

회사채 신용등급 변화에 대한 재량적 발생액의 효과분석

김 경 옥* · 하 승 화**

1. 서 론

신용평가는 전문성과 객관성을 갖춘 신용평가기관이 특정 채권 혹은 채무를 발행한 기업이 만기까지 원리금을 상환할 수 있는 능력을 측정하고 이를 신용등급화 하는 제도로 투자자에게 투자의 기초자료를 제공할 뿐 아니라, 재무건전성 감독의 수단으로도 활용되고 있다. 특히 기업의 무보증 회사채에 대해서는 기업이 의무적으로 신용평가사로부터 신용등급을 부여받도록 하고 있는데 이 때 신용등급은 채권 이자율 결정에 상당한 영향력을 미친다.

본 연구는 기업의 회사채 신용등급 평가와 결합된 재량적 발생액 신호가 기업 내부 정보 전달을 위한 효과적인 수단이 될 수 있음을 검증하고자 한다. 기존의 많은 선행연구들에서 재량적 발생액(DA, Discretionary accruals)은 경영자의 사적 정보(private information)의 신호로 이용된다고 제시하고 있으며, 투자자들을 오도하기 위한 기회주의적 행동의 도구로 간주되어 왔다. 그러나 몇몇 연구에서는 경영자가 재량적 발생액을 이용하여 기업의 미래에 대한 예측정보를 시장에 전달하려 한다고 제시하고 있으며, 이러한 재량적 발생액에 대해서 시장의 투자자들이 가치를 부여하는 지에 대한 검증결과 재량적 발생액이 투자자들에 의해 가치가 부여되고 있음을 발견하였다(Louis and Robinson, 2005). 즉, 신용평가사의 신용등급 평가가 재량적 발생액의 신뢰성을 제고시키고, 등급 공시 전 분기 재량적 발생액은 신용등급 변화에 대한 사전적 신호로 작용 할 것이라 기대한다.

한국신용평가(KIS), 한국기업평가(KR), 나이스평가정보(NICE)와 같은 국내 신용평가기관들은 자본시장에서 기업과 투자자 사이에 정보비대칭을 완화하는 중개적 역할을 담당하며 주기적으로 기업의 채무상환능력에 영향을 미치는 재무적, 비재무적 요소를 분석하여 기업의 신용도에 대한 양적, 질적 평가를 실시하며 그 결과를 공시한다. 따라서 신용등급을 통

* 경북대학교 초빙교수 (gyeongok@pusan.ac.kr).

** 부산대학교 박사과정 (hshwa@pusan.ac.kr).

해 투자자들은 해당기업의 정확한 신용상태를 보다 쉽게 알 수 있다(Frost, 2007). 이러한 기업의 회사채 신용등급에 대한 신용평가사의 평가 결과는 경영자의 주요 관심의 대상이 된다. 만약 경영자가 신용평가사의 평가 결과에 대해 기회주의적 경향을 보인다면 신용평가사로부터 좋은 등급을 받기 위해 사전적으로 기업의 재무상태 및 경영성과를 좋게 보이기 위한 이익조정 행태를 보일 것이고, 반면 경영자가 보다 장기적인 안목으로서 그 결과에 대해 미리 예측하고 그 정보를 투자자에게 알리려 한다면 경영자는 신용등급에 대한 평가결과에 대해 그 신호가 호재인 경우 자신의 낙관적인 기대를 미리 시장에 제공하여 기업의 가치를 높이려 할 것이고, 악재인 경우 그로 인해 기업이 받게 되는 충격을 최소화하고자 노력할 것이다.

이에 대한 확인을 위해 본 연구에서는 2000년부터 2014년까지의 표본기간에 선순위 회사채를 발행한 유가증권시장 상장기업을 대상으로 2,117개의 기업-년도 표본을 수집하여 회사채 신용평가 공시직전 분기 재량적 발생액과 신용평가 공시에 따른 비정상수익률의 관계를 분석하였다. 주요한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 회사채 신용등급 공시 전 기업의 재량적 발생액이 유의하게 증가함을 확인하였다. 둘째, 신용등급 변화 전 유의하게 증가된 재량적 발생액이 신용등급 공시에 의한 비정상수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 확인하였다. 만약 신용등급 공시 전 분기에 증가된 재량적 발생액이 경영자의 기회주의적 행동(Opportunistic Behaviors)에 기인한 이익조정 행위에 따른 것이라면 결국 신용평가 결과 공시에 따라 기업에 대한 실상이 드러나게 될 것이므로 이익조정에 따른 재량적 발생액이 비정상수익률을 감소시키는 양상을 보여야 한다. 하지만, 분석결과 신용등급 공시 직전 분기 증가된 재량적 발생액이 신용등급 변화에 대한 사전적 신호(signaling)로써 신용등급 공시에 따른 비정상수익률을 감소시키는 양상을 보이지는 않았다.

끝으로 본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 2장에서는 관련 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 가설을 설정한다. 3장에서는 연구모형을 설정하고, 주요 변수에 대해서 제시한다. 그리고 4장에서는 실증분석결과를 제시하고 그 결과를 분석하며, 5장에서 연구결과를 요약하고 결론을 제시한다.

2. 선행연구 및 가설설정

Holthausen and Leftwich(1986)은 회사채 신용등급이 하락한 경우 유의한 음(-)의 비정상 수익률이 나타남을 보고한 이후 많은 연구에서 유사한 결과를 제시하고 있다(Zaima and McCarthy, 1988, Hand et al., 1992). Zaima and McCarthy(1988)은 Holthausen and Leftwich(1986)의 연구를 확장하여 주식수익률 외에 주별 회사채 수익률(bond yields)에도

회사채 신용등급이 영향을 미친다고 보고하였다. Hand et al.(1992)는 S&P와 Moody's의 실질 등급 변화 공시를 이용하여 분석한 결과, 등급하락공시에서 채권과 주식에서 음(-)의 초과수익률이 발생함을 보였다. 또한 이러한 움직임은 투자등급보다 투기등급에 속한 기업들에서 더 강하게 나타난다고 주장하였다.

Goh and Ederington(1993)은 일부 신용등급의 변경은 시장 참여자들이 이미 예상할 수 있기 때문에 모든 하락공시에서 항상 동일하게 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 연구결과에 따르면 레버리지에 의한 신용등급하락은 주가에 큰 영향을 미치지 못한 반면 기업의 재무상태의 악화로 인한 신용등급하락은 주가에 영향을 미치는 것을 보였다. Dichev and Piotroski(2001)은 신용등급변경에 따른 장기주식수익률의 변화를 검토하였다. 연구결과 신용등급이 상승한 기업은 양(+)의 비정상수익률이 나타나고 하락한 기업은 음(-)의 비정상수익률이 나타났다.

국내에서는 외환위기 이후 회사채를 대상으로 한 연구가 이루어졌다. 박현섭과 송인만(2005)은 회사채 신용등급 변경에 대한 주식시장의 반응을 상향 및 하향집단으로 구분하여 연구한 결과 등급하향의 경우에만 주가반응이 있음을 보였다.

이러한 연구 결과에 따르면 기업이 회사채 신용등급을 하락시키지 않으려는 유인이 존재한다. 예를 들면, Graham and Harvey(2001)는 CFO의 57.1%가 자금조달 결정과 관련하여 신용등급을 매우 중요한 요소로 고려한다고 보고하였다. 이는 신용등급이 단순한 정보 제공이 아닌 기업의 의사결정과 자본구조에 결정적인 영향을 미치는 것을 의미한다. Kaplan and Urwitz(1979)은 회계정보의 2/3 정도를 회사채 신용등급이 예측할 수 있음을 보고하였고, 나머지 1/3은 비공개된 정보와 관련이 있다고 주장하며 재무정보가 신용등급의 결정요인임을 검증하였다. Ederinton et al.(1987)은 회사채 신용등급과 재무적 정보가 회사채 수익률에 미치는 영향을 조사한 결과에서 회사채 수익률을 설명하는데 있어 이들 두 정보가 추가적인 정보력을 제공한다는 결과를 제시하였다. 즉, 기업은 더 나은 재무성과를 보여주기 위한 시도로, 신용평가 전에 기회주의적인 행동을 할 유인이 있다.

이와 관련된 연구로 Ashbaugh-Skaife et al.(2006)은 기업의 지배구조와 신용등급간의 관계를 조사한 연구에서 재량적 발생액과 회사채 신용등급 사이에 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 보고하였다. 반면에, Jorion et al.(2009)는 재량적 발생액을 이용하여 이익을 상향조정한 기업일수록 신용등급은 하향조정 됨을 확인하였다.

국내 연구인 위준복 등(2005)는 직전 연도의 이익조정이 당해 연도의 신용등급에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 직전 연도의 이익조정이 당해 연도의 신용등급에 유의한 양(+)의 영향력을 미치는 것을 보였다. 이와 유사하게 최국현과 신안나(2006)는 한국기업평가의 회사채 신용등급을 사용하여 신용등급 상향 및 유지된 기업의 재량적 발생액이 신용등급이 하향된 기업의 재량적 발생액보다 유의적으로 크고, 신용등급이 상향된 기업의 재량

적 발생액이 등급 변화가 없는 기업의 재량적 발생액 보다 큼을 보고하였다. 조현우와 박연희(2006)는 경영자의 이익조정과 KIS 신용평점 간에는 유의한 양(+)의 관련성을 보였고, 나인철과 김종현(2009) 역시 발생액의 질과 신용등급은 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 성립함을 밝혔다. 김문태 등(2006)은 신용평가기관이 공시하는 신용등급이 경영자의 이익조정 유인에 영향을 주는지를 검증하였다. 전기에 낮은 신용등급을 받은 기업의 경영자는 외부이해관계자에게 긍정적인 신호를 보내기 위해 당기에 이익조정의 유인이 존재한다는 것이다. 분석결과에 의하면, 전기에 신용등급이 양호할수록 당기에 이익조정 수준이 낮다고 주장하였다.

따라서 회사채를 발행한 기업은 다른 조건(상황)이 동일하다면 이익의 상향보고를 할 가능성이 높을 수 있다. 이에 따라, 회사채 발행 기업이 신용등급을 호의적으로 평가받기 위하여 신용평가 “직전분기(t-1)”에 재량적 발생액을 통하여 이익의 상향조정을 유도하는 것을 검증하고자 다음과 같이 가설을 설정한다.

H1. 기업 신용등급의 변화는 등급 공시 전 분기 발생액 조정과 체계적인 관련성이 있다.

기존의 많은 선행연구들에서 재량적 발생액(Discretionary accruals, DA)은 경영자의 사적 정보(private information)의 신호로 이용된다고 제시하고 있으며, 투자자들을 오도하기 위한 기회주의적 행동의 도구로 간주되어 왔다. 그러나 몇몇 연구에서는 경영자가 재량적 발생액을 이용하여 기업의 미래에 대한 예측정보를 시장에 전달하려 한다고 제시하고 있다 (Louis and Robinson, 2005). 대표적으로 Subramanyam(1996)은 발생액이 경영자의 미래성과에 대한 사적정보를 제공하는 수단이 됨을 보임으로써 발생액이 정보 유용성을 가지고 있다고 주장하였다. 만약 시장에서 발생액을 이익조정의 결과라고 판단한다면, 이익조정 부분을 무시하거나 오히려 이익조정을 많이 한 기업에 대해 부정적으로 반응할 것이다. 이익조정을 많이 한 기업은 신뢰할 수 없다고 시장에서 판단할 수 있기 때문이다. 반대로 발생액이 경영자의 사적정보가 외부에 노출된 것이라고 시장에서 판단한다면, 그 사적정보를 반영하여 보다 긍정적으로 반응할 것이다.

이에 따라 기업의 회사채 신용등급 평가와 결합된 재량적 발생액 신호가 기업 내부 정보 전달을 위한 효과적인 수단이 될 수 있음을 검증하고자 다음과 같이 가설을 설정한다.

H2. 신용등급 공시 전 분기 재량적 발생액의 변화는 기업의 신용등급 변화에 의한 비정상 수익률에 영향을 미친다.

3. 연구방법론

3.1 연구모형

본 연구의 첫 번째 가설 기업의 신용등급의 변화와 그 공시 전 분기 재량적 발생액과의 관련성을 확인하기 위해 다음과 같은 연구모형 (1)을 설정하였다.

$$\begin{aligned} CHANGE_RT = & \alpha_0 + \alpha_1 DA + \alpha_2 AGE + \alpha_3 SIZE + \alpha_4 LEV + \alpha_5 MB + \alpha_6 GRS + \alpha_7 GRP \\ & + \sum YD + \sum IND + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

변수의 정의,

CHANGE_RT : 직 전기 대비 회사채 신용등급 변화

DA : 분기별 재량적 발생액

AGE : 기업의 설립 후 경과 년 수

SIZE : log(총자산)

LEV : 부채/자기자본

MB : 자본의 시장가치/자본의 장부가치

GRS : 매출액성장률((당기매출액-전기매출액)/전기매출액))

GRP : 이익성장률((당기이익-전기이익)/전기이익))

$\sum YD$: 연도별 더미변수

$\sum IND$: 산업별 더미변수

ε : 잔차

두 번째 가설 신용등급 변화 전 분기 재량적 발생액의 변화가 기업의 신용등급 공시에 의한 비정상수익률에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} CAR = & \beta_0 + \beta_1 DA + \beta_2 OCFR + \beta_3 SIZE + \beta_4 LEV + \beta_5 MB + \beta_6 GRS + \beta_7 OWN \\ & + \beta_8 BETA + \beta_9 RETE + \beta_{10} BBB_dummy + \sum YD + \sum IND + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

변수의 정의,

CAR1 : OLS 시장모형으로 추정된 사건일(기준 전·후 3일간) 누적 초과수익률
CAR2 : 평균조정 모형으로 추정된 사건일(기준 전·후 3일간) 누적 초과수익률
OCFR : 영업현금흐름/총자산
SIZE : log(총자산)
LEV : 부채/자기자본
MB : 자본의 시장가치/자본의 장부가치
GRS : 매출액성장률((당기매출액-전기매출액)/전기매출액)
OWN : 대주주 및 특수관계인 소유주식수(보통주)/발행주식 총수(보통주)
BETA : 시장위험(CAPM모형의 기울기)
RETE : 이익잉여금비율(이익잉여금/자본)
BBB_dummy : 기업의 직전 등급에서 BBB등급으로 하락하면 1 아니면 0
 ε : 잔차

3.1.1 재량적 발생액 측정

본 연구에서는 재량적 발생액을 대부분의 선행연구에서 사용하고 있는 수정존스모형(Dechow et al.; 1995)을 통해 추정하였다.¹⁾

$$\frac{TA_{jt}}{A_{jt-1}} = \alpha_0 \left(\frac{1}{A_{jt-1}} \right) + \alpha_1 \left(\frac{\Delta REV_{jt} - \Delta REC_{jt}}{A_{jt-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) + \varepsilon_{jt}$$

여기서,

TA_{jt} : 기업 j의 t기 총발생액
 ΔREV_{jt} : 기업 j의 t기 매출액의 변화분
 ΔREC_{jt} : 기업 j의 t기 매출채권의 변화분
 PPE_{jt} : 기업 j의 t기 감가상각자산
 A_{t-1} : t-1기 총자산
 ε_{jt} : 잔차

연구 목적에 맞게 분기별 자료를 이용하여 분기별 재량적 발생액을 추정하였으며, 산업

1) Dechow et al.(1995)는 기존의 Jones(1991)에서의 매출액변동만으로 유동발생액의 비재량적인 부분을 파악하기 어려운 점을 지적하여 매출액변동에서 매출채권변동을 차감한 변수로 수정하였다.

-연도별로 최소 10개 이상의 표본이 존재하는 산업만을 대상으로 하였다. 이때, r-student 절댓값이 3을 초과하는 표본은 제거하였다.²⁾

3.1.2 비정상수익률의 측정

본 연구는 등급변공 공시일 주변 3일(공시일 기준 ± 1 일)동안의 비정상수익률을 측정하기 위해 선행연구에서 널리 사용되는 OLS에 의한 시장모형(OLS market model)과 평균 조정수익률모형(mean adjusted returns)을 이용하여 두 가지로 측정하였다.

먼저 OLS에 의한 시장모형은 표본 기업의 특정 사건일 이전 10일부터 이전 150일까지를 정상적인 기대수익률 추정기간으로 하여 다음의 모형(1)을 통해 개별 표본의 정상수익률(normal return)을 추정하고, 이 모형을 통해 추정된 정상 수익률($\hat{R}_{it}$)을 다음의 모형(2)에 대입하여 비정상 수익률(abnormal return, AR)을 측정한다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (2)$$

여기서, R_{it} : t 일의 I 기업의 보통주 수익률

R_{mt} : t일의 시장수익률

$\hat{\alpha}_i \hat{\beta}_i$: 추정 회귀계수

다음으로 평균조정수익률모형은 정상적인 기대수익률을 과거 추정기간 중의 실제 수익률의 산술평균으로 측정하는데, 이 모형에 의한 초과수익률은 다음의 식(3)과 같이 정의된다.

$$AR_{it} = R_{i,t} - \bar{R}_i \quad (3)$$

여기에서 AR_{it} : 개별주식 i의 t 일의 초과수익률

R_{it} : 개별주식 i의 t 일의 실제수익률

$\bar{R}_i$: 추정기간 중의 개별주식 i의 평균수익률

2) 본 연구에서는 재량적 발생액의 절대값을 취한 측정치는 정규분포가정에 심각한 위배가 될 수 있으므로 고려하지 않았다(Ashbaugh et al.; 2003).

위에서 제시된 각 모형을 통해 사건기간 즉 회사채 신용등급 공시일 주변 3일 동안의 일별 수익률을 측정한 후 평균비정상수익률(AAR)을 다음의 산식을 통해 산출한다.

$$AAR_t = \frac{1}{n} \sum AR_{it} \quad (4)$$

여기서, AAR_t : t일의 평균비정상수익률

AR_{it} : t일의 i기업의 비정상수익률

또한 위에서 제시된 각 모형을 통해 구한 비정상수익률(AR)을 검증기간 -1일부터 +1일까지 누적하여 산출되는 누적비정상수익률(CAR)은 다음의 식(5)를 통해 계산된다.

$$CAR = \sum_{-1}^1 AR_t \quad (5)$$

3.2 표본선정

본 연구는 2000년부터 2014년까지 선순위 회사채를 발행한 유가증권 상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족하는 기업으로 한정하여 총 2,117개 기업-년도 표본을 수집하였다.

- 1) 한국신용평가(KIS) 홈페이지를 통해 회사채 신용등급 및 신용평가 결과 공시일(평가일) 정보가 입수 가능한 기업
- 2) 금융, 은행, 증권, 보험업 제외
- 3) 유가증권시장에 상장되어 있으며, 12월 결산기업
- 4) 표본기간 내 분기별 재무자료 및 추가자료가 모두 입수 가능한 기업
- 5) 표본기간 내 인수 또는 합병이 일어난 기업 제외

<표 1> 연도별 표본 분포

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	total
N	141	148	143	115	123	127	120	133	137	138	151	154	164	160	163	2,117

<표 2> 신용등급별 표본 분포

신용등급	순위	N	%	신용등급	순위	N	%
AAA	20	89	4.21	BB+	10	82	3.88
AA+	19	96	4.54	BB	9	68	3.21
AA	18	141	6.62	BB-	8	39	1.84
AA-	17	248	11.72	B+	7	27	1.28
A+	16	243	11.48	B	6	16	0.76
A	15	242	11.44	B-	5	9	0.43
A-	14	266	12.57	CCC	4	13	0.61
BBB+	13	201	9.50	CC	3	0	0.00
BBB	12	198	9.36	C	2	18	0.85
BBB-	11	114	5.39	D	1	7	0.33
합계						2,117	

위 <표1>은 본 연구에 사용된 표본의 선순위 회사채 신용등급³⁾의 연도별 분포이며, <표 2>는 신용등급별 표본의 분포를 정리한 표이다. 한국신용평가(Korea Investors service, KIS)의 신용등급은 AAA부터 D까지 10개의 등급으로 분류⁴⁾되며 상기 등급 중 AA부터 B등급까

3) 신규회사채 발행을 위한 본평가나 이미 발행된 회사채에 대한 정기평가 혹은 수시평가 결과를 바탕으로 선순위 회사채 신용등급 자료를 수집하였으며, Watchlist(신용상태감시)제도에 의해 수시평가가 이루어진 기업을 대상표본에서 제외하고 분석을 실시한 결과 논문에 제시된 결과와 질적으로 큰 차이가 없었다.

4) 각 등급의 정의는 다음과 같다.

- AAA 원리금 지급능력이 최상급이다.
- AA 원리금 지급능력이 매우 우수하지만 AAA의 채권보다는 다소 열위에 있다.
- A 원리금 지급능력은 우수하지만 상위등급보다 경제여건 및 환경악화에 따른 영향을 받기 쉬운 면이 있다.
- BBB 원리금 지급능력이 양호하지만 상위등급에 비해서 경제여건 및 환경악화에 따라 장래 원리금의 지급능력이 저하될 가능성을 내포하고 있다.
- BB 원리금 지급능력이 당장은 문제가 되지 않으나 장래 안전에 대해서는 단언할 수 없는 투기적인 요소를 내포하고 있다.
- B 원리금 지급능력이 결핍되어 투기적이며 불황 시에 이자지급이 확실하지 않다.
- CCC 원리금 지급에 관하여 현재에도 불안요소가 있으며 채무불이행의 위험이 커 매우 투기적이다.
- CC 상위등급에 비하여 불안요소가 더욱 크다.
- C 채무불이행의 위험성이 높고 원리금 상환능력이 없다.
- D 상환 불능상태.

지는 ‘+’ 및 ‘-’ 부호를 부가하여 동일 등급 내에서의 우열을 나타낸다. 또한 이중 회사채의 신용등급이 BBB이상이면 원리금 지급능력이 우수한 투자등급에 해당하고, BB이하이면 원리금 지급능력이 부족하고 장래 불확실성이 큰 투기등급에 해당된다. 표본 기업 회사채 신용등급의 분포는 신용등급이 BBB이상의 투자등급에 해당하는 기업이 전체 표본 기업 중 약 86.8%이며, BB이하의 투기등급에 해당하는 기업은 약 13.2%로 나타났다.

다음의 <표3>는 수집 전체 표본에서 종속변수와 각 설명변수에 대해 상·하위 1%를 제거한 표본기업의 회사채 등급 변화의 분포를 나타낸다. 국내 기업 및 회사채의 특성상 직전과 비교하여 등급의 변화가 없는 표본이 약 73.4%로 대부분이었으며 직전평가 대비 등급이 상승한 표본이 약 18.4%, 직전평가 대비 등급이 하락한 표본이 약 8.2%로 나타났다.

<표 3> 신용등급 변화의 분포

등급변화 (상승)	N	%	등급변화 (하락)	N	%
13	0	0.00	13	0	0.00
12	0	0.00	12	0	0.00
11	0	0.00	11	0	0.00
10	0	0.00	10	0	0.00
9	0	0.00	9	4	0.21
8	1	0.05	8	6	0.31
7	0	0.00	7	1	0.05
6	2	0.10	6	4	0.21
5	0	0.00	5	1	0.05
4	2	0.10	4	3	0.16
3	4	0.21	3	12	0.63
2	24	1.26	2	17	0.89
1	319	16.68	1	107	5.60
0	1,405	73.48	합계	1,912	100.00

4. 실증분석

4.1 기술통계 및 상관관계 분석

4.1.1 기술통계량

<표4>는 각 변수의 기술통계량을 보여주고 있다. 신용등급 변수 RATING의 평균은 14.281(중위수 15.000)로 이는 A-등급(14)에 근접한 점수이며 <표2>에서 제시된 분포의 등급에 대한 결과와 일치된다. 또한 신용등급의 변화량 변수인 RCHANGE는 평균 0.051(중위수 0.000)으로 전체표본의 약 70% 정도가 등급의 변화가 없는 것으로 나타난 <표3>의 결과와 일치한다. 시장 모형에 의한 비정상수익률 CAR1의 평균은 -0.002(중위수 -0.005), 평균조정 수익률 모형에 의한 비정상 수익률 CAR2의 평균은 0.045(중위수 0.043)으로 CAR2가 다소 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그리고 주요 설명변수인 당기 재량적 발생액 DA의 평균은 -0.002(중위수 -0.002)로 나타났으며, 모형에 사용된 다른 통제변수들에 대한 기술통계량 또한 다음의 <표4>에서 확인 할 수 있다.

<표 4> 표본 기술통계

Variable	N	Mean	std.	Q1	Median	Q3
RATING	1,912	14.281	3.576	12.000	15.000	17.000
RCHANGE	1,912	0.051	0.989	0.000	0.000	0.000
CAR1	1,912	-0.002	0.551	-0.257	-0.005	0.258
CAR2	1,912	0.045	0.581	-0.259	0.043	0.340
DA	1,912	-0.002	0.033	-0.016	-0.002	0.013
OCFR	1,912	0.090	0.329	-0.008	0.038	0.245
SIZE	1,912	14.382	1.614	13.187	14.374	15.471
LEV	1,912	1.495	6.926	0.739	1.279	1.950
MB	1,912	1.204	1.456	0.491	0.904	1.520
GRS	1,912	-0.067	0.482	-0.107	0.019	0.129
OWN	1,912	0.393	0.180	0.271	0.366	0.494
BETA	1,912	0.871	0.499	0.534	0.859	1.189
RETE	1,912	0.172	0.904	0.151	0.400	0.647

<표5>는 본 연구의 모형에 사용된 변수들의 피어슨(Pearson) 상관관계 분석 결과를 나타낸다. 우선 재량적 발생액(DA)은 신용등급의 변화(CHANGE_RT)변수와 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 주요 설명변수인 재량적 발생액(DA)과 OCFR, 매출액 성장률(GRS)와 이익잉여금 비율(RETE)등 다소 높은 상관관계를 보였다. 회귀분석시 다중공선성을 초래하여 분석결과에 영향을 미칠 수 있으므로, 이후 회귀분석에서 다중공선성을 확인하였다. 그 결과 VIF값이 각 모형에 대해 1.80에서 1.83사이의 값을 가지는 것으로 나타났고, 개별 변수에 대한 VIF 값 또한 3을 넘어서지는 않았다. 이러한 결과로 볼 때 각 회귀모형에서 변수간의 다중공선성문제는 심각하지 않는 것으로 판단된다.

4.1.2 상관관계분석

<표 5> Pearson Correlation

	CAR1	CAR2	DA	CHANGE _RT	OCFR	LEV	SIZE	MB	GRS	OWN	BETA	RETE
CAR1		0.810 (<.0001)	0.019 (0.528)	0.024 (0.327)	0.006 (0.807)	0.004 (0.871)	0.005 (0.834)	0.050 (0.042)	-0.031 (0.214)	0.009 (0.712)	-0.021 (0.396)	-0.027 (0.275)
CAR2			0.018 (0.559)	0.033 (0.178)	0.009 (0.714)	-0.003 (0.901)	0.018 (0.460)	0.046 (0.064)	-0.021 (0.397)	0.016 (0.523)	0.001 (0.963)	-0.040 (0.106)
DA				0.198 (<.0001)	-0.515 (<.0001)	0.098 (0.001)	0.062 (0.038)	0.084 (0.005)	0.177 (<.0001)	0.059 (0.049)	-0.035 (0.253)	0.185 (<.0001)
CHANGE _RT					0.057 (0.017)	0.105 (<.0001)	0.065 (0.006)	0.155 (<.0001)	0.060 (0.009)	0.012 (0.624)	-0.028 (0.252)	0.124 (<.0001)
OCFR						-0.055 (0.021)	0.110 (<.0001)	0.057 (0.019)	0.075 (0.001)	-0.047 (0.051)	0.017 (0.488)	0.105 (<.0001)
LEV							0.002 (0.930)	0.387 (<.0001)	0.010 (0.672)	-0.005 (0.821)	0.039 (0.109)	-0.302 (<.0001)
SIZE								0.089 (0.000)	0.006 (0.818)	-0.050 (0.039)	0.264 (<.0001)	0.170 (<.0001)
MB									0.037 (0.132)	-0.148 (<.0001)	0.042 (0.086)	0.008 (0.755)
GRS										-0.034 (0.164)	0.036 (0.146)	0.627 (<.0001)
OWN											-0.170 (<.0001)	0.136 (<.0001)
BETA												-0.110 (<.0001)

4.2 신용등급 공시와 이익조정

각 기업의 선순위 회사채에 대한 한국신용평가(KIS)사의 본평가 또는 정기평가에 따른 신용등급 공시 시점(t)을 기준으로 그 전·후 분기의 재량적 발생액을 추정하였고, 다음의 <표6>에서 전체 표본의 각 시점별 재량적 발생액의 평균을 제시하였다.

<표 6> 신용평가 공시 시점(t) 기준 분기별 재량적 발생액

t=신용등급 평가 결과 공시 시점 ALL Sample (N:1,912)	Mean(t-stat)
DAt-1	-0.002(-2.08)**
DAt*	-0.002(-1.57)**
DAt+1	-0.001(-0.79)**

분석결과 공시 시점을 기준으로 그 전 분기에 평균적으로 -0.002의 5%수준에서 유의한 음(-)의 재량적 발생액을 확인할 수 있었고, 해당 분기와 공시 직후 분기에는 그 평균값이 통계적으로 유의하지 않았다. 다음의 <표7>에서는 신용등급 공시 변동에 따른 재량적 발생액의 양상을 확인하기 위해 표본을 신용등급 상승 표본과 하락표본으로 나누어 도출한 각 시점별 재량적 발생액의 평균을 제시하였다.

<표 7> 등급 상승, 하락에 대한 구분 표본 분기별 재량적 발생액

	Downgrade Sample(N:155) Mean(t-stat)	Upgrade Sample(N:352) Mean(t-stat)	Diff(t-stat)
DAt-1	-0.018(-3.55)***	0.003(1.85)*	-0.022(-3.98)***
DAt*	-0.024(-3.53)***	0.001(0.63)*	-0.025(-3.54)***
DAt+1	-0.007(-0.82)***	-0.000(-0.20)*	-0.001(-0.74)***

표본을 나누어 분석한 결과 신용등급 하락표본에서는 그 직전분기와 공시 시점이 속하는 분기에 각각 그 평균값이 -0.018과 -0.024로 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났고,

그 이후 분기에는 그 값이 유의하지 않았다. 또한 등급 상승표본에서는 공시 직전분기에만 0.003의 한계적으로 유의한 양(+)의 평균 재량적 발생액이 나타났으며 이는 등급 하락표본의 재량적 발생액과 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 회사채 신용등급의 변동에 대한 기업 내부의 등급하락 또는 상승에 대한 사전적인 신호로서 등급하락기업의 경우 음(-)의 재량적 발생액을 등급상승 기업의 경우 양(+)의 재량적 발생액을 보이는 것으로 보여 진다. 만약 신용등급 평가 시 보다 높은 신용등급을 부여 받기 위한 개별 기업의 이익조정 동기가 개입된다면 재량적 발생액이 분석된 결과와는 반대의 양상을 보여야 할 것이라 판단된다.

4.3 신용등급 공시에 따른 비정상수익률

다음의 <표8>은 회사채 신용등급 공시 전·후 3일간의 누적평균비정상수익률을 제시하고 있다. OLS 시장모형에 따른 누적평균비정상수익률 CAAR1의 경우 전체표본과 등급 상승표본에서는 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았지만 등급 하락표본에서는 한계적으로 유의하기는 하나 -0.135의 비교적 큰 음(-)의 수익률을 보이는 것으로 나타났다. 또한 평균조정모형에 따른 누적평균비정상수익률 CAAR2의 경우 전체표본(전체표본에서 등급하락표본을 제외한 표본)에서 0.045(0.052)의 통계적으로 유의한 양(+)의 초과수익률이 나타났다. 그러나 등급 상승표본에서는 유의한 비정상수익률을 확인할 수 없었다.

<표 8> 신용평가 공시 전·후 3일간 누적평균초과수익률

	Mean(t-stat)
ALL Sample (N=1,912)	
CAAR1[-1,1](%)	0.004(0.34)***
CAAR2[-1,1](%)	0.045(3.66)***
Non_Downgrade Sample (N=1,757)	
CAAR1[-1,1](%)	0.008(0.58)***
CAAR2[-1,1](%)	0.052(3.68)***
Upgrade Sample (N=352)	
CAAR1[-1,1](%)	0.008(0.25)***
CAAR2[-1,1](%)	0.049(1.56)***
Downgrade Sample (N=155)	
CAAR1[-1,1](%)	-0.135(-1.92)***
CAAR2[-1,1](%)	-0.067(-1.08)***

4.4 회귀 분석결과⁵⁾

4.4.1 신용등급 변화와 재량적 발생액

<표 9>

Variable	Dependent variable = CHANGE_RT		
	(1)	(2)	(3)
Intercept	-1.091(-3.02)***	-1.128(-3.12)***	-1.236(-3.39)***
DAt_1	0.485(6.00)***		
DAt		0.498(5.31)***	
DAt+1			0.105(1.44)***
AGE	0.073(1.63)***	0.070(1.57)	0.086(1.94)***
SIZE	0.084(3.77)***	0.092(4.09)***	0.044(2.24)***
LEV	0.010(2.23)***	0.009(2.01)***	0.013(2.92)***
MB	0.098(3.66)***	0.107(2.50)***	0.091(3.61)***
GRS	0.442(3.71)***	0.306(2.50)**	0.430(3.57)***
GRP	0.000(0.05)***	-0.000(0.10)***	0.000(0.87)***
year			
fixed effect	yes	yes	yes
industry			
fixed effect	yes	yes	yes
Adj. R-sq	0.119	0.112	0.052
Obs.	1,912	1,912	1,912

위의 <표9>는 신용등급 변화에 대한 신용등급 공시 시점을 기준으로 전기(t-1)와 당기(t) 그리고 차기(t+1) 분기의 재량적 발생액의 효과를 확인하기 위한 회귀분석 결과이다. 분석 결과 전기와 당기의 재량적 발생액에서만 1%수준에서 유의한 양(+)의 계수 값을 확인하였다. 이는 회사채 신용등급 공시 전 분기와 해당 분기 기업의 재량적 발생액이 유의하게 증가되고 있음을 의미한다. 그러나 차기의 재량적 발생액은 유의한 영향을 미치지 못했다. 또한 표본을 신용등급 상승표본과 하락표본으로 나누어 분석한 결과를 다음 <표10>에서 제시하였다.

5) 앞선 상관관계분석 결과에 따라 일부 설명 변수 간 높은 상관관계로 기인한 다중공선성문제를 확인하기 위해 VIF 값을 확인한 결과 전체 회귀모형들의 평균 VIF 값이 1.80에서 1.83사이의 값을 가지는 것으로 나타났고, 개별 변수에 대한 VIF 값 또한 3을 넘어서지는 않았다. 이러한 결과로 볼 때 각 회귀모형에서 변수간의 다중공선성문제는 심각하지 않는 것으로 판단된다.

〈표 10〉

Variable	Dependent variable = CHANGE_RT					
	(1) Upgrade firm			(2) Downgrade firm		
Intercept	-0.166 (-0.26)	-0.266 (-0.40)	-0.178 (-0.27)	0.570 (0.18)	0.255 (0.08)	-0.728 (-0.22)
DA _{t-1}	-0.257 (-1.64)*			0.990 (2.85)***		
DA _t		0.095 (0.52)			0.919 (1.88)*	
DA _{t+1}			0.116 (0.85)			0.040 (0.16)
AGE	-0.070 (-0.81)	-0.054 (-0.63)	-0.051 (-0.60)	0.233 (0.84)	0.108 (0.38)	0.164 (0.56)
SIZE	0.126 (2.90)***	0.128 (2.89)***	0.120 (2.76)***	-0.249 (-1.68)*	-0.138 (-0.95)	-0.103 (-0.68)
LEV	0.026 (1.44)	0.025 (1.38)	0.025 (1.38)	-0.028 (-1.36)	-0.032 (-1.47)	-0.030 (-1.34)
MB	-0.036 (-0.73)	-0.045 (-0.91)	-0.041 (-0.82)	0.526 (2.19)**	0.511 (2.06)**	0.547 (2.15)**
GRS	0.226 (1.10)	0.231 (1.05)	0.284 (1.39)	0.631 (0.83)	0.329 (0.39)	0.943 (1.19)
GRP	-0.000 (-0.18)	-0.000 (-0.18)	-0.001 (-0.22)	-0.000 (-0.98)	-0.001 (-1.20)	-0.000 (-0.79)
year fixed effect	yes	yes	yes	yes	yes	yes
industry fixed effect	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Adj. R-sq	0.042	0.029	0.032	0.115	0.051	0.003
Obs.	352	352	352	155	155	155

〈표10〉은 신용등급 변화에 대한 신용등급 공시 시점을 기준으로 전기(t-1)와 당기(t) 그리고 차기(t+1) 분기의 재량적 발생액의 효과를 신용등급 상승표본과 하락표본으로 나누어 분석한 결과이다. 분석결과 신용등급 하락표본에서만 전분기 재량적 발생액이 1%수준에서 유의한 양(+)의 계수 값을 보였고, 당기 재량적 발생액은 한계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 등급 상승표본에 대한 분석결과에서는 전분기 재량적 발생액만이 한계적으로 유의한 음(-)의 계수 값을 보였고 나머지 시점에서는 신용등급 변화에 대한 재량적 발생액의 유의한 영향을 확인 할 수 없었다.

등급상승표본에서의 전기 재량적 발생액에 대한 결과는 전기 재량적 발생액의 증가가 신용등급 변화를 감소시킨다는 것으로 해석할 수 있으며, 그렇다면 나아가 이러한 결과가 신용등급 평가전 기업의 이익조정을 의미하는 것인지에 대해서 확인하기 위해 다음의 <표 11>에서 누적비정상수익률과 분기 재량적 발생액에 대한 분석 결과를 제시하였다.

4.4.2 신용등급 공시에 대한 재량적 발생액과 비정상수익률

<표 11>

Variable	Dependent variable = CAR1*		Dependent variable = CAR2***	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercept	-0.295(-1.47)**	-0.343(-1.71)**	-0.083(-1.40)**	-0.235(-1.08)**
DAt-1	0.104(2.15)***		0.108(2.24)***	
DAt		0.067(0.99)***		0.051(0.69)***
OCFR	-0.038(-0.67)**	0.016(0.22)***	-0.013(-0.22)***	0.029(0.39)***
LEV	-0.006(-1.36)**	-0.005(-1.06)**	-0.007(-1.46)**	-0.005(-1.07)**
SIZE	0.036(2.68)***	0.040(2.90)***	0.014(2.88)***	0.044(2.90)***
MB	0.003(0.20)***	0.004(0.25)***	0.005(0.28)***	0.008(0.51)***
GRS	-0.045(-0.66)**	-0.076(-1.21)**	-0.083(-1.16)**	0.041(0.60)***
OWN	0.099(0.90)***	0.107(0.97)***	0.069(0.60)***	0.096(0.80)***
BETA	-0.032(-0.79)***	-0.037(-0.90)***	0.022(0.52)***	0.008(0.19)***
RETE	-0.106(-2.54)***	-0.099(-2.31)***	-0.100(-2.28)***	-0.095(-2.00)***
BBB_dummy	-0.128(-1.31)***	-0.134(-1.38)***	0.088(0.86)***	0.10(0.97)***
year fixed effect	yes	yes	yes	yes
industry fixed effect	yes	yes	yes	yes
Adj. R-sq	0.019	0.015	0.038	0.020
Observations	1,912	1,912	1,912	1,912

<표11>은 신용등급 공시에 대한 분기 재량적 발생액과 누적비정상수익률에 대한 회귀분

석결과이다. 분석결과 신용등급 공시 전 유의하게 증가된 분기 재량적 발생액이 신용등급 공시에 대한 전·후 3일간의 비정상수익률(OLS 모형에 의한 초과수익률과 평균조정모형에 의한 초과수익률 모두에서)에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 확인하였다. 만약 신용등급 공시 전 분기 증가된 재량적 발생액이 경영자의 기회주의적 행동에 기인한 이익조정 행위에 따른 것이라면 신용등급 공시에 따른 비정상수익률을 감소시키는 양상을 보여야 한다. 하지만, 분석결과 신용등급 공시 직전 분기 증가된 재량적 발생액이 신용등급 변동에 대한 사전적 신호로서 신용등급 공시에 따른 비정상수익률을 감소시키는 양상을 보이지는 않았다. 그리고 세부적으로 등급 상승표본의 경우 경영자의 낙관적인 예측신호를 그리고 등급 하락표본의 경우 차기 신용등급 하락에 대한 사전적 신호로서 그 충격을 완화하기 위한 사전적 신호로 작용하여 오히려 비정상 수익률을 증가시킬 것으로 예상된다. 또한 신용등급 공시 해당(동일) 분기의 재량적 발생액은 신용등급 공시에 대한 전·후 3일간의 비정상 수익률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

참고문헌

- Ashbaugh. H., R. LaFond., and B. Mayhew. 2003. Do Non-Audit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence. *The Accounting Review* 78: 611-639.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, and R. LaFond. "The effect of corporate governance on firm's credit ratings". *Journal of Accounting and Economics*. vol. 29: pp. 203-243.
- Bannier, C. E., and Hirsch, C. W. 2010. "The economic function of credit rating agencies. What does the watchlist tell us?" . *Journal of Banking and Finance* 34. 3037-3049.
- Bartov, E., and P. Mohanram. 2004. Private information, earnings manipulations, and executive stock-option exercises. *The Accounting Review* 79. pp. 889-920.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70. pp. 193-225.
- Dichev, I. D., and J. D. Piotroski. 2001. The Long-run stock returns following bond rating changes. *The Journal of Finance* 56: 173-203.
- Ederington, L. H., J. B. Yawitz, and B. E. Roberts(1987), 'The Informational Content Of Bond Ratings.' *Journal Of Financial Research*. 10(3), 211-226.
- Frost, C. A. 2007. "Credit rating agencies in capital markets: a review of research evidence on selected criticisms of the agencies." *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 22, 469-492.
- Goh, J. & L. Ederington. (1993) . "Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News, or No News for Stockholders?." *Journal of finance*. 48(5). 2001-2008.
- Graham, J. R., and C. R. Harvey. 2001. The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field, *Journal of Financial Economics* 60 (2), 187-243.
- Hand, J., R. Holthausen & R. Leftwich(1992), "The Effect of Bond Rating Agency Announcement on Bond and Stock Prices." *Journal of Finance*. 47(2), 733-752.
- Holthausen, R. & R. Leftwich(1986). "The Effect of Bond Rating Changes on Common Stock Prices." *Journal of Financial Economics*. 17(1), 57-89.
- Jorion, P., C. Shi, and S. Zhang. 2009. Tightening credit standards : The role of accounting quality. *Review of Accounting Studies*. 4(1): 123-160.
- Kaplan, R. S., and G. Urwitz. 2001. "Statistical models of bond ratings: A methodological inquiry." *Journal of Business*. 52, 231-261.

- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39. pp. 163-197.
- Louis, H., and Robinson, D.. 2005. “Do managers credibly use accruals to signal private information? Evidence from the pricing of discretionary accruals around stock splits.” *Journal of Accounting and Economics* 39, 361-380.
- Subramanyam, K. R., 1996. “The Pricing of Discretionary Accruals” . *Journal of Accounting and Economics* 22 : pp.249-281.
- Zaima, J. K., and J. McCarthy. 1988. “The impact of bond rating changes on common stocks and bonds : Tests of the wealth redistribution hypothesis” . *The Financial Review* 23 (4) : 483-498.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. 회사채 신용등급의 이익조정 통제효과. 증권학회지(제35권 5호): 45-74.
- 나인철 · 김종현. 2009. 발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향. 회계정보연구. 27(4): 241-273.
- 박현섭 · 송인만. 2005. “회사채 신용등급에 대한 차별적 시장반응.” 회계학연구. 30(2), 277-305.
- 안해진 · 박수근 · 최삼열. 2014. “발생액 현금흐름이 현금배당 공시시점의 주가반응에 미치는 영향” . 회계학연구. 39(2) 57-100.
- 위준복 · 전성일 · 김문태. “회사채 신용등급과 이익조정” 한국회계학회 2005년도 하계학술발표대회 발표논문집. 2005. pp. 1066-1097.
- 전성일 · 이기세. “부채 구성요소와 회사채 신용등급의 결정에 관한 연구” . 회계정보연구. 33(1). 1-24.
- 전성일 · 조현우 · 정혜영. “보상형 스톡옵션의 부여와 기업특성에 따른 이익조정패턴” . 증권학회지. 제34권 제3호(2005). pp. 183-211.
- 조현우 · 박연희. 2006. “사외이사의 특성과 감사품질이 이익조정과 KIS신용평점과의 관련성에 미치는 영향” ., 회계정보연구. 제24권 제3호. pp. 141-171.
- 최국현 · 신안나. 2006. “신용등급평가가 경영자 이익조정에 미치는 영향에 관한 실증연구” . 회계정보연구. 제24권 제1호. pp. 125-158.