 증가시키지만 현금흐름 수준은 감소한다. 또한 생산원가를 낮추기 위한 과잉생산을 하면, 매출이 일정하다고 가정할 때 당기 보고이익은 증가하지만 현금흐름은 감소하며, 그리고 재량적 지출을 감소시켜 당기 보고이익을 증가시키는 방법은 미래 현금흐름을 낮추는 위험은 있으나 당기 현금흐름의 증가를 가져온다(Roychowdhury 2006 ; Cohen et al. 2008 ; Cohen and Zarowin 2010 등). 따라서 일반적으로 REM의 연구들에서는 영업현금흐름의 감소, 생산원가의 증가, 재량적 지출의 감소 등의 현상을 이익조정 행위의 결과로 간주한다.

에 적절히 반영한다는 것을 의미한다. 따라서 회귀계수 β_1 과 β_2 는 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$). 그러나 만일 예상과 달리 β_1 과 β_2 가 통계적으로 유의한 값을 가지고 있지 않거나, 오히려 유의한 양(+)의 값을 가진다면 이는 신용평가기관이 채량적 발생액과 실제 이익조정에 관한 정보위험을 정확히 포착하지 못하거나 보고이익 수치에 기능적으로 고착되어 신용등급을 결정함을 의미한다. 따라서 이 경우에는 신용평가기관이 제공하는 신용등급 정보가 자본시장의 효율적 배분 측면에서 볼 때는 유용한 정보를 제공해 주지 못한 결과이다. 자본시장에서 신용등급 정보는 투자자 및 채권자들의 경제적 의사결정에 직·간접으로 영향을 주게 된다. 이로 인해 해당 기업의 주식수익률과 자본비용은 신용등급의 결정에 따라 영향을 받는다는 점에서 정보중개인으로써 신용평가기관이 산출하는 신용등급 정보는 기업 관련 이해관계자들에게 정보불균형을 해소할 수도 있고, 오히려 역선택의 문제를 증가시킬 수도 있다. 이러한 측면에서 볼 때 본 연구의 검증결과는 자본시장에서 자원의 효율적 배분에 중요한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

식(1)의 모형식에 고려된 통제변수의 선정은 기업신용등급을 이용하여 분석한 박종일과 남혜정(2010)의 모형식을 준용하여 결정되었다. 고려된 통제변수로는 총자산이익률(ROA), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 성장성(GRW), 감사의견(AOPN), 감사인 유형(BIG4), 손실발생여부(LOSS), 감사인 교체(AUDCH), 기업집단 소속여부(GROUP), 자본잠식여부(NEGE) 등이다. 또한 기업의 산업특성 차이가 신용등급의 변화에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 산업더미(Σ IND) 변수를, 경제적 환경 변화가 기업의 전반적인 특성에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 연도더미(Σ YD) 변수를 모형식에 포함하였다. 변수의 구체적인 측정과 정의는 식(1)의 하단에 보고된 사항과 같다. 본 연구에서 선정된 통제변수에 대하여 살펴보면 다음과 같다.

총자산이익률(ROA)은 기업의 주요 경영성과 지표로 이용된다는 점에서 모형식에 고려하였다(Jiang 2008 ; 김문태 등 2006 ; 나인철과 김종현 2009 ; 박종일과 남혜정 2010 등). 일반적으로 총자산이익률이 높을수록 신용등급과는 양(+)의 관계가 예상된다. 기업규모(SIZE)는 모형식에서 생략된 변수들의 대용치로 이용된다. 일반적으로 기업규모가 클수록 계속기업으로서 안정성이 높다는 점에서 기업규모는 신용등급과 양(+)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010). 부채비율(LEV)은 재무위험을 나타내는 측정치로서 부채비율이 높은 기업일수록 채무불이행 위험이 높아질 수 있으므로, 부채비율과 신용등급 간에는 음(-)의 관계가 예상된다(김문태 등 2006 ; 나인철과 김종현 2009 ; 박종일과 남혜정 2010). 매출액 성장성(GRW)은 고성장하는 기업일수록 자본시장에서 높게 평가될 수 있으므로, 성장성과 신용등급 간에는 양(+)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010). 감사의견(AOPN)은 기업이 보고한 재무제표에 대한 신뢰성을 입증하는 역할을 하므로, 적정의견 이외의 감사의견을 받으면 재무제표의 신뢰성에 문제가 예상될 수 있어 적정 이외의 감사의견은 신용등급과 음(-)의 관계가 예상된다(김문태 등 2006 ; 위준복과 김문태 2006). 감사인 유형(BIG4)은 감사품질의 대용치이므로, Big 4 감사인이 non-Big 4 감사

인보다 감사품질이 높다는 실증적 증거들이 제시되고 있다는 점에서 BIG4와 신용등급 간에는 양(+)의 관계가 예상된다(위준복과 김문태 2006 ; 박종일과 남혜정 2010 등). 손실발생여부(LOSS)는 손실발생기업과 이익발생기업에 대한 신용등급 평가가 다를 수 있으므로 모형식에 포함되었으며(박종일과 남혜정 2010), LOSS와 신용등급간에는 음(-)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010). 감사인 교체(AUDCH) 기업은 비교제기업보다 이익조정 유인이 높다는 선행연구에 기초할 때 AUDCH는 신용등급과 음(-)의 관계가 예상된다. 기업집단의 소속여부(GROUP)는 기업집단에 소속된 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 관계회사 간 내부거래에 따른 정보비대칭의 문제가 더 증가할 수 있으므로, 신용등급이 낮을 수 있다. 따라서 GROUP와 신용등급과 음(-)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010). 자본잠식여부(NEGE)는 자본이 잠식된 기업이면 그렇지 않은 기업보다 재무구조가 악화되어 있어 계속기업에 대한 불확실성이 높다는 점에서 NEGE와 신용등급 간에는 음(-)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010).

본 연구에서는 신용등급 관련연구들과 같이 종속변수는 $t+1$ 시점으로 측정하고, 설명변수 모두는 t 시점으로 측정하였다(Jiang 2008 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 김문태 등 2006 등).⁸⁾ 이러한 방법은 두 변수간의 관련성(association)을 살펴봄에 있어 발생될 수 있는 내생성(endogeneity) 문제를 회피할 수 있는 장점도 가지고 있다(Jiang 2008).

2. 표본의 선정

본 연구는 2002년부터 2009년까지 한국증권선물거래소에 상장된 기업과 비상장기업 중 외부 감사를 받은 기업을 중심으로 다음의 조건을 만족시키는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 신용등급, 감사인 명단 및 분석에 필요한 재무 자료가 입수가 가능한 기업
- (4) 외부감사 대상기업

본 연구의 분석기간은 종속변수(설명변수)를 기준으로 할 때 2002년부터 2009년까지(2001년부터 2008년까지)이다. 조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 재무제표의 양식과 계정과목이 일반 업종과 비교해서 상이하기 때문이다. 조건 (2)는 표본의 동질성 확보를 위하여 추가된 사항이고, 조건 (3)은 자료원에 대한 사항으로, 본 연구는 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 기업신용등급과 기타 필요한 자료들을 추출하였다. 조건 (4)는 외부감사를 받지 않은 기업은 재

8) 기업의 재무제표 정보가 공시된 후에 이를 활용하여 신용평가기관은 신용등급을 결정한다는 점에서 시차(lag) 모형식의 설정은 이 분야의 선행연구들에서 일반적인 모형설정의 방법에 해당된다.

무제표의 신뢰성이 높지 않으므로 분석에서 제외하였다. 표본을 선정함에 있어 먼저 모형식(1)에 대하여 상장기업과 비상장기업 모두 이용가능한 자료의 수집이 가능한 기업을 대상으로 하였다.

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. 이상의 조건을 모두 만족하는 최종표본은 2002년부터 2009년까지 상장기업은 11,519개 기업/연 자료이고, 비상장기업은 61,454개 기업/연 자료였다.

<표 1>에는 표본에 대한 산업별 분포를 나타내었다. <표 1>에 보고된 산업 분류기준은 NICE 신용평가정보주의 대분류 기준에 따라 보고되었다. <표 1>을 보면, 표본에서 제조업이 상장기업과 비상장기업 모두 각각 69.3%(7,982개 기업/연)와 49.6%(30,474개 기업/연)로 가장 많다. 지면의 제약상 별도로 보고하지는 않았지만, 제조업을 중분류기준으로 세분화한 후 표본의 분포를 살펴보았을 때 전 산업에 걸쳐 고루 분포하였다. 제조업 다음으로 많은 표본은 상장기업은 사업서비스업(15.4%, 1,779개 기업/연)이고, 비상장기업은 기타(13.9%, 8,544개), 도매 및 소매업(11.5%, 7,079개), 건설업(10.3%, 6,331), 서비스업(10.2%, 6,282개) 순으로 표본의 10% 이상을 차지하였다. 분석에 포함된 표본은 전 산업에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 볼 수 있다. 즉 본 연구의 검증결과는 일반화가능성이 있음을 나타내는 것이다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

업 종	상장기업 표본		비상장기업 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	7,982	69.3%	30,474	49.6%
건설업	439	3.8%	6,331	10.3%
도매 및 소매업	785	6.8%	7,079	11.5%
운수업	248	2.2%	2,744	4.5%
서비스업	1,779	15.4%	6,282	10.2%
기 타	286	2.5%	8,544	13.9%
합 계	11,519	100%	61,454	100%

주) 산업별 구분은 NICE신용평가정보주의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 2>에서는 식(1)에 모형식에 사용된 주요 변수들의 기초통계 및 상장기업(Panel A)과 비상장기업(Panel B)에 대한 각 변수간 차이검증결과를 보고하였다. 차이검증은 평균과 중위수에 대한 t 검증과 Wilcoxon 부호순위합 검증(W 검증)을 제시하였다. 몇 가지 주요 특성변수들의 특성을 살펴보면 다음과 같다.

상장기업의 기업신용등급(RATING)은 평균치(중위수)가 5.856(6)이고, 비상장기업은 4.988(5)로서 대략 1 정도가 상장기업이 비상장기업보다 기업신용등급이 유의하게 더 높게 나타났다. 상장기업과 비상장기업 모두 AM의 측정치인 DA의 평균과 중위수는 모두 음(-)의 값이고, 평균에서 상장기업이 비상장기업보다 채량적 발생액이 유의하게 더 낮게 나타났다. 반면, RM의 측정치인 RM1과 RM2 모두 상장기업과 비상장기업에서 평균과 중위수는 음(-)의 값이 나타났고, 상장기업이 비상장기업보다 실제 이익조정 정도는 유의하게 더 높게 나타났다.⁹⁾ 또한 ROA 성과대응 측정치인 DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$ 에서도 성과미대응 측정치와 같은 특성을 보이고 있다. 다만, $RM2^{ROA}$ 의 경우는 시장간에 유의한 차이를 보이지는 않았다.

총자산이익률(ROA)은 상장과 비상장기업 모두 양(+)의 값이며, 중위수에서 상장기업이 비상장기업보다 총자산이익률이 더 높게 나타났다. 기업규모(SIZE)¹⁰⁾, Big 4 감사인여부(BIG4), 감사인 교체여부(AUDCH), 기업집단에 속한 기업여부(GROUP)는 상장기업이 비상장기업보다 유의하게 더 높고, 부채비율(LEV), 매출액 성장성(GRW), 적정 이외의 감사의견(AOPN), 손실발생 여부(LOSS), 자본잠식여부(NEGE)는 상장기업이 비상장기업보다 유의하게 더 낮게 나타났다. 이러한 결과로 볼 때, 상장기업이 비상장기업에 비해 자산규모가 더 클 뿐 아니라 경영성과가 좋고, 재무구조가 더 안정적인 것으로 나타나고 있다. 감사인의 경우도 Big 4 감사인을 더 선호하며, 감사의견도 적정의견의 비율이 더 높게 나타나 재무제표의 신뢰성이 더 높다. 그러나 감사인 교체 비율은 상장기업이 비상장기업보다 더 높고, 또한 기업집단에 속한 기업들이 상장기업의 경우가 보다 높은 비율이었다.

9) DA와 RM의 측정치가 모두 평균에서 영(0)과 차이가 있는 것은 본 연구는 상장기업과 비상장기업 각각에 대해서 전체기업을 대상으로 추정했기 때문에 처음 추정치는 각각 영(0)에 근접된 값이었으나, 식(1)의 모형식에서 누락된 변수 및 각 변수의 1% 이내에서 극단치를 조정하였기 때문에 영(0)과 차이가 있을 수 있다.

10) 표로는 보고하지 않았지만, 상장기업에서 총자산의 평균(중위수)이 67,053(56,458)백만원이었고, 비상장기업은 20,318(17,628)백만원이었다. 즉 상장기업의 총자산이 비상장기업보다 평균(중위수) 3.3(3.2)배 더 높았다.

〈표 2〉 주요 변수에 대한 기술통계 및 시장별 변수간 차이검증

구분 변수	Panel A : 상장기업 (N=11,519)					Panel B : 비상장기업 (N=61,454)					차이검증		
	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	t 검증	W 검증	
<i>RATING</i>	5.856	6	1.891	1	10	4.988	5	2.081	1	10	41.600***	41.984***	
<i>DA</i>	-0.0124	-0.0041	0.192	-0.768	0.617	-0.0045	-0.0055	0.344	-1.616	1.539	-2.403***	-0.217	
<i>RM1</i>	-0.1196	-0.0876	0.360	-1.585	1.022	-0.1768	-0.1144	0.827	-4.316	3.351	7.299***	10.250***	
<i>RM2</i>	-0.0857	-0.0659	0.251	-1.113	0.649	-0.1213	-0.0943	0.602	-3.012	2.723	6.240***	12.512***	
<i>DA^{ROA}</i>	-0.0001	-0.0027	0.180	-0.696	0.633	0.0008	0.0038	0.3434	-1.591	1.598	-2.417***	-1.984**	
<i>RM1^{ROA}</i>	-0.0158	0.0000	0.348	-1.402	1.138	-0.0359	0.0061	0.8187	-4.127	3.531	2.597***	-1.019	
<i>RM2^{ROA}</i>	-0.0061	-0.0011	0.239	-0.967	0.725	-0.0126	0.0011	0.592	-2.850	2.816	1.180	0.204	
<i>ROA</i>	0.049	0.048	0.203	-0.810	0.849	0.0491	0.0038	0.127	-0.417	0.557	0.325	9.636***	
<i>SIZE</i>	18.021	17.849	1.628	11.791	24.907	16.827	16.685	1.143	7.455	23.879	95.387***	81.870***	
<i>LEV</i>	0.447	0.446	0.213	0.054	1.060	0.648	0.663	0.287	0.049	1.609	-71.519***	-73.627***	
<i>GRW</i>	0.242	0.089	0.640	-0.917	3.928	0.265	0.087	0.734	-1.213	4.452	-3.112***	-1.049	
<i>AOPN</i>	0.023	0	0.149	0	1	0.084	0	0.279	0	1	-23.318***	-23.232***	
<i>BIG4</i>	0.553	1	0.497	0	1	0.302	0	0.457	0	1	53.686***	52.657***	
<i>LOSS</i>	0.308	0	0.460	0	1	0.315	0	0.465	0	1	-2.404***	-2.404***	
<i>AUDCH</i>	0.157	0	0.364	0	1	0.105	0	0.307	0	1	16.394***	16.364***	
<i>GROUP</i>	0.840	1	0.366	0	1	0.517	0	0.500	0	1	66.243***	64.338***	
<i>NEGE</i>	0.017	0	0.107	0	1	0.087	0	0.282	0	1	-28.289***	-28.135***	

주1) 변수의 정의 : $RATING = t+1$ 년도 NICE 신용평가정보(주)에서 제공하는 기업신용등급, $DA = t$ 년도 재무적 발생액(Dechow et al. 1995), $RM1 = t$ 년도 조합 측정치 {Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, Cohen and Zarowin(2010)에 따라 계산된 측정치} $[= abProd + adDE \times (-1)]$, $RM2 = t$ 년도 조합 측정치 {Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 계산된 측정치} $[= abCFO \times (-1) + abDE \times (-1)]$, 여기서 $abCFO = t$ 년도 비정상 영업현금흐름, $abPROD = t$ 년도 비정상 생산원가, $abDE = t$ 년도 비정상 재무적 지출, $DA^{ROA} = t$ 년도 ROA 성과조정 재무적 발생액(Kothari et al. 2005), $RM1^{ROA} = t$ 년도 ROA 성과조정 $RM1$ 측정치, $RM2^{ROA} = t$ 년도 ROA 성과조정 $RM2$ 측정치, $ROA = t$ 년도 총자산이익률(=당기순이익/초종자산), $SIZE = t$ 년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함), $LEV = t$ 년도 부채비율(=총부채/총자산), $GRW = t$ 년도 매출액 성장률, $AOPN = t$ 년도 적정 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0, $BIG4 = t$ 년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0, $LOSS = t$ 년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0, $AUDCH = t$ 년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0, $GROUP = t$ 년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0, $NEGE = t$ 년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0임.

주2) 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

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

2. 상관관계 분석

<표 3>에는 식(1)의 모형식에 사용된 각 변수들간의 상관관계 결과를 보고하였다. 상관계수는 피어슨 상관계수를 나타내었다. 대각선 상단은 식(1)에 대해 상장기업의 결과를, 대각선 하단은 비상장기업에 대한 결과를 각각 보고하였다.

<표 3>을 보면, 대각선 상단의 상장기업은 SIZE와 LOSS를 제외하면 식(1)의 종속변수 RATING에 대해 설명변수들은 모두 유의한 상관성을 가지고 있다. 특히 관심변수인 AM 측정치인 DA는 RATING에 대해 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있는 반면, RM 측정치인 RM1 및 RM2는 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있어 대조적이다. 반면, 대각선 하단의 비상장기업은 AUDCH와 LOSS 제외하면 RATING에 대해 설명변수들은 모두 유의한 상관성을 가지고 있다. 관심변수인 AM과 RM 측정치인 DA, RM1, RM2 모두는 RATING에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. 그러나 이러한 결과들은 두 변수간의 단순 상관성만을 살펴본 것이므로, 신용등급에 영향을 미치는 일정 설명변수들을 통제한 후인 다변량 회귀분석을 통해 보다 직접적인 효과를 살펴볼 필요가 있다.

관심변수 외에 상장기업의 경우 ROA, GRW, BIG4는 RATING에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, LEV, AOPN, AUDCH, GROUP, NEGE는 RATING에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. 비상장기업의 경우는 ROA, SIZE, GRW, BIG4, GROUP는 대해 유의한 양(+)의 상관성을, LEV, AOPN, NEGE는 RATING에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. SIZE, AUDCH, GROUP에서 시장간에 유의수준에 차이가 있는 것으로 나타났으며, ROA, GRW, BIG4, LEV, AOPN, NEGE에서는 상장기업과 비상장기업에 관계없이 RATING에 대해 유의하고 일치된 상관성을 보이고 있다.

이상의 통제변수의 결과로 볼 때, 상장기업은 총자산이익률이 높을수록, 매출액 성장률이 높을수록, Big 4 감사인에게 감사받는 기업이면 기업신용등급이 상향 조정되는데 반해, 부채비율이 높을수록, 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면, 감사인 교체기업이면, 기업집단에 속한 기업이면, 자본잠식기업이면 기업신용등급이 하향 조정되는 것으로 나타났다. 비상장기업의 경우에는 총자산이익률이 높을수록, 매출액 성장률이 높을수록, Big 4 감사인에게 감사받는 기업이면 기업신용등급이 상향 조정되는데 반해, 부채비율이 높을수록, 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면, 감사인 교체기업이면, 기업집단에 속한 기업이면, 자본잠식기업이면 기업신용등급이 하향 조정되는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 주요변수들에 대한 상관관계 분석결과

변수	RATING	DA	RM1	RM2	ROA	SIZE	LEV	GRW	AOPN	BIG4	LOSS	AUDCH	GROUP	NEGE
RATING		0.065 ^{***}	-0.154 ^{***}	-0.238 ^{***}	0.437 ^{***}	0.007	-0.565 ^{***}	0.113 ^{***}	-0.076 ^{***}	0.057 ^{***}	0.012	-0.027 ^{***}	-0.079 ^{***}	-0.143 ^{***}
DA	-0.056 ^{***}		0.018 [*]	0.261 ^{***}	0.351 ^{***}	0.074 ^{***}	-0.114 ^{***}	0.006	-0.064 ^{***}	0.022 ^{**}	-0.016 [*]	0.017 ^{**}	-0.026 ^{***}	-0.139 ^{***}
RM1	-0.070 ^{***}	0.245 ^{***}		0.785 ^{***}	-0.228 ^{***}	0.033 ^{***}	0.064 [*]	-0.167 ^{***}	-0.026 ^{***}	-0.057 ^{***}	-0.008	-0.008	0.017 [*]	0.021 ^{**}
RM2	-0.111 ^{***}	0.457 ^{***}	0.798 ^{***}		-0.296 ^{***}	0.032 ^{***}	0.069 ^{***}	-0.236 ^{***}	-0.017 [*]	-0.065 ^{***}	0.001	0.000	0.018	0.034 ^{***}
ROA	0.476 ^{***}	0.080 ^{***}	-0.156 [*]	-0.175 ^{***}		-0.029 ^{***}	-0.218 ^{***}	0.482 ^{***}	-0.046 ^{***}	0.052 ^{***}	-0.012	-0.009	-0.093 ^{***}	-0.196 ^{***}
SIZE	0.009 ^{**}	0.015 ^{***}	0.035 ^{**}	0.007 [*]	-0.074 ^{***}		0.115 [*]	-0.246 ^{***}	-0.130 ^{***}	0.312 ^{***}	-0.046 ^{***}	-0.010	0.286 ^{***}	-0.037 ^{***}
LEV	-0.676 ^{***}	-0.036 ^{***}	-0.015 ^{***}	-0.005 [*]	-0.381 ^{***}	0.044 ^{***}		0.037 ^{***}	0.145 ^{***}	-0.001	-0.053 ^{***}	0.020 ^{**}	0.051 ^{***}	0.309 ^{***}
GRW	0.043 ^{***}	-0.077 ^{***}	-0.159 ^{***}	-0.176 ^{***}	0.339 ^{***}	-0.191 ^{***}	0.041 ^{***}		0.084 ^{***}	-0.040 ^{***}	-0.022 ^{**}	0.009	-0.075 ^{***}	-0.048 ^{***}
AOPN	-0.108 ^{***}	-0.020 ^{***}	-0.017 ^{***}	-0.022 ^{***}	-0.060 ^{***}	-0.059 ^{***}	0.165 ^{***}	0.027 ^{***}		-0.077 ^{***}	-0.016 [*]	-0.012	-0.029 ^{***}	0.167 ^{***}
BIG4	0.135 ^{***}	-0.015 ^{***}	-0.030 ^{***}	-0.041 ^{***}	0.016 ^{***}	0.330 ^{***}	-0.111 ^{***}	-0.042 ^{***}	-0.067 ^{***}		-0.035 ^{***}	-0.004	0.102 ^{***}	-0.015
LOSS	0.006	0.002	-0.003	-0.007 [*]	0.009 ^{**}	0.021 ^{***}	-0.010 ^{**}	-0.025 ^{***}	-0.006 ^{***}	-0.009 ^{**}		0.013	-0.023 ^{***}	-0.035 ^{***}
AUDCH	-0.003	-0.004	0.001	0.000	-0.016 ^{***}	0.091 ^{***}	-0.006	-0.044 ^{***}	-0.036 ^{***}	0.047 ^{***}	0.031 ^{***}		0.002	0.046 ^{**}
GROUP	0.077 ^{***}	0.001	0.057 ^{***}	0.037 ^{***}	0.012 ^{***}	0.256 ^{***}	-0.103 ^{***}	-0.030 ^{***}	-0.071 ^{***}	0.166 ^{***}	-0.002	0.042 ^{***}		0.021 ^{**}
NEGE	-0.385 ^{***}	-0.025 ^{***}	-0.010 ^{**}	0.009 ^{**}	-0.334 ^{***}	0.099 ^{***}	0.603 ^{***}	-0.066 ^{***}	0.148 ^{***}	-0.044 ^{**}	-0.015 ^{***}	-0.017 ^{***}	-0.062 ^{***}	

주1) 표에서 대각선 상단은 상장기업 표본(N=11,519), 대각선 하단은 비상장기업 표본(N=61,454)으로서 피어슨 상관계수를 보고함.

주2) 변수의 정의는 <표 2>를 참조.

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

상장기업이나 비상장기업 모두 AM과 RM 간에는 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 이는 경영자가 이익조정을 수행할 때 두 변수에 대해 상호 보완적으로 이용함을 의미한다. 즉 AM과 RM은 경영자의 이익조정 수단으로 대체성(substitution)을 가지고 있기 보다는 보완성(complementary)이 있음을 나타낸다. 또한 RM1과 RM2의 경우 상관성이 상장기업과 비상장기업 모두 79% 정도로 높게 나타나고 있어 두 변수를 하나의 모형식에 같이 분석할 경우에는 다중공선성(multicollinearity) 문제가 우려될 수 있어, 분석상에서 이를 고려할 필요가 있다.

한편, LEV와 NEGE 간에 상장기업은 30.9%의 양(+)의 상관성을 보이지만, 비상장기업에서는 60.3%의 높은 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 따라서 회귀분석상에 다중공선성의 문제가 있는가를 확인할 필요가 있다. 그리고 상장기업은 SIZE, LOSS에서, 비상장기업은 AUDCH와 LOSS에서 RATING에 대해 유의한 상관성이 나타나지 않았지만, 이들 변수는 다른 통제변수와도 관련되어 있기 때문에 이들 변수의 보다 직접적인 효과를 명확하게 파악하기 위해서는 모든 변수가 통제된 다변량 회귀분석을 통해 살펴볼 필요가 있으므로, 본 연구는 이후 회귀분석을 수행할 때 이들 변수도 포함한 후 분석한다.

3. 가설검증 결과

식(1)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과는 <표 4>에 보고하였다. Panel A에는 OLS의 분석결과를 보고하였고, Panel B에는 군집성이 통제된 Clustered-adjusted Ordered Probit 회귀분석결과를 각각 보고하였다. Panel A에는 모형식에 포함된 관심변수 및 통제변수 모두를, Panel B에는 지면상 관심변수를 중심으로 나타내었다. 또한 RM1과 RM2간에 높은 상관성이 존재하여 두 변수를 하나의 모형식에 분석하지 않았다. 모형 1은 DA의 결과를, 그리고 AM를 통제 한 후에도 RM에 대해 신용평가기관이 이를 반영하는가를 살펴보기 위하여 모형 2와 3에서는 DA와 RM1, DA와 RM2를 같이 분석하였다. 한편, 회귀분석상에 식(1)의 모형식에 포함된 산업(ΣIND)더미와 연도(ΣIND)더미 변수가 고려된 후 분석되었지만, 표의 간결성을 위하여 이들에 대한 보고는 생략한다. 따라서 본 연구의 검증결과들은 산업과 연도별 차이가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과를 보면, 상장기업이나 비상장기업 모두 추정모형 1부터 3까지 F -값이나 $Wald\ X^2$ 는 1% 수준에서 유의한 결과여서 설정된 모형은 적합성이 있는 것으로 나타났다. Panel A에서 OLS 회귀분석의 결과는 모형의 설명력(adj. R^2)이 상장기업은 최소 46.3%이고 최대 46.8%를, 비상장기업은 모두 54.2%로 나타나고 있다. Panel B에서 Ordered Probit 회귀분석의 결과에서 모형의 설명력(Pesudo R^2)은 상장기업은 15.3%~15.5%를, 비상장기업은 모두 18.6%로 나타나 상장기업보다 비상장기업의 모형 설명력이 더 높고, OLS의 결과 회귀분석이 Ordered Probit 회귀분석에 비해 대략 3배 정도 설명력이 높다.

〈표 4〉 발생액 및 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 효과에 관한 분석결과
: 상장 및 비상장기업을 중심으로

구분 변수	예상 부호	상장기업 표본 (N=11,519)			비상장기업 표본 (N=61,454)		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
Panel A : OLS 회귀분석							
절편		5.879 (31.833 ^{***})	5.832 (31.583 ^{***})	5.810 (31.572 ^{***})	6.277 (63.608 ^{***})	6.274 (63.574 ^{***})	6.292 (63.770 ^{***})
DA	-	-1.281 (-17.179 ^{***})	-1.241 (-16.571 ^{***})	-0.951 (-11.723 ^{***})	-0.629 (-37.384 ^{***})	-0.618 (-35.573 ^{***})	-0.567 (-29.508 ^{***})
RMI	-	-	-0.198 (-5.254 ^{***})	-	-	-0.019 (-2.476 ^{***})	-
RM2	-	-	-	-0.599 (-10.042 ^{***})	-	-	-0.076 (-6.635 ^{***})
ROA	+	3.644 (43.368 ^{***})	3.560 (41.669 ^{***})	3.333 (37.366 ^{***})	4.675 (87.876 ^{***})	4.652 (86.241 ^{***})	4.595 (84.249 ^{***})
SIZE	+	0.113 (11.891 ^{***})	0.114 (11.975 ^{***})	0.112 (11.854 ^{***})	0.081 (13.785 ^{***})	0.082 (13.829 ^{***})	0.080 (13.634 ^{***})
LEV	-	-4.755 (-69.480 ^{***})	-4.742 (-69.321 ^{***})	-4.732 (-69.393 ^{***})	-4.431 (-167.153 ^{***})	-4.432 (-167.176 ^{***})	-4.437 (-167.340 ^{***})
GRW	+	-0.079 (-3.152 ^{***})	-0.084 (-3.356 ^{***})	-0.087 (-3.479 ^{***})	-0.086 (-9.888 ^{***})	-0.088 (-10.043 ^{***})	-0.090 (-10.354 ^{***})
AOPN	-	0.147 (1.640 [*])	0.135 (1.508)	0.135 (1.516)	0.011 (0.520)	0.011 (0.518)	0.009 (0.454)
BIG4	+	0.061 (2.194 ^{**})	0.052 (1.890 [*])	0.045 (1.634 [*])	0.160 (11.770 ^{***})	0.158 (11.660 ^{***})	0.157 (11.559 ^{***})
LOSS	-	-0.005 (-0.185)	-0.007 (-0.255)	-0.005 (-0.185)	0.013 (1.066)	0.013 (1.068)	0.013 (1.067)
AUDCH	-	-0.045 (-1.237)	-0.047 (-1.293)	-0.049 (-1.357)	-0.064 (-3.399 ^{***})	-0.064 (-3.425 ^{***})	-0.064 (-3.440 ^{***})
GROUP	-	-0.258 (-6.922 ^{***})	-0.260 (-6.980 ^{***})	-0.260 (-7.015 ^{***})	-0.028 (-2.330 ^{**})	-0.027 (-2.256 ^{**})	-0.026 (-2.161 ^{**})
NEGE	-	1.460 (11.276 ^{***})	1.448 (11.200 ^{***})	1.465 (11.365 ^{***})	0.665 (24.709 ^{***})	0.664 (24.644 ^{***})	0.662 (24.685 ^{***})
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함
adj. R ²		0.463	0.465	0.468	0.542	0.542	0.542
F 값		453.066 ^{***}	435.571 ^{***}	441.516 ^{***}	3,157.052 ^{***}	3,026.017 ^{***}	3,029.461 ^{***}
Panel B : Ordered Probit regression results (+clustering)							
DA	-	-0.956 (-13.43 ^{***})	-0.926 (-12.96 ^{***})	-0.712 (-9.21 ^{***})	-0.495 (-38.94 ^{***})	-0.485 (-37.12 ^{***})	-0.443 (-30.90 ^{***})
RMI	-	-	-0.159 (-3.80 ^{***})	-	-	-0.019 (-3.38 ^{***})	-
RM2	-	-	-	-0.453 (-7.57 ^{***})	-	-	-0.066 (-7.90 ^{***})
control		포함	포함	포함	포함	포함	포함
Pseudo R ²		0.153	0.153	0.155	0.186	0.186	0.186
Wald X ²		2,729.17 ^{***}	2,710.80 ^{***}	2,718.03 ^{***}	48,489.36 ^{***}	48,500.76 ^{***}	48,551.78 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) Clustering-adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 Pseudo R²이며, 모형의 적합성은 Wald X²임.

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

먼저 관심변수 중 AM의 측정치 DA는 상장기업과 비상장기업 모두에서 신용등급에 영향을 미치는 변수들을 통제 한 후에도 RATING에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있다. 또한 RM의 측정치인 RM1과 RM2의 경우도 상장기업과 비상장기업 모두에서 RATING에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 가지고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석뿐만 아니라 Ordered Probit 회귀분석 모두 일관된 결과로 나타났다. 즉 재량적 발생액이 높은 기업일수록, 실제 이익조정이 높은 기업일수록 기업신용등급은 하향 조정된다는 것을 의미한다. 따라서 신용평가기관은 재량적 발생액이 높은 수준의 기업뿐만 아니라 실제 이익조정 수준이 높은 기업들 역시 이익의 질이 왜곡된다고 평가하여 기업신용등급을 하향 조정한다는 결과로서 발생액을 통한 이익조정이나 실제 이익조정이 갖고 있는 정보위험(information risk)을 적절히 인지한 후 이를 기업신용등급에 반영시키고 있음을 의미한다. 이는 신용평가기관은 상장여부에 관계없이 보고된 이익을 신용등급에 그대로 반영하기 보다는 AM 및 RM의 결과로 볼 때 이익의 질(earnings quality)을 고려해서 신용등급을 결정하고 있음을 나타내주는 결과이다. 그러한 점에서 예상과 일치하게 연구가설은 상장기업과 비상장기업 모두 지지된 결과로 나타났다.

통제변수의 결과를 보면, 상장기업의 경우 AOPN, LOSS, AUDCH 변수에서, 비상장기업은 AOPN, LOSS 변수를 제외하면 대체로 나머지 설명변수들은 RATING과 유의한 관계를 보이고 있다. 즉 총자산수익률이 높을수록, 기업규모가 클수록, Big 4 감사인이 감사하면, 자본잠식기업이면 신용등급이 상향 조정되는데 반해, 부채비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 감사인 교체기업이면, 기업집단에 소속된 기업이면 신용등급이 하향 조정된다는 결과이다. 여기서 감사인 교체의 결과는 비상장기업의 경우만 해당된다. 또한 매출액 성장성과 자본잠식여부는 예상과 달리 나타났다.

즉 <표 3>에서 단순 상관성의 결과에서는 상장과 비상장기업 모두 GRW와 RATING간 또는 NEGE와 RATING간에 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 상관성을 보였으나, 다변량 회귀분석 결과에서는 이와는 반대로 결과가 나타났다. 한편, AOPN은 상장기업에서 모형 1의 DA가 포함된 경우만 RATING과 유의한 양(+)의 관계로 나타났다.

4. 강건성 분석결과

앞서 <표 4>에서는 이익조정 측정치(DA, RM1, RM2)에 대해 성과미대응 측정치를 이용하여 분석한 결과였다. 선행연구들에서는 경영자의 이익조정 행위에 대한 재량적 발생액 측정치에 대하여 기업성과와 높은 상관성이 있음을 보고한 바 있다(Kothari et al. 2005 ; Dechow et al. 1995). 또한 RM의 경우도 DA과 마찬가지로 동일한 문제가 있음을 기존 연구에서는 지적하고 있다(Cohen et al. 2011). 따라서 본 절에서는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정된 DA,

RM1, RM2에 대하여 ROA 성과대응 측정치로 재계산한 후 앞서 <표 4>와 동일한 분석을 추가로 수행해 보았다. 이와 관련한 결과는 <표 5>에 나타내었다. 표 보고방식은 <표 4>와 동일하다.

<표 5>를 보면, 모형의 적합성을 나타내는 F 값과 $Wald\ X^2$ 는 앞서 <표 4>의 결과와 유사한 결과를 보이고 있으며, 모형의 설명력인 OLS와 Ordered Probit 회귀분석의 경우도 <표 4>의 결과와 유사하다. 이는 관심변수를 성과대응 이익조정 측정치로 대체한 것 외에 차이가 없기 때문일 것이다.

관심변수를 성과대응 변수로 계산한 AM의 측정치 DA^{ROA} 및 RM의 측정치 $RM1^{ROA}$ 과 $RM2^{ROA}$ 는 상장기업의 경우 신용등급에 영향을 미치는 변수들을 통제한 후에도 RATING에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석뿐만 아니라 Ordered Probit 회귀분석에서도 일관된 결과였다. 반면, 비상장기업의 경우에는 DA^{ROA} 및 $RM2^{ROA}$ 의 측정치 앞서 <표 4>의 성과미대응 측정치와 동일한 결과가 나타났으나, $RM1^{ROA}$ 의 측정치는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 이는 성과대응 측정치로 측정 오차의 문제를 완화시킬 경우에는 RM1의 결과는 신용등급에 별다른 영향을 미치지 않는다는 결과이다. 즉 RM1의 측정치는 비정상 생산원가와 비정상 재량적 지출을 합산한 측정치이므로, 경영자가 이들의 실제 이익조정을 통해 보고이익을 상향 조정하더라도 신용평가기관은 이와 관련한 사항에 대해 보고된 이익의 질을 정확히 파악하지 못하고 있음을 의미하는 것이다. 그에 반해 비상장기업에서 $RM2^{ROA}$ 의 경우는 상장기업의 경우와 마찬가지로 RATING에 대해 성과미대응 측정치(RM2)와 동일한 결과가 나타나고 있다. 따라서 RM2는 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량적 지출로 조합된 측정치이므로, 이들의 실제 이익조정을 통해 보고이익을 상향 조정하면 신용평가기관은 이와 관련한 사항에 대해 보고된 이익의 질을 정확히 파악한 후 신용등급에 반영하고 있음을 나타낸다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석뿐만 아니라 Ordered Probit 회귀분석에서도 일치된 결과가 관찰됨을 볼 수 있다.

〈표 5〉 관심변수에 대하여 성과대응 측정치를 이용한 분석결과

변수	구분	예상 부호	상장기업 표본 (N=11,519)			비상장기업 표본 (N=61,454)		
			모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
Panel A : OLS 회귀분석								
절편			6.014 (32.805 ^{***})	6.009 (32.788 ^{***})	6.007 (32.802 ^{***})	6.308 (63.958 ^{***})	6.308 (63.958 ^{***})	6.318 (64.029 ^{***})
DA^{ROA}	—		−1.580 (−21.462 ^{***})	−1.565 (−21.206 ^{***})	−1.431 (−18.039 ^{***})	−0.641 (−38.205 ^{***})	−0.642 (−37.108 ^{***})	−0.613 (−32.046 ^{***})
RMI^{ROA}	—		—	−0.104 (−2.767 ^{***})	—	—	0.002 (0.300)	—
$RM2^{ROA}$	—		—	—	−0.294 (−4.988 ^{***})	—	—	−0.036 (−3.109 ^{***})
ROA	+		3.439 (43.519 ^{***})	3.425 (43.250 ^{***})	3.383 (42.412 ^{***})	4.485 (84.845 ^{***})	4.486 (84.657 ^{***})	4.475 (84.549 ^{***})
SIZE	+		0.106 (11.202 ^{***})	0.105 (11.181 ^{***})	0.105 (11.123 ^{***})	0.080 (13.607 ^{***})	0.080 (13.601 ^{***})	0.080 (13.535 ^{***})
LEV	—		−4.736 (−69.673 ^{***})	−4.733 (−69.630 ^{***})	−4.734 (−69.713 ^{***})	−4.432 (−167.293 ^{***})	−4.432 (−167.200 ^{***})	−4.436 (−167.285 ^{***})
GRW	+		−0.076 (−3.069 ^{***})	−0.077 (−3.106 ^{***})	−0.078 (−3.152 ^{***})	−0.080 (−9.472 ^{***})	−0.082 (−9.432 ^{***})	−0.084 (−9.684 ^{***})
AOPN	—		0.155 (1.737 [*])	0.150 (1.684 [*])	0.151 (1.698 [*])	0.014 (0.668)	0.014 (0.668)	0.013 (0.634)
BIG4	+		0.065 (2.362 ^{**})	0.061 (2.209 ^{**})	0.057 (2.079 ^{**})	0.162 (11.960 ^{***})	0.162 (11.963 ^{***})	0.161 (11.854 ^{***})
LOSS	—		−0.006 (−0.212)	−0.007 (−0.245)	−0.006 (−0.211)	0.013 (1.059)	0.013 (1.059)	0.013 (1.062)
AUDCH	—		−0.039 (−1.087)	−0.039 (−1.091)	−0.039 (−1.098)	−0.062 (−3.323 ^{***})	−0.062 (−3.320 ^{***})	−0.063 (−3.345 ^{***})
GROUP	—		−0.254 (−6.870 ^{***})	−0.255 (−6.907 ^{***})	−0.256 (−6.940 ^{***})	−0.027 (−2.288 ^{**})	−0.028 (−2.296 ^{**})	−0.027 (−2.214 ^{**})
NEGE	—		1.473 (11.473 ^{***})	1.472 (11.466 ^{***})	1.481 (11.543 ^{***})	0.685 (25.444 ^{***})	0.685 (25.446 ^{***})	0.683 (25.376 ^{***})
ΣIND			포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD			포함	포함	포함	포함	포함	포함
adj. R ²			0.471	0.471	0.472	0.542	0.542	0.542
F 값			466.761 ^{***}	447.058 ^{***}	448.476 ^{***}	3,162.809 ^{***}	3,030.985 ^{***}	3,031.856 ^{***}
Panel B : Ordered Probit regression results (+clustering)								
DA^{ROA}	—		−1.171 (−16.29 ^{***})	−1.159 (−16.08 ^{***})	−1.056 (−13.53 ^{***})	−0.506 (−39.98 ^{***})	−0.503 (−38.73 ^{***})	−0.476 (−33.46 ^{***})
RMI^{ROA}	—		—	−0.088 (−2.12 ^{**})	—	—	−0.006 (−1.00)	—
$RM2^{ROA}$	—		—	—	−0.230 (−3.88 ^{***})	—	—	−0.039 (−4.61 ^{***})
control			포함	포함	포함	포함	포함	포함
Pseudo R ²			0.156	0.156	0.156	0.187	0.187	0.187
Wald X ²			2847.37 ^{***}	2828.87 ^{***}	2809.79 ^{***}	48,570.93 ^{***}	48,571.93 ^{***}	48,592.23 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) Clustering-adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 Pseudo R^2 이며, 모형의 적합성은 Wald X^2 임.

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

이상의 결과를 종합하면, 상장기업과 비상장기업의 경우에 AM의 측정치는 성과미대응과 성과대응 측정방법에 관계없이 신용등급과 유의한 음(-)의 관계가 나타났고, RM의 측정치 중 RM2도 성과대응여부에 상관없이 신용등급과 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 그러나 상장기업은 RM1의 측정치에 대해 성과대응여부에 관계없이 신용등급과 유의한 음(-)의 관계로 나타난 반면, 비상장기업에서 RM1의 경우는 성과미대응 측정치를 이용하면 신용등급과 유의한 음(-)의 관계로 나타났으나, 성과대응 측정치를 이용할 경우는 신용등급과 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이러한 결과로 볼 때, RM의 측정치를 성과대응 측정치로 계산함으로써 보다 측정오차의 문제를 감소시킬 수 있다는 점을 감안하면, 비상장기업에서 RM1의 결과는 신용등급에 중요한 영향을 미치지 않는다는 본 연구결과는 경영자가 이들 비정상 생산원가를 이용하여 실제 이익조정을 수행하더라도 신용평가기관은 이들 기업의 이익의 질을 신용등급에 적절히 반영시키지 못함으로써 정보이용자들에게 역선택(adverse selection)의 문제를 가져다 줄 수 있음을 시사한다.

통제변수의 결과는 대체로 <표 4>의 결과와 유사한 결과가 나타남을 볼 수 있다. 따라서 통제변수와 관련한 별도의 논의는 생략한다.

5. 추가분석 결과

앞서의 분석에서는 이익조정 측정치에 대하여 성과대응여부에 따라 DA, RM2는 일관된 결과로 나타난 반면, 비상장기업에서 RM1의 결과는 성과대응여부에 따라 차이가 있게 나타났다. 본 절에서는 이러한 차이가 조합된 측정방법이 아니라 실제 이익조정의 구성요소 중 어느 항목에서 발생하는가를 살펴보기 위하여 RM의 세 가지 구성요소별로 나누어 분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 6>과 같다. <표 6>의 Panel A는 OLS의 회귀분석결과를, Panel B는 Ordered Probit 회귀분석결과를 각각 보고하였다. 모형 1은 상장기업과 비상장기업에 대하여 성과미대응 측정치(DA, abCFO, abPROD, abDE)의 결과를 보고하였고, 모형 2는 상장기업과 비상장기업에 대해 성과대응 측정치(DA^{ROA}, abCFO^{ROA}, abPROD^{ROA}, abDE^{ROA})의 결과를 각각 나타내었다.

관심변수 AM의 측정치 DA의 결과는 상장기업과 비상장기업 모두에서 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과와 일치된 결과로 나타나고 있다. 즉 DA^(ROA)와 RATING간에는 유의한 음(-)의 계수값이 나타나고 있다. 관심변수 RM의 구성요소의 결과는 상장기업과 비상장기업 모두 abCFO는 RATING에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 반면, abPROD는 RATING에 대해 상이한 결과들이 관찰되었다. 즉 상장기업에서 성과미대응으로 측정하면 abPROD는 유의한 음(-)의 결과가 관찰되지만, 성과대응으로 측정하면 abPROD의 유의수준은 더 이상 나타나지 않았다. 반면 비상장기업에서는 예상과 달리 abPROD는 RATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 관찰되었다.

〈표 6〉 실제 이익조정 측정치를 세부항목으로 구분한 분석결과

변 수	구 분	예상 부호	상장기업 표본(N=11,519)		비상장기업 표본(N=61,454)	
			모형 1(성과미대응)	모형 2(성과대응)	모형 1(성과미대응)	모형 2(성과대응)
Panel A : OLS 회귀분석						
절편			5.923 (32.454 ^{***})	6.009 (32.818 ^{***})	6.361 (64.257 ^{***})	6.367 (64.148 ^{***})
DA^{ROA}	—		-1.052 (-11.948 ^{***})	-1.326 (-15.193 ^{***})	-0.563 (-27.350 ^{***})	-0.585 (-28.408 ^{***})
$abCFO^{ROA}$	—		-1.015 (-9.461 ^{***})	-1.326 (-15.193 ^{***})	-0.142 (-7.042 ^{***})	-0.123 (-6.082 ^{***})
$abPROD^{ROA}$	—		-0.228 (-2.588 ^{***})	-0.039 (-0.434)	0.091 (6.037 ^{***})	0.077 (5.123 ^{***})
$abDE^{ROA}$	—		0.070 (0.709)	-0.142 (-1.424)	-0.264 (-11.099 ^{***})	-0.139 (-5.811 ^{***})
ROA	+		2.926 (32.185 ^{***})	3.316 (40.039 ^{***})	4.644 (82.698 ^{***})	4.478 (84.467 ^{***})
$SIZE$	+		0.105 (11.164 ^{***})	0.104 (11.052 ^{***})	0.076 (12.908 ^{***})	0.077 (12.990 ^{***})
LEV	—		-4.702 (-69.526 ^{***})	-4.732 (-69.700 ^{***})	-4.436 (-167.380 ^{***})	-4.438 (-167.449 ^{***})
GRW	+		-0.011 (-0.416)	-0.052 (-1.909 [*])	-0.101 (-11.426 ^{***})	-0.088 (-10.079 ^{***})
$AOPN$	—		0.136 (1.540)	0.149 (1.677 [*])	0.005 (0.261)	0.011 (0.521)
$BIG4$	+		0.053 (1.938 ^{**})	0.058 (2.105 ^{**})	0.154 (11.426 ^{***})	0.160 (11.792 ^{***})
$LOSS$	—		-0.007 (-0.234)	-0.006 (-0.213)	0.011 (0.919)	0.012 (0.992)
$AUDCH$	—		-0.037 (-1.041)	-0.037 (-1.031)	-0.065 (-3.455 ^{***})	-0.062 (-3.335 ^{***})
$GROUP$	—		-0.250 (-6.807 ^{***})	-0.255 (-6.905 ^{***})	-0.024 (-2.014 ^{**})	-0.026 (-2.167 ^{***})
$NEGE$	—		1.431 (11.193 ^{***})	1.469 (11.433 ^{***})	0.656 (24.378 ^{***})	0.682 (25.330 ^{***})
ΣIND			포함	포함	포함	포함
ΣYD			포함	포함	포함	포함
$adj. R^2$			0.477	0.472	0.553	0.542
F 값			421.730 ^{***}	413.345 ^{***}	2,805.381 ^{***}	2,802.731 ^{***}
Panel B : Ordered Probit regression results (+clustering)						
DA^{ROA}	—		-0.778 (-9.47 ^{***})	-0.977 (-11.77 ^{***})	-0.451 (-29.60 ^{***})	-0.457 (-29.85 ^{***})
$abCFO^{ROA}$	—		-0.765 (-8.29 ^{***})	-0.400 (-4.28 ^{***})	-0.107 (-7.23 ^{***})	-0.097 (-6.52 ^{***})
$abPROD^{ROA}$	—		-0.199 (-2.23 ^{**})	-0.059 (-0.68)	0.052 (4.66 ^{***})	0.045 (4.08 ^{***})
$abDE^{ROA}$	—		0.045 (0.44)	-0.089 (-0.87)	-0.169 (-9.67 ^{***})	-0.100 (-5.66 ^{***})
control			포함	포함	포함	포함
Pseudo R^2			0.159	0.157	0.187	0.187
Wald X^2			2835.28 ^{***}	2803.06 ^{***}	48,705.69 ^{***}	48636.05 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) Clustering-adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 Pseudo R^2 이며, 모형의 적합성은 Wald X^2 임.

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

이는 비상장기업에서 실제 이익조정 중 비정상 생산원가를 통해 보고이익을 높이더라도 신용평가기관은 보고된 이익수치에 기능적으로 고착되어 신용등급을 결정한다는 것을 의미한다. 따라서 신용평가기관은 신용등급을 결정함에 있어 비상장기업에서 비정상 생산원가를 통한 실제 이익조정행위에 대하여 정확히 포착하지 못함을 의미한다. 그리고 abDE는 상장기업의 경우는 신용등급과 유의한 결과가 관찰되지 않은 반면, 비상장기업에서는 유의한 음(-)의 계수값이 나타나고 있어 상장여부에 따라 비정상 재량적 지출을 신용등급에 반영하는 정도에 차이가 있음을 시사한다. 즉 본 연구의 결과에 따르면, 상장기업이 비정상 재량적 지출을 통해 보고이익을 높이더라도 신용등급에 적절히 반영되지 않는 반면, 비상장기업에서 비정상 재량적 지출을 통해 보고이익을 증가시키면 신용등급에 적절히 반영됨을 나타낸다. 이상의 결과들은 OLS 회귀분석 외에도 서열순위를 고려한 Ordered Probit 회귀분석결과에서도 일치된 결과들로 나타나고 있어 검증결과는 강건성을 가지고 있다.

통제변수의 결과는 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과와 대체로 일치된 결과로 나타나고 있음을 볼 수 있다.

이상의 결과를 종합하면, 앞서 RM2의 검증결과에서 유의한 음(-)의 결과가 나타난 것은 상장기업의 경우에는 성과대응 측정치로 살펴볼 때, 주로 abCFO의 결과에 기인함을 알 수 있다. 그러나 RM1의 경우 상장기업에서 유의한 음(-)의 결과는 RM1의 구성요소가 abPROD와 abDE의 조합이라는 점에서 각 구성요소별로 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지 않아 RM1의 조합된 측정치와 각 구성요소별로 측정한 경우와는 유의수준에서 차이가 있었다. 이러한 점은 RM1의 조합 측정치가 구성요소의 각 결과보다 검증결과에서 과대추정됨을 의미한다. 반면, 비상장기업에서 성과대응 측정치의 결과로 볼 때, $RM1^{ROA}$ 은 RATING에 대해 유의한 결과가 나타나지 않은 반면, $RM2^{ROA}$ 는 RATING에 대해 유의한 음(-)의 결과가 나타났지만, RM의 구성요소별로 나누어 분석하면, 결과가 나타나지 않은 $abCFO^{ROA}$ 과 $abDE^{ROA}$ 은 RATING에 대해 유의한 음(-)의 결과를 보이는 반면, $abPROD^{ROA}$ 은 유의한 양(+)의 결과가 나타나고 있어, RM1에서 유의하지 않았던 사항은 $abDE^{ROA}$ 가 RATING에 미치는 양(+)의 효과와 $abPROD^{ROA}$ 가 RATING에 미치는 음(-)의 효과로 인해 서로 상쇄되어 나타난 결과로 해석할 수 있다. 그에 반해 $RM1^{ROA}$ 이 RATING에 대한 음(-)의 결과는 $abCFO^{ROA}$ 과 $abDE^{ROA}$ 가 RATING에 대하여 미치는 음(-)의 효과에 증폭되어 나타난 결과로 해석할 수 있다.

이러한 결과로 볼 때 AM보다 RM의 경우는 상장기업과 비상장기업 모두 성과대응 측정치의 결과를 확인하는 것이 실제 이익조정과 신용등급간의 관계를 살펴보는 데 있어 필요할 뿐 아니

라 비상장기업의 경우는 조합 측정치보다 구성요소별 측정치의 검증결과를 분석하는 것이 결과 해석상 매우 중요한 사항임을 알 수 있다.

한편, 이영환과 김성환(2011)의 연구에서 상장기업을 대상으로 실제 이익조정이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 분석한 결과에서는 RM의 구성요소별로 모두 회사채 신용등급에 유의한 음(-)의 결과가 나타남을 OLS 회귀분석을 통해 제시하였다. 이 결과와 비교할 때 본 연구의 경우는 회사채가 발행된 기업뿐만 아니라 거의 모든 전체표본을 대상으로 할 경우에는 abCFO와 abPROD만이 RATING에 대해 유의한 음(-)의 결과가 나타나며, 또한 성과대응 측정치로 측정하면 abCFO만 RATING에 대해 유의한 음(-)의 결과가 나타났다는 점에서 회사채를 발행한 기업과 전체표본을 대상으로 한 경우뿐 아니라 RM에 대해 성과대응여부에 따라 RM의 구성요소별로 검증결과가 달라질 수 있음을 본 연구에서는 보여주고 있다. 또한 이영환과 김성환(2011)의 연구는 RM과 RATING간의 관계를 분석함에 있어 OLS의 검증결과만을 주된 결과로 제시하였다. 그러나 본 연구의 검증결과로 볼 때 OLS 회귀분석의 결과나 서열순위 변수를 고려한 Ordered Probit 회귀분석결과 간에 별다른 차이가 없는 것으로 나타나 RM과 RATING간의 관계는 분석방법과는 큰 차이를 가져오지 않음을 알 수 있다. 이러한 점에서 이영환과 김성환(2011)의 연구결과와 본 연구결과의 차이는 결국, 회사채 발행기업 표본과 전체표본간의 차이 및 RM의 측정방법상에 성과대응 측정치간 차이에 의해 발생된 결과로 판단된다.

V. 결 론

본 논문은 발생액에 기초한 이익조정(AM)과 실제 이익조정(RM) 수준이 기업의 보고상 이익의 질을 결정하는데 있어 경영자의 중요한 이익조정 행위라는 점에서 이들 두 이익조정 측정치가 신용평가기관의 신용등급에 어떻게 반영되고 있는가를 검증하였다. 특히 이를 알아보는데 있어 회사채가 발행된 표본만 가능한 회사채 신용등급 대신 회사채가 발행되지 않은 표본도 분석에 고려하기 위해 전체표본의 분석이 가능한 NICE신용평가정보(주)의 기업신용등급을 이용하였다. 이를 통해 검증결과가 모집단을 대표할 수 있다는 점에서 검증결과의 일반화 가능성을 높이려고 시도하였다. 또한 본 연구는 상장기업뿐만 아니라 비상장기업도 분석상에 포함하여 분석함으로써 기존 이 분야의 연구보다 연구범위를 확장하였다.

본 연구는 AM과 RM의 경우 모두 신용평가기관이 정확히 실제 이익조정행위를 파악하고 이를 신용등급에 반영한다면 AM 또는 RE은 기업신용등급과 음(-)의 관계가 나타날 것으로 예상하였다. 그 이유로는 AM이나 RM 수준이 높게 상향조정한 기업들은 보고된 이익의 질을 왜곡시키고 미래 현금흐름의 추정에 있어 불확실성이 높아 정보위험(information risk) 보다 높다고 신용평가기관이 인지할 수 있어 기업신용등급은 하향 조정될 수 있기 때문이다. 이를 검증하기

위하여 본 연구는 발생액에 기초한 이익조정으로 채량적 발생액을 이용하였으며, 기업성과가 미조정된 Dechow et al.(1995)과 성과가 조정된 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였고, 실제 이익조정은 Roychowdhury et al.(2006)의 방법에 따라 세 가지 RM의 측정치를 추정한 후, Cohen and Zarowin(2008)의 측정치를 이용하였으며, Cohen et al.(2011)의 주장에 따라 성과대응 측정치를 분석상에 고려하였다. 분석기간은 2005년부터 2009년까지 이용가능 했던 자료원을 사용했으며, 상장기업은 11,519개 기업/연 자료가, 비상장기업은 61,454개 기업/연 자료가 분석상에 이용되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 이익조정 측정치를 성과미대응으로 측정한 결과에서는 상장기업과 비상장기업 표본 모두 채량적 발생액 및 실제 이익조정 수준이 높을수록 기업신용등급은 유의하게 하향 조정된 결과로 나타났다. 둘째, 이익조정 측정치에 대해 성과대응 측정치를 이용하면 상장기업과 비상장기업에서 채량적 발생액과 실제 이익조정을 Cohen and Zarowin(2008)의 측정방법으로 할 경우 RM2(비정상 영업현금흐름과 비정상 채량적 지출의 조합 측정치)는 앞서와 일치된 결과로 나타났으나, RM1(비정상 생산원가와 비정상 채량적 지출의 조합 측정치)은 유의한 결과가 나타나지 않았다. 셋째, 실제 이익조정을 Roychowdhury et al.(2006)의 세 가지 구성요소별로 분석하면, 상장기업은 신용등급과 비정상 영업현금흐름(abCFO), 비정상 생산원가(abPROD)만 유의한 음(-)의 결과로 나타났고, 비정상 채량적 지출(abDE)는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 반면 비상장기업에서는 세 가지 측정치 모두 신용등급과 유의한 관계가 나타났으나, 비정상 영업현금흐름 또는 비정상 채량적 지출은 신용등급과 유의한 양(+)의 결과를, 비정상 생산원가는 유의한 양(+)의 결과로 나타났다. 다만, 상장기업의 경우 비정상 생산원가는 성과대응 측정치로 분석하면 신용등급과 유의한 결과가 나타나지 않았다. 이상의 결과들은 OLS 회귀분석뿐 아니라 서열순위 변수의 특성을 고려한 Ordered Probit 회귀분석결과에서도 모두 일관된 결과로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때, 상장기업이나 비상장기업의 경우 모두 비정상 생산원가를 이용하여 보고이익을 상향조정해도 신용평가기관은 이와 관련한 이익의 질을 인지하지 못하고 신용등급 결정에 반영함을 나타낸다.

이러한 맥락에서 볼 때 경영자의 기회주의적 실제 이익조정에 대하여 자본시장에서 정보중개인의 역할을 수행하는 신용평가기관이 이를 적절히 평가하여 신용등급에 반응하지 못하면 이를 활용하여 경제적 의사결정을 내리는 투자자 및 채권자들은 정보위험이 더 가중될 수 있기 때문에 역선택의 문제가 발생될 수 있다. 이는 자본시장에서 자원의 효율적 배분에도 악영향을 초래시킬 수 있다는 점에서 본 연구의 검증결과는 여러 시사점을 제공한다. 즉 본 연구의 검증결과는 신용평가기관이 기업의 이익의 질을 어떻게 고려하고 있는가를 이해하는데 있어 도움이 되며, 그러한 점에서 학계, 실무계 및 회계기준 제정기관이나 규제기관에게도 여러 유용한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구는 상장기업과 비상장기업을 대상으로 이들 기업의

발생액에 기초한 이익조정과 실제 이익조정에 대해 신용평가기관이 어떻게 평가하고 있는가를 비교하여 보여주었다는 점에서 의의가 있기 때문에 관련연구(related research)에게도 추가적인 공헌점을 제공한다. 한편으로 본 연구는 재량적 발생액뿐 아니라 비정상 실제 이익조정의 측정에 대해서도 ROA 성과대응 측정방법을 이용하여 측정오차의 문제를 최소화하려는 노력을 기울였다.

이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구에는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, AM이나 RM의 측정치는 추정과정이 필연적으로 수반되므로 식(2)부터 식(4)까지의 측정오차의 문제가 있을 수 있다. 따라서 이를 적절히 고려한 결과해석이 요구된다. 한편으로 본 연구는 재량적 발생액뿐 아니라 비정상 실제 이익조정의 측정에 대해서도 ROA 성과대응 측정방법을 이용하여 측정오차의 문제를 최소화하려는 노력을 기울였다. 둘째, 식(1)의 연구모형식의 설계상에 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 여전히 남아 있다. 이러한 사항은 결과해석상에 고려할 필요가 있다. 한편으로 이러한 분석상의 한계는 본 연구만의 검증상 문제라기보다는 실증적 연구가 가질 수 있는 공통된 사항이기도 하다.

참고문헌

- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지 제35권 5호 : 45 - 74.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. “적자회피 및 이익평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널, 제17권 제4호 : 31 - 63.
- 나인철 · 김종현. 2009. “발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제4호 : 241 - 273.
- 박종일 · 남혜정. 2010. “비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제52권 : 363 - 405.
- 위준복 · 김문태. 2006. “감사인 규모와 감사의견이 신용평가에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제43권 : 93 - 118.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 증권학회지 제29권 : 57 - 85.
- 이영한 · 김성환. 2011. “실제 이익조정이 신용평가에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제12권 제2호 : 585 - 610.
- 최중서 · 광영민. 2010. “비상장중소기업의 발생액 및 실물조정활동을 통한 이익조정 실태”. 회계저널, 제19권 제1호 : 37 - 76.
- Ashbaugh, H., D. Collins, and R. LaFond. 2006. The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 203 - 243.
- 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.
- Bhojraj, S., P. Hribar, M. Picconi, and J. McInnis. 2009. Making sense of cents : An examination of firms that marginally miss or beat analyst forecasts. *Journal of Finance* 64 : 2361 - 2388.
- 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* 83 : 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 (1) : 2 - 19.
- Cohen, D., S. Pandit, C. Wasley, and T. Zach. 2011. Measuring real activity management. *Working paper*. University of Texas at Dallas.
- Coppens, L. and E. Peek. 2004. An analysis of earnings management by European private firms. *Working Paper*. University of Maastricht.
- Dechow, P., and I. Dichev. 2002. The quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 35 - 59.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 : 193 - 225.
- Dechow, P., S. P. Kothari., and R. L. Watts. 1998. The relation between earnings and cash flows.

- Journal of Accounting and Economics* 25 : 133 – 168.
- Graham, J., Harvey, R., and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*. 40 : 3 – 73.
- Gunny, K., 2010. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance : Evidence from meeting earnings benchmark. *Contemporary Accounting Research* 27 (2) : 855 – 888.
- Hand, R. M. 1990. A test of the extended functional fixation hypothesis. *The Accounting Review* 65 (4) : 740 – 763.
- 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. 2009. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377 – 416.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2) : 193 – 228.
- Jorion, P., C. Shi, and S. Zhang. 2009. Tightening credit standards : The role of accounting quality. *Review of Accounting Studies* 14 (1) : 123 – 160.
- Kaszniak, R. 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57 – 81.
- Kim, J. B. and B. C. Sohn. 2009. Real versus accrual – based earnings management and implied cost of equity capital. *Working paper*. City University of Hong Kong.
- 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, A. L. 2009. Real earnings management and subsequent operating performance. *Working paper*. University of Alabama.
- 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 (2) : 361 – 379.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335 – 370.
- Schipper, K. 1989. Earnings management. *Accounting Horizons* 3 : 91 – 106.
- Yoon, S. S. and G. Miller. 2002. Earnings management of seasoned equity offering firms in Korea. *International Journal of Accounting* 37 (1) : 57 – 78.

The Effect of Accrual –based and Real Earnings Management on Corporation Credit Rating

– Focused on Public and Private Firms –

Jong Il Park* · Kyung Ho Park** · Chan Woong Park***

〈Abstract〉

The objective of this study is to investigate the effect of earnings management on corporate credit rating. Although several studies have examined the relation between earnings management and credit ratings, this research is limited to listed firms and corporate bond ratings. Therefore, the results of those studies are limited to large firms' cases because corporate bond ratings are collected only when those large firms raise funds. On the contrary, this study expands sample firms by using corporate credit ratings instead of bond ratings. Therefore, this study tries to examine, in general, how accrual-based earnings management(AM) and real earnings management(RM) are evaluated by credit rating agencies by including not only listed-firms but also private firms in testing the effect of earnings management and by comparing the results of them. This study hypothesize that the higher earnings management more negatively affects the credit ratings of the firms based on the belief that credit rating agencies are sophisticated information intermediaries. To test this hypothesis, we estimate AM and RM and use credit ratings produced by NICE Credit Information Service. Specifically, we estimate discretionary accruals (DA) as a measure of accrual-based earnings management following Dechow et al. (1995) and Kothari et al. (2005), non-performance-adjusted and performance-adjusted measures, respectively. RM is measured using three proxies developed by Roychowdhury(2006) : abnormal cash flows of operations (abCFO), abnormal production costs (abPROD), abnormal discretionary expenditures (abDE). Using those proxies, we calculate two comprehensive measures of the three measures ($RM1[=abPROD+adDE \times (-1)]$, $RM2[=abCFO \times (-1)+abDE \times (-1)]$) following Cohen and Zarowin(2008). We also measure performance-adjusted RM following Cohen et al. (2011) and use them in testing hypothesis. The sample period is from 2005 to 2009. The sample includes 11,519 listed-firms (firm/year) and 61,454 private firms (firm/year) data.

* Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author

** Assistant Professor, School of Business, Soongsil University, atoz9@ssu.ac.kr, Corresponding Author

*** Associate Professor, School of Management, Kyung Hee University, accpark@khu.ac.kr, Co-Author

The empirical test results are as follows. First, in the tests using non-performance-adjusted measures, we find significantly negative relation between DA (RM1, RM2) and credit ratings in both listed-firms and private firms samples. Second, in the tests using performance-adjusted measures, the results show that DA and RM2 are significantly and negatively related with credit ratings in both listed-firms and private firms samples while RM1 does not show significant relation with credit ratings. Third, in the additional tests of listed-firms subsample where using three proxies of RM, respectively, the results show that abCFO and abPROD are significantly and negatively related with credit ratings while abDE does not show significant relation with credit ratings. In contrast, the results of private-firms subsample show that abCFO and abDE are significantly and negatively related with credit ratings while abPROD is significantly and positively related with credit ratings. These results suggest that credit rating agencies fail to properly incorporate earnings management activities through RM (i.e., abPROD) for private firms. In addition, these results do not change in additional tests where using Ordered Probit regression to consider ranked order attribute of credit ratings.

This paper contributes to the credit rating literature by investigating the effects of AM and RM on credit ratings and by comparing the results of listed-firms and private firms. The findings of this paper contribute to the understanding of how credit rating agencies consider and reflect earnings quality of listed-firms and private firms into credit ratings. So, we expect this paper to have useful implications for scholars, practitioners, accounting standard setters, and regulators.

〈Key words〉 Listed firms, Private firms, Corporate credit ratings, Accrual-based earnings management, Real earnings management