

## 발표 - 기대신용등급 차이와 이익조정 관련성

유지연\* · 김우영\*\*

### <요 약>

본 연구는 신용평가회사의 발표신용등급과 기업이 기대하는 신용등급의 차이가 있을 경우 이익조정을 통하여 그 차이를 줄이고자 하는 지를 검증하고, 신용평가회사는 이러한 이익조정을 탐지하여 발표신용등급 산정 시 이를 반영하는지를 검증하는데 목적이 있다.

신용평가회사의 발표신용등급과 기업이 재무자료를 이용하여 추정한 기대신용등급은 차이가 생길 수 있다. 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮다면 기업은 낮은 등급으로 평가를 받은 것이 되고, 기업은 낮은 신용등급으로 자금조달을 하게 된다. 이러한 상황이 되면 기업은 자금조달 계획에 차질이 발생하기 때문에 발표신용등급을 기대신용등급 수준으로 조정하려는 유인을 갖게 된다. 이에 본 연구는 기업의 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮을 경우 이익조정을 하는지 살펴보고, 이러한 이익조정을 신용평가회사가 탐지하여 신용등급에 반영하는지를 검증한다.

표본 기간은 2001년부터 2014년까지이고, 유가증권 시장에 상장되어 있는 12월 결산 비금융업 자료를 이용하여 분석하였다. 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮은 경우 이익조정을 하는 지를 검증한 결과 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮은 기업은 그렇지 않은 기업에 비하여 이익조정을 더하는 것으로 나타났다. 이는 기업이 기대하는 신용등급만큼 발표신용등급을 높이기 위해 이익조정을 하는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이익조정을 많이 하는 기업은 오히려 차기 발표신용등급과 기대신용등급의 일치정도가 낮고, 발표신용등급이 기대신용등급으로 평균회귀하는 정도도 낮아지는 실증결과를 보였다. 이는 이익조정 행위를 신용평가회사가 탐지하고 이익조정을 반영하여 신용등급을 발표하고 있다고 해석된다.

본 연구는 발표신용등급과 이익조정의 관계를 연구한 선행연구와는 달리, 기대신용등급과 발표신용등급의 차이로 인한 이익조정 유인을 살펴보았는데 의의가 있다. 또한 이익조정에 대한 신용평가회사의 탐지 여부를 검증했다는 점에도 의의를 가진다.

<주제어> 발표신용등급, 기대신용등급, 이익조정

\* 한양대학교 회계학과 박사, yoojiyeon@hanyang.ac.kr, 주저자

\*\* 동덕여자대학교 사회과학대학 경영학과 부교수, kimwy01@dongduk.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2017년 3월 15일      1차수정일 2017년 5월 14일      2차수정일 2017년 6월 21일  
3차수정일 2017년 7월 12일      게재확정일 2017년 7월 24일

## I. 서 론

신용평가는 기업의 전반적인 채무상환능력 여부를 재무적 요소와 비재무적 요소로 나누어 평가하고 이를 신용등급으로 표시하는 것이다. 기업의 신용평가 등급은 해당기업의 재무적 신뢰성과 위험 정도를 나타내는 투자 지표의 하나이며, 신용평가회사가 발표하는 신용평가등급은 사채 발행의 경우 시장이자율을 결정하는데 중요한 요소가 될 수 있다. 이러한 이유로 투자자, 금융기관, 해당 기업의 경영자 모두 신용등급에 많은 관심을 가지고 있고, Graham and Harvey(2001)는 채무의사결정자가 자금조달 의사결정을 할 때 신용등급을 중요한 요소로 생각한다고 하였다.

신용등급은 투자자가 손쉽게 얻을 수 있는 기업에 대한 정보이다. Pinches and Singleton (1978)은 채권등급의 하향이 있을 때 주가의 하락이 있다고 하였다. 이렇듯 기업의 신용등급은 기업의 주가에 영향을 미치고, 이 때문에 기업은 신용등급 상향을 위해 노력할 것이다. 최국과 신안나(2006)와 박종일과 노희천(2011)의 연구에서는 기업은 신용등급의 상향 또는 하향방지를 위해 이익조정을 한다고 보고하였다. 그러나 더 많은 선행연구에서는 기업의 이익조정행위는 오히려 신용등급에 음(-)의 영향을 준다고 보고하였다(Ashbaugh-Skaife et al. 2006 ; 김문태 외 2006 ; 나인철 · 김종현 2009 ; 이영한 · 김성환 2011 ; 박종일 외 2012). 이러한 연구들은 주로 기업의 이익조정에 대한 결과에 중점을 두고 연구를 하였다.

본 연구의 첫 번째 목적은 신용등급을 발표신용등급과 기대신용등급으로 나누어, 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮은 경우 이 차이가 경영자의 이익조정 유인으로 작용하는지 분석하는 것이다. Alissa et al.(2013)은 발표신용등급과 기대신용등급이 차이가 날 경우 기대신용등급과 발표신용등급을 일치시키기 위해 이익을 상향조정 또는 하향조정할 것이라고 하였다. 그러나 기업이 기대하는 신용등급보다 신용평가회사가 더 높은 신용등급을 부여하였다면, 기업 측면에서는 유리한 등급이 되므로 이익을 하향조정할 유인은 없을 것이다. 그러므로 본 연구는 기대신용등급보다 발표신용등급을 하향시키기 위해 이익을 하향조정하는 유인은 없을 것이라 판단하고, 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮을 경우에 국한하여 이익상향조정 여부를 검증한다.

두 번째 목적은 경영자의 이익조정이 발표등급과 기대등급의 차이를 감소시키는데 영향을 미치는 지를 분석하는 것이다. 이를 위해 경영자의 이익조정이 발표신용등급과 기대신용등급의 일치 정도에 미치는 영향을 검증하고, 추가분석으로 경영자가 이익조정을 했을 경우 그 후 발표등급과 기대등급이 서로 수렴하는 평균회귀현상이 나타나는 지를 검증한다. 본 연구의 기대신용등급을 측정하기 위하여 Alissa et al.(2013)의 기대신용등급 모형을 이용하였고, 이익조정의 대응치는 Dechow et al.(1995) 모형을 이용하여 측정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 본 연구의 주제와 관련된 이론적 배경과 선행연구를 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 실증연구의 설계로서 가설설정과 실증분석모형 및 표본기업 등이

제시된다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과와 이에 대한 해석을 제시하며, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론 및 한계점을 제시한다.

## Ⅱ. 이론적 배경과 선행연구

### 1. 이론적 배경

기업의 신용평가는 전문신용평가회사가 특정기업에 대하여 재무정보, 비재무정보 및 산업위험 등을 고려하여 기업의 전반적인 채무상환능력의 신용도를 평가하는 것이다. 신용평가과정을 통해 기업의 채무상환능력을 등급화하여 기호를 부여하는데 이를 신용등급이라고 한다.

신용등급은 유가증권 발행의 질적 규제수단으로 사용되는 것이 주목적이라 할 수 있다. 그 외에도 은행 등 금융기관 여신심사 참고자료, 투자신탁, 펀드 등 관련 기관투자자의 투자심사 기준, 외부로부터 자금조달 시 심사기준이 되기도 하고 채권 이자율산정의 자료로 사용된다. 또한 협력사로부터 물품을 구매하는 기업들은 협력사의 기업을 평가하는데 신용등급을 사용하기도 한다. Stiglitz and Weiss(1981)는 신용등급이 낮은 경우 CP발행이나 은행으로부터 차입이 불가능할 수 있다고 주장하였고, Kisgen(2006)은 신용등급이 낮은 기업은 자본조달 시 높은 자본비용을 부담한다고 하였다. Graham and Harvey(2001)는 기업의 재무의사결정자는 신용등급을 중요한 자본구조 결정의 지표로 본다고 하였다.

기업의 신용등급은 AAA에서 D까지 10개의 등급으로 구분된다. AA등급부터 B등급은 등급별로 플러스(+)와 마이너스(-)등급이 있다.<sup>1)</sup>

- 1) 예를 들어 AA등급의 경우, AA+, AA, AA-로 구성된다. 같은 등급 내에서 + 부호를 가진 등급이 가장 높고, -등급은 가장 낮은 등급이다.  
각 등급의 정의는 다음의 표와 같다.

| 신용등급 | 정 의                                                                     | 비고   |
|------|-------------------------------------------------------------------------|------|
| AAA  | 원리금 지급 확실성이 최고수준이며, 현단계에서 합리적으로 예측 가능한 장래의 어떠한 환경변화에도 영향을 받지 않을 만큼 안정적임 | 투자등급 |
| AA   | 원리금 지급 확실성이 매우 높지만 AAA등급에 비해 다소 열등한 요소가 있음                              |      |
| A    | 원리금 지급 확실성이 높지만 장래 급격한 환경변화에 따라 다소 영향을 받을 가능성이 있음                       |      |
| BBB  | 원리금 지급 확실성은 인정되지만 장래 환경변화로 전반적인 채무상환능력이 저하될 가능성이 있음                     |      |
| BB   | 원리금 지급 확실성에 당면 문제는 없지만 장래의 안정성 면에서는 투기적 요소가 내포되어 있음                     | 투기등급 |
| B    | 원리금 지급 확실성이 부족하여 투기적이며, 장래의 안정성에 대해서는 현단계에서 단언할 수 없음                    |      |

기업의 신용등급은 채무불이행 가능성과 밀접한 관련이 있다. <표 1>은 기업 신용등급체계공시(나이스디앤비 2016)인데, 신용등급이 낮을수록 부도율이 높은 것으로 나타나고 있다.<sup>2)</sup>

<표 1> 신용등급별 부도율과 분류 구성비

| 신용 등급 | 2012   | 2013   | 2014   | 2013   | 2014   | 2015   |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|       | 부도율    | 부도율    | 부도율    | 구성비    | 구성비    | 구성비    |
| AAA   | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.14%  | 0.13%  | 0.15%  |
| AA    | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.41%  | 0.43%  | 0.49%  |
| A     | 0.00%  | 0.21%  | 0.19%  | 1.80%  | 1.93%  | 1.75%  |
| BBB   | 0.70%  | 0.16%  | 0.24%  | 7.28%  | 6.03%  | 5.74%  |
| BB    | 0.78%  | 0.64%  | 0.88%  | 33.89% | 36.84% | 34.22% |
| B     | 1.12%  | 1.00%  | 0.90%  | 52.77% | 51.26% | 54.80% |
| CCC   | 4.86%  | 4.12%  | 3.89%  | 2.21%  | 1.95%  | 1.61%  |
| CC    | 37.79% | 25.82% | 28.66% | 0.69%  | 0.59%  | 0.80%  |
| C     | 56.60% | 59.38% | 49.43% | 0.36%  | 0.31%  | 0.33%  |
| D     | —      | —      | —      | 0.46%  | 0.52%  | 0.10%  |
| 합계    | 1.64%  | 1.25%  | 11.21% | 100%   | 100%   | 100%   |

출처 : 기업 신용등급체계 공시(나이스디앤비, 2016. 6. 30)

CCC등급이하의 부도율이 매우 높게 나타나고 있으며, C등급의 경우 부도발생율이 거의 50%이다. 기업의 신용평가등급이 낮을수록 부도가능성이 높다고 해석되므로, 신용평가등급은 기업의 위험을 평가하는 지표가 될 수 있다.

신용평가회사는 계량 및 비계량 재무정보와 비계량 위험을 종합하여 기업의 신용평가를 한다. 계량 재무정보로는 감사보고서, 결산서, 부속명세서 및 분기별 부가가치세신고서를 이용하며, 비계량 재무정보로는 사업보고서, 기업실태표, 대표자 이력서, 기술인력보유현황 등을 이용한다.

| 신용등급 | 정 의                                                 | 비고   |
|------|-----------------------------------------------------|------|
| CCC  | 채무불이행이 발생할 가능성을 내포하고 있어 매우 투기적임                     | 투기등급 |
| CC   | 채무불이행이 발생할 가능성이 높아 상위등급에 비해 불안요소가 더욱 많음             |      |
| C    | 채무불이행이 발생할 가능성이 극히 높고 현단계에서는 장래 회복될 가능성이 없을 것으로 판단됨 |      |
| D    | 원금 또는 이자가 지급불능 상태에 있음                               |      |

2) 본 연구에서는 코스피기업만을 대상으로 연구하였다. 그러나 <표 1>은 나이스신용평가회사의 자료이고, 신용평가대상이 되는 유가증권상장기업, 코스닥기업 및 비상장기업 등 전체기업이 포함되어 있다.

또한 해당 기업이 속해 있는 산업위험, 계열위험(계열사 현황자료) 및 사회위험(기사나 법령 등)을 고려한다. 신용평가회사는 계량 재무정보의 성장성, 수익성, 안정성, 활동 및 현금흐름을 대상으로 재무계량 모형을 이용하여 평가하고 있다.<sup>3)</sup> 신용등급 기업의 재무위험 평가의 활용정보는 최근 2개년 결산 재무제표를 활용하며, 일부의 경우는 3~6개년 이상의 결산재무제표를 활용하기도 한다.<sup>4)</sup>

신용평가회사는 비계량 정보를 고려하지만 계량으로 측정되는 재무정보가 신용평가 등급의 결정에 더 큰 비중을 둘 것으로 판단된다. 기업들은 신용평가등급을 높게 받기 위하여 이익을 조정하여 재무정보를 양호하게하려는 유인이 있을 것이다. 이에 반하여 신용평가회사는 기업들이 제출한 재무정보에 대한 검증의 절차를 수행할 것이며, 이 과정에서 이익조정 여부를 고려하여 기업의 위험에 상응하는 신용평가등급을 부여할 것이다. 본 연구는 신용평가과정에서 기업은 높은 신용평가등급을 받기 위해 이익조정 유인이 있다고 가정하고, 신용평가회사가 신용평가등급 부여 시 이익조정을 식별하여 반영하는 지를 검증하고자 하는 것이다.

## 2. 선행연구 검토

신용평가와 관련된 선행연구는 크게 두 분야로 구분할 수 있다. 첫째는 신용평가에 영향을 미치는 재무적 요소가 무엇인지를 연구한 것이고, 두 번째는 신용평가와 관련된 이익조정의 연구이다.

신용평가에 영향을 미치는 재무적 요소의 연구는 신용등급 예측과 변경에 어떤 재무적 변수가 유의한 영향을 미치는 지를 검증하는 것이다. Altman et al.(1977)은 사채등급예측에 영향을 미치는 주요한 재무적 변수들은 총자산경상이익률, 이자부담비율, 이익잉여금/총자산, 유동비율, 기업규모 등 이라고 하였다. Peavy and Edgar(1984)는 재무변수 중 기업어음 등급변화에 영향을 미치는 변수를 총자산, 부채/총자본, 순매출액/현금, 순이익/총자산, 그리고 매출액/총자산이라고 제시하였다. 또한 Jerome and Font(2002)는 신용등급의 변경 원인으로 거시 경제변수, 산업변수, 재무비율변수를 언급하였다. 국내의 연구에서 이종천(1994)은 단기 신용등급예측에 유용한 재무변수로 총자산순이익률, 매출액경상이익률, 이자보상비율, 유동자산회전율, 그리고 총자산이라고 보고하였다. 나영과 진동민(2002)은 신용등급예측에 자기자본비율, 총자산경상이익률, 총자산순이익률, 매출액경상이익률, 배당률, 총자산, 순운전자본/총자산, 현금흐름/총자산, 현금흐름/부채, 금융비용/총비용, 총위험, 계열사관계, 산업성향들을 독립변수로 사용하였고, 그 예측정확도가 90%를 넘는다고 보고하였다. 국·내외의 신용등급 평가에 영향을 미치는 연구는 기업의

3) 성장성은 매출액증가율 등으로 평가하며, 수익성은 기업순이익률, 활동성은 총자산 회전율 등으로 평가되어 진다. 또한 현금흐름은 영업활동을 통한 현금흐름을 이용하여 평가되어 진다.

4) NICE 신용평가 홈페이지 참조([www.nicerating.com](http://www.nicerating.com))

어떤 재무변수가 신용평가에 영향을 미치는 지를 검증한 것이다.

신용평가와 관련된 이익조정의 연구는 기업들이 높은 신용등급을 받기 위해 이익조정을 하는지와 이러한 이익조정이 신용등급에 결정에 영향을 미치는 지를 검증하는 것이다. 박종일과 노희천(2011)은 비상장기업을 대상으로 전기에 신용평가회사로부터 신용등급이 낮게 평가된 기업일수록 당기 보고이익을 상향조정하려는 이익조정 유인이 있는지 연구하였다. 분석결과 신용등급이 낮은 기업의 경영자들은 기업의 평판을 유지하거나 유리한 자금 조달을 위해 이익조정을 하고 있다고 주장 하였다. Ashbaugh-Skaife et al.(2006), Jorion et al.(2009)은 기업이 신용등급 관리를 위하여 발생액 이익조정을 하는지 분석하였고, 분석한 결과는 재량적발생액을 통한 이익조정이 신용등급을 오히려 하락시킨다는 것을 제시하였다. 김문태 외(2006)는 신용등급 결정에 이익조정이 미치는 영향을 분석하였는데, 분석결과 발생액 이익조정을 많이 할수록 신용등급은 하락함을 보고하였다. 나인철과 김종현(2009)은 회계품질의 대용치로 발생액의 질과 재량적발생액의 절대값을 사용하여 신용등급에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 발생액의 질과 발생액의 절대값이 높을수록 신용등급은 하락하는 것으로 나타났다. 최국현과 신안나(2006)는 신용등급이 하향된 기업이 신용등급이 상향 또는 유지된 기업보다 재량적 발생액의 크기가 큰 것으로 나타남을 보고하였다. 박종일 외(2012)는 상장기업과 비상장기업을 표본으로 기업의 이익조정이 신용등급에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 이익조정 수준이 높을수록 신용등급이 하향 조정됨을 보고하였다. 이상의 선행연구는 해당 기업의 신용등급이 낮을 경우 이익조정을 한다는 것과 이익조정이 신용등급에 영향을 미치는지 연구한 것이다. 이들의 연구에서는 이익조정은 신용등급과 음(-)의 관련성이 있다고 보고하였다.

기업이 이익조정하려는 유인은 기업의 현재 신용등급(신용평가회사가 발표한 신용등급, 이하 발표신용등급)보다 높은 등급을 받기 위한 것이다. Alissa et al.(2013)는 기업이 받고자하는 신용등급을 기대신용등급이라 하고, 발표신용등급을 기대신용등급과 일치시키기 위해서 이익조정을 하는지에 대해 연구하였다. 연구결과 기업들이 발표신용등급보다 기대신용등급이 낮은(높은) 경우에 발생액과 실제이익조정을 이용해 이익하향(상향)조정을 통하여 일치시킨다는 것을 제시하였다. 이 연구는 기대신용등급이 이익조정의 유인이 된다고 주장하고, 기대신용등급이 발표신용등급보다 낮을 경우 이익을 하향조정하여 발표신용등급을 낮춘다고 하였다. 그러나 발표신용등급의 하락은 기업의 자본조달 비용에 직접적인 영향을 주고, 주식가격이 떨어질 위험이 있다. 오희장(1999)은 신용등급의 상향(하향)은 주식가격의 상향(하향)으로 이어진다는 실증결과를 보고하였다. 그러므로 Alissa et al.(2013)의 연구결과처럼 이익하향조정을 통하여 발표신용등급을 기대신용등급을 맞추는 것은 기업의 부정적인 이미지로 이어질 수 있으므로 이익을 하향조정하여 신용등급을 낮춘다는 것은 비현실적인 주장이다.

종합해보면 기업의 재무변수가 신용평가에 영향을 미치고 있고, 경영자는 신용평가 등급에 영향을 미치는 재무변수로 이익조정을 하려는 유인을 가진다. 그러나 대다수의 선행연구에서는

경영자의 이익조정은 신용평가에 오히려 부정적인 영향을 미친다는 결과를 보고 하였다. 이는 신용평가회사들이 이익조정을 탐지하고, 이를 신용평가에 반영하고 있음을 시사한다.

선행연구가 신용평가 등급의 상승 유인으로 이익조정을 살펴보았으나, 본 연구는 신용등급을 발표신용등급과 기대신용등급으로 나누고 당년도 발표신용등급이 차년도 기대신용등급보다 낮을 경우 발표신용등급의 상향을 위한 이익조정이 있는지를 분석한다. 또한 당년도의 이익조정으로 그 다음해의 발표신용등급이 상향되어 기업이 받고자 하는 기대신용등급과 일치되는지 분석하고자 한다.

### III. 연구 설계

#### 1. 가설 설정

##### 가. 가설 1의 설정

신용등급은 투자자가 손쉽게 활용할 수 있는 정보이고, 기업의 위험과 미래현금흐름을 판단하는 지표 중 하나이다. 기업의 자금 조달은 크게 차입과 주주의 출자로 나누어진다. 채권자와 주주는 신용등급으로 채무불이행과 위험정도를 판단하여 자금을 빌려 주거나, 투자자의결정을 할 수 있다. 신용평가회사는 과거 재무제표에서 추출한 재무적 요소와 비재무적 요소를 통해 기업의 신용등급정도를 평가한다. 재무적 변수 중 경상이익률, 매출액, 순이익, 총자산순이익률 등이 신용등급에 영향을 미친다고 보고하였다(Altman et al. 1977 ; Peavy · Edgar 1984 ; 이종천 1994 ; 나영 · 진동민 2002). 이 변수들은 모두 이익과 관련된 변수들이므로, 기업이 신용등급을 높게 평가 받기 위해서는 이익을 상향조정할 유인을 가질 것이다. 오희장(2005), 최국현과 신안나(2006)는 기업이 신용등급을 유지 또는 높이기 위해 보고이익을 상향 조정한다고 보고하였다. 또한 김병호(2009)는 각 등급의 +등급과 -등급을 받은 기업들은 신용평가회사로부터 유리한 신용등급을 받기 위하여 이익조정을 한다고 보고하였다.

신용등급은 신용평가회사가 부여하는 발표신용등급과 기업이 받고자 하는 기대신용등급이 있다. 당기 발표신용등급이 기업이 받고자 하는 신용등급에 비해 낮은 수준이면 높은 자금조달 비용이 들거나, 자금조달이 어려워질 수 있다. 이러한 이유로 기업의 당기 발표신용등급이 기업이 받고자 하는 신용등급보다 낮으면, 차기의 발표신용등급은 기업이 받고자 하는 신용등급과 같은 수준이 되기를 원할 것이다.

당기의 발표신용등급이 기업이 받고자 하는 신용등급보다 낮으면, 기업은 당기의 발표신용등급보다 다음해에 높은 신용등급을 받아야 당기보다 낮은 자금조달 비용으로 자금을 조달할 수 있을 것이다. 신용평가회사가 부여하는 다음해의 발표신용등급에는 당기의 재무상태와 영업성

과가 반영되므로 기업은 당기의 이익조정을 통해 다음해의 발표신용등급을 높이려고 할 것이다. 그러므로 당기에 이익조정이 된 재무상태와 영업성과를 이용하여 차기의 기대신용등급을 산출하면, 이 차기의 기대신용등급은 당기의 발표신용등급보다 높아져 차이를 보일 것이다. 즉, 차기의 기대신용등급이 당기의 발표신용등급보다 높은 값을 보이는 것은 기업이 차기 발표신용등급을 상향시키기 위한 이익조정의 결과일 가능성이 있다. 차기의 기대신용등급이 당기의 발표신용등급보다 높은 것이 이익조정의 결과인지를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1 : 차기 기대신용등급이 당기 발표신용등급이 보다 높은 것은 그렇지 않은 경우보다 이익조정과 관련성이 높을 것이다.

#### 나. 가설 2의 설정

신용평가회사는 기업의 과거 재무제표를 근거로 신용등급을 부여한다. 가설 1과 같이 당기 발표신용등급이 기대신용등급에 비해 낮게 평가 되었다면, 다음해 발표신용등급을 기대신용등급 정도로 높이기 위해 기업은 당기 이익을 상향 조정할 것이다. Alissa et al.(2013)은 기업이 이익조정을 통하여 기대신용등급과 발표신용등급을 일치시키려고 노력하고, 이익조정을 통하여 발표신용등급과 기대신용등급의 차이가 감소한다고 보고하였다. 신용평가회사가 상향조정된 이익이 반영된 재무제표를 기반으로 신용등급을 발표한다면 이익조정이 높을수록 차기 발표신용등급과 차기 기대신용등급은 일치하게 된다. 그러나 나이스디앤비에 의하면 신용평가 발표는 체계적인 방법을 통해 이루어지며, 기업이 제출한 자료뿐만 아니라 기타 외부 정보를 통하여 분석하여 등급을 산출한다. 또한 평가 시 재무위험 및 사업위험요소를 전반적으로 고려하는 전문적인 판단과 분석을 수행하여 평가등급을 신용평가회사 내의 신용등급에 타당성을 평가하는 심사자에 제출하고, 심사자는 평가등급을 심사하여 심사등급을 결정한다. 또한 신용평가회사는 매년 신용평가모형의 유효성 여부를 체크하여 기업의 경영환경 변화에 맞지 않을 경우 모형을 개선하거나 새로운 모형을 개발하여 적용한다. 이러한 신용평가회사의 신용등급 부여 과정은 기업의 이익조정을 탐지할 가능성이 있다고 판단된다. 실제로 기업의 재무보고의 품질을 발생액의 절대치로 측정한 Ashbaugh-Skaife et al.(2006), Jorion et al.(2009), 나인철과 김중현(2009)은 발생액의 질이 낮을 경우, 기업의 신용등급은 하락한다고 보고하였다. 이는 발생액 이익조정이 많을수록 신용평가 등급이 하락함을 의미한다. 또한 김문태 등(2006), 박종일 등(2011)에서 이익조정을 많이 할수록 신용등급이 떨어지는 결과를 보고하였다.

이렇듯 기업이 이익조정을 많이 할수록 기업이 원하는 기대신용등급과 차기의 발표신용등급 간의 일치성은 낮아질 것이다. 따라서 다음과 같이 가설 2를 설정한다.

가설 2 : 당기의 이익조정은 차기 발표신용등급과 차기 기대신용등급의 일치성과 음(-)의 관련성을 가질 것이다.

## 2. 연구모형과 변수측정

### 가. 가설 1의 검증모형

당기 발표신용등급이 차기 기대신용등급보다 낮을 경우 당년도에 이익조정을 할 것 이라는 가설1을 검증하기 위해서 모형(1)을 설정하였다.

$$DACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUS_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 AUDIT_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 TACC_{i,t-1} + YD + IND + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

|        |                                                    |
|--------|----------------------------------------------------|
| DACC   | : 이익조정 대응치, 수정 Jones 모형을 사용하여 구한 이익조정 대응치          |
| SUS    | : 기대신용등급이 당기 발표신용등급보다 두 등급 이상 높을 경우 1, 아니면 0인 더미변수 |
| MTB    | : 기업가치, 시가총액/기초자본                                  |
| LEV    | : 부채비율, 부채/기초자산                                    |
| GROWTH | : 성장성, (당기매출액-전기매출액)/전기매출액                         |
| SIZE   | : 기업의 규모, 자산의 자연로그 값                               |
| ROA    | : 자산순이익률, 당기순이익/기초자산                               |
| AUDIT  | : 감사법인이 BIG4에 속하면 1, 아니면 0인 더미변수                   |
| FOR    | : 외국인투자지분율, 외국인투자주식/평균보통주식                         |
| TACC   | : 총발생액, 당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름                       |
| YD     | : 연도더미                                             |
| IND    | : 산업더미                                             |

여기서 DACC는 이익조정의 대응치이고, SUS는 기업이 받고자하는 기대신용등급보다 당기 발표신용등급이 낮은 경우를 의미하므로 SUS의 계수 값인  $\beta_1$ 이 유의한 양(+)의 값을 가지면, 가설 1은 성립하는 것이다.

DACC는 Dechow et al.(1995)의 수정 Jones 모형을 사용하여 구한 이익조정 대응치이다.<sup>5)</sup> SUS는 기대신용등급이 발표신용등급보다 두 등급이상 높을 경우 1, 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 발표신용등급은 NICE신용평가, 서울신용평가, 한국신용평가에서 발표한 신용등급의 평균값을 이용하였다. 각 등급은 알파벳순으로 20개의 등급으로 분류되어 있는데, 가장 높은 등급인 AAA등급에 20의 값을 주고, 가장 낮은 등급인 C등급은 1의 값을 부여하였다.<sup>6)</sup>

5) Dechow et al.(1995)의 수정 Jones 모형에 의한 측정은 많은 선행연구에서 제시하였으므로, 본 논문에서는 기술하지 않았다. 본 연구의 가설 1은 이익 상향조정 유인을 검증하므로 재량적 발생액을 사용하고, 가설2의 강건성 분석을 위해서는 재량적 발생액의 절대치를 사용한다.

6) <표 1>의 신용등급 정의에는 D등급이 있으나, 본 연구의 표본에는 D등급이 존재하지 않아 최하위 등급인 C등급에 1의 값을 부여하였다.

가설 1을 검증함에 있어 선행연구(Cristie 1990 ; Defond · Jambalvo 1994 ; 김병호 2006)에서 이익조정에 영향을 주는 변수들을 통제하였다. 기업가치와 성장성은 높을수록 이익조정 유인은 낮을 것이다. 기업가치(MTB)는 시가총액을 기초자산으로 나누어 측정하고, 성장성(GROWTH)은 당기매출액과 전기매출액의 차이를 전기매출액으로 나누어서 구한다. 부채비율이 높을수록 이익조정 유인이 높기 때문에 부채를 기초자산으로 나눈 부채비율(LEV)을 통제해 주었다. 또한 기업의 규모와 이익에 따라 이익조정행태가 다르게 나타날 수 있기 때문에 총자산의 자연로그 값인 기업규모(SIZE)와, 당기순이익을 기초총자산으로 나눈 자산순이익률(ROA) 변수를 통제한다. 또한 기업의 감사인이나 투자자의 형태에 따라 이익조정에 대한 유인이 다를 수 있다. 이에 BIG4감사 법인 더미변수(AUDIT)와 외국인투자자지분율(FOR)을 통제변수로 추가한다. 또한 전기 총발생액은 당기의 채량적발생액에 큰 영향을 미칠수 있으므로(김선화 외 2013 ; 곽영민 · 최종서 2011), 이를 통제하기 위하여 전기 총발생액(TACC)을 통제변수로 추가하였다. 이외에 연도 및 산업 환경을 통제하기 위하여 모형에 연도더미(YD)와 산업더미(IND)를 추가하였다.

본 연구의 기대신용등급은 Alissa et al.(2013)에서 사용된 기대신용등급 측정모형을 이용하였다. 해당모형은 외국의 선행연구에서 기대신용등급 측정치로 검증된바 있지만, 국내의 실정과는 맞지 않을 가능성이 존재한다. 그럼에도 본 연구는 기대신용등급을 추정하는 다른 모형이 존재하지 않아 Alissa et al.(2013)의 모형을 변형하여 기대신용등급 측정치를 추정하였다.

Alissa et al.(2013)은 목표부채에 관한 선행연구(Flannery and Rangan 2006 ; Hovakimian et al. 2001 ; Rajan and Zingales 1995)에서 주장한 기업 파산에 영향을 주는 변수를 사용하여 기업의 기대신용등급을 측정하였다.<sup>7)</sup>

Alissa et al.(2013)은 해당 모형에서 종속변수는 당기의 발표신용등급이고, 독립변수도 당기의 변수들을 사용하였다. 그러나 신용평가회사는 채무제표 자료를 사용함에 있어 최근 2개년도의 과거 자료를 바탕으로 신용평가를 실시하기 때문에 당기의 자료는 당기의 발표등급에 영향을 주지 않을 것이다. 따라서 본 연구는 선행연구와는 달리 독립변수를 당기가 아닌 전기의 자료를

7) 기업의 신용등급은 서론에서 설명한바와 같이 부도위험이 높을수록 신용등급은 낮아진다. Alissa et al.(2013)은 기업의 파산에 영향을 주는 요인들을 기업의 규모, 수익성, 경영위험, 자산의 전문성, 미래성장능력으로 나누어 기대신용등급을 구하였다. 기업의 규모는 클수록 부채조달을 많이 하는 경향이 있고 채권자의 감시기능으로 더 투명한 경영이 가능하게 되어 파산위험이 낮아진다. 파산위험이 낮아짐에 따라 기대신용등급이 높아질 것이다. 또한 기업이 높은 수익을 낼수록 채무불이행 경영 위험은 낮아지고, 기대신용등급은 높아진다. 기업의 자산이나 생산품이 더욱 더 전문화 될수록 낮은 부채를 사용하고, 이는 기대신용등급을 높게 나타날 것이다. 마지막으로 미래 성장능력이 있는 기업일수록 낮은 부채비율을 보인다. 낮은 부채비율은 파산위험을 낮추므로 기대신용등급이 커질 것이다. 기업의 규모는 자산에 자연로그 값인 SIZE 변수로 측정하고, 수익성의 대용치는 기초총자산으로 표준화한 영업이익(PROFIT)을 사용한다. 또 경영위험은 영업이익의 5년간 표준편차(OPRISK)를 사용하고, 기업의 전문성은 기초총자산으로 표준화한 유형자산(TANG), 판매관리비(SGA), 연구개발비(RDD), 연구개발비 지출 여부의 더미(RDD)변수를 사용한다.

이용하였고, 종속변수는 선행연구와 같이 당기의 발표신용등급을 이용하여 ordered probit분석을 하였다. 이 분석을 통해 독립변수의 계수값을 추출한 후에 당기의 자료를 대입하여 차년도 기대 신용등급을 구하였다.

$$RATE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MTB_{i,t-1} + \beta_2 TANG_{i,t-1} + \beta_3 RD_{i,t-1} + \beta_4 RDD_{i,t-1} + \beta_5 SGA_{i,t-1} + \beta_6 PROFIT_{i,t-1} + \beta_7 SIZE_{i,t-1} + \beta_8 OPRISK_{i,t-1} + \epsilon \quad (2)$$

RATE : 발표신용등급  
 MTB : 기업가치, 시장가치대 장부가치 비율  
 TANG : 유형자산/기초총자산  
 RD : 연구개발비/기초총자산  
 RDD : 연구개발비 지출이 있으면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수  
 SGA : 판매관리비/기초총자산  
 PROFIT : 영업이익/기초총자산  
 SIZE : 기업의 규모  
 OPRISK : 영업위험, 5년 동안 기업의 영업이익의 표준편차

#### 나. 가설 2의 검증모형

본 논문의 가설 2는 기업이 기대신용등급을 달성하기 위해 이익을 상향조정한 경우, 오히려 차기 발표신용등급이 하락하여 기대신용등급과 발표신용등급의 격차가 커진다는 것이다. 이를 검증하기 위해서 아래와 같은 Logit모형을 이용한다.

$$ID_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 DACC_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + YD + IND + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

ID : 차기 발표신용등급과 기대신용등급의 차이가 두 등급 이하이면 1, 아니면 0을 가지는 더미변수  
 DACC : 이익조정 대응치, 수정 Jones 모형을 사용하여 구한 이익조정 대응치  
 MTB : 기업가치, 시장가치대 장부가치 비율  
 LEV : 부채비율, 부채/기초자산  
 GROWTH : 성장성, (당기매출액-전기매출액)/전기매출액  
 SIZE : 기업의 규모, 자산의 자연로그 값  
 ROA : 자산순이익률, 당기순이익/기초자산  
 SIZE : 기업 규모, 총자산의 자연로그 값  
 YD : 연도더미  
 IND : 산업더미

종속변수인 ID는 차기 발표신용등급과 기대신용등급의 차이가 두 등급 이하이면 1, 아니면 0을 가지는 더미변수로 발표신용등급과 기대신용등급의 일치정도를 나타낸다. 위 모형에서  $\beta_1$ 이

음(-)의 값을 가지면 이익조정을 많이 할수록 차기의 기대신용등급과 발표신용등급이 일치하지 않는다는 것을 의미하므로 가설2는 지지된다. 그런데 발생액의 경우 반전현상이 발생하여 신용등급에 영향을 줄 수 있으므로 선행연구에서와 같이 발생액의 절대값을 이용하여 검증한다.

종속변수인 ID는 기대신용등급과 발표신용등급의 차이를 나타내는 변수이므로, 신용등급에 영향을 줄 수 있는 변수들을 통제하였다. 기업가치(MTB), 이익(ROA)과 성장성(GROWTH)은 높을수록 기업의 발표신용등급에 긍정적인 영향을 준다. 또한 기업의 부채비율(LEV)정도는 발표신용등급에 부정적인 영향을 미치므로 이를 통제하였다.

### 3. 표본설정

본 연구는 기업의 신용평가 등급과 이익조정의 관계를 분석한다. 분석에 포함된 표본은 한국 거래소 유가증권시장 상장기업으로 1997부터 2014년까지의 자료를 이용하였다.<sup>8)</sup> 자료는 FN-GUIDE와 TS-2000을 통하여 수집하였고, 자료 수집이 가능한 기업을 포함하였다. 본 연구에서는 다음과 같은 조건을 충족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업을 제외한 산업에 속한 기업으로서 12월 결산기업
- (2) FN-GUIDE와 TS-2000을 이용하여 재무자료 추출이 가능한 기업
- (3) 1997년부터 5년 연속 재무자료가 존재하는 기업
- (4) 각 연도별 산업 소속기업이 10개 이상인 기업
- (5) 신용평가회사로부터 신용등급을 부여 받은 기업

본 연구에서는 금융업은 제조업과 시장이나 경영환경이 상이함에 따라 분석 표본에서 제외하였고, 12월 결산법인인 아닌 기업은 표본의 동질성을 훼손시킬 우려로 인해 표본에서 제외하였다. 재량적 발생액을 측정하기 위하여 연도별 산업별로 각 연도별 산업 소속 기업이 10개 미만인 기업은 제외하였다. 분석대상 표본의 재무자료는 극단치 1%에서 winsorization 방법으로 제거하여 사용하였다.

<표 2>는 표본의 산업별 분포를 나타내고 있다. 본 연구의 표본은 15개의 산업군으로 구성되어 있다.

8) 본 연구의 변수 중 하나인 이익의 5년 표준편차 변수를 구하기 위하여 t-4기의 자료를 사용 한다. 연구 표본은 2001년부터 2014년의 자료로 구성된다.

&lt;표 2&gt; 표본의 산업별 분포

| 산 업 명                       | 표본수   |
|-----------------------------|-------|
| 식료품 제조업                     | 53    |
| 의료 및 정밀, 전기장비 제조업           | 61    |
| 기타기계 및 장비제조업                | 101   |
| 자동차, 기타운송장비, 전기, 가스 및 공기조절업 | 119   |
| 정보서비스, 전문서비스업               | 98    |
| 의약품 제조업                     | 74    |
| 석유, 화학, 고무 제조업              | 126   |
| 비금속 광물제품 제조업                | 60    |
| 섬유, 의복, 가죽 제조업              | 95    |
| 목재, 펄프, 종이 가구 제조업           | 18    |
| 1차금속 제조업, 금속가공제품 제조업        | 61    |
| 종합건설업                       | 79    |
| 도매, 상품중개업 및 소매업             | 181   |
| 운송업                         | 63    |
| 기 타                         | 23    |
| 합 계                         | 1,159 |

## IV. 실증분석결과

### 1. 기술통계 및 상관관계 분석

<표 3>은 본 연구에 사용된 주요 변수들에 대한 기술 통계량을 나타낸다.

본 연구의 주요변수 중 하나인 RATE는 신용평가회사가 발표한 신용등급을 말한다. 발표신용등급의 평균은 14.091의 값을 가지는데 이는 신용평가가 발표되는 기업은 평균적으로 A-의 등급을 갖는 것이다.<sup>9)</sup> EX\_RATE는 Alissa et al.(2013)의 식을 통해 구한 기대신용등급이다. 기대신용등급은 13.743의 평균값을 가지고 이는 평균적으로 기대신용등급은 BBB+의 값을 가진다는 것을 의미한다.

9) 본 연구 표본의 신용평가 점수는 평균적으로 A-의 값을 가진다. 그러나 <표 1>에서 보고하는 바와 같이 약 80%의 표본이 BB등급과 B등급에 위치해 있다. 이와 같은 차이는 본 연구표본은 코스피 상장법인을 대상으로 하기 때문에, 코스닥 상장법인과 함께 보고된 <표 1>과는 차이가 나는 것으로 해석된다.

〈표 3〉 기술통계

| 변수      | N     | 평 균    | 중위수    | 표준편차  | P1     | P99    |
|---------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| RATE    | 1,159 | 14.091 | 14.000 | 3.114 | 4.000  | 20.000 |
| EX_RATE | 1,159 | 13.743 | 14.000 | 1.359 | 10.000 | 16.000 |
| DIFF    | 1,159 | -0.355 | -1.000 | 2.529 | -5.000 | 9.000  |
| DACC    | 1,159 | 0.000  | -0.001 | 0.053 | -0.142 | 0.138  |
| SUS     | 1,159 | 0.180  | 0.000  | 0.385 | 0.000  | 1.000  |
| ID      | 1,159 | 0.154  | 0.000  | 0.361 | 0.000  | 1.000  |
| MTB     | 1,159 | 0.998  | 0.810  | 0.709 | 0.137  | 3.494  |
| LEV     | 1,159 | 0.551  | 0.575  | 0.196 | 0.076  | 1.045  |
| GROWTH  | 1,159 | 0.048  | 0.041  | 0.192 | -0.735 | 0.743  |
| SIZE    | 1,159 | 21.095 | 21.128 | 1.409 | 17.962 | 24.467 |
| ROA     | 1,159 | 0.031  | 0.031  | 0.060 | -0.192 | 0.184  |
| AUDIT   | 1,159 | 0.732  | 1.000  | 0.443 | 0.000  | 1.000  |
| FOR     | 1,159 | 0.150  | 0.107  | 0.146 | 0.000  | 0.645  |

## 변수설명

RATE : 발표신용등급

EX\_RATE : Alissa et al.(2013)의 측정치를 이용한 기대신용등급

DIFF : 발표신용등급과 기대신용등급의 차이

DACC : 재량적 발생액

SUS : 기대신용등급이 당기 발표신용등급이 보다 두 등급 이상 높으면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

ID : 차기 발표신용등급과 기대신용등급의 차이가 두 등급 이하이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

MTB : 시장가치대 장부가치, (상장주식수\*종가)/자본

LEV : 부채비율, 부채/기초총자산

GROWTH : 성장성 비율, (당기 매출액-전기매출액)/전기매출액

SIZE : 기업 규모, 총자산의 자연로그 값

ROA : 자산순이익률, 당기순이익/기초총자산

AUDIT : 감사법인이 BIG4에 속하면 1, 아니면 0인 더미변수

FOR : 외국인투자지분율, 외국인투자주식/평균보통주식

발표신용등급과 기대신용등급은 평균적으로 한 등급의 차이를 가진다. SUS의 평균은 0.18을 가지고 있는데 이는 기대신용등급이 발표신용등급보다 높은 기업의 수가 18%라는 의미이다. 신용등급 일치 정도를 나타내는 ID변수는 0.154의 평균값을 가지고 있다. 이는 약 15%의 기업이 발표신용등급과 기대신용등급이 일치한다는 것이다.

<표 4>는 변수들의 상관관계를 나타낸 표이다. 기대신용등급이 발표신용등급보다 큰 경우 1의 값을 가지는 SUS 변수와 이익조정 측정치인 DACC는 0.024의 값으로 양(+)의 관계를 보이

지만 유의하지 않다. 차기 발표신용등급과 기대신용등급 일치여부 더미변수인  $ID_{t+1}$ 와 이익조정 변수 DACC는  $-0.0473$ 으로 음(-)상관관계를 나타냈으나 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 단순상관관계에서는 가설이 성립하지 않으나, 다른 통제변수를 고려하지 않은 결과이다.

〈표 4〉 상관관계

|                    | SUS <sub>t</sub> | ID <sub>t+1</sub> | MTB <sub>t</sub> | LEV <sub>t</sub> | GROW <sub>t</sub> | SIZE <sub>t</sub> | ROA <sub>t</sub> | AUDIT <sub>t</sub> | FOR <sub>t</sub> |
|--------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|--------------------|------------------|
| DACC <sub>t</sub>  | 0.0201           | -0.047            | 0.050*           | 0.022            | 0.035             | -0.001            | 0.288***         | -0.026             | 0.063**          |
| SUS <sub>t</sub>   |                  | -0.207***         | 0.053*           | -0.316***        | -0.092***         | 0.253***          | 0.051*           | 0.1335***          | 0.217**          |
| ID <sub>t+1</sub>  |                  |                   | -0.012           | 0.026            | 0.002             | -0.093***         | 0.010            | 0.025              | -0.058*          |
| MTB <sub>t</sub>   |                  |                   |                  | -0.045           | 0.042             | 0.224             | 0.290***         | 0.369***           | 0.287**          |
| LEV <sub>t</sub>   |                  |                   |                  |                  | 0.144***          | 0.120***          | -0.326***        | 0.062**            | -0.242***        |
| GROW <sub>t</sub>  |                  |                   |                  |                  |                   | -0.027            | 0.336***         | 0.030              | 0.085***         |
| SIZE <sub>t</sub>  |                  |                   |                  |                  |                   |                   | 0.032            | 0.347***           | 0.543***         |
| ROA <sub>t</sub>   |                  |                   |                  |                  |                   |                   |                  | 0.039              | 0.369***         |
| AUDIT <sub>t</sub> |                  |                   |                  |                  |                   |                   |                  |                    | 0.233***         |

- 1) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 가진다.  
 2) 변수의 설명은 <표 3>에 기술되어 있다.

## 2. 실증분석 결과

### 가. 가설 1의 검증결과

가설 1의 검증을 위해 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮은 집단과 그렇지 않은 집단 간의 재량적발생액 차이를 검증하였다. <표 5>는 발표신용등급이 기대신용등급보다 2등급 이상 낮은 경우 1의 값을 가지는 SUS그룹과, 그렇지 않은 기업의 재량적발생액의 평균 및 중위수 차이 분석결과이다. 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮은 기업은 그렇지 않은 기업에 비하여 재량적 발생액의 평균값과 중위수가 모두 큰 값을 보였지만 유의하지는 않았다.

〈표 5〉 집단차이 분석

|      | Suspect Firms(a)<br>N=991 |        | Non-Suspect Firms(b)<br>N=221 |         | 차이(a)-(b) |        |     |        |
|------|---------------------------|--------|-------------------------------|---------|-----------|--------|-----|--------|
|      | 평균                        | 중위수    | 평균                            | 중위수     | 평균        | 중위수    |     |        |
| DACC | 0.0025                    | 0.0000 | -0.0002                       | -0.0013 | 0.0027    | 0.0013 |     |        |
|      |                           |        |                               |         | t 값       | 0.5191 | Z 값 | 0.3849 |

<표 6>은 본 논문의 가설1을 분석하기 위한 모형(1)의 실증분석 결과이다.

<표 6> 기대신용등급-발표신용등급 차이에 의한 이익조정 여부 회귀분석 결과

$$DACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUS_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 AUDIT_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 TACC_{i,t-1} + YD + IND + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

| 변 수                 | 회귀계수    | t-value  |
|---------------------|---------|----------|
| 절편                  | 0.039   | 1.58     |
| SUS <sub>t</sub>    | 0.009   | 2.19**   |
| MTB <sub>t</sub>    | -0.004  | -1.71*   |
| LEV <sub>t</sub>    | 0.058   | 6.61***  |
| GROWTH <sub>t</sub> | -0.035  | -4.55*** |
| SIZE <sub>t</sub>   | -0.003  | -2.73*** |
| ROA <sub>t</sub>    | 0.459   | 16.94*** |
| AUDIT <sub>t</sub>  | -0.012  | -2.95*** |
| FOR <sub>t</sub>    | 0.000   | 1.25     |
| TACC <sub>t-1</sub> | 0.044   | 2.26**   |
| YD                  | 포함      |          |
| IND                 | 포함      |          |
| Adj-R <sup>2</sup>  | 0.2249  |          |
| F-value             | 12.09** |          |

1) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 가진다.

2) 변수의 설명은 <표 3>에 기술되어 있다.

발표신용등급이 기대신용등급보다 낮으면 1의 값을 가지는 더미변수인 SUS의 계수 값인  $\beta_1$ 을 살펴본다. 본 연구에서는 발표신용등급이 기대신용등급보다 낮을 경우 발생액을 통한 상향 이익조정을 할 것이고, 이에 따라  $\beta_1$ 이 양(+)의 값을 가질 것이라고 예상하였다. 분석결과  $\beta_1$ 이 0.009로 5%수준에서 유의하게 나타났다. 이는 기업의 기대신용등급이 발표신용등급보다 높을 때, 기대신용등급 정도로 발표신용등급을 높이기 위하여 이익을 상향조정하는 것을 의미하므로 가설1은 지지된다. 기업의 기대신용등급이 발표신용등급보다 높으면, 기업의 자본조달에 높은 자본비용이 들거나 자본을 조달할 수 없게 된다. 이에 차기의 발표신용등급을 위하여 이익을 상향조정하고자 하는 유인이 강한 것으로 해석된다.

이익조정에 영향을 주는 상황을 통제하기 위하여 추가한 통제변수는 기업가치가 높고, 성장성이 높을수록 이익조정을 덜 하고, 부채비율과 자산이익률이 높을수록 이익조정을 더 많이 하

는 것으로 나타났다. 기업규모는 클수록 이익조정을 덜 하는 것으로 보고되었고, 이는 김지홍 외 (2008)의 연구와 같이 정치적비용 가설을 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

#### 나. 가설 2의 검증결과

<표 7>은 가설 2를 검증한 결과이다.

<표 7> 기대신용등급-발표신용등급 일치정도분석 결과

| $ID_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 DACC_{i,t} + \beta_2 MTB_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 GROWTH_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + YD + IND + \epsilon_{i,t}$ |        |            |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------|------------|
| (3)                                                                                                                                                                             |        |            |
| <PANEL A>                                                                                                                                                                       |        |            |
| 변 수                                                                                                                                                                             | 회귀계수   | Chi-Square |
| 절편                                                                                                                                                                              | 3.389  | 3.49*      |
| DACC                                                                                                                                                                            | -4.041 | 4.00**     |
| MTB                                                                                                                                                                             | 0.002  | 0.001      |
| LEV                                                                                                                                                                             | 1.362  | 4.67***    |
| GROWTH                                                                                                                                                                          | -0.837 | 2.48       |
| ROA                                                                                                                                                                             | 4.355  | 3.60**     |
| SIZE                                                                                                                                                                            | -0.267 | 9.95***    |
| YD                                                                                                                                                                              | 포함     |            |
| IND                                                                                                                                                                             | 포함     |            |
| Likelihood Ratio                                                                                                                                                                | 56.538 |            |
| <PANEL B>                                                                                                                                                                       |        |            |
| 변 수                                                                                                                                                                             | 회귀계수   | Chi-Square |
| 절편                                                                                                                                                                              | 3.470  | 3.68**     |
| DACC                                                                                                                                                                            | -5.284 | 3.02*      |
| MTB                                                                                                                                                                             | 0.011  | 0.01       |
| LEV                                                                                                                                                                             | 1.144  | 3.48*      |
| GROWTH                                                                                                                                                                          | -0.656 | 1.57       |
| ROA                                                                                                                                                                             | 2.427  | 1.30       |
| SIZE                                                                                                                                                                            | -0.258 | 9.34***    |
| YD                                                                                                                                                                              | 포함     |            |
| IND                                                                                                                                                                             | 포함     |            |
| Likelihood Ratio                                                                                                                                                                | 55.311 |            |

1) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 가진다.

2) 다음의 변수를 제외하고 변수의 설명은 <표 3>에 기술되어 있다.

DACC를 종속변수로 한 분석인 PANEL A의 경우  $t+1$ 기의 발표신용등급과 기대신용등급의 일치여부 더미변수인 종속변수와  $t$ 기의 발생액이익조정 변수인  $\beta_1$ 의 계수 값을 통하여 가설을 검증 한다.  $\beta_1$ 이 유의한 음(-)의 값을 나타내면 발생액이익 조정을 많이 할수록 차기의 기대신용등급과 발표신용등급이 일치하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 반대로  $\beta_1$ 이 양(+)의 값을 가지면 발생액이익조정을 많이 할수록 차기의 신용등급과 기대신용등급이 일치하는 것으로 해석할 수 있다. PANEL A의 분석에서  $\beta_1$ 은 -4.041의 유의한 음(-)의 값을 보고하였다.

PANLE B는 발생액 이익조정변수가 아닌 재량적발생액(DACC)의 절대 값을 사용해서 분석한 실증분석 결과이다. PANEL B의 결과 해석 역시 PANEL A와 같이  $\beta_1$ 의 계수 값이 유의한 음(-)의 값을 나타내면 발생액이익조정을 많이 할수록 차기 기대신용등급과 발표신용등급이 일치하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 반대로  $\beta_1$ 이 양(+)의 유의한 값을 보이면 발생액이익조정을 많이 할수록 차기 기대신용등급과 발표신용등급이 일치하는 것으로 해석할 수 있다. PANEL B의  $\beta_1$ 는 -5.284의 값으로 10% 수준에서 유의한 값을 보고하였다. PANEL A와 PANEL B의  $\beta_1$ 이 모두 유의한 음(-)의 값을 보이면서 기업이 이익조정을 많이 하면 오히려 다음해에 발표등급과 기대신용등급이 일치하지 않는다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 신용평가회사가 체계적인 평가와 피드백 시스템을 갖추고 있고, 적절한 평가모형을 개발하고 지속적인 관리로 기업의 이익조정을 탐지하여 신용평가 등급에 반영한다고 해석된다. 이는 기업이 이익조정을 하면 발표신용등급과 차기 기대신용등급 간의 차이가 커진다는 것으로 가설 2를 지지하는 결과이다.

#### 다. 추가분석

본 논문의 가설 1의 검증을 통해서 기대신용등급이 발표신용등급보다 높을 경우, 기업이 받고자 하는 신용등급인 기대신용등급 수준으로 발표신용등급을 높이려고 이익조정을 한다는 결과를 보였다. 또한 가설 2에서는 이러한 이익조정이 발표신용등급과 기대신용등급의 차이를 크게 한다고 보고하였다. 아래의 본 추가분석에서는 발생액 이익조정으로 인해 발표신용등급이 기대신용등급 정도로 회귀하는 현상이 나타나는지 검증한다. 평균회귀현상(Mean Reversion)은 평균으로부터 떨어진 지표들이 시간이 경과함에 따라 점차 평균으로 회귀한다는 것이다. 만약 신용평가회사가 이익조정을 탐지하지 못하여 차기신용등급에 반영한다면 발표신용등급과 기대신용등급의 차이는 점점 줄어들 것이다. 반대로 신용등급회사가 기업의 이익조정을 탐지하였다면 오히려 발표신용등급이 낮아지고, 기대신용등급과의 차이가 커질 것이다. 앞서 이익조정이 차기 발표신용등급과 기대신용등급을 일치시켜주는지에 대한 분석인 가설 2는 한해의 현상설명이었다. 그러나 평균회귀현상은 단기적인 관점이 아닌 장기적인 관점에서 접근하는 분석이다.

선행연구에서는 주로 수익의 평균회귀현상에 대해 연구를 진행하였다. 본 연구에서는 이익조

정으로 인해 발표신용등급이 기대신용등급으로 회귀하는 현상이 생기는지 분석하였다. 이를 위해 선행연구에서 사용한 모형을 이용하였다(Fairfield · Yhon 2001 ; Penman and Zhang 2004 ; Dickinson 2005).

$$\begin{aligned} \Delta DIFF_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 DACC_{i,t} + \beta_2 DIFF_{i,t} + \beta_3 DACC_{i,t} \times DIFF_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} \\ & + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 GROWTH_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} \\ & + YD + IND + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

DIFF : 발표신용등급과 기대신용등급의 차이

식(4)의 DIFF는 당기의 발표신용등급과 기대신용등급의 차이를 측정한 변수이다.  $\beta_2$ 은 DIFF와 종속변수인 차기의 DIFF의 변화량의 차이 변화의 관계를 나타낸다.  $\beta_2$ 가 음(-)의 값을 나타내면 발표신용등급과 기대 신용등급의 차이가 점차 줄어들고 결국 발표신용등급이 기대신용등급 정도로 회귀하는 것을 의미한다.  $\beta_3$ 는 이익조정이 발표등급-기대등급 회귀에 어떤 영향을 주는지 나타낸다. 만약  $\beta_3$ 가 양(+)의 값을 가지면 발생액 이익조정을 할수록 발표신용등급이 기대신용등급으로부터 더 멀어지는 것이므로 회귀하지 않음을 나타낸다. 회귀현상은 장기간에 걸쳐 발생하는 것이므로 종속변수를 t+1기부터 t+3기로 하여 분석하였다. 본 연구에서는 이익조정은 신용평가회사에 의해 탐지되어 오히려 발표신용등급과 기대신용등급의 차이가 커질 것이라 예상하므로 모형(4)의  $\beta_3$ 는 양(+)의 값을 가질 것이다. <표 8>은 기대신용등급과 발표신용등급의 평균회귀현상을 검증한 결과이다.

DACC와 DIFF의 상호작용 변수와  $\Delta DIFF_{t+1}$ ,  $\Delta DIFF_{t+2}$ ,  $\Delta DIFF_{t+3}$ 의 각각의 회귀계수 값을 통해 회귀현상을 분석한다. 분석결과,  $\beta_3$ 은 t+1기, t+2기, t+3기 분석에서 각각 4.723, 3.864, 3.079의 계수값을 보고하고, 이들은 모두 1%에서 유의한 값을 갖는다. 이는 본 논문의 가설 2의 결과와 마찬가지로 발생액 이익조정을 많이 할수록 발표신용등급과 실제신용등급의 차이가 커짐을 보여주는 결과이다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 신용평가회사는 이미 기업의 이익조정을 반영하여 신용등급을 발표하고 있음을 알 수 있다.

〈표 8〉 기대신용등급-발표신용등급의 평균회귀현상 검증

$$\Delta DIFF_{i,t+n} = \beta_0 + \beta_1 DACC_{i,t} + \beta_2 DIFF_{i,t} + \beta_3 DACC_{i,t} * DIFF_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 GROWTH_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + YD + IND + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

| 종속변수               | t+1      |          | t+2      |          | t+3      |          |
|--------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 변 수                | 회귀계수     | t-value  | 회귀계수     | t-value  | 회귀계수     | t-value  |
| 절편                 | -1.964   | -1.08    | -3.375   | -1.86*   | -3.505   | -1.97    |
| DACC               | -7.201   | -3.25*** | -8.478   | -3.84*** | -7.973   | -3.69*** |
| DIFF               | 0.788    | 11.01*** | 0.675    | 9.48***  | 0.621    | 8.91***  |
| DACC*DIFF          | 4.723    | 5.12***  | 3.864    | 4.21***  | 3.079    | 3.42***  |
| MTB                | -0.274   | -1.88*   | -0.010   | -0.07    | 0.171    | 1.20     |
| LEV                | -4.828   | -8.28*** | -4.460   | -7.68*** | -4.497   | -7.91*** |
| GROWTH             | 0.150    | 0.33     | 0.218    | 0.48     | 0.292    | 0.62     |
| ROA                | 4.983    | 2.37**   | 9.577    | 4.57**   | 13.184   | 6.42***  |
| SIZE               | 0.340    | 4.00***  | 0.394    | 4.64***  | 0.387    | 4.66***  |
| YD                 | 포함       |          | 포함       |          | 포함       |          |
| IND                | 포함       |          | 포함       |          | 포함       |          |
| Adj.R <sup>2</sup> | 0.4486   |          | 0.4577   |          | 0.4867   |          |
| F-value            | 20.45*** |          | 21.19*** |          | 23.68*** |          |

1) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 가진다.

2) 다음의 변수를 제외하고 변수의 설명은 <표 3>에 기술되어 있다.

## V. 결 론

신용평가 점수는 기업의 전반적인 채무상환 능력에 대한 정보로써 기업의 자본 조달비용에 직접적인 영향을 준다(오희장 1999). 기업의 경영자, 투자자, 금융기관 등은 신용등급 평가에 대해 큰 관심을 가지고 있다.

본 연구는 기업의 기대신용등급과 발표신용등급의 차이가 있을 경우 경영자가 이익조정을 행하는지 분석하였다. 또한 이러한 이익조정의 결과가 차기 신용등급발표에 영향을 미치는지 분석한다. 신용등급은 기업의 재무적 비재무적 요소를 통해 평가된다. 많은 선행연구에서기업의 이익에 대한 정보는 신용평가등급과 밀접한 관련이 있다고 주장하였으며(Altman et al. 1977 ; Peavy and Edgar 1984 ; 이종천 1994 ; 나영과 진동민 2002), 기업은 신용등급을 높이기 위하여

이익을 조정한다고 하였다(오희장 2005 ; 최국현과 신안나 2006 ; 김병호 2009). 신용등급은 신용평가회사가 부여하는 발표신용등급과 기업이 적절한 조달비용으로 자금을 조달 받기 위하여 원하는 수준의 기대신용등급이 있다. 기대신용등급은 기업이 원하는 자본을 조달하기 위해 받고자 하는 신용등급을 의미하고, 발표신용등급은 신용평가회사가 발표한 기업의 신용등급을 말한다. 기대신용등급과 발표신용등급간의 차이가 발생하면 자금 조달에 계획보다 많은 비용을 지불할 수 있다. 이 때문에 기대신용등급이 발표신용등급보다 높으면 이익조정을 통하여 기대신용등급만큼 발표신용등급을 상향시킬 유인을 갖는다. 또한 이러한 기업의 이익조정이 발표등급에 어떠한 영향을 주는지 살펴보았다.

분석결과 기업의 기대신용등급이 발표신용등급보다 높을 경우, 이익조정을 하는 것으로 나타났다. 그러나 이익조정을 많이 할수록 차기에 발표신용등급과 기대신용등급은 일치하지 않고 그 차이가 더 커진다는 분석 결과를 보였다. 발표신용등급과 기대신용등급의 평균회귀현상을 분석한 추가분석의 결과에서도 이익조정을 많이 할수록 발표신용등급과 기대신용등급의 차이는 커짐을 보고하였다. 이는 기업이 기대신용등급만큼 발표신용등급의 상향을 위해 이익조정을 하지만, 신용등급회사는 전문적인 절차와 평가로 인해 이를 이미 감지하여 차기 신용평가점수에 반영을 하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 기존의 선행연구에서 발표신용등급을 위한 이익조정 유인만 살펴본 것과 달리 기대신용등급을 구하여 발표신용등급과 기대신용등급의 차이에서 기인한 이익조정 유인을 살펴본 데 의의가 있다. 나아가 이익조정이 차기 발표등급에 어떠한 영향을 미치는지 결과까지 살펴보았는데 의의가 있다. 그러나 모든 상황을 통제하지 못하여 생기는 누락변수(omitted variables)의 문제가 있다. 또한 신용평가등급을 발표한 기업을 대상으로 분석하여 표본수가 적고, KOSPI에 속한 기업을 대상으로만 분석하였기 때문에 표본에 선택편향의 문제(Selection bias)가 나타날 수 있다.

## 참고문헌

- 곽영민 · 최중서. 2011. “신규상장기업의 이익조정과 생존가능성의 관련성 : 코스닥 시장을 중심으로”. 회계저널. 제20권 제3호 : 231-263.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지 제35권 제5호 : 45-74.
- 김병호. 2006. “우리나라 기업에서 이사회 구성이 이익 조정에 미치는 영향에 대한 실증적 연구 : 이익의 상향과 하향 조정 유인의 경우를 중심으로”. 회계학연구. 제31권 제1호 : 1-32.
- 김병호. 2009. “신용평가등급과 발생액 및 보수주의 이익 인식과의 관련성에 대한 실증적 연구”. 한국증권학회지. 제38권 제3호 : 371-391.
- 김선화 · 위준복 · 정용기. 2013. “금융기관 주요주주와 이익조정과의 관계 : 비대기업집단을 중심으로”. 회계학연구. 제38권 제3호 : 313-366.
- 나영 · 진동민. 2002. “IMF이후 신용등급예측에 있어서 재무정보의 유용성”. 회계정보연구 제21권 : 211-235.
- 나인철 · 김중현. 2009. “발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 : 241-273.
- 박종일 · 노희천. 2011. “기업신용등급이 이익조정에 미치는 영향 : 비상장기업을 중심으로”. 회계세무와 감사연구 제53권 제2호 : 273-310.
- 박종일 · 박경호 · 박찬웅. 2012. “발생액 및 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 효과 : 상장과 비상장기업을 중심으로”. 세무와 회계저널 제13권 제1호 : 65-98.
- 오희장. 1999. “신용등급변경정도에 따른 추가반응과 신용평가의 신뢰성”. 대한경영학회지 제21권 : 187-210.
- 이영한 · 김성환. 2011. “실제 이익조정이 신용평가에 미치는 영향”. 세무와 회계저널 제12권 제2호 : 585-610.
- 이종천. 1994. “기업어음 신용등급평가에 있어 회계정보의 유용성에 관한 실증적연구”. 회계학연구 제19권 : 175-198.
- 최국현 · 신안나. 2006. “신용등급평가가 경영자의 이익조정 행위에 미치는 영향에 관한 실증연구”. 회계정보연구 제24권 제1호 : 126-158.
- 나이스디앤비. [www.nicednb.com](http://www.nicednb.com).
- Alissa, W. Samuel, B. Bonsall IV, Kothari. K, and Michael W. Penn Jr. 2013. Firms' use of accounting discretion to influence their credit ratings. *Journal of Accounting and Economics* 55 : 129-147.
- Altman, E. I, Haldeman, R. G, and Naraynan, P. 1977. ZETA Analysis : A new Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporations. *Journal of banking and Finance(June)* : 29-

54.

- Ashbaugh Skaife, H, Collins, W, Ryan LaFond. 2006. The effects of corporate governance on firms' credit ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 203–243.
- Christie, A. A, 1990. Aggregation of rest statistics : an evaluation of the evidence on contracting and size hypothesis. *Journal of Accounting and Economics* 12 : 15–36.
- Dechow, M. Richard G, Sloan, Sweeney P. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*. 70 (2) : 193–225.
- Defond, M. L. and Jiambalvo, J, 1994. Debt covenant violation and the manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145–176.
- Flannery, M, Rangan, K, 2006. Partial adjustment toward target capital structures, *Journal of Financial Economics*. 79(3) : 469–506.
- Graham, J, Harvey, C, 2001. The theory and practice of corporate finance : evidence from the field. *Journal of Financial Economics* 60 (2–3) : 3–73.
- Hovakimian, A, Kayhan, A. and Titman, S. 2009. Credit rating targets. Working Paper.
- Jerome, S. Fons. 2002. Understanding Moody's corporate bond ratings and rating process. Mood's special comment. *Mood's Investor Service*.
- Jorion, P. Zhang, G. 2009. Credit contagion form counterparty risk. *The Journal of Finance*. 64 (5) : 2053–2087.
- Kisgen, D, J. 2006. Credit ratings and capital structure. *The Journal of Finance*. 61 (3) : 1035–1072.
- Peavy, J. W, S. M, Edgar. 1984. An expected commercial paper rating scale : Classification of industrial issuers. *Journal of Business Finance and Accounting* : 397–407.
- Pinches, G. & J. Singleton. 1978. The Adjustment of Stock Prices to Bond Rating Cahnges, *Journal of Finance*. 33(1) : 29–44.
- Rajan, R, Zingales, L. 1995. What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance*. 50(5) : 301–320.
- Stiglitz, J. E, Weiss A. 1981. Credit rationing in markets with Imperfect. *The American Economic Review*. 71(3) : 393–410.

## A Study on the Relations of Earnings Management to Difference between Announced and Expected Credit Rating

Yoo Jiyeon\* · KIM WOoyEOUNG\*\*

— <Abstract> —

This paper examines whether firms experiencing difference between published credit rating and expected rating engage in earnings management activities. Also, we examine whether credit rating agencies detect and reflect earnings management behavior to the credit ratings.

If the announced credit ratings are lower than expected ratings then the firms are undervalued than their expected. If so they have difficulty financing then the firms have to an incentive to improve credit ratings for expected rating.

This study verify that whether firms manages earnings when the credit rating agencies announced lower than expected ratings. And analyze how earnings management are reflected in credit ratings.

Our sample consists of the firms listed on Korean Stock Exchange over the period of 2001 to 2014. The empirical results of this study are as follows.

We find more earnings management when the credit rating lower than expected ratings. The results shows that difference between credit ratings and expected rating engage in earnings management activities. Next year, the difference between credit rating and expected rating appear larger in earnings management firms. This can be interpreted that the credit rating agencies have detected the activity of earnings management and reflect on credit rating about the earnings management.

Our study is considered meaningful in that, extending credit rating and earnings management literature, we verified the incentive of earnings management according to difference between published credit rating and expected rating. Expected credit rating carries management's incentives to overstate or understate reported earnings in order to affect published credit rating. In addition, we contribute to the literature by examining whether credit rating agencies reflect those earnings management behavior and, in turn, whether the gap between published and expected credit rating increases or decreases.

<Key words> Credit rating, Expected rating, Earnings management

\* Ph. D. School of Business, Hanyang University, yoojiyeon@hanyang.ac.kr, First Author

\*\* Associate Professor, College of Social Science, Dongduk Women's University, kimwy01@dongduk.ac.kr, Corresponding Author