박사학위논문

재무제표 비교가능성이 ACR과 BIR의 등급 불일치에 미치는 영향

2021년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 영 학 과

회 계 학 전 공

김 태 산

박사학위 논문
지도교수 김용식

재무제표 비교가능성이 ACR과 BIR의 등급 불일치에 미치는 영향

The Effects of Financial Statements Comparabilities on ACR-BIR Ratings Split

2020년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 영 학 과

회 계 학 전 공

김 태 산

박사학위 논문
지도교수 김용식

재무제표 비교가능성이 ACR과 BIR의 등급 불일치에 미치는 영향

The Effects of Financial Statements Comparabilities on ACR-BIR Ratings Split

위 논문을 경영학 박사학위 논문으로 제출함

2020년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 영 학 과

회 계 학 전 공

김 태 산

김 태 산의 경영학 박사학위 논문을 인준함

2020년 12월 일

심사위원장 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

국 문 초 록

재무제표 비교가능성이 ACR과 BIR의 등급 불일치에 미치는 영향

한 성 대 학 교 대 학 원
경 영 학 과
회 계 학 전 공
김 태 산

본 연구는 재무제표의 비교가능성이 회사채 신용등급(ACR)과 채권내재등급(BIR)의 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과를 나타내는지를 분석한 것이다. 또한, 비교가능성과 등급 불일치의 관계에 대하여 기업집단효과 및 상위등급효과를 추가로 고려하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화 또는 나타나지 않는 결과가 나타나는지를 분석하였다.

본 연구에서는 2011년부터 2019년까지 1,077개 기업-연도 표본을 대상으로 De Franco et al. (2011)이 제시한 방법으로 비교가능성(COMP)을 측정하고, 등급 불일치 크기(SPLIT)를 측정한 후 회귀분석 하여 이들 변수 간의 통계적 인과관계를 파악하였다. 또한, 기업집단효과(GROUPL)와 상위등급효과(HighG)를 추가로 고려하였을 때 COMP와 SPLIT의 관계에 미치는 영향을 살펴보았다.

본 연구의 구체적인 분석대상은 첫째, COMP에 따라 ACR이 상승하는 효과가 나타날 것이라는 점; 둘째, COMP에 따라 BIR이 상승하는 효과가 나타날 것이라는 점; 셋째, COMP에 따라 SPLIT이 축소되는 효과가 나타날 것이라는 점; 넷째, COMP의 효과에 GROUPL을 추가로 반영하면 COMP와 SPLIT의

관계를 약화시킬 것이라는 점; 다섯째, COMP의 효과에 HighG를 추가로 반영하면 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시킬 것이라는 점을 분석대상으로 삼았다.

본 연구는 이에 필요한 가설들을 설정하고 연구표본을 대상으로 모형을 회귀분석 하여 검증하였다. 가설을 실증분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 비교가능성(COMP)이 채권신용등급(ACR)을 향상시키는 영향을 미치는지에 관한 가설 1-1의 검증 결과, COMP는 예상대로 ACR을 매우 유의하게 향상시키는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 비교가능성 수준이 높으면 정보탐색 비용이 절감되고 이익조정 가능성이 감소하여 채권신용등급에 긍정적인 영향을 미치고 타인자본비용이 낮아진다는 점을 반영하는 결과로 해석된다. 둘째, 비교가능성(COMP)이 채권내재등급(BIR)을 향상시키는 영향을 미치는지에 관한 가설 1-2의 검증 결과, COMP는 예상대로 BIR을 매우 유의하게 향상시키는 것으로 나타났다. 이는 BIR이 공시된 재무제표 정보의 활용을 매개로 채권신용등급과 거의 유사한 등급을 제시할 것으로 기대되므로 비교가능성은 BIR에 긍정적 영향을 미칠 것이라는 추론을 반영하는 결과로 해석된다. 셋째, 비교가능성(COMP)이 등급 불일치(SPLIT)를 축소시키는 효과를 미치는지에 관한 가설 1-3의 검증 결과, COMP는 예상대로 SPLIT을 매우 유의하게 축소시키는 효과를 나타내었다. 이는 비교가능성이 재무제표를 매개로 채권신용등급과 채권내재등급에 거의 동일한 방향과 크기의 영향을 미치므로, 결과적으로 등급 간의 차이가 줄어드는 영향을 미칠 것이라는 점을 반영하는 결과로 해석된다. 넷째, COMP와 SPLIT의 관계에 기업집단효과(GROUPL)를 추가로 반영하면 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는지에 관한 가설 2-1 및 가설 2-2의 검증 결과, GROUPL은 예상대로 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는 효과를 나타내었다. 이는 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계에서 반영되지 않은 재무제표 외적인 신용위험 요소로 작용할 것이라는 점을 반영하는 결과로 해석된다. 다섯째, COMP와 SPLIT의 관계에 상위등급효과(HighG)를 반영하면 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는지에 관한 가설 3-1 및 가설 3-2의 검증 결과, HighG는 예상대로 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는 효과를 나타내었다. 이는 상위등급은 신용등급 결정과정에서 일종의 후광효과로 작용함으로써 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 요소로 작용할 것이라는 점을 반영하는 결과

로 해석된다.

추가분석에서 비교가능성의 측정치를 업종별 상위10사를 기준으로 한 측정치로 대체하여 가설을 검증한 결과에서도 기업집단효과에 대한 분석결과를 제외하면 본 분석과 동일한 결과가 나타났는데, 이러한 결과는 비교가능성의 측정방법을 일부 변형하더라도 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과가 일관되게 나타난다는 것을 시사한다.

추가로 비교가능성이 채권의 등급인플레이션 현상의 축소에 기여할 수 있는지를 확인하기 위하여 검증 표본을 Inflation표본과 Deflation표본으로 구분하여 분석한 결과, 비교가능성이 클수록 등급 불일치 크기를 축소시키는 효과는 Inflation표본에서 더욱 유의하게 나타난다는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 비교가능성은 등급인플레이션 현상을 축소하는 효과가 있다는 것을 시사한다.

본 연구결과 2011년부터 K-IFRS가 도입된 이후 비교가능성은 등급 불일치의 크기를 유의미하게 축소시키는 기여를 하였다는 사실을 확인하였으며, 신용평가사와 채권투자자 사이에는 재무제표 외의 기업 내부정보에 대한 접근성의 차이 등으로 인하여 기업집단효과 및 상위등급효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 가능성이 크다는 점을 확인하였다. 회계정보의 가치관련성 및 기업의 신용위험 정보에 대한 시장의 접근성이 제고되도록 공시수준이 강화될 필요가 있다. 기업정보에 대한 접근성 강화는 기업집단효과 및 상위등급효과 등 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 요인을 통제하는 데 기여할 것으로 보인다. 등급 불일치는 채권등급 및 채권가격의 신뢰성에 부정적 영향을 미치는 현상이다. 따라서, 감독기관은 신용평가에 반영되는 요소들이 일관된 평가 결과로 연결되도록 공시의 수준 및 정보에 대한 접근성을 개선하여 채권가격에 대한 시장의 신뢰성을 향상시키는 방향으로 지속적인 제도개선을 시행할 필요가 있다는 점을 시사한다.

【주요어】 재무제표 비교가능성, 신용평가, 채권내재등급, BIR, 등급 불일치, 기업집단효과, 상위등급효과

목 차

Ⅰ. 서 론 ····· 1

1.1 연구배경 및 연구목적 ····· 1
1.2 연구내용 및 연구방법 ····· 3
1.3 연구의 공헌점 ····· 4
1.4 논문의 구성 ····· 5

Ⅱ. 연구 배경과 선행연구 ····· 6

2.1 재무제표 비교가능성에 관한 연구 ····· 6
2.1.1 비교가능성의 측정과 유용성 ····· 6
2.1.2 비교가능성과 회계정보의 가치관련성 ····· 8
2.2 신용평가 제도와 개선방향에 관한 연구 ····· 12
2.2.1 신용평가 제도의 개요 ····· 12
2.2.2 신용평가의 정확성과 적시성에 대한 진단 ····· 13
2.2.3 국내 신용평가의 정확성과 적시성에 대한 진단 ····· 14
2.3 신용평가에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 ····· 18
2.3.1 기업 특성요인과 신용평가 ····· 18
2.3.2 기업지배구조 및 기업집단과 신용평가 ····· 19
2.3.3 신용평가 품질의 측정과 개선 ····· 21
2.4 등급 불일치에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 ····· 25
2.4.1 기업특성요인과 등급 불일치 ····· 25
2.4.2 신용평가 방법 및 평가기준과 등급 불일치 ····· 26
2.4.3 기업집단 및 등급수준과 등급 불일치 ····· 27
2.5 채권신용등급과 채권내재등급의 관계에 관한 연구 ····· 30
2.5.1 시장내재등급과 채권내재등급의 측정에 관한 연구 ····· 30

2.5.2 채권신용등급과 채권내재등급 및 MIR의 관계에 관한 연구 ····· 31

Ⅲ. 연구설계 ····· 36

3.1 가설설정 ····· 36
3.1.1 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 영향 ····· 37
3.1.2 기업집단효과 고려 후 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 영향 ····· 40
3.1.3 상위등급효과 고려 후 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 영향 ····· 42
3.2 연구모형 ····· 46
3.2.1 가설 1-1 및 가설 1-2의 검증을 위한 연구모형 ····· 46
3.2.2 가설 1-3의 검증을 위한 연구모형 ····· 51
3.2.3 가설 2-1 및 가설 2-2의 검증을 위한 연구모형 ····· 52
3.2.4 가설 3-1 및 가설 3-2의 검증을 위한 연구모형 ····· 53
3.3 주요변수의 개념과 측정 ····· 55
3.3.1 비교가능성의 척도 ····· 55
3.3.2 등급 불일치의 측정 ····· 57
3.4 자료수집과 표본선정 ····· 58

Ⅳ. 실증분석 ····· 63

4.1 기술통계량 ····· 63
4.2 상관관계 분석 ····· 67
4.3 실증분석 결과 ····· 70
4.3.1 가설 1-1의 검증 ····· 70
4.3.2 가설 1-2의 검증 ····· 72
4.3.3 가설 1-3의 검증 ····· 74
4.3.4 가설 2-1의 검증 ····· 76

4.3.5 가설 2-2의 검증 ····· 77
4.3.6 가설 3-1의 검증 ····· 79
4.3.7 가설 3-2의 검증 ····· 81
4.4 추가분석 (1) ····· 84
4.4.1 가설 1-1에 대한 추가분석 ····· 84
4.4.2 가설 1-2에 대한 추가분석 ····· 86
4.4.3 가설 1-3에 대한 추가분석 ····· 87
4.4.4 가설 2-1에 대한 추가분석 ····· 88
4.4.5 가설 2-2에 대한 추가분석 ····· 90
4.4.6 가설 3-1에 대한 추가분석 ····· 91
4.4.7 가설 3-2에 대한 추가분석 ····· 93
4.5 추가분석 (2) ····· 96
4.5.1 가설 1-3에 대한 추가분석 (2) ····· 96
4.5.2 가설 2-2에 대한 추가분석 (2) ····· 98
4.5.3 가설 3-2에 대한 추가분석 (2) ····· 100

Ⅴ. 결 론 ····· **103**

5.1 연구결과 요약 ····· 103
5.2 시사점 및 한계점 ····· 105

참 고 문 헌 ····· **108**

ABSTRACT ····· 114

표 목 차

[표 2-1] 재무제표 비교가능성 관련 주요 국외 선행연구 요약 ····· 10
[표 2-2] 재무제표 비교가능성 관련 주요 국내 선행연구 요약 ····· 11
[표 2-3] 국내외 신용평가사의 신용등급 체계 ····· 12
[표 2-4] 국내 신용평가 3사의 매출 추이 ····· 15
[표 2-5] 신용평가의 역할과 적시성 개선 관련 선행연구 요약 ····· 17
[표 2-6] 신용평가에 영향을 미치는 요인 관련 선행연구 요약 ····· 23
[표 2-7] 등급 불일치 관련 선행연구 요약 ····· 29
[표 2-8] 채권신용등급과 채권내재등급 및 시장내재등급의 관계 관련 선행연구 요약 ····· 34
[표 3-1] 본 연구의 실증분석 체계 ····· 44
[표 3-2] ACR 및 BIR의 수치 전환 ····· 47
[표 3-3] 최종표본의 선정내역 ····· 59
[표 3-4] 최종표본의 산업별 분포 ····· 60
[표 3-5] 최종표본의 연도별 분포 ····· 60
[표 3-6] 최종표본의 등급별 분포 ····· 61
[표 3-7] 최종표본의 등급 불일치 크기별 분포 ····· 62
[표 4-1] 주요변수의 기술통계량 ····· 65
[표 4-2] 주요 변수의 상관관계 ····· 69
[표 4-3] 가설 1-1에 대한 회귀분석 결과 ····· 71
[표 4-4] 가설 1-2에 대한 회귀분석 결과 ····· 73
[표 4-5] 가설 1-3에 대한 회귀분석 결과 ····· 75
[표 4-6] 하위표본별 가설 2-1에 대한 회귀분석 결과 ····· 77
[표 4-7] 가설 2-1에 대한 회귀분석 결과 ····· 78
[표 4-8] 하위표본별 가설 3-1에 대한 회귀분석 결과 ····· 80
[표 4-9] 가설 3-2에 대한 회귀분석 결과 ····· 82
[표 4-10] 가설 검증 결과 요약 ····· 83

[표 4-11] 가설 1-1에 대한 추가분석 결과 ····· 85
[표 4-12] 가설 1-2에 대한 추가분석 결과 ····· 86
[표 4-13] 가설 1-3에 대한 추가분석 결과 ····· 88
[표 4-14] 가설 2-1에 대한 추가분석 결과 ····· 89
[표 4-15] 가설 2-2에 대한 추가분석 결과 ····· 91
[표 4-16] 가설 3-1에 대한 추가분석 결과 ····· 92
[표 4-17] 가설 3-2에 대한 추가분석 결과 ····· 94
[표 4-18] 가설에 대한 추가분석 결과 요약 ····· 95
[표 4-19] 하위표본별 가설 1-3에 대한 추가분석 결과 ····· 97
[표 4-20] 하위표본별 가설 2-2에 대한 추가분석 결과 ····· 99
[표 4-21] 하위표본별 가설 3-2에 대한 추가분석 결과 ····· 101
[표 4-22] 가설에 대한 추가분석 결과 요약 ····· 102

그 림 목 차

[그림 3-1] 연구가설 체계도 ····· 45
[그림 3-2] 등급 불일치 크기의 평균값 변화 추이 ····· 62

Ⅰ. 서 론

1.1 연구배경 및 연구목적

본 연구의 목적은 재무제표의 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급 사이의 등급 불일치 현상에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것이다.

재무제표의 비교가능성이란 회계정보의 이용자가 두 개의 경제적 현상 사이의 유사성과 차이점을 식별하고 이해할 수 있게 해주는 회계정보의 질적 특성을 나타내는데, 주로 주식시장에 관한 실증분석에서 연구되고 있다. 주식시장에서 재무제표 비교가능성은 시장 참가자들 간의 정보비대칭을 줄이는 역할을 함으로써 시장의 효율성을 제고하는 효과가 있다는 실증분석 결과가 다수 보고되었다(De Franco et al, 2011; 강민정 등, 2013 외). 주식시장과 달리 채권시장과 관련된 선행연구는 주로 비교가능성과 채권 이자율 스프레드의 관계에 초점을 맞추고 있다(Fang et al., 2016; 최현정 등, 2016 외). Fang et al.(2016)에 의하면, 비교가능성의 증가는 채권자와 채무자 사이의 정보비대칭을 완화하고 금융기관의 대출을 활성화함으로써 채권의 이자율 스프레드를 낮추는 효과를 가져온다고 하였다. Kim et al.(2013)은 비교가능성이 높으면 신용평가회사들(CRA)[1]은 채권신용등급(ACR)[2]의 평가과정에서 검토되는 회계수치에 대한 수정을 최소화할 수 있는 장점이 있다고 하였다.

등급 불일치(Ratings Split) 현상이란 특정한 기업에서 발행한 동일한 회사채에 대하여 2개 이상의 신용평가사들이 서로 다른 신용평가등급을 부여하는 현상을 말한다. 등급 불일치 현상을 다룬 선행연구에서는 전문신용평가기관인 신용평가사 간의 채권신용등급에 대한 평가등급 불일치 현상의 발생 원인에

1) 신용평가회사는 금융위원회로부터 신용평가등급 부여 업무수행에 관한 인가를 받아 채권에 대한 신용평가를 수행하는 전문기관이며 Credit Rating Agency(CRA)라고 부른다. 본고에서는 신용평가회사를 CRA로 약칭한다.

2) 회사채 등급은 전문 신용평가회사(CRA)가 평가한 등급이라는 의미에서 Agency Credit Rating(ACR), Agency Rating(AR) 또는 Credit Rating(CR)이라고 부른다. 본고에서는 회사채 등급을 ACR로 약칭한다. 회사채 신용평가는 일반적으로 경기순환주기 전체에 대한 신용위험을 등급에 반영함으로써 등급의 정확성과 함께 등급의 안정성을 추구하고 있다. 이를 TTC관점(Through the Cycle)이라고 한다.

초점을 맞춘 실증분석을 주로 실시하였다(Ederington, 1986; Morgan, 2002 외). 국내에서도 정윤영과 박래수(2015)와 김태규(2019)는 신용평가사 간의 채권신용등급의 불일치 현상이 실제로 존재하고 있으며, 등급 불일치의 발생 원인을 실증적으로 밝히는 연구를 수행한 바 있다.

채권의 가격은 이자율 스프레드로 표시되는데, 채권 유통시장에서 수집된 각 채권의 이자율 스프레드는 채권의 신용위험을 나타내므로 채권시가평가회사(BPC)[3]는 채권시장에서 형성된 가격정보를 토대로 채권신용등급과 동일한 기호의 체계로 역산하여 시장에 제공한다. 이렇게 역산된 채권의 시가평가등급을 채권내재등급(BIR)[4]이라고 부른다.

채권신용등급과 채권내재등급은 공통적으로 채권의 이자율 스프레드와 밀접한 관련성을 가지고 있다. 채권 이자율 스프레드는 채권의 신용위험을 가격으로 표시한 시장지표이며, 채권신용등급과 채권내재등급은 채권의 신용위험에 대한 평가를 동일한 기호체계로 표시한다는 점에서 긴밀한 관련성을 맺고 있다. 두 등급은 태생적으로 평가의 주체와 평가시점 및 평가방법에 차이가 있으므로 상호 간에는 등급 불일치(Ratings Split) 현상이 상시적으로 발생한다. 따라서, 본 연구에서는 신용평가사 사이의 등급 불일치에 대한 분석을 신용평가사와 채권시가평가회사 사이의 등급 불일치 현상으로 확장하여 채권신용등급과 채권내재등급 사이의 등급 불일치 현상을 실증연구의 대상으로 삼고 있다.[5]

본 연구에서는 재무제표 비교가능성의 수준이 높아지면 기업이 공시한 회계 수치에 대한 이견이 최소화될 것이며, 이로 인해 등급 불일치의 발생 가능

---

3) 채권시가평가회사는 금융위원회에 채권의 시가평가 업무수행 회사로 등록 후 채권시가에 관한 정보수집과 제공 업무를 수행하는 전문기관이나 일반화된 영문 명칭이나 약칭은 존재하지는 않는 것으로 보인다. 본고에서는 편의상 채권시가평가회사를 Mark-to-Market Bond Pricing Company(BPC)로 약칭한다.

4) 채권내재등급은 채권유통시장의 채권 이자율 스프레드 정보를 이용하여 채권등급의 기호체계로 환산한 등급이라는 의미에서 Bond Implied Rating(BIR)이라고 부른다. 본고에서는 채권내재등급을 BIR로 약칭한다. 채권내재등급은 시장참여자들이 시장의 유동성이나 수급 등의 변동성을 보다 등급에 보다 적시적으로 반영하는 것을 등급의 안정성보다 우선시하여 판단한 위험정보이다. 이를 PIT관점(Point In Time)이라고 한다.

5) 일반적으로 한 피평가회사에 대하여 신용평가회사들이 부여한 등급 간의 차이를 Ratings Split이라고 부른다. 본 연구에서는 회사채 신용등급(ACR)과 채권내재등급(BIR) 간의 등급차이를 등급 불일치로 정의한다.

성을 줄이는 효과가 있는지를 분석대상으로 하였다. 이와 관련하여, 주요 선행연구에서 회사채 등급에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 요인들이 채권내재등급에 대해서도 동일한 방향의 영향을 미치는지를 실증분석으로 확인하면 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치 크기를 감소시킬 것인지를 확인하고자 하며, 이를 통해 등급 불일치 현상에 대한 보다 깊이 있는 이해를 하는 계기가 될 것으로 기대된다.

본 논문은 재무제표의 비교가능성이 내포하고 있는 여러 정보 요소 및 기타의 요소가 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치 크기를 축소하는 기여를 한다는 가정에 입각하여 검증을 시도한다. 채권 발행시장과 채권 유통시장은 채무자(피평가회사)의 재무제표라는 공통요소를 통하여 연결되므로 재무제표 비교가능성 수준의 제고가 두 채권시장 사이의 정보교류 활성화에 기여함으로써 자본시장의 건전한 발전에 이바지하는 계기를 마련코자 한다.

1.2 연구내용 및 연구방법

본 연구의 목적은 재무제표의 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치의 크기(Ratings Split)를 축소시키는 효과를 미치는지를 실증적으로 분석하기 위한 것이다. 연구목적의 수행을 위하여 본 연구에서 분석대상으로 삼고자 하는 것은 첫째, 재무제표 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과가 있는지를 분석대상으로 삼았다. 이는 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급에 동일한 방향의 영향을 미친다면 등급 불일치의 크기는 줄어들 것이라는 가정에 기초한다. 둘째, 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 영향에 대하여 한국 기업경영에 고유한 환경요소인 대규모 기업집단 소속 여부를 기준으로 판단한 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 부분을 분석대상으로 삼았다. 셋째, 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 영향에 대하여 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 부분을 분석대상으로 삼았다.

연구 방법으로는 먼저 위에서 기술한 분석대상과 관련한 연구가설을 설정

하였다. 연구가설의 검증을 위해 관련 선행연구들을 참고하여 연구모형을 설정하고 검증대상이 되는 표본을 수집한 다음 이를 대상으로 기술통계와 회귀분석을 실시하였다. 끝으로 회귀분석 결과를 토대로 가설의 성립 여부를 검증하고 이에 대한 결론과 시사점을 도출하였다.

1.3 연구의 공헌점

본 연구에서 2011년부터 2019년까지 채권신용등급과 채권내재등급이 모두 부여된 1,077개 기업-연도의 표본을 대상으로 실증분석을 실시한 결과의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 기존 연구와 달리 재무제표 비교가능성과 주식시장의 관련성만을 분석대상으로 삼지 않고, 채권시장에서 이슈가 되는 채권신용등급과 채권내재등급의 불일치 문제를 실증분석함으로써 비교가능성이 채권등급 및 채권가격에 미치는 영향을 분석하였다. 비교가능성이 채권시장에 미치는 영향에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

둘째, 선행연구에서 채권신용등급에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 주요 기업 특성 요인들이 BIR에도 유사한 영향을 미치는지를 분석하였다. 특히, 재무제표 비교가능성이 채권 발행시장과 채권 유통시장의 신용위험 수준 판단의 일관성에 지대한 영향을 미친다는 점에서 기업의 경영자 및 신용평가회사, 채권유통 당사자, 회계법인, 정책당국에서 회계정보의 질적 수준을 향상시키기 위해 사용할 수 있는 유용한 대안을 실증분석 결과와 함께 제시하였다는 의의가 있을 것으로 기대된다.

셋째, 기존 연구와 달리 특정 회사채에 대한 신용평가사 간의 채권신용평가 등급의 불일치를 분석대상으로 삼지 않고, 신용평가사와 채권시가평가회사가 제시한 등급 간의 불일치를 분석대상으로 함으로써 채권의 발행시장과 유통시장 간의 등급 불일치의 발생과 이에 영향을 미치는 요인에 대한 실증적 분석을 실시하였다. 비교가능성이 신용평가사와 채권시가평가회사에 미치는 영향에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

넷째, 한국경제에서는 기업집단의 비중이 매우 크며, 대규모 기업집단 소속 여부에 따라 기업경영에 중대한 영향을 미친다는 다수의 선행연구가 보고

되었다. 따라서 대규모 기업집단 표본만을 분석대상으로 하였을 때, 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화 혹은 유의성이 나타나지 않는지를 확인함으로써 기업집단효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 요인으로 작용하는지를 검증하였다.

마지막으로, 신용등급 상위그룹에 대하여는 채권신용등급의 시의적절한 등급조정을 저해하는 등급 경직성(Rating Stickiness)[6]이 존재하는 것으로 알려져 있다. 따라서 상위등급 표본만을 분석대상으로 하였을 경우에 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화 혹은 유의성이 나타나지 않는지를 확인함으로써 상위등급효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 요인으로 작용하는지를 검증하였다. 등급 불일치의 발생을 개선하기 위해서는 비교가능성의 제고 외에도 기업집단효과, 상위등급효과 등이 미치는 영향을 종합적으로 통제할 필요성이 있으므로, 이를 통제할 수 있는 수단에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

1.4 논문의 구성

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 재무제표 비교가능성, 신용평가 등급의 결정요인, 등급 불일치에 관한 이론적 배경과 선행연구를 기술하고 Ⅲ장에서는 가설설정, 연구모형, 주요 변수의 개념과 측정 및 자료수집과 표본선정에 대한 연구설계를 제시한다. Ⅳ장에서는 Ⅱ장과 Ⅲ장의 검토내용을 바탕으로 연구가설에 대한 실증분석 및 강건성 결과를 제시한다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 시사점과 한계점을 서술한다.

6) Posch(2011)는 신용평가사들이 신용위험 수준의 변화에 따른 등급조정의 적시성이 부족한 현상을 등급 경직성으로 정의하고 이러한 현상의 존재 여부를 실증적으로 검증하였다. 또한, 등급 경직성에 영향을 미치는 다양한 적시성 저해 요인을 발견하였다. 이 연구에서 신용위험 수준의 변화는 시장에서 관찰가능한 지표로 측정한 부도위험을 통하여 측정하였다.

Ⅱ. 연구 배경과 선행연구

2.1 재무제표 비교가능성에 관한 연구

기업이 재무제표를 공시하는 목적은 회계정보 이용자의 의사결정에 유용한 정보를 제공하는 데 있다. 재무보고의 개념체계에서는 비교가능성을 회계정보의 보강적인 질적 속성의 하나로 언급하고 있다. FASB(1980)에 의하면 재무제표의 비교가능성이란 정보이용자가 두 개의 경제적 현상 사이의 유사성과 차이점을 식별하고 이해할 수 있게 해주는 회계정보의 질적 특성을 말하며, 투자자들이 비교가능성을 통하여 특정 투자기회와 대체 투자기회의 장단점을 비교평가할 수 있다면 합리적 판단에 근거하여 자본을 효율적으로 배분할 수 있을 것이라고 하였다. 비교가능성은 재무제표의 작성과 표시에 있어 기초가 되는 중요한 개념임에도 불구하고 De Franco et al.(2011)의 연구 이전에는 비교가능성에 대한 실효성 있는 측정치가 제시되지 아니하여 실증연구가 거의 이루어지지 못했다.

De Franco et al.(2011)의 연구에서 비교가능성에 관한 실효성 있는 측정치가 고안된 이래, Yip and Young(2012), 강민정 등(2013), 윤선주와 고재민(2014) 등 다수의 후속 연구에서 회계정보의 비교가능성이 미래성과를 측정하는 유용한 정보를 제공하는지를 분석하였다. 연구결과에 따르면 비교가능성이 높을수록 주가의 정보예측력이 높아짐으로써 재무분석가들이 주가를 예측하는 능력을 향상시킨다는 결과를 제시하였다.

2.1.1 비교가능성의 측정과 유용성

De Franco et al.(2011) 이전의 연구에서는 비교가능성을 입력기반 접근법(input based approach)[7]에 의하여 측정하였다. 어떤 경제적 현상의 결과

7) 입력기반 비교가능성: 회계정보가 입력되는 단계에서의 차이를 비교하는 데 초점을 맞추고 있으며,

를 2개의 기업이 각각의 재무제표에 반영할 때 유사한 회계기준의 선택여부, 유사한 가중치의 부여여부 등을 통하여 유사한 회계수치로 나타난다면 두 기업은 서로 비교가능성이 높은 회계시스템을 갖고 있다고 이야기할 수 있다. 분석대상 기업과 비교가능성이 높은 기업의 정보를 용이하게 취득할 수 있다면 분석에 필요한 정보수집 비용이 낮아져, 분석대상 기업에 대한 정보의 양과 질을 제고시킨다고 한다.

반면, De Franco et al.(2011)은 결과기반 접근법(output based-approach)[8]의 관점을 채택하여 i기업에 영향을 주는 경제적 현상은 i기업의 회계시스템 f(●)를 통하여 i기업의 재무제표에 반영된다고 하였다. 이를 단순화하면 다음과 같다.

$$finacial\ \ statements_i = f_i(economic\ \ events_i) + \epsilon_i$$

따라서, i기업과 j기업 사이의 회계시스템 f(●)가 비슷하다면 동일한 경제적 현상에 대하여 두 기업은 유사한 재무제표를 생산할 것이라고 상정할 수 있다. De Franco et al.(2011)은 모형을 단순화하기 위하여 t기의 i기업의 주식수익률을 경제적 현상의 대용치로 사용하였다. 또한, 회계시스템의 결과값인 당기순이익을 재무제표의 대용치로 사용하였다.

분석결과를 살펴보면, 재무제표 비교가능성이 높을수록 재무분석가의 수와 이익예측 정확성은 증가하는 반면, 이익예측의 표준편차는 감소하는 것으로 나타났다.

비슷한 시기에 De Fond et al.(2011)은 EU에서 2005년 IFRS를 도입한 이후에 회원국 소속 기업에 대한 외국인 지분율의 변화를 분석하였다. 실증분

비교대상이 되는 기업 간 회계기준의 선택, 가중치의 선택 등 회계시스템의 차이를 기준으로 비교가능성을 측정하려는 접근법이다. 그러나, 비교 기업 간에 정확한 비교를 하기 위해서는 정보입수의 제한, 분석결과의 편차 발생가능성 등의 약점이 지적되고 있다. 또한, 회계정보 이용자의 관점에서도 회계입력 방식의 비교는 필요성이 낮으며, 회계의 결과값에 대한 분석을 중요시하고 있다

8) 결과기반 비교가능성: 입력기반 접근법의 한계를 극복하기 위해 회계의 결과값을 기준으로 비교가능성을 측정하는 접근법이다. 회계결과 자료를 기준으로 하므로 자료의 수집이 용이하고, 기업 간 장기간의 회계자료 비교가 가능하다는 장점이 있다. 한편, 다른 기업과의 상대적 회계수치의 차이를 이용하여 비교가능성 측정치를 도출하므로 비교대상의 정의에 따라 측정치가 민감하게 변화할 수 있다는 점에 유의하여야 한다.

석의 결과, IFRS의 도입 이후 재무제표 비교가능성이 제고된 것으로 나타났고 이는 회원국 기업들의 외국인 지분율 증가에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. Francis et al.(2014)은 회계법인의 독특한 감사방식(audit style)에 따라서 비교가능성에 유의한 차이가 있는지를 분석하였다. 동 연구에서 동일 BIG4 감사인으로부터 회계감사를 받는 비교대상 기업 쌍들에 대해서는 비교가능성의 수준이 유의하게 증가한다는 결과가 제시되었다.

Kim et al.(2014)는 비교가능성이 신용평가사들의 회사채 신용평가 프로세스에 긍정적인 영향을 미치는지를 분석하였다. 이들의 연구에 따르면, 비교가능성이 증가함에 따라 기업이 제출한 회계수치를 신용평가사가 수정할 필요성이 감소하므로 신용평가사 간의 등급 불일치가 축소되고 이에 따라 채권 이자율 스프레드가 축소되는 결과가 나타났다. Fang et al.(2016)은 금융기관의 대출에 대하여도 비교가능성이 영향을 미치는지를 분석한 결과, 비교가능성의 증가는 채무자에 대한 대출스프레드를 축소시키고, 담보요구를 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. 반면, 비교가능성의 증가는 대출의 만기와 대출기관의 수를 증가시키는 것으로 나타났다.

2.1.2 비교가능성과 회계정보의 가치관련성

De Franco et al.(2011)의 비교가능성 측정치를 국내에서 적용한 강민정 등(2013)의 실증분석 연구에서도 이와 유사한 결과를 보고하고 있다. 강민정 등(2013)은 재무제표 비교가능성과 정보비대칭 및 정보유용성 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과에 따르면 비교가능성은 재무분석가의 이익예측 정확성을 높이고, 재무정보에 대한 의존도를 증가시키는 것으로 나타났으며, 투자자 입장에서 회계정보의 가치관련성을 높이는 것으로 나타났다.

신호영과 박희진(2015)은 재무분석가 이익예측치 발표여부, 이익예측 정확성, 대규모 기업집단 소속여부에 따라 재무제표 비교가능성이 투자자의 의견 차이에 미치는 영향이 차별적인지를 분석하였다. 분석결과에 따르면 재무제표 비교가능성은 투자자의 의견 차이를 줄이는 역할을 수행하는 것으로 나타났으나, 대규모 기업집단 소속이고 감독기능이 강하게 작용하는 기업에서는 비

교가능성 정보가 투자자의 의견 차이를 감소시키는 효과가 유의하게 나타나지는 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무제표 비교가능성이 투자자의 의견 차이를 줄이는 효과가 모든 기업에서 일률적으로 나타나는 것이 아니라 대규모 기업집단 여부 및 시장의 감시 기능에 따라 차별적으로 나타나는 것임을 시사한다.

또한, 최승욱(2018)은 재량적 발생액으로 측정한 이익조정의 증가는 당기순이익과 비교가능성 간의 양(+)의 관련성을 훼손시키는 것으로 나타났다. 또한, 듀폰 분석법에서 제시된 총자산회전율, 매출액순이익율 등의 지표로 측정한 기업 이익창출능력의 증가는 재무제표 비교가능성을 증가시키는 역할을 하는 것으로 나타났다. 김용식 등(2017)은 K-IFRS의 도입 이후에 비교가능성이 유의하게 증가되었다는 것을 발견하였으며, 동일 BIG4 회계법인으로부터 회계감사를 받는 피감사법인의 경우 비교가능성의 증가는 더욱 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 회계법인의 독특한 감사방식(audit style)에 따라서 비교가능성에 유의한 차이가 있다는 것을 제시한 Francis et al.(2014)의 연구가 국내 상장기업에 대하여도 성립한다는 것을 시사한다.

Kim et el.(2013)과 최현정 등(2016)은 재무제표 비교가능성이 채권시장에서 기업 신용위험의 판단에 관한 불확실성을 낮추고 채권투자자들의 정보탐색비용을 줄이는 효과가 있어 타인자본비용이 줄어들도록 하는지를 분석하였다. 분석결과에 따르면 채권시장에서도 재무제표 비교가능성이 높을수록 정보이용자들의 정보수집 및 처리비용이 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무제표 비교가능성 정보가 채권시장에서도 중요한 역할을 할 수 있다는 것을 시사한다.

[표 2-1] 재무제표 비교가능성 관련 주요 국외 선행연구 요약

연구논문	주요내용
De Fond et al. (2011)	- IFRS의 지지자들은 통일된 회계기준을 의무화하면 재무제표 비교가능성이 향상되어 국가간 투자유치에 도움 된다고 주장 - 2005년 EU에서 IFRS의 의무도입 이후 회원국 소속 기업에 대한 외국인 지분율의 변화에 대한 실증분석을 실시 - IFRS의 의무도입 이후 재무제표 비교가능성의 제고가 외국인지분율 증가에 긍정적 영향을 미친 것으로 나타남
De Franco et al. (2011)	- 학계, 규제기관, 투자자들은 재무제표 비교의 중요성을 강조하고 있으나, 비교가능성을 실증적으로 측정할 도구는 부존재 - 이 연구에서는 실효성 있는 재무제표 비교가능성의 척도를 개발하여 제시하는 것을 목적으로 함 - 비교가능성이 증가하면 재무분석가 수의 증가, 이익예측의 정확성이 증가, 이익예측의 분산이 감소한다는 것을 보여줌
Kim et al. (2013)	- 비교가능성이 신용평가사의 평가 프로세스에 긍정적인 영향을 미치는지를 분석함. 본 연구에서는 비교가능성 측정시 평가대상 업체들의 재무제표값 조정치의 표준편차를 사용함 - 비교가능성이 증가하면 기업이 제출한 회계수치에 대한 수정 빈도가 감소하므로 평가기관 간 등급 불일치가 축소되고 채권스프레드가 낮아지는 결과가 나타남
Francis et al. (2014)	- 비교가능성의 측정치로 De Franco(2011)에 의한 측정치 외에 추가적인 비교가능성 측정치를 사용(①De Franco et al.(2011), ②비교대상 기업 쌍의 TA값 차이의 절대값, ③비교대상 기업 쌍의 DA값 차이의 절대값) - 회계법인의 독특한 감사방식(audit style)에 따라서 비교가능성에 차이가 나는지를 분석, 동일 BIG4 법인의 감사를 받는 비교대상 기업 쌍들은 비교가능성이 증가한다는 결과를 제시
Fang et al. (2016)	- 비교가능성은 금융기관의 신디케이트 대출시장에서 채무자와 대출채권자 사이의 정보비대칭을 완화함 - 비교가능성의 증가는 대출스프레드, 담보요구 경향과는 음(-)의 관련성이 있음. 반면, 대출만기, 대출기관의 수와는 양(+)의 관련성이 있음

[표 2-2] 재무제표 비교가능성 관련 주요 국내 선행연구 요약

연구논문	주요내용
강민정 등 (2013)	- 회계정보의 질적특성인 비교가능성이 재무분석가의 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향을 분석. 비교가능성은 회계정보의 질적특성을 나타내는 지표로서 투자자 입장에서 정보유용성을 직접 판단하게 하는 장점이 있음 - 비교가능성은 재무분석가의 이익예측 정확성을 높이며, 재무정보에 대한 의존도를 증가시키는 것으로 나타남 - 비교가능성은 투자자의 회계정보 가치관련성을 증가시키는 것으로 나타남
최현정 등 (2016)	- 회계정보의 질적 특성인 비교가능성이 회사채 수익률 스프레드를 통하여 측정한 타인자본 비용에 미치는 영향을 분석 - 비교가능성으로 정보비대칭이 해소되어 채권투자자들의 정보탐색비용 및 채무자 모니터링 비용의 유의한 절감효과가 있어 회사채 발행기업의 타인자본 비용이 감소하였음 - 비교가능성 증가에 의한 타인자본 감소효과는 Altman Z-score로 측정한 재무적 곤경수준이 높은 기업일수록 더욱 크게 나타남
김용식 등 (2017)	- 동일 BIG4 회계법인으로부터 감사를 받는 경우 회계이익의 비교가능성이 높은지, 그리고 K-IFRS가 도입된 이후에 회계이익의 비교가능성이 어떻게 변화하는지를 분석함 - K-IFRS의 도입 이후 회계이익의 비교가능성이 증가하였음. 동일 BIG4 회계법인으로부터 감사를 받는 비교대상기업 쌍에서 회계이익의 비교가능성이 더 증가하는 현상이 나타남
신호영과 박희진 (2015)	- 재무분석가 이익예측치의 발표여부, 이익예측의 정확성, 대규모 기업집단 여부에 따라서 재무제표 비교가능성이 투자자의 의견차이에 미치는 영향을 연구 - 비교가능성은 투자자의 의견 차이를 유의하게 줄이는 역할을 하는 것으로 나타남 - 비교가능성은 투자자의 의견 차이를 유의하게 줄이는 역할을 하는 것으로 나타남. 단, 이러한 결과는 대규모 기업집단에 대하여는 유의하지 않게 나타남

2.2 신용평가 제도와 개선방향에 관한 연구

2.2.1 신용평가 제도의 개요

신용평가는 유가증권 또는 채무증권을 발행하는 기업에 대하여 해당 증권의 원금 및 이자 상환의 의무가 약정기한 내에 발행조건에 맞게 이행될 가능성을 신용평가사에서 종합적으로 판단한 결과를 [표 2-3]과 같이 신용등급이라는 단순화된 기호체계로 이해관계자들에게 공개하는 제도이다.

[표 2-3] 국내외 신용평가사의 신용등급 체계

구분	Moody's		S&P		한국3사	
	장기	단기	장기	단기	회사채	CP
투자등급	Aaa	P-1	AAA	A-1+	AAA	A-1+
	Aa	P-2	AA	A-1	AA	A-1
	A	P-3	A	A-2	A	A-2
	Baa		BBB	A-3	BBB	A-3
투기등급	Ba		BB		BB	
	B		B	B	B	B
	Caa	NP	CCC	C	CCC	C
	Ca		CC	D	CC	D
	C		C		C	
			D		D	

※ AA~B 등급의 경우 +,0,-의 노치(notch)가 부여되며, 노치도 신용위험의 차이를 나타내는 것으로 간주됨

일반 투자자들은 채권 발행회사에 비하여 채무증권이 가지는 위험과 수익률에 대한 정보가 대체로 부족하다. 채권 발행회사의 경우 투자자에게 자사에게 유리한 정보만을 제공할 유인이 존재한다. 따라서 적절한 정보의 전달체계가 필요하게 되었는데, 신용평가사는 정보중개자로서 개별 채무자의 신용도에 대한 평가를 채권신용등급이라는 형태로 제시하여 다수의 투자자와 공유함으로써 시장의 조성에 유용한 역할을 담당한다.

신용평가사의 시장 조성기능 수행은 채무자의 공개·비공개 정보가 얼마나

정확하고 폭넓게 제공되느냐에 달려 있으며, 수집된 정보를 신용평가사 내부에서 가공하는 절차를 거쳐 채권신용등급의 정확성과 적시성을 얼마나 확보하는가에 달려 있다. 그러나, 1970년 미국에서 기업어음(CP)과 관련한 대규모 금융사고가 발생하면서 채권신용등급의 정확성과 적시성에 대한 의문이 제기되었으며 신용평가사에 대한 규제강화의 필요성이 제기되었다. 이에 증권거래위원회(SEC)는 1975년에 신용평가인증제도(NRSRO)[9]를 도입하여 주요 금융기관들과의 거래에 있어 채권신용등급을 기준으로 판단한 신용도가 낮은 채권의 발행과 유통을 제한하였다.

2.2.2 신용평가의 정확성과 적시성에 대한 진단

미국의 서브프라임 금융위기 발생 이후 글로벌 신용평가사의 역할에 대한 비판적 시각이 증대되었다. 주요 글로벌 신용평가사들은 발행 증권에 대한 신용위험을 적정하게 부여하지 않아 채권신용등급을 과대평가하였다는 문제점이 지적되었다. Pagano and Volpin(2010)은 신용평가사가 부여한 등급에서 등급인플레이션[10]이 발생함으로써 투자자들에게 엄청난 손실을 입혀 금융위기의 주범이 되었다고 평가했다. 또한 해외의 주요 신용평가사들은 발행 증권의 부실 문제를 신용평가에 반영하는 조치를 지나치게 늦게 적용하였을 뿐만 아니라 신용등급의 하향조정 속도를 지나치게 빠르게 처리함으로써 시장의 합리적인 대응을 더욱 어렵게 하였다. Benmelech and Dlugosz(2010)은 금융위기 동안 구조화증권에 대하여 신용등급 하향조정이 급속히 이루어지는 현상이 관찰되었는데, 이러한 현상은 등급의 적시성이 향상되었다는 신호라기보

9) NRSRO(Nationaly Recognized Statistical Rating Organization)로 등록한 신용평가회사들은 그들의 신용등급 결정과정을 공개하도록 되어있다. SEC에 따르면 2019년말 현재 총 10개의 NRSRO가 등록되어 있다(무디스, S&P, Fitch, AM Best, DBRS, Egan-Jones Ratings, HR Ratings de Mexico, Japan Credit Rating Agency, Kroll Bond Rating Agency, Morningstar Credit Ratings 등).

10) 등급 인플레이션(Ratings inflation)이란 신용평가사가 증권 발행기업의 피평가기업의 펀더멘털에 의해 제시가능한 적정 등급에 비해 높은 신용등급을 제시받아 등급판정의 부정확성이 생기는 현상을 말한다(안경희, 2016).

다는 등급쇼핑[11]으로 인한 등급인플레이션 현상이 실제로 존재하여 이를 단기간에 해소하려는 것이었음을 시사한다고 주장하였다.

Pagano and Volpin(2010)은 신용평가사는 이해관계자로부터 독립된 위치에서 전문적인 분석능력과 일관된 평가기준을 바탕으로 투자자에게 신용위험에 대한 정확하고 적시성 있는 정보를 제공하는 역할수행이 필수적인데, 2008년의 서브프라임 위기를 전후하여 신용평가사들은 자신의 역할을 제대로 수행하지 못했다는 실증분석 결과를 제시하였다. Boot et al.(2006)은 채권 신용평가제도 및 신용평가사는 채권 발행기업의 원리금 상환능력 정보에 대한 시장의 정보보완 및 정보생산 기구라는 역할이 있으나, 신용평가사들은 채권 발행기업에 대한 정보 접근수단이 제한되어 있어 시장의 실패를 방지하는데 한계를 드러내고 있으며, 이로 인해 신용평가사의 정보제공 및 정보분석 역량에 대한 시장의 신뢰성이 부족하다는 점을 지적하였다.

2.2.3 국내 신용평가의 정확성과 적시성에 대한 진단

해외의 신용평가 산업과 달리 우리나라의 신용평가는 직접금융시장을 활성화시키려는 정부 정책에 따라 인위적으로 도입되었다는 차이가 있다. 1997년 외환위기 이전까지 자본시장 내에서 신용평가의 역할은 미미하였으나, 1998년 이후 회사채 시장이 보증채 위주에서 무보증채 중심으로 재편되면서 신용평가의 중요성이 증대되었다[12].

[표 2-4]에 의하면 한국의 회사채 신용평가 시장에서는 NICE신용평가, 한국기업평가, 한국신용평가 등 3개사가 시장을 고르게 분점하는 과점체제를 이루고 있다는 것을 나타낸다.[13]

11) 등급쇼핑(Ratings Shopping)이란 피평가기업의 자신의 펀더멘털에 의해 제시받을 수 있는 적정 등급보다 높은 신용등급을 제시하는 신용평가사에게 신용평가를 의뢰하기 위한 불공정 행위를 통해 등급판정의 부정확성이 생기는 현상을 말한다(강경훈과 한재준, 2013)

12) NICE신용평가 홈페이지의 공개자료(「신용평가 일반론」 중 '신용평가 개관(2019.7.31., 기태훈 작성)'을 참고하였다.

13) 2000년1월 서울신용평가정보(현, SCI신용평가)가 기업어음 및 자산유동화증권에 대한 평가기관으로

[표 2-4] 국내 신용평가 3사의 매출 추이

(단위: 억원)

	2013	2014	2015	2016	2017	2018
나이스신용평가	309	353	340	355	372	389
한국신용평가	311	322	322	337	337	382
한국기업평가	416	415	410	428	445	470
합계	1,036	1,090	1,072	1,121	1,155	1,240

※ 매출액에는 회사채 평가에 대한 수수료 외에 신평사의 모든 영업수익이 포함되어 있음

오세경과 황인덕(2012)은 글로벌 금융위기 이후 신용평가 산업의 부정적 기능에 대한 비판이 상당히 고조되는 원인에 대한 고찰과 함께 신용평가의 신뢰성 제고를 위한 정책 제안을 목적으로 한 연구를 수행하였다. 이들은 Pagano and Volpin(2010)이 제시한 것과 같이 글로벌 신용평가사들이 평가 대상 증권에 대하여 신용평가의 정확성과 신뢰성이 결여되었다는 점, 신용평가사와 증권 발행기업과의 이해상충 문제를 차단하기 어려운 수수료 체계를 운영하였다는 점, 내부통제체계가 허술하였다는 점, 소수의 신용평가사들에 의한 과점적 시장구조가 고착화되어 있었다는 점 등이 2008년 금융위기를 초래한 중요한 원인이었다는 점에 동의하였다. 한편, 국내 신용평가 시장에서 추가로 관찰되는 문제점으로 국내의 신용평가 산업은 자본시장 육성 정책에 따라 정부에 의해 인위적으로 형성된 시장이며, 시장의 목소리가 신용평가 제도 운영에 충분히 반영되지 못하고 있다는 문제가 있음을 지적하고 있다. 이러한 측면에서 이들은 2009년 3월의 신용정보법의 관련 규제를 대폭 완화할 것을 주장하였다. 규제 완화를 통하여 담보위주의 우리나라 금융관행을 신용중심의 금융환경으로 변화시켜 자본시장이 발전하는 방향으로 신용평가 산업의 육성 취지를 반영할 수 있다고 하였다.

김필규(2015)는 국내 신용평가 산업의 당면 문제점에 대한 분석과 글로벌 신용평가 산업의 규제체계 변화에 대한 검토를 위한 연구보고서를 공개하였

지정받음으로써 4개 회사 체제로 변화되었으나, 서울신용평가는 회사채에 대한 평가 라이센스를 취득하지 못하여 본고에서는 제외하였다.

다. 이 보고서에서 채권신용등급의 정확성과 적시성을 제고하기 위하여는 신용평가사의 자체적인 개선 노력이 우선되어야 하며, 이를 바탕으로 신용평가사의 이해상충을 완화하기 위한 제도적 개선이 이루어져야 함을 주장하였다.

김석진 등(2007)은 채권 발행기업의 채권신용등급이 국내 상장기업의 자본구조에 영향을 미치는지에 대한 실증분석을 실시하였다. 분석 결과, 채권신용등급은 자본구조의 대리변수인 부채비율에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Kisgen(2006)이 제시한 신용등급/자본구조 가설(일명 CR/CS 가설)[14]이 한국 시장에서도 성립한다는 것을 시사한다. Boot et al.(2006)에 의하면 신용평가사는 시장에서 증권 발행기업의 원리금 상환능력에 대한 정보의 부족을 보완하기 위하여 자생적으로 만들어진 제도이나, 신용평가사 역시 외부인으로서 발행기업에 대한 정보의 접근에 제약이 많다는 현실을 인정해야 하며, 이에 대한 보완책이 필요하다는 점을 주장하였다. 신용평가는 이른바 평판자본(reputational capital)에 의존하는 산업이므로 신용평가사의 평판이 나빠지면 자본시장의 참가자로부터 신뢰를 상실할 우려가 있다고 하였다.

박훤일(2011)은 신용등급의 변화 가능성이 기업의 자금조달행태에 직접적인 영향을 미치는 현상은 한국에서도 동일하게 관찰된다고 보고하였다. 즉, 신용평가사의 평판과 정보처리 능력에 따라 자금조달행태에 미치는 영향은 차별적으로 나타날 수 있으므로 신용평가사들은 채권신용등급의 정확성과 적시성을 개선하여 신용평가사간의 등급 불일치 현상을 축소하기 위한 다각적인 노력이 필요하다는 것을 시사한다고 하였다.

---

14) Kisgen(2006)은 신용등급이 자본구조에 중요한 영향을 미친다는 신용등급-자본구조 가설(CR/CS 가설)을 제시하였다. 그는 신용등급이 자본비용에 불연적속으로 영향을 미치고 기업가치에도 불연속으로 영향을 미치므로, 궁극적으로 신용등급은 기업의 자본구조에 불연속적인 영향을 미친다고 하였다. 신용등급의 조정이 임박한 기업은 그렇지 않은 기업과 비교하였을 때 주식발행보다는 순부채발행을 감소시키는 현상이 관찰되었다. 이러한 관찰을 바탕으로 그는 신용등급은 기업의 자본구조에 직접적인 영향을 미친다고 하였다.

[표 2-5] 신용평가의 역할과 적시성 개선 관련 선행연구 요약

연구논문	주요내용
Boot et al. (2006)	- 채권신용평가제도는 채권발행자와 투자자 사이의 신용위험에 대한 정보비대칭성을 완화하기 위한 방안으로 발행기업의 원리금 상환능력 정보에 대한 시장의 필요를 충족하기 위해 자생적으로 만들어진 제도 - 정보생산 측면에서 평가사의 역량에 대한 신뢰성은 여전히 부족. 신평사 역시 대리인으로서 발행기업에 대한 정보 접근은 제한적이므로 정보비대칭의 문제를 완전히 해소할 수는 없음
Pagano and Volpin (2010)	- 신용평가의 실패에 대한 정책옵션 제시 및 논점 정리 - 규제당국의 정책에 따른 투자자들의 신용등급 의존도 증가와 신평사의 등급 관대화 현상이 결합하여 등급인플레이션이 유발되는 것으로 나타남 - 신평사의 불투명·부정확한 평가모형, 불충분한 정보제공, 상이한 증권에 대해 동일한 등급표기로 인한 시장혼선에 대한 정책대응 방향을 제시
박훤일 (2011)	- 신용등급의 변화 가능성이 기업의 자금조달행태에 직접적인 영향을 미치는 현상은 한국에서도 동일하게 관찰됨 - 신용평가사의 평판과 정보처리 능력에 따라 자금조달행태에 미치는 영향은 차별적으로 나타날 수 있음 - 신용평가사들은 정확성과 적시성을 개선하여 등급 불일치 현상을 축소하기 위한 다각적인 노력이 필요하다는 것을 시사하는 결과
오세경과 황인득 (2012)	- 2008년 글로벌 금융위기 이후 신용평가 산업의 환경변화 고찰과 국내 신용평가산업의 현안 및 대응에 관한 정책을 제안 - 신용평가기관 규제강화의 문제점 및 개선방안, 등급쇼핑과 등급인플레이션을 해결하기 위한 정책 제안, 신용평가 산업에 대한 진입장벽 완화를 통한 경쟁촉진 정책의 주요논점 정리
김필규 (2015)	- 국내 신용평가산업의 당면 문제점에 대한 심도깊은 분석과 글로벌 신용평가 규제체계 변화에 대한 검토를 위한 연구보고서 - 국내 신용평가사의 공정성과 신뢰성을 제고하는 방안을 제시 - 신용등급의 적정성과 적시성을 제고하기 위한 신용평가사 자체적인 노력이 바탕이 되고, 신용평가사 간의 이해상충을 완화하는 제도적인 개선이 지속되어야 함

2.3 신용평가에 영향을 미치는 요인에 관한 연구

2.3.1 기업 특성요인과 신용평가

김선제(2007)는 우리나라 회사채 발행기업의 이자율 스프레드 결정요인이 무엇인지에 대한 실증분석을 실시하였다. 이 연구에서 회사채신용등급이 회사채 스프레드에 37%의 설명력을 나타내어 단일 요인으로는 스프레드와의 관련성이 가장 높은 것으로 나타났다.

이상욱(2009)은 우리나라의 은행대출 시장에서는 기업의 외형적 특성이 중요한 영향을 미친다는 결론을 내렸다. 대표적인 외형적 특성으로 기업의 규모, 기업의 업력, 유형자산의 비중이 거래은행 수에 긍정적 영향을 미치는 현상을 발견하였으며, 양호한 경영성과를 실현한 기업과 위험수준이 낮은 기업들 또한 거래은행과 관련이 깊은 것으로 나타났다. 한편, 성장성이 높고 투자가 활발한 기업, 재무건전성이 양호한 기업은 소수의 기존 거래은행과 안정적 거래관계를 중시하는 것으로 나타났다. 기업들의 외형적 특성요인은 금융기관과의 거래관계의 안정성 수준에 따라 신용위험 평가에서 상이한 결과를 나타낼 가능성이 큰 반면, 기업의 재무건전성에 대한 평가는 금융기관 별로 판단의 차이가 발생할 가능성이 낮다는 것을 간접적으로 시사하였다. 박하연 등(2016)의 연구에서도 기업 규모, 업력, 유형자산 비중 등은 은행과의 거래행태에 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 영업성과의 변동성 크기는 은행거래에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

정채중(2012)은 기업의 자금조달 구조상 채권자가 부담하게 되는 위험을 측정하기 위하여 고정장기적합율, 부채비율, 순차입금비율 등 3개의 지표로 레버리지 비율을 측정하였다. 연구 결과, 레버리지 비율이 높으면 손실을 흡수할 완충자본의 양이 그만큼 적다는 것을 의미하기 때문에 신용등급에 유의적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 레버리지 비율과 결부된 이자비용은 고정비용의 일부이므로 기업의 수익구조의 안정성에도 영향을 미치며 신용등급에 유의적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김석진 등(2017)은 1999년부터 2015년까지 국내 상장기업을 대상으로 신용등

급에 영향을 미치는 요인을 투자등급과 투기등급으로 구분하여 분석하였다. 투자등급의 경우 영업이익, 매출액, 시장가/장부가, 배당지급, 자본적 지출, 유형자산비율이 긍정적인 영향을 나타내었으며, 장단기 부채비율이 부정적인 영향을 나타내었다. 투기등급의 경우 배당지급, 유보이익, 자본적 지출이 긍정적인 영향을 나타내었으며 장단기 부채비율이 부정적인 영향을 나타내었다. 특히, 연구개발비는 일반적인 통념과 달리 투자등급과 투기등급에서 공통적으로 신용등급에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

김필규(2015)는 신용등급 결정요인을 살펴보기 위한 실증분석을 실시하였다. 분석결과, 기업의 자산규모, 이자보상배율, 영업이익율, 현금보유비율은 신용등급을 유의적으로 개선시키는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 부채비율로 측정한 레버리지 비율의 경우에는 신용등급에 유의적인 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

박진숙과 박상규(2014)는 K-IFRS의 도입이후에 이익의 변동성이 증가하였으며, 이익의 변동성 증가는 신용등급으로 측정된 신용위험과 유의한 관련성을 맺고 있는 것으로 나타났다. 즉, 당기순이익으로 측정한 이익의 변동성 증가는 신용등급에도 유의한 영향을 미친다는 결과를 확인하였다. Akins(2018)은 미국 시장에서의 지속적인 회계표준의 강화는 보고품질의 향상을 유도한 것으로 나타났으며, 이는 궁극적으로 회계정보와 신용등급과의 관련성을 강화하는 것으로 나타났다. 채수준 등(2012)는 내부회계담당인력의 규모가 클수록, 내부회계담당인력의 평균경력월수가 길수록, 내부회계관리제도에 회계사를 배치할수록 양호한 신용등급을 받는다는 결과를 확인하였다.

2.3.2 기업지배구조 및 기업집단과 신용평가

양동재 등(2011)의 연구에서는 채무보증이 보증기업의 신용평가에 미치는 영향을 실증분석하고 대규모 기업집단 소속 여부가 신용평가에 차별적인 영향을 미치는지를 분석하였다. 채무보증은 피보증기업이 금융기관으로부터 부채를 조달하고자 할 때 보증기업이 해당 부채의 원리금상환을 보증하는 것이므로, 신용평가회사는 채무보증을 보증기업의 신용도에 부정적인 영향을 미치

는 요인으로 인식할 것으로 예상하였다. 금융기관들 또한 채무보증이 보증기업의 신용등급 평가에 부정적인 영향을 미치는 경우 자사의 채권 상환능력에 사후적인 영향을 미칠 수 있으므로 민감한 반응을 보인다. 한편, 우리나라는 2000년 3월까지 대규모 기업집단에 대하여 기존의 채무보증을 완전 해소하도록 의무화하는 규제를 시행하였다. 해당 규제의 시행이후 대규모 기업집단 소속기업 여부에 따라 채무보증이 차별적으로 나타나는지를 검정하였으며, 실증분석을 위한 연구기간은 「독점규제및공정거래에관한법률」에 의해 대규모 기업집단의 채무보증이 금지된 이후 시점인 2002년부터 2006년까지 5개년을 대상으로 하였다. 2002년에서 2006년까지 12월 결산법인 중 제조업으로 한정하여 표본을 선정한 결과, 최종적으로 선택된 표본은 359개이다. 연구결과, 타사에 대한 채무보증 제공수준이 낮은 기업일수록 신용등급이 유의하게 높은 것으로 나타났으며 대규모 기업집단에 속한 기업일수록 채무보증과 신용등급 간의 관계는 더욱 뚜렷하게 나타났다. 이에 신용평가회사가 신용평가를 하는 과정에서 대규모 기업집단 소속 여부에 따라 차별적인 고려를 한다는 연구결과를 제시하였다.

김선제(2007)의 연구에서도 대규모 기업집단 소속 여부는 회사채 신용등급과 채권 스프레드에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김필규(2015)에 따르면 일반적으로 채권신용등급에 유의한 영향을 미치는 재무적 요인과 더불어 기업집단 효과를 나타내는 변수의 경우에도 채권신용등급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편, 금융감독원(2016)[15]은 우리나라의 신용평가제도 개선을 위한 방안으로 '자체신용도 도입'[16]을 예고하였는데, 이는 신용평가사가 신용등급을 산출하는 과정에서 계열사에 대한 지원 부담 가능성 및 계열사로부터의 지원가능성 등에 따라 피평가기업의 자체신용도와 최종등급(ACR) 사이에 간극이 발생할 수 있으므로 시장에 보다 정확한 정보를 제공하기 위한 방안으로 제안되었다. 또한, 국내 신용평가사에서는 신용평가 방법론에서 일반적으로 부

15) 금융감독원의 보도자료 「신용평가의 신뢰 제고를 위한 신용평가시장 선진화 방안(2016.9.22.)」의 '다. 자체신용도 도입' 섹션을 참고하였다.

16) 계열사와의 관계가 피평가기업의 최종등급에 미치는 영향을 배제하여 피평가기업의 자체요인에 의한 신용위험만을 고려한 채권신용등급을 말한다.

실한 모기업이 소유하고 있는 우량한 자회사에 대해서는 모기업의 채권신용등급보다 높은 채권신용등급이 부여되기 어렵다는 것을 기술하고 있다.[17]

이와 같은 결과는 신용평가사의 신용등급 결정 프로세스에서 계열사의 지원 가능성이 중요한 요인으로 고려되기 때문에 대규모 기업집단 소속 기업에 대해서는 모회사 및 그룹의 신용도에 따라 소속회사의 자체 신용도와 최종 신용등급 사이에 차이가 발생하는 경향이 있다는 것을 확인해준 것이라 할 수 있다.

2.3.3 신용평가 품질의 측정과 개선

신용평가의 품질을 실질적으로 개선하기 위해서는 공적 규제의 강화보다는 시장내재등급(MIR)과 채권신용등급 차이의 축소, 제3자에 의해 신용평가사의 평판과 독립성 및 윤리수준에 대한 정기 조사가 필요함을 주장하였다. 또한, 신용평가사는 평가 과정에서 사용한 평가방법론을 시장에 투명하게 공개하여야 한다는 점을 강조하였다.

채권신용등급 및 등급의 적시성에 영향을 미치는 요인에 관한 연구에서는 신용평가사들이 공통적으로 재무적·비재무적 정보를 반영하여 채권신용등급을 결정하고 있으나 그 과정에서 고려되는 변수나 가중치를 외부에서 객관적으로 정의하는 것은 불가능하다는 점을 일반적인 연구의 한계로 지적하고 있다. Duff and Einig(2009)의 연구에서는 채권신용등급의 질에 관련된 이해관계자를 크게 증권 발행기업, 금융기관, 증권 투자자, 기타 이해관계자 등의 4개 그룹으로 분류하였다. 신용평가사와 이해관계자 사이의 긴밀한 상호작용을 통하여 채권신용등급의 질을 개선할 수 있다는 접근법 자체에는 이견이 없으나, 현재까지 실효적으로 채권신용등급의 품질을 측정할 방법은 제시되지 않았다고 하였다.

현재까지 이해관계자들 모두가 수용 가능한 형태의 채권신용등급 품질에 대한 측정지표는 제시되지 않고 있으나, 개별 신용평가사의 자체적인 품질개

17) NICE신용평가(주)의 홈페이지에 공시되어 있는 신용평가방법론 중 「신용평가 일반론 – 계열관계 반영(박세영과 이경화, 2020.6.2.)」을 참고하였다.

선 활동이 다수 보고되고 있다. 각 신용평가사는 비슷한 시기에 강화된 윤리 강령을 시행하였으며, 평가과정의 투명성을 강화하기 위한 절차 및 신용평가사에 소속된 애널리스트에 대한 교육을 강화하였다. 규제당국에서도 신용평가사의 내부통제를 강화하는 법률을 시행하였다.

Cheng and Neamtiu(2009)는 채권등급 조정의 적시성에 규제체계 변화 및 자본시장 참가자들의 부정적 평판의 증가가 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 동 연구에서는 1996년부터 2005년까지 부도가 발생한 표본을 대상으로 부도 이전까지의 신용등급 조정에 소요된 경과일수와 부도발생 이전 1년간의 가중평균 신용등급을 적시성의 대용변수로 정의하여 기업의 특성요인과 규제변화가 채권신용등급의 적시성에 미친 영향의 정도를 회귀분석을 통하여 실증분석하였다. 분석 결과에 의하면, 신용평가사에 대한 규제강화 및 등급의 적시성에 대한 시장 참가자들의 부정적인 평판의 증가가 등급 적시성 대용변수에 유의한 음(-)의 영향을 미친다는 결과를 얻었다.

[표 2-6] 신용평가에 영향을 미치는 요인 관련 선행연구 요약

연구논문	주요내용
Kaplan and Urwitz (1979)	- Probit모형에 의하여 회사채 신용등급 예측모형을 개발하는 연구를 시도하였음 - 신용등급 예측을 위한 독립변수로 이자보상비율, 부채비율, 자본이익률, 기업규모, 베타계수를 사용. Moody's에서 1970년~1974년 사이에 평가한 204개사에 대한 등급예측을 시도 - 예측모형의 정확성은 69%로 예측오차가 발생한 표본에 대하여도 최대 1등급의 오차로 제한되는 유의적인 결과를 얻음
Cheng and Neamtiu (2009)	- 신용평가사에 대한 규제 강화 및 신용평가사에 대한 부정적 평판의 증가는 등급의 적시성에 유의한 영향을 미친다는 결과 - 신용등급 조정에 소요되는 일수는 규제와 시장평판과의 관련성 하에서 단축되는 현상을 확인하였음
Duff and Einig (2009)	- 채권신용등급의 품질에 관하여 다양한 시장 참가자가 공통적으로 수용가능한 표준화된 방법은 수립되지 아니하였음. - 실질적인 채권신용등급 품질개선을 위해서는 MIR과 채권신용등급의 차이 축소, 제3의 기구에 의한 신용평가사의 독립성, 평판, 윤리성에 대한 정기조사가 필요함을 주장
김선제 (2007)	- 우리나라 회사채 발행기업의 스프레드 결정요인이 무엇인지에 대한 실증분석을 실시 - 신용등급이 회사채 스프레드에 대하여 37%의 설명력을 보여줌. - 대규모기업집단 소속여부는 정보비대칭을 해소함으로써 회사채 스프레드에 영향을 미치는 것으로 나타남
이상욱 (2009)	- 기업 업력, 유형자산비중, 기업규모 등의 수준값이 클수록 은행대출 비율이 유의적으로 증가하는 것으로 나타남 - 기업 규모관련 특성 수치값이 높은 기업은 보다 많은 은행들과 거래관계를 형성하며, 주거래은행에 대한 대출의존도가 상대적으로 낮은 것으로 나타남
양동재 등 (2011)	- 대규모 기업집단 여부가 신용평가에 영향을 미치는지를 분석 - 계열사에 대한 채무보증은 보증기업의 신용도에 부정적인 영향을 미친다는 결과. 채무보증 이후 금융기관은 보증기업의 신용등급 평가에 대해 부정적인 반응을 하는 것으로 나타남

연구논문	주요내용
채수준 등 (2012)	- 내부회계관리 담당인력의 특성에 따른 내부회계관리제도의 효율성을 신용등급을 통해 검증 - 내부회계담당인력의 규모가 클수록, 내부회계담당인력의 평균경력월수가 길수록, 내부회계관리제도에 회계사를 배치할수록 양호한 신용등급을 받는다는 분석결과 나타남
정채중 (2012)	- 기업의 레버리지 비율 및 이자비용이 기업의 수익구조의 안정성에 미치는 영향을 실증분석. 레버리지 비율의 대용변수로 고정장기적합율, 부채비율, 순차입금비율 등 3가지를 사용 - 레버리지 비율은 이자비용에 유의적 영향을 미쳤으며, 신용등급에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타남
박진숙과 박상규 (2014)	- IFRS의 도입을 전후하여 기업의 이익의 변동성에 차이가 있는지를 확인하였으며, 이러한 이익의 변동성과 신용등급 간의 관련성을 실증 분석하였음 - 분석 결과, K-IFRS도입 전과 비교하여 분기별 이익지표들의 변동성은 유의적으로 증가하였으며, 이익의 변동성과 신용위험 간에는 유의한 관련성이 있는 것으로 나타났음
김충환과 공재식 (2014)	- 2000년부터 2010년까지 상장기업 신용등급 영향요인 분석 - 지배 대주주들은 신용등급 평가에 부정적인 요인으로 작용하지만 통계적 유의성은 높지 않았으며, 외국인 주주들은 신용등급 평가에 대체로 긍정적 요인으로 작용하는 것으로 나타남
김필규 (2015)	- 기업의 자산규모, 이자보상배율, 영업이익율, 현금보유비율이 채권신용등급에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타남 - 반면, 레버리지 비율은 신용등급에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타남
김석진 등 (2017)	- 평가등급에 따라 투자등급/투기등급으로 구분하여 영향요인 추출 - 투자등급에서는 영업이익, 시장가/장부가, 배당지급, 자본적 지출, 유형자산 비율이 신용등급에 긍정적인 영향을 미치는 반면, 연구개발비는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타남 - 투기등급에서는 배당, 유보이익, 자본적 지출이 긍정적인 영향을 미치는 반면, 부채비율 및 연구개발비는 부정적인 영향

2.4 등급 불일치에 영향을 미치는 요인에 관한 연구

2.4.1 기업특성요인과 등급 불일치

Livingston and Zhou(2010)는 신용평가 등급의 불일치 현상은 투자자들의 채권투자 수익률에 영향을 미치는 요인이므로, 등급 불일치에 영향을 미치는 주요 요인을 파악하는 것은 매우 중요한 과제임을 주장하였다. 이들은 기업규모, 무형자산의 비중, 애널리스트 예측치의 분산이 클수록 등급 불일치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 등급 불일치의 크기가 커질수록 채권의 수익률 스프레드의 크기도 비례하여 커지는 것으로 나타났다.

Sonu(2019)는 국내 신용평가사 간의 등급 불일치 현상에 초점을 맞추어 정확한 회계정보의 사용이 등급 불일치에 유의한 영향이 있는지를 분석하였다. 정확한 회계정보의 대용변수로 발생액의 질, 자산의 불투명성, ROA의 변동성 등을 사용하여 분석한 결과, 회계정보의 정확성이 높아질수록 재무제표의 비교가능성에 긍정적인 영향을 주어 신용평가사 간의 등급 불일치 수준이 감소하는 것으로 나타났다. 박진숙과 박상규(2014)에 의하면 영업성과의 변동성은 회계품질에 유의한 음(-)의 효과를 미친다는 결과가 나타났으며, 영업이익의 변동성과 신용위험 간에는 유의한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 살펴보면, 영업성과의 변동성 증가는 회계정보의 이용자에게 혼선을 불러일으킬 가능성이 커질 수 있으며 이로 인하여 신용위험의 판단에 혼선을 초래할 수 있음을 시사한다.

Morgan(2002)은 일반적인 산업에 비하여 은행업 및 보험업 발행 채권에 대하여 신용평가사 간의 등급 불일치가 더욱 빈번하게 발생하는 현상에 주목하였다. 금융기관 보유자산은 주로 대출, 리스자산, 트레이딩자산 등 자산구성의 복잡성이 높고 공정한 가치의 평가가 어려워 회계 수치의 불확실성이 높다는 특징이 있다. 또한, 금융기관의 자기자본비율은 일반적인 산업에 비하여 현격히 낮다는 특징이 있다. 금융기관 보유자산의 특성 변수가 등급 불일치에 미치는 영향을 실증분석한 결과, 주요 보유자산인 대출채권의 만기는 등급 불일치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 보유자산의 규모는 등급

불일치에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Akins(2018)은 재무보고의 품질과 불확실성이 신용평가사 간의 등급 불일치에 영향을 미치는지에 대한 실증분석을 실시하였으며, 재무보고의 품질이 등급 불일치 발생의 빈도와 유의한 관련이 있는 것을 발견하였다.

2.4.2 신용평가 방법 및 평가기준과 등급 불일치

Ederington(1986)은 신용평가사 간의 등급 불일치의 원인은 (1)신용평가사 간의 등급에 대한 정의의 차이, (2)신용평가사 간의 신용평가 절차와 평가기준의 차이, (3)신용평가 애널리스트 간의 정성적 판단의 차이 등이 주된 요인이며, 3가지 요인 중에서는 애널리스트 간의 정성적 판단이 가장 크게 작용하는 것으로 밝혀 내었다. 신용평가의 결과물인 채권신용등급은 랜덤 에러가 상시적으로 발생하는 시장으로 알려져 있는데, 이러한 등급 불일치 현상의 주된 요인이 애널리스트의 주관적 요인이라고 한다면, 신용평가사가 시장에 제공하는 정보에 대한 신뢰성이 위협받을 가능성이 커질 수밖에 없음을 지적하였다.

Kim et al.(2013)은 채권 발행기업이 무디스社에 제출한 재무제표에 대한 회계수치 금액조정을 적게 할수록 타 신용평가사와의 비교가능성이 높다는 가정을 하였으며, 회계수치 금액조정이 적을수록 비교가능성이 높으므로 등급 불일치 현상의 발생빈도가 줄어들 것이라는 가설을 설정하였다. 실증분석 결과, 예상한 방향과 동일하게 회계수치 수정은 등급 불일치에 유의한 양(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 다만, 본 분석은 무디스社의 내부자료에 의존하였으므로 타 신용평가사와의 비교분석을 통한 검증은 생략되었다는 한계점을 유의할 필요가 있다.

정윤영과 박래수(2015)는 국내 회사채 발행시장에서 등급 불일치가 발생하는 원인을 분석하였다. 실증분석 결과, 기업의 규모, 기업의 업력, 전기의 신용등급 등이 채권의 등급 불일치에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 유형고정자산 비중은 등급 불일치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김태규(2019)는 국내 기업어음 신용등급의 불일치를 발생시키는 원인

에 대한 실증분석을 실시하였다. 선행연구와 마찬가지로 기업규모는 등급 불일치에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 유형고정자산 비중은 등급 불일치에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2.4.3 기업집단 및 등급수준과 등급 불일치

기업집단 소속여부에 따라 신용등급에 차별적 영향이 나타날 수 있다. 김유찬과 강윤식(2017)에 의하면 외부 이해관계자들은 대규모 기업집단이 발표하는 회계정보의 신뢰성에 관한 민감성이 높아 회계정보의 품질 제고를 통하여 자금조달 여건 개선에 많은 노력을 기울이고 있는 것으로 나타났다. 김현아와 유시몬(2014)에 따르면 한국에서 대규모 기업집단의 본부(Headquarter)는 소속기업에 대하여 동일 감사인을 선임하여 회계품질을 관리한다는 관찰결과를 보고하였다. 이는 대규모 기업집단의 본부는 계열회사의 회계정보의 품질 제고를 통하여 경영 리스크의 적절한 조절을 시도하고 있는 것을 시사한다고 볼 수 있다. 신호영과 박희진(2015)은 재무제표 비교가능성은 일반적으로 투자자의 의견 차이를 줄이는 영향을 미치지만, 대규모 기업집단 소속기업에 대해서는 유의한 영향이 나타나지 않는다는 분석결과를 보고하였다.

신용평가사의 대기업집단 소속 계열회사에 대한 신용평가에서 개별기업의 자체신용도에 계열회사 간 지원가능성을 추가반영하여 신용등급을 산출하는데 이는 신용위험에 대한 정보를 왜곡하는 요인이 될 수 있으므로 금융감독원은 그룹 계열사의 최종신용등급과 기업 자체 신용도[18]를 구분하여 공개하도록 하는 방안을 추진하겠다는 계획을 밝혔다(2016년 9월 금융감독원 보도자료).[19] 박찬규와 전진규(2019)는 그룹에 소속된 기업은 일반적으로 비그룹 기업보다 신용등급이 높은 것으로 나타났으나, 그룹 내에서 지배적 위치에 가까운 계열사일수록 신용등급이 하락하는 것으로 나타났다는 분석결과를 보고하였다.

---

18) 계열사와의 관계가 피평가기업의 최종등급에 미치는 영향을 배제하여 피평가기업의 자체요인에 의한 신용위험만을 고려한 신용등급을 말한다.

19) 금융감독원의 보도자료 「신용평가의 신뢰 제고를 위한 신용평가시장 선진화 방안(2016.9.22.)」의 '다. 자체신용도 도입' 섹션을 참고하였다.

투자등급과 투기등급 혹은 상위등급과 하위등급 간에 신용평가에 유의한 차이가 나타난다는 선행연구가 다수 보고되었다. 등급수준별 신용평가 차별의 원인에 대하여는 신용평가사의 평판 유지 동기, 회계정보 품질의 변화, 엔론 사태로 인한 시장내 비판여론의 증가, Sarbanes-Oxley법 및 Dodd-Frank법 통과 이후의 규제강화 등에 따라 상위등급에 대한 심도 있는 관리의 필요성 증대 때문이라는 점 등이 제시되었으나 명확한 원인은 발견되지 않았다 (Jorion et al. 2009; Alp 2013; Bagahi et al. 2014). 정윤영과 박래수(2015)의 연구에 의하면 투자등급 군에서 등급 안정성이 더 많이 고려된다는 점을 시사하는 결과를 보고하였다. 임형준(2012)은 우리나라에서 신용평가 상위등급 해당 기업은 신용위험에 중요한 변동이 발생하는 경우에도 실질 신용도보다 높은 등급이 부여되는 경향이 있다고 하였다. 김석진 등(2017)에 의하면 회사채 등급에 대하여는 상위등급과 하위등급에 따라 차별화된 영향요인이 작용하는 것으로 나타났다.

한편, 여은정(2012)에 의하면 우리나라 유가증권 상장기업의 ROE와 부채비율에 대해 2009년과 2011년의 변화추이를 비교하면, ROE는 2.0%P 하락하고 부채비율은 1.5%P 상승하고 투자등급의 부도율이 상승하여 전반적인 재무건전성은 소폭 악화되었음에 비하여 동기간 동안 투자등급으로 평가를 받은 기업의 비중이 오히려 상승하였고, 등급의 상향조정 건수가 하향조정 건수의 3.4배로 나타났다. 이러한 현상은 채권신용등급에서 등급 안정성이 중시되는 측면을 나타낸다고 할 수 있다.

[표 2-7] 등급 불일치 관련 선행연구 요약

연구논문	주요내용
Ederington (1986)	- 등급차이의 발생원인은 신평사 간의 (1)등급정의의 차이 (2)평가절차와 기준의 차이 (3)개별 평가자의 정성적 판단의 차이로 구분될 수 있으며, 3가지 원인 중 (3)정성적 판단이 가장 강하게 작용하는 것으로 나타남 - 정보제공기관으로서 정보비대칭 완화의 책임이 있는 신평사 신뢰성에는 한계가 있음
Akins (2018)	- 재무보고의 품질과 불확실성이 신평사 간 등급차이에 영향을 미치는 지에 대한 실증분석을 실시 - 회계정보의 비교가능성, 재무보고의 품질, 보수주의는 신평사 간의 등급 차이 발생 빈도와 유의한 관련 있는 것으로 나타남
Kim et al. (2013)	- 무디스사에서 신용평가를 실시한 기업에 대하여 비교가능성이 증가하면 등급 불일치 빈도가 줄어드는 결과가 나타남 - 비교가능성이 높은 경우에도 신용평가의 복잡성이 주관성이 높은 경우에는 등급 불일치 현상이 남아 있음
임형준 (2012)	- 그룹 소속 계열사 중 재무건전성이 열위한 계열사에 대하여는 등급 디스카운트 현상이 관찰되었음 - 소속된 산업의 구조조정이 필요한 경쟁열위 산업에 대하여는 산업차원의 등급 디스카운트가 발생하는 현상이 관찰되었음
정윤영과 박래수 (2015)	- 신용평가사 간 회사채 등급 차이의 발생에 대하여 전기의 신용등급이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타남 - 신평사의 유인구조 또한 등급 차이 발생에 유의한 유의한 영향을 미치는 것으로 나타남
김유찬과 강윤식 (2017)	- 외부 이해관계자들은 대규모 기업집단이 발표하는 회계정보의 신뢰성에 관하여 매우 민감성이 높음 - 회계부정이 발생한 기업은 지배구조 품질을 개선하는데 2년 이상의 시간을 투입하는 것으로 나타남
김석진 등 (2017)	- 신용등급 부여집단을 투자등급과 투기등급으로 구분하여 분석 - 투자등급에서는 영업이익, 시장가/장부가, 배당지급, 자본적 지출, 유형자산 비율이 신용등급에 긍정적인 영향

2.5 채권신용등급과 채권내재등급의 관계에 관한 연구

2.5.1 시장내재등급과 채권내재등급의 측정에 관한 연구

미국을 비롯한 주요 자본의 거래규모가 큰 시장에서는 원론적으로 정보비대칭이 최소화된다면 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치가 최소화되는 결과로 이어질 것이라는 생각이 널리 퍼져 있다. 국내와 달리 미국과 EU 시장에서는 신용부도스와프(CDS)[20]의 거래가 활성화되어 있어 BIR과 CDS내재등급(CDS Implied Rating, CIR)이 모두 활발히 제공·이용되고 있다. BIR과 CIR 등을 총칭하여 시장내재등급(Market Implied Rating, MIR)이라고 부른다.

Breger et al.(2003)은 CDS 수익률 스프레드를 이용하여 시장내재등급(MIR)을 산출한 후 회사채 평가등급과의 일치성 여부를 실증분석한 결과를 제시하였다. 이 연구에 의하면 MIR과 채권신용등급 간에는 노치등급을 기준으로 등급 불일치의 빈도가 약 50% 정도로 나타나는 것이 발견되었으며, 이러한 등급 불일치의 수준은 연도별로 비슷한 빈도로 발견되었다. 따라서, MIR과 채권신용등급 간에는 일정 수준의 등급 불일치가 상시적으로 존재한다는 것을 시사한다.

Hull et al.(2004)은 CDS 스프레드는 회사채 수익률과 직접적인 관련성이 있다는 선행연구를 실증연구의 출발점으로 삼았다. 실증분석을 통하여 채권신용등급의 상향변동 혹은 하향변동은 CDS 스프레드에 직접적인 영향을 미친다는 사실을 재확인하였다. 실증분석의 결과를 확장하여 해석하면, 채권신용

---

20) Credit Default Swap(CDS)는 부도가 발생하여 채권의 원리금을 돌려받지 못할 위험에 대비한 신용파생상품으로서 부도 위험만을 따로 떼어내어 사고파는 신용파생상품이다. 예를 들면, A은행이 B기업의 회사채를 인수한 경우에 B기업이 파산하면 A은행은 채권에 투자한 원금을 회수할 수 없게 된다. A은행은 이러한 신용위험을 피하기 위하여 C금융회사에 정기적으로 수수료를 지급하는 대신, B기업이 파산할 경우에 C금융회사로부터 투자원금을 받도록 거래하는 것이다. 신용파생상품 거래의 활성화로 채무자로서는 자금을 조달하기 쉽고, 채권자로서는 일종의 보험료를 지급하면서 채무불이행으로 인한 위험을 방지할 수 있는 장점이 있다. 채무자인 기업이 부도가 날 경우 채권자인 은행이 보유한 CDS 물량이 한꺼번에 쏟아져 나올 경우 자금시장의 기능이 마비될 우려가 있으며, 실제로 이는 2008년의 서브프라임 금융위기를 증폭시킨 요인으로 지적된다(출처: 두산백과 http://doopedia.co.kr; 네이버지식백과 http://terms.naver.com).

등급과 CIR 간에는 직접적인 관련성이 입증되었므로, 채권신용등급과 채권내재등급 간에도 간접적인 연결관계가 성립되는 것으로 추론하였다.

Flannery et al.(2004)의 연구에서는 신용평가사가 채권신용등급과 관련하여 자본시장에 제공하는 정보중개기능의 신뢰성에 대한 의문이 제기됨에 따라 CDS스프레드에 의하여 산출한 CIR(CDS내재등급)이 채권신용등급의 대체재로 활용이 가능한지에 대한 실증분석을 실시하였다. 기업의 신용위험에 관한 정보 반영 속도에 있어 채권신용등급보다 CIR이 더욱 신속하게 반응하는 것으로 나타났다. 또한, 부정확한 CIR에 대하여 이 등급의 산출에 관여한 기관들은 신용위험에 따른 손실을 직접적으로 부담하게 되므로 등급에 대한 책임감이 더욱 클 수 있다는 점을 시사하였다. 미국의 채권시장에서 CIR의 유용성이 증가되면서 채권신용등급의 평가 프로세스에서도 점차 MIR 정보의 반영 수준을 높여가고 있으며, 등급 판단에 소요되는 기간이 단기화되는 경향이 나타나고 있다는 것을 발견하였다.

2.5.2 채권신용등급과 채권내재등급 및 MIR의 관계에 관한 연구

Perraudin et al.(2013)은 채권신용등급과 채권내재등급의 일관된 움직임 및 일치정도에 대한 연구를 수행한 결과 두 등급의 약 80%는 일치하는 것으로 나타났다. 또한 등급 불일치 현상을 보인 나머지 20%의 표본에 대해 채권가격에 반영된 유동성 수준, 위험 프리미엄 및 세금효과를 제거하여 BIR을 보정하고 나면 약 절반의 표본들에서 두 등급이 일치하는 것으로 나타났다. 결론적으로 채권신용등급과 채권내재등급은 거의 일관된 방향성을 보이며, 상호 간에 등급 불일치 빈도는 크지 않은 것으로 나타났다.

국내의 채권시장에서는 NICE채권평가(現, NICE피앤아이)[21]에서 2011년부터 채권 거래시장에서 형성된 해당 채권의 수익률 혹은 스프레드를 바탕으

21) 본고에서 기술하는 BIR(Bond Implied Rating, 채권내재등급)의 개념과 산출방법은 NICE채권평가(現, NICE피앤아이)에서 2011년 11월 18일에 발표한 Issue Report를 기준으로 하였다. BIR은 시장에서 채권 수익률 혹은 스프레드를 통하여 평가한 채권 발행기업의 채무상환능력을 준거로 삼은 등급이다. 이러한 의미에서 BIR을 채권내재등급이라고 부른다. BIR은 시장이 채권 발행기업에 대하여 판단한 신용상태의 수준을 평가하여 채권신용등급과 동일한 기호체계로 표시한 등급이다. BIR의 등급체계를 채권신용등급의 등급기호와 유사하게 설정함으로써 BIR과 채권신용등급과의 직접 비교가 가능하며, 등급별 위험수준 변화를 적시성있게 채권시장 참가자에게 제공하는 역할을 하게 된다.

로 BIR을 작성하여 제공하고 있다. NICE채권평가(2011)에 의하면 BIR에는 채권의 원리금 상환가능성 및 채권 발행자의 채무상환능력이 반영되어 있다고 가정한다. 강경훈 등(2015)에 의하면 채권신용등급과 채권내재등급이 회사채 스프레드에 대한 차별적인 설명력이 있는지를 실증분석한 결과, BIR이 회사채 스프레드에 대한 설명력이 더 높게 나타났다. 채권신용등급과 채권내재등급은 회사채 스프레드를 연결고리로 회사채의 상환가능성에 관한 정보를 시장에 제공한다는 측면에서 궁극적으로 두 등급은 동일한 등급으로 수렴해야 한다는 것을 시사하는 것으로 보인다.

Poon et al.(2016)의 연구에서도 MIR(시장내재등급)이 채권신용등급의 대체재로서의 가능성이 있는지를 실증분석하였다. 이들이 분석한 결과에 따르면, 대상 기업에 대한 정보의 공개수준이 높고, 시장의 효율성이 높을수록 MIR과 채권신용등급 간의 등급 차이가 줄어드는 것으로 나타났으며, 이는 고도로 효율적인 자본시장에서는 MIR이 채권신용등급을 대체할 가능성이 커진다는 것을 시사한다. 그러나, 특정 산업분야, 경기 사이클 동안에는 채권신용등급은 신용위험의 구조적인 변화를 적기에 반영하지 못하여 MIR과의 등급 불일치의 폭이 확대되는 현상이 나타났다. 즉, 경제 환경 및 산업 특성의 구조적 변동으로 자본시장의 불안정성이 확대되는 시기일수록 MIR이 채권신용등급에 대한 대체재로서의 가능성이 크다는 것을 시사한다.

한편, Moody's Investor's Service(2007)[22], Moody's Analytics(2010)[23] 및 Moody's Analytics(2013)[24]에 의하면 무디스의 애널리스트들은 채권신용등급 평가의 정확성과 적시성에 관한 보완적 도구의 관점에서 MIR을 활용하도록 하고 있다. 무디스의 애널리스트들은 평가과정에서 채권 발행기업의 신용위험과 관련한 모든 정보를 충분히 검토하고 있다는 확신을 시장에 제공하기 위해 MIR과의 등급 불일치가 발견된 채권신용등급에 대하여는 차이의 발

22) Moody's Investor's Service의 홈페이지에 2007년에 게재한 「Moody's Market Implied Ratings Description, Methodoloty, and Analytical Applications」 게시물을 참고하였다.

23) Moody's Analytics의 홈페이지에 2010년에 게재한 「Market Implied Ratings FAQ」 게시물을 참고하였다.

24) Moody's Analytics의 홈페이지에 2013년에 게재한 「Complementing Agency Credit Ratings with MIR」 게시물을 참고하였다.

생원인, 시장에서 확보된 추가적인 정보에 대한 확인을 거치도록 명시하고 있다. 평가 이후 채권신용등급의 신용위험 수준 변화를 관리하기 위하여 모든 채권신용등급에 대하여 정기적으로 MIR과의 등급 불일치 발생 현황에 대한 분석과 리뷰를 실시하여 공개하고 있다.

해외의 시장상황과는 달리 국내에서는 CDS 거래시장이 형성되지 않았다는 점 때문에 현재는 NICE피앤아이(주)에서 제공하는 채권내재등급(BIR)만이 가용한 MIR이라는 한계가 있다. 오슬아와 정광호(2015)는 채권신용등급과 BIR의 특성을 비교하는 연구논문을 발표하였는데, 이들은 채권신용등급은 등급의 안정성 측면에서 시장에 가치 있는 정보를 제공하며, BIR은 등급의 적시성 측면에서 가치 있는 정보를 제공하는 등 상호보완적인 특성이 있다는 점에 주목하였다. 강경훈 등(2015)에 의하면, 채권신용등급과 BIR은 상호보완적 성격의 등급이며 궁극적으로는 동일한 등급으로 수렴해야 한다는 명제를 제시하였다. 이들에 따르면, 채권신용등급이 BIR보다 일정 기간 동안 높게 유지되는 상황이 발생한 배경에는 등급인플레이션이 영향을 미쳤기 때문일 수 있다는 것을 시사한다. 안경희 등(2018)에 의하면 BIR은 채권신용등급이 측정한 신용위험에 대하여 상호보완적인 지표로서의 기능을 하고 있음을 발견하였다. 이들은 채권신용등급과 BIR의 등급 불일치 발생은 기업의 장래 부채조달 증감에 유의한 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 즉, 채권 발행기업의 입장에서는 채권신용등급과 BIR의 등급 불일치가 발생하면 가까운 장래의 채권신용등급의 변경으로 연결될 가능성이 있으므로 해당 기업의 자금조달 전략에 이러한 변경 전망이 선제적으로 반영되는 것으로 해석하였다.

국내외의 선행연구를 종합하면, 자본시장에서 관측 가능한 지표를 이용하여 산출한 MIR은 동일한 증권에 대하여 채권신용등급의 판단을 보완 또는 대체하기 위한 목적으로 제시되고 있으며, 채권신용등급과 BIR은 궁극적으로 동일한 등급으로 수렴될 것으로 예상하고 있다. 특히 국내 시장에서 BIR은 신용평가사보다 적기에 시장에서 유통되는 정보를 반영하여 채권의 등급에 반영하기 때문에 채권신용등급의 적시성 측면을 보완하는 지표로 인식되고 있다.

[표 2-8] 채권신용등급과 채권내재등급 및 MIR의 관계 관련 선행연구 요약

연구논문	주요내용
Flannery et al. (2004)	- 신용평가사가 생산하는 채권신용등급의 정보중개기능 및 등급 신뢰성에 대한 의문제기에 따라 채권신용등급과 CDS내재등급의 설명력을 비교하는 실증분석을 실시 - CDS시장이 기업에 관한 정보변화에 더 신속하고 책임감 있게 반응하는 것으로 나타남 - CDS내재등급의 유용성이 시장에서 수용되면서 채권신용등급도 점차 시장내재등급 정보의 반영비율이 높아지고 있으며, 등급 판단기간이 단기화되는 경향이 나타나고 있음
Breger et al. (2003)	- 수익률 스프레드를 이용하여 시장내재등급 산출한 후 채권신용등급과의 유사성을 실증분석한 결과를 제시 - 수익률 스프레드와 채권신용등급 간에는 노치등급 수준에서 50% 정도의 등급 불일치 현상이 발견되며, 하위등급으로 갈수록 등급 불일치 현상이 확대되는 것으로 나타남 - 실증분석 결과, 시장내재등급과 채권신용등급 간에는 일정수준의 불일치가 상시적으로 존재
Perraudin et al. (2013)	- 채권등급과 채권수익률에 내재된 신용위험 평가의 일관성에 대한 연구를 수행한 결과, 두 등급의 약 80%는 일치된 결과를 나타냄 - 또한, 채권 가격에 반영된 유동성, 위험 프리미엄, 세금 효과를 제거하고 나면 나머지 약 20%의 등급 불일치 표본에 대해서도 절반 이상이 일치하는 것으로 나타남 - 채권등급과 BIR은 거의 일관된 방향성을 보이며, 상호간에 차이가 발생하더라도 그 차이의 2/3는 평균적으로 6개월 이후부터는 제거되어 비슷한 등급으로 수렴되었음
Moody's Investor's Service (2007) 「Moody's Market Implied Ratings Description, Methodology, and Analytical Applications」	- 무디스의 MIR은 애널리스트들이 평가과정에서 피평가회사의 신용도 관련한 모든 정보에 충분한 접근 후 평가 완료한다는 확신을 시장에 제공하기 위해 개발된 보조 툴 - 무디스의 MIR은 채권신용등급에 대한 예측력이 있는 것으로 해석할 수 있으며, 무디스는 채권신용등급과 MIR의 등급 차이 발생 현황에 대한 정기적인 분석과 리뷰를 실시

연구논문	주요내용
Poon et al. (2016)	- 대상 기업에 대한 정보비대칭이 클수록 MIR과 채권신용등급 간의 등급차이가 커짐 - 채권신용등급은 하방경직성(Stickiness)이 있으며, 특히 특정 산업분류, 경제위기 기간동안 신용위험의 변화를 적기에 반영하지 못하여 등급 차이가 확대되는 현상이 나타남 - 신용위험 변화의 적기 반영 측면에서 MIR이 신용등급보다 우월
Creal et al. (2014)	- CDS spread를 이용하여 신용평가와 연동이 가능한 신용평가모델 개발의 타당성을 실증분석함 - CDS spread는 정보의 동질성, 입수용이성 등의 장점이 있으며, 시장은 CDS spread에 기업의 신용위험에 관한 정보가 반영되어 있다고 받아들이고 있음 - 무디스, S&P 등 신평사에서도 시장지표모델을 자체개발하여 신용평가 산출 절차에 반영하고 있음
강경훈 등 (2015)	- 채권신용등급과 BIR은 회사채 스프레드에 대한 높은 설명력을 갖는다는 공통점이 있으며, 실증분석 결과 BIR이 회사채 스프레드에 대한 설명력이 더 높게 나타남 - 채권신용등급과 BIR이 상호보완적인 역할을 하는 등급이라는 측면에서 궁극적으로 양 등급은 동일 등급으로 수렴해야 한다는 가정을 할 수 있으며, 채권신용등급이 BIR보다 높은 등급일 경우에는 등급인플레이션의 가능성이 있다는 것을 시사
오슬아와 정광호 (2015)	- 안정성,적시성 면에서 채권신용등급과 BIR의 차이점을 비교 제공 - 채권신용등급은 안정성 측면에서 가치있는 정보를 제공하며, BIR은 적시성 측면에서 가치있는 정보를 제공. 양 등급은 상호보완적 특성이 있으므로 적절히 균형있게 활용하는 것이 중요함
안경희 등 (2018)	- 채권신용등급과 BIR은 동일한 대상에 대하여 상호보완적인 형태로 신용위험을 측정한 지표로서 유용성 인정 - 채권신용등급과 BIR의 등급 불일치는 향후 등급변경 가능성을 반영하므로, 채권발행기업은 채권신용등급과 BIR의 차이를 반영하여 부채조달을 줄이거나 늘리는 전략에 반영한다는 결론

Ⅲ. 연구설계

3.1 가설설정

본 연구는 K-IFRS의 도입을 계기로 회계정보의 품질 제고 및 국제적 정합성 강화 노력이 가시화되어 비교가능성 수준이 상승하고 있으며, 채권시장에서 비교가능성 수준 향상이 신용평가 등급에 긍정적 영향을 미치는지를 실증적으로 살펴보고자 하는 것이다. 채권시장에서 유통되는 회사채에 관하여 시장 참가자들 사이에 등급 판단의 불일치가 발생하면 채권가격의 신뢰성이 저하될 수 있다. 비교가능성 크기에 따라 시장 참가자 사이의 채권등급 판단에 관한 불일치의 크기가 축소된다면 채권가격의 실효성 강화 및 채권 유통의 활성화에 기여하는 효과가 있을 것이다.

이에 따라 본 연구에서는 다음의 순서로 가설을 설정하여 단계적으로 실증분석을 진행하도록 한다. 첫째, 재무제표 비교가능성은 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치 크기를 축소시키는 영향을 미치는지를 살펴본다. 둘째, 비교가능성의 효과에 기업집단효과를 추가로 고려하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 효과가 나타나는지에 관한 통계적 실증분석을 수행한다. 셋째, 비교가능성의 효과에 상위등급효과를 추가로 고려하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 효과가 나타나는지에 관한 통계적 실증분석을 수행한다.

이러한 관점에서 본 연구는 재무제표 비교가능성의 수준 제고가 채권신용등급과 채권내재등급 각각의 등급 향상과 두 등급 사이의 등급 불일치 크기에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고, 기업집단효과 및 상위등급효과를 반영하면 비교가능성과 등급 불일치 간의 관계를 약화시키는 영향을 미치는지에 관한 실증적 분석을 수행하고자 한다.

3.1.1 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 영향

재무제표 비교가능성이 신용평가에 미치는 영향과 관련하여 선행연구의 연구 결과를 종합하면, 재무제표에 보고된 주요 경영실적 정보는 채권 발행기업의 회사채 발행조건의 결정에 중요한 역할을 하고 있는데(최현정 등, 2016), 비교가능성은 재무분석가의 이익예측 정확성을 높임으로써 자본시장에서 회계정보의 가치관련성을 높이는 역할을 하는 것으로 나타난다. 회계정보의 가치관련성이 높아지면 정보탐색 비용이 절감되며 채권신용등급을 상승시키는 효과가 관찰되었고, 채권신용등급의 상승은 채권시장에서 타인자본비용의 감소로 나타났다(강민정 등, 2013). 또한, 신용평가사의 채권신용등급 평가 절차에서는 기업의 재무위험에 대한 분석절차가 반드시 포함되도록 하고 있으며, 재무위험 분석은 기업이 공개한 재무제표 및 공개되지 않은 재무정보에 의존하는 것으로 나타났다.[25)]

해외의 실증분석 사례에서도 비교가능성이 높은 기업에서는 시장 참가자들의 신용위험에 따른 불확실성을 제거하여 타인자본비용이 하락하고 채권신용등급(ACR)을 상승시키는 결과가 나타났음을 보고하였다(Kim et al., 2013).

이상의 선행연구를 종합하면, 재무제표의 비교가능성이 제고됨으로써 신용평가사의 정보탐색 비용이 절감되고 신용위험에 대한 불확실성이 경감되어 타인자본비용이 감소하고 채권신용등급을 상승시키는 효과가 나타날 것을 기대할 수 있을 것이다.

따라서, 〈가설 1-1〉에서는 재무제표 비교가능성 수준이 채권신용등급(ACR)을 상승시키는 양(+)의 영향을 미치는지를 검증한다.

(가설 1-1) 재무제표 비교가능성이 클수록 ACR등급이 향상될 것이다.

25) NICE신용평가(주)의 홈페이지에 공시되어 있는 신용평가방법론 중 「신용평가 일반론 - 신용평가 개관(기태훈과 최영록, 2019.7.31.)」을 참고하였다.

한편, 채권신용등급과 채권내재등급은 등급의 안정성과 등급의 적시성에 관하여 상호보완적인 특성이 있다고 주장하였다(오슬아와 정광호, 2015; 강경훈 등, 2015). 국내의 채권시장에서 채권신용등급과 채권내재등급의 관련성을 실증분석한 결과, 채권신용등급과 채권내재등급은 회사채 이자율 스프레드를 연결고리로 회사채의 상환가능성에 관한 정보를 시장에 제공한다는 측면에서 동일한 성격의 등급으로 받아들일 수 있다는 시사점을 보여주었다(강경훈 등, 2015).

비교가능성은 회계정보의 보강적 질적 속성의 하나로서, 재무제표 공시정보 이용자의 의사결정에 유용한 정보를 제공하는 용도로 제공된다. 신용평가사의 평가절차에서는 사업위험과 재무위험에 대한 분석이 필수적으로 반영되는데, 재무위험 분석은 공시된 재무제표와 기업이 신용평가사에 별도 제시한 내부정보에 대한 분석을 실시함으로써 반영된다. 분석대상 기업에 대한 정보의 공개수준이 높고, 시장의 효율성이 높을수록 내부정보의 비중이 축소되므로, 채권신용등급과 MIR 간의 등급 차이가 줄어든다는 점을 시사한다(Poon et al., 2016). 채권신용등급과 채권내재등급의 유사성에 대한 실증 분석 결과에서도 상호 간에는 등급 유사성이 높은 것으로 나타났다(Perraudin et al., 2013). Moody's Investor's Service(2007), Moody's Analytics(2010) 및 Moody's Analytics(2013)에 의하면 애널리스트들은 채권신용등급 평가의 정확성과 적시성에 관한 보완적 도구로서 MIR을 활용하도록 하고 있다.

이상의 선행연구를 종합하면, 신용평가사들은 명시적으로 평가절차상 회계정보를 이용한 재무위험분석을 실시하고 있으며, BIR의 근거가 되는 채권가격 결정 시에 투자자들은 재무제표를 포함한 공개정보와 각자 차별적으로 확보한 비공개 정보를 종합적으로 활용하여 채권가격에 반영한다. 따라서, 재무제표 비교가능성의 증가를 통한 정보비대칭의 완화는 BIR등급을 개선하는 양(+)의 효과가 나타날 것으로 기대할 수 있을 것이다.

따라서, 〈가설 1-2〉에서는 재무제표 비교가능성 수준이 BIR등급을 상승시키는 양(+)의 영향을 미치는지를 검증한다.

(가설 1-2) 재무제표 비교가능성이 클수록 BIR등급이 향상될 것이다.

등급 불일치 현상의 발생 원인에 관한 다수의 실증연구 결과가 보고되었다(Ederington, 1986; Akins, 2018; 정윤영과 박래수, 2015 등). 국내의 회사채 시장에 관한 선행연구에서는 복수평가제도[26]에 따른 신용평가사 간의 등급 불일치 현상이 존재함을 밝힌 바 있다. 그런데, BIR을 포함한 시장내재등급(MIR)은 채권신용등급과 거의 동일한 등급수준을 표시한다고 보고되었다(Flannery et al., 2004; Poon et al., 2016; 강경훈 등, 2015; 안경희 등, 2018). 국내에서는 NICE채권평가(現, NICE피앤아이)가 2011년부터 BIR을 산출하여 자본시장에 제공하고 있으며, NICE신용평가에서는 내부에서 판단한 채권신용등급과 채권시가평가회사가 산출한 BIR 간의 등급괴리가 발생하는 원인에 대한 교차검토를 거친 후 채권신용등급을 확정하도록 권장하고 있다.

〈가설 1-1〉이 지지된다면 재무제표 비교가능성 수준 제고로 인하여 회계정보의 가치관련성이 높아지고 정보탐색비용이 절감되어, 타인자본비용이 감소하는 효과가 나타나 ACR등급을 향상시키는 양(+)의 영향을 미친다는 가설이 성립한다는 의미이다. 또한 〈가설 1-2〉가 지지된다면 재무제표 비교가능성 제고로 인하여 자본시장의 효율성이 증가되어 BIR등급이 향상되는 양(+)의 영향을 미친다는 가설이 성립한다는 의미이다.

이상의 선행연구를 종합하면, ACR과 BIR은 공개된 정보인 재무제표를 통하여 서로 긴밀히 연결되어 있으며, 비교가능성이 클수록 신용평가사와 채권투자자 사이의 정보비대칭 감소효과가 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서, 비교가능성은 ACR과 BIR의 등급 불일치 크기에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있을 것이다.

따라서, 〈가설 1-3〉에서는 재무제표 비교가능성이 커질수록 ACR과 BIR의 등급 불일치의 크기를 유의하게 축소시키는 효과가 나타나는지 여부를 검증한다.

(가설 1-3) 재무제표 비교가능성이 클수록 등급 불일치의 크기가 감소될 것이다.

26) 2개 이상의 신용평가사로부터 회사채 신용평가 등급을 발급받아 제시할 것을 의무화하고 있다는 의미에서 '복수평가제도'라고 한다.

3.1.2 기업집단효과 고려 후 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 영향

다음으로 비교가능성이 등급 불일치를 축소시키는 효과에 기업집단효과를 반영하면 이들과 등급 불일치의 영향 관계가 어떻게 변화할 것인지를 〈가설 2〉에 반영하고자 한다.

대규모 기업집단 소속여부는 회사채 신용등급과 채권의 이자율 스프레드에 영향을 미치는 것으로 나타났으며(김선제, 2007), 일반적으로 재무적 성과지표와 더불어 기업집단 효과를 나타내는 더미변수의 경우에도 채권신용등급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(김필규, 2015). 신용평가사가 신용평가를 하는 과정에서 대규모 기업집단 소속여부에 따라 등급평가에 차별적인 고려를 한다는 연구결과가 제시되었다(양동재 등, 2011). 이는 재무제표에 반영된 공시정보에 포함되지 않은 비공개 정보에 채권신용등급이 영향을 받는다는 것을 의미하는 것으로서 재무제표 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 요소로 작용할 수 있다는 해석이 가능하다.

국내에서는 기업집단의 계열사에 대한 자금지원 제공 가능성 및 계열사로부터의 자금지원 수혜 가능성 등에 따라 기업 자체의 신용도와 기업집단효과가 반영된 후의 최종 채권신용등급 간의 괴리가 확대될 가능성이 클 것으로 예상된다. 이에 따라 금융감독원은 그룹 계열사에 대하여 최종 채권신용등급 외에 기업 자체의 신용도를 별도로 공개하도록 하는 방안을 추진하겠다는 계획을 밝힌 바 있다(2016년 9월 금융감독원 보도자료). 기업집단에 소속된 기업은 기업집단에 소속되지 않은 기업과 비교하였을 때 상대적으로 신용등급이 더 높은 것으로 나타났으나, 기업집단 내에서 중심적 역할이 강한 계열사들은 타 계열사를 지원하는 역할을 담당함으로써 신용위험이 상승할 수 있음을 보고하였으며(강형철 등, 2007), 기업집단 내에서 지배적 위치에 가까운 계열사일수록 신용등급이 하락하는 것으로 나타났다(박찬규와 전진규, 2019). 따라서, 재무제표 비교가능성은 일반적으로 자본시장에서 투자자의 의견 차이를 줄이는 영향을 미치지만, 대규모 기업집단 소속기업에 대해서는 비교가능성의 영향이 유의하게 나타나지 않는다는 분석결과가 제시되었다(신호영과 박

희진, 2015).

한편, 채권 발행기업에 신용위험 수준의 변동이 발생하였을 때 채권신용등급은 BIR보다 등급조정에 상대적으로 더 많은 기간이 소요되는 것으로 예상되며(강경훈 등, 2015; 안경희 등, 2018), 기업집단 소속기업에 대하여는 후광효과 등으로 인하여 재무제표 비교가능성 향상으로 인한 효과가 충분히 나타나지 않을 것으로 예상된다.

이상의 선행연구를 바탕으로 하여 비교가능성이 클수록 등급 불일치를 축소하는 효과가 있을 것이라는 전 단계의 연구가설에 대규모 기업집단 소속여부로 판단한 기업집단효과를 추가로 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 것이라는 예상을 할 수 있다. 또한, 기업집단 소속여부에 따라 신용위험 수준의 변동이 발생하였을 때 채권신용등급과 BIR의 등급 적시성은 차별적인 반응을 나타냄으로써 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 영향을 미칠 것으로 예상되므로 아래와 같이 〈가설 2-1〉과 〈가설 2-2〉를 설정하였다.

〈가설 2-1〉에서는 대규모 기업집단 소속여부에 따라 하위표본을 구분하여 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 분석하였을 때, 기업집단 표본에서는 비교가능성과 등급 불일치의 관계에 관한 통계적 유의성이 약화 또는 나타나지 않을 것인지를 검증한다.

(가설 2-1) 기업집단에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것이다

〈가설 2-2〉에서는 비교가능성이 등급 불일치를 축소시키는 효과에 기업집단효과를 추가로 고려하면, 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것인지를 검증한다.

(가설 2-2) 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 것이다

3.1.3 상위등급효과 고려 후 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 영향

다음으로 비교가능성이 등급 불일치를 축소시키는 효과에 채권신용등급 수준을 기준으로 판단한 상위등급효과를 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 영향 관계가 어떻게 변화할 것인지를 〈가설 3〉에 반영하고자 한다.

미국 시장의 신용등급에 대한 실증분석 결과, 상위등급과 하위등급 간에는 신용평가 기준이 차별적으로 적용된다는 연구결과가 다수 보고되었다. 상하위 등급별 혹은 투자등급과 투기등급별로 차별적 신용평가가 이루어지는 원인에 대하여는 CRA의 평판 유지 동기, 회계정보 품질의 변화, 엔론 사태로 인한 시장 내 비판 여론의 증가, Sarbanes-Oxley법 및 Dodd-Frank법 통과 이후의 규제강화 등에 따라 상위등급에 대한 심도 있는 관리의 필요성 증대 때문이라는 점 등이 제시되었으나 명확한 원인이 발견되지는 않았다(Jorion et al., 2009; Alp, 2013; Bagahi et al., 2014).

우리나라에서도 신용평가 상위등급 해당 기업은 신용위험에 중요한 변동이 발생하는 경우에도 자사의 실질 신용도보다 높은 등급이 부여되는 경향이 있다고 하였다(임형준, 2012). 국내의 회사채 등급의 평가에 있어서는 상위등급과 하위등급에 따라 차별화된 평가가 이루어지는 것으로 나타났는데, 신용위험이 발생하였을 때 하위등급보다는 상위등급에서 등급조정에 소요되는 기간이 더 길며, 상위등급에서 등급의 안정성이 보다 중시되는 경향이 있다는 관찰 결과를 보고하였다(김석진 등, 2017). 따라서, 재무제표 비교가능성은 일반적으로 자본시장에서 투자자의 의견 차이를 줄이는 영향을 미치지만 상위등급에서는 재무제표에 반영되지 않은 요소에 대한 신용평가사의 재량적 판단이 차별적 영향을 미치는 것으로 보이며, 이에 따라 상위등급에서는 비교가능성의 영향이 충분히 유의미하게 나타나지 않는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 우리나라 유가증권 상장기업의 ROE와 부채비율에 대해 2009년과 2011년의 변화추이를 비교하면, 이 기간에 대체로 재무건전성이 악화되었음에도 투자등급으로 평가를 받은 기업의 비중이 상승하였고, 상위등급으로 상향조정된 건수가 하위등급으로 하향조정된 건수의 3.4배로 나타났다(여은정, 2012). 일반적으로, 투자등급 군에서 등급 안정성이 더 많이 고려된다는 점을

시사하는 결과를 보고하였다(정윤영과 박래수, 2015).

이상의 선행연구를 바탕으로 하여 비교가능성이 클수록 등급 불일치를 축소하는 효과가 있을 것이라는 전 단계의 연구가설에 상위등급 해당여부로 판단한 상위등급효과를 추가로 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 것이라는 예상을 할 수 있다. 또한, 상위등급 해당여부에 따라 신용위험 수준의 변동이 발생하였을 때 채권신용등급과 BIR의 등급 적시성은 차별적인 반응을 나타냄으로써 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 영향을 미칠 것으로 예상되므로 아래와 같이 〈가설 3-1〉과 〈가설 3-2〉를 설정하였다.

〈가설 3-1〉에서는 상위등급 해당여부에 따라 표본을 구분하여 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 분석하였을 때, 상위등급 표본에서는 비교가능성과 등급 불일치의 관계에 관한 통계적 유의성이 약화 또는 나타나지 않을 것인지를 검증한다.

(가설 3-1) 상위등급에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것이다

〈가설 3-2〉에서는 비교가능성이 등급 불일치를 축소시키는 효과에 상위등급효과를 추가로 고려하면, 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것인지를 검증한다.

(가설 3-2) 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 것이다

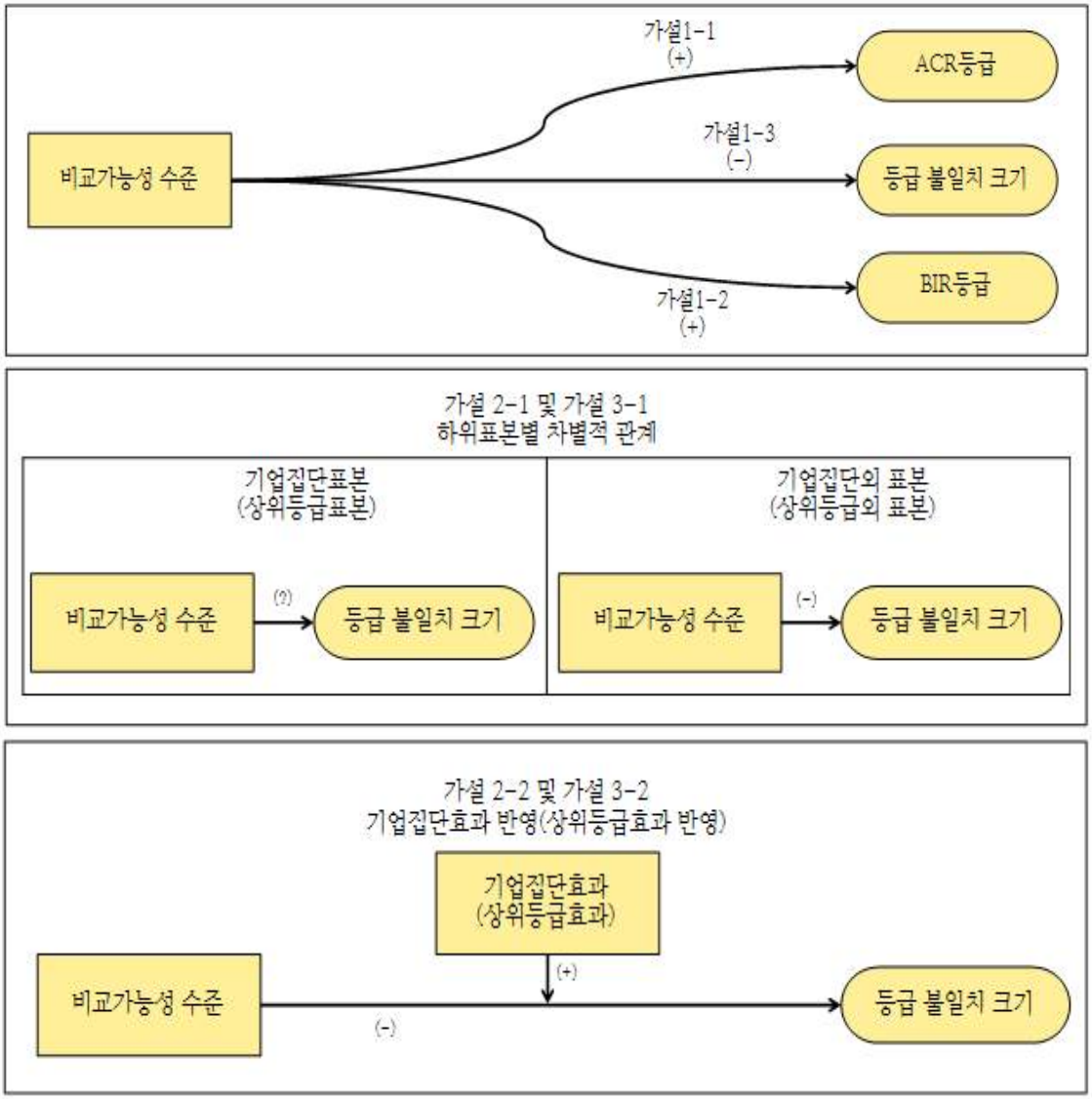
위의 연구가설들에 대한 전체적인 체계를 아래의 [표 3-1]과 같이 나타낼 수 있다.

[표 3-1] 본 연구의 실증분석 체계

연구 주제	재무제표의 비교가능성이 ACR과 BIR의 등급 불일치에 미치는 영향		
연구 가설	가설 1-1 비교가능성이 클수록 ACR등급이 향상될 것이다.	가설 1-2 비교가능성이 클수록 BIR등급이 향상될 것이다.	가설 1-3 비교가능성이 클수록 등급 불일치의 크기가 감소될 것이다.
	가설 2-1 기업집단에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것이다.		가설 2-2 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 것이다.
	가설 3-1 상위등급에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것이다.		가설 3-2 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 것이다.
종속 변수	-ACR(연도의 최후에 평가된 ACR) -BIR(연도말의 BIR) -SPLIT(연도말의 ACR-BIR의 등급 불일치 크기)		
관심 변수	-비교가능성(산업의 중위수값 기준, 산업내 상위10개 표본의 평균값 기준) -기업집단효과,비교가능성과 기업집단효과의 상호작용항 -상위등급효과, 비교가능성과 상위등급효과의 상호작용항		
통제 변수	전기말 ACR등급, MONDIF(평가시점 차이), 자산규모, MTB, ROA, ROA표준편차, 부채비율, BIG4더미,코스피여부더미, 표준산업분류코드더미,연도더미 등		
연구 표본	-2011년부터 2018년까지 KOSPI 및 KOSDAQ시장에 상장된 기업 -FN가이드, KIS-VALUE, NICE-CNI에서 ACR 및 BIR이 모두 공개된 기업 -금융업과 보험업 제외, 자본잠식업체 제외		
검증 방법	-OLS 회귀분석		

또한, 위의 연구가설들에 대한 전체적 체계를 그림으로 표현하면 아래의 [그림 3-1]과 같다.

[그림 3-1] 연구가설 체계도



3.2 연구모형

본 연구의 목적은 회사채 채권신용등급(ACR)과 채권내재등급(BIR)의 등급 불일치 크기(Ratings Split)에 대하여 재무제표의 비교가능성이 미치는 영향을 종합적으로 분석하는 것이다. 이를 위해 “3.1 가설설정”에서 설정한 각 가설들을 검증하기 위하여 De Franco et al.(2011), 정윤영과 박래수(2015), 안경희 등(2016), 강경훈 등(2015) 등의 선행연구를 참고하여 아래와 같은 연구모형을 설정하였다.

3.2.1 가설 1-1 및 가설 1-2의 검증을 위한 연구모형

〈가설 1-1〉은 비교가능성이 ACR등급을 향상시키는 양(+)의 영향을 미칠 것인지를 확인하는 것이다. 이를 검증하기 위한 모형은 정윤영과 박래수(2015), 김태규(2019) 등이 국내 상장기업의 신용평가 영향요인 및 신용등급 불일치의 원인 파악을 위하여 설계한 모형을 참고하되, 본 연구의 목적에 적합하도록 종속변수 및 설명변수를 추가하거나 변경하여 사용하였다.

〈가설 1-1〉의 검증을 위하여 아래의 식 (1)과 같은 모형을 설정하였다.

$$
\begin{aligned}
ACR(\text{또는 } BIR)_{i,t} = {} & \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} \\
& + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} \\
& + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} \\
& + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{1}
$$

〈변수의 정의〉

$ACR_{i,t}$: 종속변수로서 t년도에 평가된 복수의 ACR 중 마지막에 평가된 등급(1~19)

$BIR_{i,t}$: 종속변수로서 t년도의 12월 기준으로 산출된 BIR 등급(1~19)

$COMP_{i,t}$: 관심변수로서 비교가능성 측정치를 나타내는 명목수치.

(1)COMP_med(산업내의 COMP 중위수)

(2)COMP_t10(산업내의 상위10사의 COMP 평균값)

$ACRLag_{i,t}$: 전년말의 ACR

$MONDIF_{i,t}$: t년의 12월과 최근 ACR평가월의 차이(즉, 12월-ACR평가월)

$LNASSET_{i,t}$: 기업의 규모(=자산의 자연로그)

$MTB_{i,t}$: 기업의 시장가치 대 장부가비율(=시가총액/총자산)

$ROA_{i,t}$: 기업의 총자산순이익율(=당기순이익/총자산)

$VROA_{i,t}$: ROA의 최근 4년간 표준편차 크기를 나타내는 명목수치

$LEV_{i,t}$: 기업의 부채비율(=부채총계/총자산)

$BIG4_{i,t}$: BIG4회계법인 감사 여부(BIG4이면 1, 아니면 0)

$KOSPI_{i,t}$: 코스피시장 소속기업 여부 더미(코스피 소속이면 1, 아니면 0)

$IND_{i,t}$: 표준산업코드 중분류기준 산업더미

$YEAR_{i,t}$: 연도별 더미

$\varepsilon_{i,t}$: 오차항

[표 3-2] ACR 및 BIR의 수치 전환

등급	수치 전환 후	등급	수치 전환 후
AAA	19	BB+	9
AA+	18	BB	8
AA	17	BB-	7
AA-	16	B+	6
A+	15	B	5
A	14	B-	4
A-	13	CCC+	3
BBB+	12	CCC	2
BBB	11	CCC-	1
BBB-	10		

먼저 종속변수로 설정한 ACR은 측정 시점에 따라 다른 결과를 나타낼 수 있다. ACR은 동일 연도 내에서도 동일 발행인이 발행하는 상이한 채권 각각에 대하여 등급평가가 이루어지는 것은 물론, 동일 채권에 대하여도 상이한 CRA가 복수의 등급평가를 실시하고 있다. 따라서 어느 시점의 ACR을 당해연도의 기준등급으로 삼느냐에 따라 종속변수의 크기가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 복수의 ACR 중 각 연도의 마지막 시점에 발표된 ACR을 종속변수로 삼았다. 단, 우리나라에서는 다수의 연구에서 CRA별 ACR의 등급 차이는 미미한 것으로 보고되고 있어, CRA 간 차별은 배제하였으며, CRA를

불문하고 연도의 마지막 ACR을 종속변수로 삼았다. 분석에 앞서 종속변수의 계산을 위하여 투입되는 ACR과 BIR은 [표 3-2]와 같이 BIR을 19등급 체계의 수치로 전환하여 등급 간의 불일치 크기를 측정하였다.

식 (1)의 우변에서 설명변수로는 비교가능성의 측정치인 COMP를 사용하였다. 비교가능성 척도(De Franco et al., 2011)인 COMP의 산출을 위해서는 기본적으로 4년의 기간이 필요하였다. ACR과 BIR의 등급 불일치의 측정이 2011년 말부터 가능하므로 이에 상응하게 2011년부터 비교가능성 척도를 산출하였고, 종속변수에 사용되는 신용평가등급의 최근년도가 2019년이므로 2019년 신용평가에 반영되는 직전 결산년도인 2018년까지의 비교가능성을 산출하여 분석대상으로 하였다. COMP 변수는 선행연구의 방법에 따라 동일 산업 내에서 비교가능성 측정값이 동일 산업 내에서 비교가능성 측정값의 중위수로 측정한 수치인 COMP_med, 동일 산업 내에서 상위 10개에 속하는 업체의 값의 평균으로 측정한 수치인 COMP_t10 등 2개의 변수로 세분화하였다. 본 분석에서는 COMP_med를 이용하였고, 추가분석에서는 COMP_t10을 이용하였다.

〈가설 1-1〉의 검증을 위해서 식 (1)에 대한 회귀분석 결과 비교가능성(COMP)의 회귀계수(β_1)가 유의한 양(+)의 부호인지를 확인하여야 한다. 식 (1)에서 관심변수를 제외한 나머지 변수들은 신용평가 등급과 관계가 있는 통제변수들로 전년말의 ACR(ACRLag), 12월과 최근 ACR 평가월의 개월수 차이의 절대값(MONDIF), 총자산순이익율(ROA), ROA의 4년간 표준편차(VROA), 부채비율(LEV), 회계감사인이 BIG4인지를 나타내는 더미변수(BIG4) 등이다.

전년말의 ACR등급(ACRLag)과 관련하여 오세경과 황인덕(2012)는 우리나라 신용평가 시장은 선진자본시장에 비하여 등급 불일치의 비율이 현저히 낮은 특성이 있는데, 이는 특정 CRA가 자사 또는 타 경쟁사의 과거 ACR을 등급복사(Rating Copy)하여 무임승차를 하는 경향이 당해연도 ACR의 평가에 강한 영향을 미쳤을 수 있다는 것으로 해석하였다. 따라서, 과거 ACR이 당해연도의 ACR에 미치는 통계적 영향을 통제하기 위하여 ACRLag를 통제변수로 모형에 추가하였다. ACR과 BIR의 평가시점 차이(MONDIF)와 관련

하여 Perraudin et al.(2013)은 채권등급과 채권내재등급은 거의 일관된 방향성을 보이며 상호 간에 차이가 발생하더라도 약 6개월 정도의 기간이 경과하면 비슷한 등급으로 수렴되는 것으로 보고하였다. 따라서, 평가시점에 따른 등급 불일치 발생 효과를 통제하기 위하여 MONDIF를 통제변수로 모형에 추가하였다. MONDIF는 당해연도의 [12월 - ACR의 평가월]의 값으로 계산하였다.

기업규모(LNASSET)와 관련하여 Watts and Zimmerman(1986)은 기업규모가 클수록 외부 이해관계자 및 정부로부터 많은 주목을 받게 되어 기업은 재무보고에 관한 재량범위가 축소된다고 하였다. Becker et al.(1998)은 규모가 큰 기업일수록 회계시스템이나 내부통제시스템이 체계적으로 작동하여 경영자의 임의적 회계선택이 제한을 받을 것이라고 주장하였다. 반면, NICE신용평가(2016)에 의하면 기업규모 변수 자체로는 ACR의 평가에 직접적인 영향을 미치지는 않으나, 기업규모는 기업의 사업다각화, 시장지위, 규모의 경제, 기업지배구조 등과 결합하여 ACR에 간접적인 영향을 미칠 수 있다고 하였다.[27)]

시장가치 대 장부가치 비율(MTB)과 관련하여 MTB는 성장기회의 대리변수로서 [(부채총계 + 자기자본의 시가총액)/자산총계]로 측정하는데, 기업의 신용등급에 미치는 영향에 대한 선행연구의 보고는 일관되지는 않으나 양(+)의 영향을 미친다는 연구가 더 많이 보고되었다. Fama and French(1998)은 성장기회가 큰 기업일수록 자기자본을 통한 자본조달을 선호하기 때문에 MTB는 부채비율과 음(-)의 관계를 가진다고 하였다. Titman and Wessels(1988)는 성장성이 높은 기업은 대리인 갈등으로 발생하는 과소투자 문제를 회피하기 위하여 부채 사용을 줄인다고 하였다. 김진수와 권기정(2009)은 성장기회가 큰 기업은 신용평가 등급에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고하였다.

ROA(총자산순이익율)에 대해서 이상욱(2009)은 은행들이 기업에 대한 정보우위가 확보되지 않은 상황에서는 단기적으로 양호한 기업 경영성과 및 낮은 위험성 등은 기업들의 금융거래 확대에 긍정적 영향을 미칠 것임을 보고

27) NICE신용평가(주)의 홈페이지에 공시되어 있는 신용평가방법론 중 「신용평가 일반론 - 기업규모와 신용평가(김기필과 이혁준, 2016.9.7.)」을 참고하였다.

하였다. Kaplan and Urwitz(1979)는 ROA는 채권의 위험도에 영향을 미친다는 연구결과를 보고하였다.

VROA(ROA의 변동성)에 대해서 선우혜정(2019)은 ROA의 표준편차로 측정한 영업이익의 변동성이 작을수록 CRA 간의 등급 불일치 빈도가 낮아진다는 실증분석 결과를 보고하였다. 박진숙과 박상규(2014)에 의하면 영업환경의 변동성은 회계 투명성에 유의한 음(-)의 효과를 미친다는 결과가 나타났으며, 회계이익의 변동성과 신용위험 간에는 유의한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 따라서, ROA의 변동성이 채권의 신용위험에 미치는 영향을 통제하기 위하여 모형에 추가하였다.

부채비율(LEV)에 대해서 정윤영과 박으래 수(2015)는 신용위험의 수준에 관한 판단은 기업의 부채비율과 깊은 관련성을 맺고 있어 이의 효과를 통제하였다. Dhaliwal(1980)과 DeFond and Jiambalvo(1994)는 부채비율이 높으면 부채계약을 위반할 가능성이 커지므로 경영자들은 보고이익의 인식 시기 조정을 실시할 개연성이 높아진다는 것을 주장하였다. 김석진 등(2007)은 부채비율의 변화가 신용위험의 판단에 미치는 영향을 통제할 필요성이 있다고 하였다.

이외에 소속 시장에 따른 효과를 통제하기 위해 모형에 코스피 더미변수(KOSPI)를 추가하였으며, 회계연도 및 소속 산업의 효과를 통제하기 위해 모형에 연도 더미변수(YEAR)와 산업 더미변수(IND)를 추가하였다.

〈가설 1-2〉는 비교가능성이 BIR을 향상시키는 양(+)의 영향을 미칠 것인지를 확인하는 것이다. 이를 검증하기 위한 모형은 〈가설 1-2〉의 검증 목적에 적합하도록 식 (1)에서 종속변수에 t년도 12월 기준으로 측정한 BIR을 사용하였다.

〈가설 1-2〉의 검증을 위해서 식 (1)에 대한 회귀분석 결과 비교가능성(COMP)의 회귀계수(β_1)가 유의한 양(+)의 부호인지를 확인하여야 한다. 종속변수인 BIR은 NICE피앤아이(주)에서 제공하는 정보를 사용하였다. BIR의 등급체계는 ACR과 동일하게 제시되며, [표 3-2]를 기준으로 ACR과 동일한 명목수치 체계로 변환하였다.

3.2.2 가설 1-3의 검증을 위한 연구모형

〈가설 1-1〉과 〈가설 1-2〉가 성립한다면 상장기업이 전자공시시스템을 통하여 공시한 재무제표 자료가 ACR등급과 BIR등급 모두에게 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 것을 의미하며, 비교가능성이 클수록 공통된 정보의 비중이 커짐으로써 ACR과 BIR의 SPLIT이 축소되어 등급 불일치 수준이 개선된다는 것을 의미한다. 이에 따라 〈가설 1-3〉에서는 비교가능성이 ACR과 BIR의 SPLIT에 음(-)의 영향을 미칠 것인지를 확인하고자 한다. 이와 같은 가설을 검증하기 위한 모형은 식 (1)을 기본모형으로 하여 〈가설 1-3〉의 검증 목적에 적합하도록 종속변수를 SPLIT으로 변경하여 아래의 식 (2)와 같은 모형을 설정하였다.

식 (2)에서 종속변수는 t년도 12월 기준으로 측정한 SPLIT을 사용하였다. SPLIT은 크기가 작을수록 ACR등급과 BIR등급 사이의 차이가 작다는 것을 의미하며, SPLIT의 크기가 작을수록 등급 불일치 수준이 개선된다는 것을 나타낸다.

$$
\begin{aligned}
SPLIT_{i,t} = {} & \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} \\
& + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} \\
& + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} \\
& + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t}
\end{aligned} \qquad (2)
$$

〈변수의 정의〉

$SPLIT_{i,t}$: 종속변수로서 등급 불일치의 크기를 나타내는 명목수치(12월말 시점에 측정한 ACR과 BIR의 등급 불일치 크기의 절대값

나머지 변수의 정의는 식 (1)의 모형과 동일

따라서, 〈가설 1-3〉의 검증을 위해서 식 (2)에 대한 회귀분석 결과 비교가능성(COMP)의 회귀계수(β_1)가 유의한 음(-)의 부호인지를 확인하여야 한다.

3.2.3 가설 2-1 및 가설 2-2의 검증을 위한 연구모형

〈가설 2-1〉은 대규모 기업집단 소속된 경우에는 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계가 약화되는지에 관한 것이다. 기업집단효과는 재무제표에 충분히 공시되지 않고 있으며, 비교가능성 수준의 제고만으로는 시장 참가자에게 효율적으로 제공되는데 한계가 있을 것으로 예상된다. 따라서 기업집단 표본에서는 〈가설 1-3〉의 실증분석에서 나타난 COMP와 SPLIT의 통계적 관계가 약화되거나 10%이하의 유의수준이 확인되지 않을 것으로 예상된다.

〈가설 2-1〉이 성립되는지를 확인하기 위해 별도의 모형을 설정하지 않고 식 (2)를 동일하게 사용하되 표본에 따른 COMP 변수의 회귀계수의 통계적 유의수준의 변화를 관찰하였다. 기업집단 표본에서는 COMP의 회귀계수(β_1)의 통계적 유의수준이 〈가설 1-3〉에서 나타난 계수(β_1)보다 작거나 10% 이하의 유의수준이 나타나지 않는지를 확인하여야 한다. 또한, 기업집단외 표본에서는 COMP의 회귀계수(β_1)가 〈가설 1-3〉과 거의 유사한 수준의 통계적 유의수준을 나타낼 것으로 예상된다.

〈가설 2-2〉는 COMP가 SPLIT을 줄이는 효과를 나타낸다는 〈가설 1-3〉에 대하여 기업집단효과를 나타내는 GROUPL을 추가로 반영하면, GROUPL은 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 이를 검증하기 위한 모형은 식 (2)를 기본모형으로 하여 〈가설 2-2〉의 검증 목적에 적합하도록 독립변수를 추가하여 아래의 식 (3)과 같은 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} SPLIT_{i,t} = {} & \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 GROUPL_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \cdot GROUPL_{i,t} \\ & + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} \\ & + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} \\ & + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

〈변수의 정의〉

$GROUPL_{i,t}$: 공정위가 발표한 상호출자제한기업에 속하였는지를 나타내는 더미변수로서 1(해당), 0(비해당).

나머지 변수의 정의는 식 (1) 및 식 (2)의 모형과 동일

식 (3)에서 종속변수는 식 (2)와 마찬가지로 SPLIT이다. 식 (3)에서는 관심변수로 기업집단효과(GROUPL)를 추가로 반영하였다. 또한, 상호작용항인 COMP*GROUPL을 관심변수로 추가 설정하였다. GROUPL의 효과는 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는 양(+)의 방향으로 나타날 것으로 예상된다.

〈가설 2-2〉가 성립되는지를 확인하기 위해 식 (3)에서 COMP의 회귀계수(β_1)가 유의한 음(-)의 부호로 나타나며, GROUPL 변수의 회귀계수(β_2)와 상호작용항의 회귀계수(β_3)가 유의한 양(+)의 부호로 나타나는지를 확인하여야 한다. 다만, GROUPL의 영향의 크기는 2가지 경우로 나누어 예상된다. 첫째, '(β_1)의 절대값 〉 (β_2)의 절대값 + (β_3)의 절대값'인 경우로서, COMP의 영향의 크기가 GROUPL의 영향의 크기보다 크면 GROUPL의 영향으로 COMP와 SPLIT의 관계가 약화되지만 전체적으로는 COMP의 영향에 따라 SPLIT이 줄어드는 경우이다. 둘째, '(β_1)의 절대값 〈 (β_2)의 절대값 + (β_3)의 절대값'인 경우로서, COMP의 영향의 크기가 GROUPL의 영향의 크기보다 작으면 GROUPL의 영향으로 COMP와 SPLIT의 관계가 약화되며 종합적인 관계에서도 GROUPL의 영향에 따라 SPLIT이 커지는 경우이다. 식 (3)의 나머지 통제변수들은 식 (2)와 동일하다.

3.2.4 가설 3-1 및 가설 3-2의 검증을 위한 연구모형

〈가설 3-1〉은 상위등급에 해당되는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계가 약화되는지에 관한 것이다. 상위등급에 대한 후광효과는 재무제표의 공시내용과는 관련성이 낮으며, 비교가능성 수준의 제고만으로는 시장참가자에게 효율적으로 정보공유가 되는데 한계가 있을 것으로 예상된다. 따라서 상위등급 표본에서는 〈가설 1-3〉의 실증분석에서 나타난 COMP와 SPLIT의 통계적 관계가 약화되거나 10% 이하의 유의수준이 확인되지 않을 것으로 예상된다.

〈가설 3-1〉이 성립되는지를 확인하기 위해 별도의 모형을 설정하지 않고 식 (2)를 동일하게 사용하되 표본에 따른 COMP 변수의 회귀계수의 통계적

유의수준의 변화를 관찰하였다. 상위등급 표본에서는 COMP의 회귀계수(β_1)의 통계적 유의수준이 〈가설 1-3〉에서 나타난 계수(β_1)보다 작거나 10% 이하의 유의수준이 나타나지 않는지를 확인하여야 한다. 또한, 상위등급외 표본에서는 COMP의 회귀계수(β_1)가 〈가설 1-3〉과 거의 유사한 수준의 통계적 유의수준을 나타낼 것으로 예상된다.

〈가설 3-2〉는 COMP가 SPLIT을 줄이는 효과를 나타낸다는 〈가설 1-3〉에 대하여 상위등급효과를 나타내는 HighG를 추가로 반영하면 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 이를 검증하기 위한 모형은 식 (2)를 기본모형으로 하여 〈가설 3-2〉의 검증 목적에 적합하도록 독립변수를 추가하여 아래의 식 (4)와 같은 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} SPLIT_{i,t} = {} & \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 HighG_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet HighG_{i,t} \\ & + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} \\ & + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} \\ & + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

〈변수의 정의〉

$HighG_{i,t}$: 당해연도의 ACR이 상위등급(AA- 이상의 등급)에 해당하였는지를 나타내는 더미변수로서 1(해당), 0(비해당).

나머지 변수의 정의는 식 (3)의 모형과 동일

식 (4)에서 종속변수는 식 (2)와 마찬가지로 SPLIT이다. 식 (4)에서는 관심변수로 상위등급효과(HighG)를 추가로 반영하였다. 또한, 상호작용항인 COMP*HighG를 관심변수로 추가 설정하였다. HighG의 효과는 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는 양(+)의 방향으로 나타날 것으로 예상된다.

〈가설 3-2〉가 성립되는지를 확인하기 위해 식 (4)에서 COMP의 회귀계수(β_1)가 유의한 음(-)의 부호로 나타나며, HighG의 회귀계수(β_2)와 상호작용항의 회귀계수(β_3)가 유의한 양(+)의 부호로 나타나는지를 확인하여야 한다. 다만, HighG의 영향의 크기는 2가지 경우로 나누어 예상된다. 첫째, '(β_1)의 절대값 〉 (β_2)의 절대값 + (β_3)의 절대값'인 경우로서, COMP의 영향의 크기가 HighG의 영향의 크기보다 크면 HighG의 영향으로 COMP와

SPLIT의 관계가 약화되지만 전체적으로는 COMP의 영향에 따라 SPLIT이 줄어드는 경우이다. 둘째, '(β_1)의 절대값 < (β_2)의 절대값 + (β_3)의 절대값'인 경우로서, COMP의 영향의 크기가 HighG의 영향의 크기보다 작으면 HighG의 영향으로 COMP와 SPLIT의 관계가 약화되며 종합적인 관계에서도 HighG의 영향에 따라 SPLIT이 커지는 경우이다. 식 (4)의 나머지 통제변수들은 식 (2)와 동일하다.

3.3 주요변수의 개념과 측정

3.3.1 비교가능성의 척도

본 논문의 주요 변수인 재무제표의 비교가능성은 비교가능성을 이용한 여러 실증분석에서 널리 활용되고 있는 De Franco et al.(2011)이 고안한 방법을 본 연구에 적합하게 변형하여 추정하였다. De Franco et al.(2011)은 기업의 회계시스템이 유사하다면 동일한 경제 상황에 대한 경영성과가 비슷하게 나타날 것이라는 개념을 이용하여 비교가능성을 측정하였다. 그들은 경제적 현상을 주가수익률로, 재무제표상의 경영성과는 당기순이익으로 대용치를 설정하여, 총 16분기 동안 주가수익률이 당기순이익에 반영되는 정도(회귀계수)를 기업i의 회계시스템이라고 보았다(Kothari 2001). 즉, 경영성과 = f(경제적 사건)이고, 모형의 단순화를 위하여 대용치를 사용하여 당기순이익 = f(주가수익률)의 형태로 변형된 모형을 제시하였다.

개별 기업의 회계시스템이라는 값을 직접적으로 측정한다는 것은 불가능하기 때문에 간접적인 방법으로 산출한다. 회계시스템이라는 것은 단기간에 형성되는 것이 아니기 때문에 각 개별 기업의 16분기간의 자료를 이용한다. 본 연구에서는 앞서 대용치로 상정한 주가수익률과 당기순이익의 총 16분기의 i기업의 자료를 회귀식 (5)에 적용하여 각 기업별 회계시스템의 대용치인 $\hat{\alpha_i}$, $\hat{\beta_i}$를 추정하였다.

$$earnings_{it} = \alpha_i + \beta_i Return_{it} + \epsilon_{it} \quad \cdots\cdots(5)$$

$earnings_{it}$: $\frac{\text{당기순이익}_{it}}{\text{기초자본의 시가총액}_{it}}$, $Return_{it}$: 주가수익률$_{it}$

다음으로, 총 16분기의 j기업의 자료를 회귀식 (6)에 적용하여 각 기업별 회계시스템의 대용치인 $\hat{\alpha_j}$, $\hat{\beta_j}$를 추정하였다.

$$earnings_{jt} = \alpha_j + \beta_j Return_{jt} + \epsilon_{jt} \quad \cdots\cdots(6)$$

$earnings_{jt}$: $\frac{\text{당기순이익}_{jt}}{\text{기초자본의 시가총액}_{jt}}$, $Return_{jt}$: 주가수익률$_{jt}$

다음으로, i기업의 주가수익률로 측정한 하나의 경제적 현상에 대하여 회계시스템 간의 차이로 인해 기업 i와 기업 j의 사이에 발생한 당기순이익 값의 차이를 이용한다면 재무제표 비교가능성을 측정할 수 있을 것이다. 먼저, i기업의 경제적 현상에 대하여 i기업의 회계시스템을 적용할 경우 예상되는 기대이익을 측정한다. 아래의 회귀식 (7)은 회귀식 (5)를 통하여 도출된 $\hat{\alpha_i}$, $\hat{\beta_i}$에 i기업의 주가수익률 자료를 적용하여 t기의 i기업의 기대이익 $E(earnings)_{iit}$값을 추정한다.

$$E(earnings)_{iit} = \hat{\alpha_i} + \hat{\beta_i} Return_{it} \quad \cdots\cdots(7)$$

아래의 회귀식 (8)은 회귀식 (6)을 통하여 도출된 $\hat{\alpha_j}$, $\hat{\beta_j}$에 i기업의 주가수익률 자료를 적용하여 t기의 i기업의 기대이익 $E(earnings)_{ijt}$값을 추정한다.

$$E(earnings)_{ijt} = \hat{\alpha_j} + \hat{\beta_j} Return_{it} \quad \cdots\cdots(8)$$

위와 같은 방법으로 계산된 두 기업간 기대이익의 차이가 작을수록 동일한 경제 상황에 대한 두 기업간 회계시스템의 유사성이 높다는 것을 의미한다. 아래의 식 (9)를 통하여 동일산업 내에서 i기업과 j기업간의 비교가능성 값인 $COMP_{ijt}$을 산출하였다. 계산식에 음(-)을 곱하는 이유는 척도 해석의 편의를 위하여 계산된 값이 클수록 비교가능성이 커지는 방향으로 수치의 방향을 변환한 것이다.

$$COMP_{ijt} = -\frac{1}{16}\sum_{t-15}^{t}\left|E(earnings)_{iit} - E(earnings)_{ijt}\right| \cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

COMP는 같은 산업에 속하는 모든 기업 i와 기업 j의 조합(i-j pairs)에 대해 계산할 수 있으며, COMP의 값이 클수록 기업 i와 기업 j 의 재무제표 비교가능성이 높다는 것을 의미한다. De Franco et al.(2011)은 식 (9)에서 계산된 COMP 값을 기준으로 동일 산업의 중위수를 기준으로 측정한 비교가능성 및 동일 산업내 상위4사의 평균을 기준으로 측정한 비교가능성을 측정하고 분석에 이용하였다.

본 연구에서도 De Franco et al.(2011)이 제시한 방법으로 재무제표 비교가능성을 측정하여 분석에 이용하였다. 다만, 비교가능성 측정치 중에서 동일 산업의 상위4사 평균에 대하여는 측정치 분포의 안정성을 기하기 위하여 De Franco et al.(2011)의 주석에서 기술한 업종 상위10사의 평균을 이용하였다.[28)]

-COMP_med: 동일 산업내 $COMP_{ijt}$값의 중위수
-COMP_t10: 동일 산업내 $COMP_{ijt}$값이 가장 큰 10개값의 평균

3.3.2 등급 불일치의 측정

이 부분에서는 모형의 종속변수인 등급 불일치의 개념정의와 측정 방법을 기술한다. 등급 불일치는 측정 시점에 따라 결과에 영향을 미칠 수 있으므로 각 년도의 12월말을 기준으로 측정한 값을 기준으로 하였다.

구체적으로 SPLIT은 12월의 BIR과 동일연도의 최근 ACR(m월에 평가된 ACR)의 등급 불일치의 크기를 말한다. 또한 SPLIT을 측정하였을 경우의 평가시점 차이(MONDIF)는 [12월-m월]로 측정하였다.

28) n사 평균 산출과 관련하여 n사를 몇 개로 설정하는 것이 타당한 지에 대한 검토 근거는 De Franco et al.(2011)의 p901의 foot note 4.를 참고하였다.

3.4 자료수집과 표본선정

본 연구의 분석대상은 2002년부터 2019년 12월 말까지 KOSPI 및 KOSDAQ에 상장된 기업들 중 주가자료, 회사채 신용평가등급 자료, BIR 등급산출 자료, 사업보고서의 계정과목을 통한 기본변수측정 및 기타재무자료 수집이 가능한 12월말 결산기업으로 다음과 같은 조건에 해당하는 기업을 표본으로 선정하였다(본 연구에서 결산재무제표의 실제 분석기간은 2008년부터 2018년까지이다. 비교가능성(COMP)의 측정을 위해 3년전(t-3)부터 4년간의 총자산순이익율(ROA) 자료가 필요하고, 이를 통하여 2011년부터 2018년까지의 8년간의 COMP를 측정하여 분석에 사용하였다).

(1) 금융업과 보험업(지주회사 포함)을 영위하지 않는 기업
(2) 4년 이상 주가자료가 연속적으로 존재하는 기업
(3) 4년 이상 회계자료가 연속적으로 존재하는 기업
(4) 자본잠식이 아닌 기업
(5) KIS-Value에서 필요한 재무제표 자료 입수가 가능한 기업
(6) NICE-CNI에서 필요한 ACR 및 BIR 자료 입수가 가능한 기업

금융업과 보험업은 다른 업종에 비해 재무제표 양식과 계정이 상이하고 타 업종과 비교분석이 곤란하므로 표본대상에서 제외하였다. 또한 완전 자본잠식 기업이나 일부 자본잠식인 기업은 시장에서 요주의 대상으로 관리하는 경향이 있으므로 표본에서 제외하기 위하여 조건 (4)를 설정하였다. 그리고 분석에 필요한 재무제표 자료를 KIS-Value의 데이터베이스에서 추출하였기 때문에 조건 (5)를 설정하였다. 또한, ACR 및 BIR의 값이 결측인 기업-연도를 표본에서 제외하기 위하여 조건 (6)을 설정하였다.

기본변수 중 비교가능성(COMP)의 측정을 위해 3년전(t-3)부터 당해년도(t)까지의 결산 재무제표 자료가 필요하므로 2008년부터 2010년까지의 자료는 변수 측정에만 사용하였으며, 주가(P) 및 주가수익률(RET)을 측정하여 COMP의 측정에만 사용하였다. COMP는 산업별-연도별로 구분하여 추정하

였다. 추가로, 주요 통제변수들의 값이 결측인 경우에도 표본에서 제외하였다. 변수들의 이상치(outlier)로 인한 결과의 왜곡을 줄이기 위해 변수값이 전체의 상위 및 하위 1%를 초과하는 변수는 Winsorization을 실시하여 정규성을 확보하였다. [표 3-3]과 같이 총 1,077개 기업-연도를 최종표본으로 하였다.

[표 3-3] 최종표본의 선정내역

표본선정기준	표본수(기업수)
2019년 12월말 KOSPI 및 KOSDAQ 기업수	2,078
금융업과 보험업(지주회사 포함)	(129)
표본기업수	1,949
2011년부터 2019년 사이의 기업-연도	16,737
비교가능성(COMP) 값이 결측인 기업-연도	(4,081)
ACR-BIR 값이 결측인 기업-연도	(11,359)
주요변수가 없는 기업	(220)
최종 기업-연도 표본	1,077

아래 [표 3-4]는 최종 표본의 산업별 분류로 한국표준산업분류(KSIC-9) 중분류기준을 중심으로 정리한 것이다. 전체 표본 중 “도매업 및 소매업”이 표본 139개로 가장 많고 전체표본의 12.9%를 점하고 있다. 그리고 “화학물질 및 화학제품 및 의약품 제조업”이 표본 135개로 12.5%, “연구개발,전문서비스,엔지니어링 및 과학서비스업”이 표본 130개로 12.1%의 빈도로 그다음을 차지하고 있다. 표본수가 가장 작은 것은 ”의료,정밀,광학 및 전기장비 제조업”으로 표본 28개로 2.6%를 차지하고 있다.

아래 [표 3-5]는 최종표본의 연도별 분포이다. 전체 표본 중 2013년이 표본 146개로 가장 많고 전체표본의 13.6%를 점하고 있다. 표본 수가 가장 작은 것은 2019년으로 표본 119개로 11.0%를 차지하고 있다. 연도별 표본의 분포는 특정 연도에 치우침이 없이 고르게 분포하는 것으로 나타났다.

[표 3-4] 최종표본의 산업별 분포

산업명	기업-연도	빈도(%)
농어업 외 기타	66	6.1
식료품 제조업	64	5.9
음료,담배,섬유,의복,신발,목재,종이,연탄 제조업	56	5.2
화학물질 및 화학제품 및 의약품 제조업	135	12.5
의료용 물질 및 의약품 제조업	43	4.0
고무,플라스틱,비금속광물제품 제조업	45	4.2
1차 금속, 금속가공제품 제조업	70	6.5
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및	47	4.4
의료,정밀,광학 및 전기장비 제조업	28	2.6
기타 기계 및 장비 제조업	34	3.2
자동차 및 트레일러 제조업	37	3.4
기타운송장비,기타제품 제조업	41	3.8
종합건설 및 전문건설업	61	5.7
도매업 및 소매업	139	12.9
영상,방송,통신,컴퓨터,정보 및 부동산업	81	7.5
연구개발,전문서비스,엔지니어링 및 과학서비스업	130	12.1
합계	1,077	100.0

[표 3-5] 최종표본의 연도별 분포

연도	기업-연도	빈도(%)
2012년	137	12.7
2013년	146	13.6
2014년	140	13.0
2015년	139	12.9
2016년	137	12.7
2017년	137	12.7
2018년	122	11.3
2019년	119	11.0
합계	1,077	100

아래 [표 3-6]은 최종표본의 등급별 분포이다. [Panel A]에 따르면 ACR의 분포는 AA-를 중심으로 종 모양의 대칭형에 가까운 분포를 이루는 데 비

하여, [Panel B]에 나타난 BIR의 분포는 A-부터 AAA까지 전체적으로 고른 등급 분포를 이루는 것으로 나타났다. ACR은 AA-가 표본 192개로 가장 많고 전체표본의 17.8%를 점하고 있으며, A-가 표본 169개로 15.7%의 빈도로 그다음을 차지하고 있다. BB+이하는 표본 24개로 2.2%를 차지하고 있다. BIR은 A+가 표본 168개로 가장 많고 전체표본의 15.6%를 점하고 있다. 그리고 A-가 표본 145개로 13.5%의 빈도로 그다음을 차지하고 있다. BB+이하는 표본 39개로 3.6%를 차지하고 있다.

[표 3-6] 최종표본의 등급별 분포

Panel A. ACR에 따른 표본의 분포

ACR	기업-연도	빈도(%)
AAA	25	2.3
AA+	101	9.4
AA0	146	13.6
AA-	192	17.8
A+	169	15.7
A0	152	14.1
A-	164	15.2
BBB+	58	5.4
BBB0	33	3.1
BBB-	13	1.2
BB+이하	24	2.2
합계	1077	100

Panel B. BIR에 따른 표본의 분포

BIR	기업-연도	빈도(%)
AAA	110	10.2
AA+	139	12.9
AA0	138	12.8
AA-	86	8.0
A+	168	15.6
A0	111	10.3
A-	145	13.5
BBB+	96	8.9
BBB0	23	2.1
BBB-	22	2.0
BB+이하	39	3.6
합계	1077	100

아래 [표 3-7]은 최종 표본의 등급 불일치 크기별 분포이다. 해당 표에 따르면 등급 불일치 크기의 절대값(SPLIT)은 1등급 차이가 457개로 가장 많고, 등급 일치(차이값 0)이 그다음으로 456개로 나타났다. 표본 수가 가장 적은 것은 4등급 차이로 표본 수 3개로 나타났다.

[표 3-7] 최종표본의 등급 불일치 크기별 분포

SPLIT	기업-연도	빈도(%)
0	456	42.4
1	457	42.4
2	140	13.0
3	21	2.0
4	3	0.2
합계	1,077	100

주) SPLIT은 12월 기준의 [ACR-BIR] 등급 불일치의 크기(절대값)를 나타낸다.

[그림 3-2]는 2012년부터 2019년까지 최종표본의 등급 불일치 크기(SPLIT)의 연도별 평균값의 변화 추이를 나타낸 것이다. SPLIT는 2012년에 평균 0.80을 나타낸 이후 2015년의 0.58까지 점진적으로 감소하다가 2016년부터 증가세로 전환하여 2019년의 평균은 1.05로 증가한 값을 나타내었다. 이와 같이 2016년 이후 SPLIT이 증가하는 추세를 보이는 것은, 동 기간에 ACR의 평균적인 상승 속도보다 BIR의 상승 속도가 더 컸다는 사실에 기인하는 것으로 추측된다. 또한, 동 기간에 BBB+이하 채권의 유통 건수가 지속적으로 감소하는 현상이 관찰되는데, 이는 BIR의 평균값 상승에 기여한 것으로 판단된다.

[그림 3-2] 등급 불일치 크기의 평균값 변화 추이

Ⅳ. 실증분석

4.1 기술통계량

[표 4-1]은 본 연구의 실증분석에 이용되는 주요 변수들의 기술통계량을 요약하여 나타낸 것이다. 종속변수로 신용평가회사(CRA)가 평가한 ACR, 채권시가평가회사(BPC)가 산출한 BIR, ACR-BIR 간 등급 불일치의 절대값 크기 등 3개의 변수를 제시하고 있으며, 관심변수로 재무제표 비교가능성 측정치를 나타내는 2개의 변수(본 분석에 사용되는 1개의 변수 및 추가분석에 사용되는 1개의 변수), 추가 고려사항인 관심변수로 기업집단효과 및 상위등급효과 등 2개의 변수, 통제변수로 선행연구에서 신용평가 및 등급 불일치와의 관련성이 입증된 9개의 변수, 기타 하위표본을 구분하기 위한 2개의 기준변수 등에 대한 기술통계량을 보여주고 있다. 자료들은 분포의 양측에서 극단치를 포함하고 있어서 자료 중에서 극단치나 이상치가 회귀분석에 미치는 영향을 회피하기 위해 횡단면 분포 상하 1%에서 winsorization 하였다.

우선 [표 4-1]에서 종속변수의 기술통계량을 살펴보면 ACR(CRA가 평가한 등급)의 평균은 14.84(A와 A+의 사이), 중위수는 15(A+)로 평균과 중위수 간의 차이는 거의 없는 것으로 나타났으며, 최소값이 2(CCC) 최대값이 19(AAA)로 나타났다. BIR(BPC가 산출한 등급)의 평균은 15.01(A+와 AA-의 사이로서, A+와 거의 일치하는 등급), 중위수는 15(A+)로 평균과 중위수 간의 차이는 거의 없는 것으로 나타났으며, 최소값이 1(CCC-) 최대값이 19(AAA)로 나타났다. SPLIT(ACR-BIR의 등급 불일치 크기의 절대값)의 평균은 0.75(1등급 이내의 등급 차이), 중위수는 1.00(1등급 차이)로 평균과 중위수 간의 차이는 거의 없는 것으로 나타났으며, 최소값이 0등급 차이, 최대값이 4등급 차이로 나타났다.

다음으로 독립변수 중 관심변수인 재무제표 비교가능성을 나타내는 측정값인 COMP_med(동일산업 내 기업-연도와의 비교가능성 측정치의 중위수)는 평균이 -0.034, 중위수가 -0.027로 평균과 중위수의 차이는 크지 않은 것으로 나타났다. COMP_t10(동일산업 내 기업-연도와의 비교가능성 측정치

중 상위10개 값의 평균)는 평균이 −0.013, 중위수가 -0.006으로 평균과 중위수의 차이는 최소값의 영향을 다소간 받은 것으로 보인다. 이는 선행연구의 결과[29]와 전체적으로 일관된 기술통계량 수준으로 판단된다.

다음으로 추가고려사항이 되는 관심변수인 GROUPL(기업집단효과, 그룹 소속사에 해당하면 1)의 평균은 0.55, 중위수는 1로 나타났다. 이는 대규모 기업집단에 소속된 기업-연도 표본의 수가 589개로 전체의 55%가 그룹 소속사인 것을 의미한다. HighG(AA- 이상의 ACR등급 해당여부, 상위등급에 해당하면 1)의 평균은 0.43, 중위수는 1로 나타났다. 이는 AA- 이상에 해당하는 상위등급의 기업-연도 표본의 수가 464개로 전체의 43%가 상위등급에 해당하는 것으로 나타났다.

그리고, 통제변수인 ACRLag(t-1기의 ACR등급)의 평균은 14.94(A와 A+의 사이), 중위수는 15(A+)로 평균과 중위수 간에 차이는 거의 없고 ACR(t기의 ACR등급)과 거의 일치하는 분포를 보이는 것으로 나타났으며, 최소값이 2(CCC), 최대값이 19(AAA)로 나타났다. MONDIF(t기의 1월과 ACR이 평가된 월의 개월차이)의 평균은 5.37개월, 중위수는 6개월로 평균과 중위수 간에 큰 차이가 없으며, 최소값이 0개월이고 최대값이 11개월로 미약하나마 최소값의 영향을 받은 것으로 보인다.

LNASSET(t기의 자산총계의 자연로그값)의 평균은 28.608이고 중위수는 28.456으로 평균과 중위수 간에 미미한 차이를 보이고 있으며, 최소값이 26.495이고 최대값이 31.601로 미약하나마 최대값의 영향을 받은 것으로 보인다. MTB(기업의 시장가치 대 장부가 배율)의 평균은 1.361이고 중위수는 0.983으로 평균이 중위수보다 다소 큰 값을 보이고 있으며, 최소값이 0.238이고 최대값이 9.134로 보아 최대값의 영향을 받은 것으로 보인다. ROA(기업의 총자산순이익율, 당기순이익/총자산)의 평균값은 0.029이고 중위수는 0.026이고, 최소값이 −0.132, 최대값이 0.205로 미약하게나마 최대값의 영향을 받은 것으로 보인다. VROA(기업의 ROA의 4년간 변동성)의 평균값은 0.032이고 중위수는 0.021이고, 최소값이 0.0, 최대값이 0.189로 최대값의 영향을 받은 것으로 보인다. LEV(기업의 부채비율, 부채총계/총자산)의 평균값

29) 윤선주와 고재민 (2014)의 연구에서는 COMP2(본 연구의 COMP_med에 해당)의 평균이 −0.053, COMP1(본 연구의 COMP_t10에 해당)의 평균이 −0.034로 보고하고 있다.

은 0.492이고 중위수는 0.508이고, 최소값이 0.094, 최대값이 0.894로 최소값의 영향을 받은 것으로 보인다. BIG4여부의 평균은 0.95, 중위수는 1로 나타났다. 이는 전체의 95%가 BIG4 회계법인으로부터 외부감사를 받았다는 것을 의미한다. KOSPI여부의 평균도 마찬가지로 0.95, 중위수는 1로 나타났다.

[표 4-1] 주요변수의 기술통계량

구분	변수명	N	평균	표준편차	최소값	25%	50%	75%	최대값
종속변수	SPLIT	1,077	0.75	0.772	0	0	1	1	4
	ACR	1,077	14.84	2.408	2	13	15	17	19
	BIR	1,077	15.01	2.897	1	13	15	17	19
관심변수	COMP_med	1,077	-0.034	0.038	-0.515	-0.035	-0.027	-0.019	-0.011
	COMP_t10	1,077	-0.013	0.030	-0.484	-0.011	-0.006	-0.004	-0.002
	GROUPL	1,077	0.55	0.498	0	0	1	1	1
	HighG	1,077	0.43	0.495	0	0	0	1	1
통제변수	ACRLag	1,077	14.94	2.183	2	13	15	16	19
	MONDIF	1,077	5.37	2.336	0	6	6	6	11
	LNASSET	1,077	28.608	1.254	26.495	27.645	28.456	29.469	31.601
	MTB	1,077	1.361	1.365	0.238	0.621	0.983	1.523	9.134
	ROA	1,077	0.029	0.050	-0.132	0.007	0.026	0.049	0.205
	VROA	1,077	0.032	0.032	0.000	0.011	0.021	0.042	0.189
	LEV	1,077	0.492	0.166	0.094	0.385	0.508	0.596	0.894
	BIG4	1,077	0.95	0.211	0	1	1	1	1
	KOSPI	1,077	0.95	0.228	0	1	1	1	1

주) 1. 각 변수의 설명은 다음과 같다.

종속변수: 등급 및 등급불일치의 크기를 나타내는 명목수치

(1)SPLIT: t기 12월말 시점에 측정한 ACR과 BIR의 등급 불일치 크기의 절대값

(2)ACR: t기에 평가된 ACR 중 최근의 값

(3)BIR: t기의 12월말 시점에 측정한 BIR 값

관심변수: COMP 변수로서 비교가능성 측정치를 나타내는 명목수치

(1)COMP_med(동일 산업내의 COMP값의 중위수)

(2)COMP_t10(동일 산업내의 상위10개 표본의 COMP값의 평균값)

(3)GROUPL: 상호출자제한 대규모기업집단 소속여부(1=대기업집단, 0=기타)

(4)HighG: 상위등급(AA- 이상) 해당여부(1=해당, 0=비해당)

통제변수:

ACRLag: 전년말의 ACR

MONDIF: 최근 BIR평가월(12월)과 최근 ACR평가월의 차이(12월-ACR평가월)

LNASSET: 기업의 규모(=자산의 자연로그 값)

MTB: 기업의 시장가치 대 장부가비율(=시가총액/총자산)

ROA: 기업의 총자산순이익율(=당기순이익/총자산)

VROA: ROA의 최근 4년간 표준편차 크기를 나타내는 명목수치

LEV: 기업의 부채비율(=부채총계/총자산)

BIG4: BIG4 회계법인으로부터 감사를 받은 법인 여부(1=BIG4, 0=기타)

KOSPI: 코스피에 상장된 법인 여부(1=코스피상장, 0=기타)

4.2 상관관계 분석

[표 4-2]는 본 연구의 실증분석에 사용한 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계를 분석한 결과표이다.

본 분석에서는 ACR, BIR, SPLIT 등 3개의 종속변수를 이용하고 있는데, 우선 등급 불일치 크기를 나타내는 SPLIT을 중심으로 살펴보면 SPLIT과 ACR 간에는 유의한 상관관계가 나타나지 않는 반면, SPLIT과 BIR 간에는 1% 이하 수준에서 유의한 상관관계를 보이고 있다. 이는 등급 불일치 크기 감소에 대하여는 ACR보다는 BIR이 보다 일관되고 긴밀한 상관관계가 있다는 것을 시사하는 것이라고 할 수 있으며, 또한 ACR은 선행연구에서 살펴본 바와 같이 기업 자체의 신용도 외에 추가로 기업집단효과 및 상위등급효과 등에 따라 등급에 영향을 받으므로 BIR과 일정 수준의 간극이 발생할 가능성이 있다는 점이 상관관계 분석에 반영된 것으로 추측된다.

주요 종속변수인 등급 불일치(SPLIT)는 비교가능성 지표인 COMP_med, COMP_t10과 1% 수준에서 유의하게 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 특히, COMP_med와의 상관계수는 -0.166으로 COMP_med 수준이 높을수록 등급 불일치가 유의하게 감소하는 경향이 있음을 의미하고 있다. 종속변수 중 연도 말의 회사채 등급(ACR)은 연도 말의 채권내재등급(BIR) 및 전년도의 회사채 등급(ACRLag)과 매우 강한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 두 등급 및 전년도 등급 사이의 유사성이 매우 높다는 것을 의미한다.

또한 ACR, BIR, ACRLag 등 3가지 변수들은 공통적으로 등급평가 시점의 차이(MONDIF), 자산규모(LNASSET), 시가 대 장부가(MTB), ROA와 1% 수준에서 유의하게 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 또한 ROA의 변동성(VROA), 부채비율(LEV)와 1% 수준에서 유의하게 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 즉, 신용평가 등급은 기업규모, 기업 성장성, 기업 수익성과 강한 긍정적 관련성이 있음을 의미하며, 수익성의 변동성 및 부채비율과 강한 부정적 관련성이 있음을 의미한다.

독립변수 중 관심변수로 제시된 비교가능성 지표인 COMP_med와 COMP_t10의 상관계수는 0.916으로 상호 간에는 매우 높은 양(+)의 관련성

이 있다는 것을 의미한다. 동일 산업 내 기업과의 비교가능성 산출치들의 중위수인 COMP_med는 MONDIF, MTB, ROA와는 1% 수준에서 유의하게 양(+)의 상관관계를 보이며, 해당값이 클수록 비교가능성 수준이 증가하는 경향이 나타난다는 것을 보여주고 있다. 반면에 COMP_med는 LNASSET과는 10% 수준에서, LEV와는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. VROA에 대하여는 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않았다. COMP_t10는 전반적으로 COMP_med와 유사한 상관관계 패턴을 형성하고 있으나, 세부적인 유의수준에 있어서는 약간의 차이를 보인다. MTB와의 관계에 있어서는 COMP_med와는 달리 10% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났으며, LNASSET과의 관계에 대하여는 통계적인 유의성이 나타나지 않았다. 반면에, VROA와의 상관계수는 -0.073으로 5% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 비교가능성은 기업 수익성과 강한 관련성이 있음을 의미하며, 부채비율과 강한 부정적 관련성이 있는 것으로 나타났다.

기업규모를 나타내는 LNASSET은 MTB와 5% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 기업규모가 클수록 미래 성장성이 감소하는 경향이 나타날 가능성을 보여주고 있다. 반면 VROA, LEV와는 5% 수준에서 유의하게 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 기업의 성장성을 나타내는 MTB는 ROA, VROA와 1% 수준에서 유의하게 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 다만, VROA는 LEV와는 유의한 상관관계를 보이지 않았다.

[표 4-2]의 상관관계를 통해 볼 수 있는 바는 비교가능성이 클수록 신용등급이 상승할 가능성이 높으며, 반대로 등급 불일치는 감소할 가능성이 크다는 점이다. 이는 가설 1을 지지하는 결과라고 할 수 있다. 다만 단순 상관관계 분석에 해당하므로 등급 불일치에 영향을 미치는 다양한 요소들을 통제한 후에도 이러한 결과가 유지되는지 확인할 필요가 있다. 이에 다변량 회귀분석에서는 이와 관련된 실증결과를 제시하고자 한다.

[표 4-2] 주요 변수의 상관관계

	SPLIT	ACR	BIR	COMP_med	COMP_t10	ACR Lag	MON DIF	LN ASSET	MTB	ROA	VROA	LEV
SPLIT	1	0.021	0.088***	−0.166***	−0.114***	0.009	−0.001	0.029	0.041	0.013	0.029	0.003
ACR		1	0.936***	0.386***	0.372***	0.950***	0.156***	0.421***	0.160***	0.440***	−0.111***	−0.456***
BIR			1	0.443***	0.397***	0.885***	0.209***	0.300***	0.206***	0.482***	−0.126***	−0.507***
COMP_med				1	0.916***	0.306***	0.153***	−0.053*	0.116***	0.237***	−0.041	−0.323***
COMP_t10					1	0.289***	0.099***	−0.001	0.052*	0.198***	−0.073**	−0.266***
ACRLag						1	0.088***	0.484***	0.143***	0.372***	−0.112***	−0.421***
MONDIF							1	−0.145***	0.005	0.136***	−0.039	−0.177***
LNASSET								1	−0.062**	0.036	0.073**	0.065**
MTB									1	0.352***	0.196***	−0.001
ROA										1	−0.012	−0.439***
VROA											1	−0.007
LEV												1

주) 1. 상관계수는 Pearson 상관계수이며, 표본수(N)=1,077개 이다.

2. ***, **, * 표시는 상관계수가 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미한다(양측 검증).

4.3 실증분석 결과

회귀분석을 통한 실증분석은 전체표본에 대하여 비교가능성(COMP_med,)과 등급 불일치(SPLIT)의 관계(가설 1)를 주된 분석대상으로 하여 우선 실시하였고, 이를 바탕으로 가설 1에 대하여 기업집단효과를 추가로 고려한 후 비교가능성과 등급 불일치의 관계(가설 2), 상위등급효과를 추가로 고려한 후 비교가능성과 등급 불일치의 관계(가설 3)를 분석한 결과를 기술하였다. 추가분석에서는 비교가능성의 측정치를 COMP_t10으로 변경하여 본 분석에서 실시한 각 가설에 대한 분석을 재실시하였다.

4.3.1 가설 1-1의 검증

가설 1-1은 재무제표 비교가능성이 회사채 평가등급 ACR의 수준을 향상시키는 영향이 있는지에 관한 것이며, 가설 1-1의 검증모형인 식 (1)을 회귀분석한 결과는 [표 4-3]과 같다. 식 (1)의 종속변수는 회사채 신용평가 등급의 대용치인 ACR이다.

분석결과를 보면, 종속변수 ACR과 관련하여 관심변수인 업종 중위수를 기준으로 측정한 재무제표 비교가능성(COMP_med)의 계수는 6.539로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 이는 비교가능성 측정치의 수준에 따라 시장 참가자들의 정보탐색 비용이 절감되고 신용위험에 대한 불확실성이 감소하여 회사채 등급 ACR이 상승할 것이라는 [가설 1-1]을 지지하는 결과이다.

또한, 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 92.4%로서 모형에서 고려한 비교가능성 및 통제변수들은 ACR의 수준 향상에 있어 통계적으로 매우 유의한 영향이 있는 것을 의미한다.

[표 4-3] 가설 1-1에 대한 회귀분석 결과

$$ACR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_{j\Sigma YEAR_{i,t}} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $ACR_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		0.150	0.272	
COMP_med	+	6.539***	9.670	1.612
ACRLag	+	0.972***	64.419	2.642
MONDIF	+/-	0.052***	5.558	1.152
LNASSET	+	0.006	0.232	2.178
MTB	+	0.014	0.763	1.487
ROA	+	3.452***	6.530	1.700
VROA	-	-0.589	-0.835	1.258
LEV	-	-0.234	-1.263	2.287
BIG4	+	0.016	0.158	1.161
KOSPI	+	0.028	0.290	1.163
Σ *YEAR*$_t$		포함		
Σ *IND*$_i$		포함		
*F*값		408.367***		
Adj.R^2 *(N-obs=1,077)*		0.924		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

한편, 통제변수들을 보면 전년도의 ACR(ACRLag), ROA의 회귀계수는 예상대로 각각 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 이는 Kaplan and Urwitz(1979), 강민정 등(2013), 김필규(2015)의 선행연구와 일치하는 것으로 기업의 과거 신용등급이 높거나 ROA가 클수록 당해 연도의 ACR이 높아지는 것으로 추정되었다. 부호의 방향을 특정 방향으로 예상하지 않은 ACR과 BIR의 평가시점 차이(MONDIF)는 계수값이 클수록 ACR이 높아지는 것으로 추정되었다. 한편, 기업규모(LNASSET), 기업의 성장성(MTB), ROA의 변동성(VROA), 부채비율(LEV)의 회귀계수는 통계적으로 유의하지

않았다.

이상의 결과는 비교가능성 제고로 시장의 불확실성이 해소되면 타인자본비용이 하락하고 회사채의 ACR 등급을 상승시키는 효과가 나타난다고 보고한 강민정 등(2013) 및 Kim et al.(2013)의 분석결과와 일관성을 보이는 것으로 해석되며 [가설 1-1]을 지지하는 결과이다.

4.3.2 가설 1-2의 검증

가설 1-2는 재무제표 비교가능성과 채권내재등급(BIR) 간에 양(+)의 관계가 있는지에 관한 것이며, 가설 1-2의 검증모형인 식 (1)을 회귀분석한 결과는 [표 4-4]와 같다.

분석결과를 보면, 종속변수 BIR과 관련하여 관심변수인 업종 중위수를 기준으로 측정한 재무제표 비교가능성(COMP_med)의 계수는 8.810으로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 비교가능성이 증가하면 시장 참가자들의 정보탐색 비용이 절감되고 신용위험에 대한 불확실성이 감소하여 채권내재등급(BIR)이 상승하는 효과가 있을 것이라는 [가설 1-2]를 지지하는 결과이다. 이 결과에서도 비교가능성이 증가하면 BIR이 상승할 것이라는 [가설 1-2]를 지지하는 결과이다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 86.8%로서 모형에서 고려한 비교가능성 및 통제변수들은 ACR의 수준 향상에 있어 통계적으로 매우 유의한 영향이 있는 것을 의미한다.

한편, 통제변수들을 보면 전년도의 ACR(ACRLag), MTB, ROA, ROA의 변동성(VROA), 부채비율(LEV)의 회귀계수는 예상대로 통계적으로 유의한 값 및 예상한 방향과 같은 부호로 추정되었다. 이는 Kaplan and Urwitz(1979), 강민정 등(2013), 김필규(2015)의 선행연구와 일치하는 것으로 기업의 과거 신용등급이 높거나 ROA가 클수록 당해 연도의 BIR이 높아지는 것으로 추정되었다. 부호의 방향을 특정 방향으로 예상하지 않은 ACR과 BIR의 평가시점 차이(MONDIF)는 계수값이 클수록 BIR이 높아지는 것으로 추정되었다. 한편, 예상과 반대로 기업규모(LNASSET)은 1% 수준에서 유의한

음(-)의 부호로 추정되어 기업규모가 클수록 BIR값에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. BIG4(더미), KOSPI(더미)는 통계적으로 유의하지 않았다.

[표 4-4] 가설 1-2에 대한 회귀분석 결과

$$BIR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $BIR_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		4.012***	4.610	
COMP_med	+	8.810***	8.241	1.612
ACRLag	+	1.047***	43.870	2.642
MONDIF	+/-	0.074***	5.023	1.152
LNASSET	+	-0.160***	-4.239	2.178
MTB	+	0.124***	4.319	1.487
ROA	+	5.654***	6.765	1.700
VROA	-	-2.597**	-2.328	1.258
LEV	-	-0.968***	-3.308	2.287
BIG4	+	-0.261	-1.593	1.161
KOSPI	+	0.369	2.432	1.163
$\Sigma YEAR_t$		포함		
ΣIND_i		포함		
*F*값		222.668***		
$Adj.R^2$ (N-obs=1,077)		0.868		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

이상의 결과는 비교가능성이 클수록 시장의 효율성이 강화되는 효과가 나타나 채권 이자율 스프레드의 감소로 이어져 BIR이 상승하는 효과가 나타난다는 것을 의미하는 것으로서 [가설 1-2]를 지지하는 결과이다. 이러한 결과는 회사채 등급 ACR과 BIR은 동일한 방향성을 보인다고 한 Perraudin et al.(2013) 및 강경훈 등(2015)의 연구와 일관되는 것으로 보인다.

가설 1-1 및 가설 1-2에 대한 분석결과를 종합하면, 재무제표의 비교가능성이 클수록 ACR 및 BIR이 유의하게 양(+)의 방향으로 상승하는 것으로 나타났다. 기타 통제변수들에 대하여 식 (1)의 주요 독립변수들은 종속변수가 ACR인 경우와 BIR인 경우에 거의 동일한 방향의 부호와 통계적 유의성을 나타낸다는 결과를 확인하였다.

4.3.3 가설 1-3의 검증

가설 1-3은 재무제표 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 영향을 미치는지에 관한 것이다.

[표 4-5]는 가설 1-3의 검증모형인 식 (2)를 회귀분석한 결과이다. 분석결과를 보면, 등급 불일치 크기를 나타내는 종속변수 SPLIT과 관련하여 관심변수인 업종 중위수 기준 비교가능성(COMP_med)의 계수는 -2.742로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 비교가능성 수준에 따라 ACR과 BIR의 신용위험 평가에 관한 정보비대칭이 축소되어 등급 불일치 크기가 축소될 것이라고 한 [가설 1-3]을 지지하는 결과이다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 11.1%로서 가설 1-1 및 가설 1-2를 검증한 모형의 설명력보다 대폭 낮은 것으로 나타났다. 이는, 가설 3의 종속변수 SPLIT은 ACR에 대한 비교가능성의 영향과 BIR에 대한 비교가능성의 영향의 크기와 방향에 따라 후속적인 영향을 받게 되므로 모형의 예측력에 태생적 한계가 있다는 점을 반영한 결과로 해석할 수 있다.

한편, 통제변수들을 보면 MTB의 회귀계수는 예상대로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 이는 MTB가 부채비율과 음(-)의 관계를 가지고, 성장성이 높은 기업일수록 신용평가 등급에 긍정적인 영향을 미친다고 한 Fama and French(1998) 및 권기정(2009)의 연구와 일치하는 결과이다. 부채비율(LEV)은 5% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되어, LEV의 값이 클수록 등급 불일치가 축소된다는 것으로 평가자에 따른 재무건전성에 대한 판단의 편차가 발생할 가능성은 크지 않다는 것을 보고한 이상욱(2009)의 분석결과와 일관성을 보이는 것이다.

그 외 ACRLag, ACR과 BIR의 평가시점 차이(MONDIF), 기업규모(LNASSET), ROA, ROA의 변동성(VROA, BIG4, KOSPI의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 특히, ACRLag, ROA, VROA, BIG4는 회귀계수의 방향이 예상과 반대방향으로 추정되었다.

[표 4-5] 가설 1-3에 대한 회귀분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		1.060*	1.759	
COMP_med	-	-2.742***	-3.704	1.612
ACRLag	+	-0.003	-0.160	2.642
MONDIF	+	0.003	0.252	1.152
LNASSET	-	-0.008	-0.320	2.178
MTB	+	0.047**	2.391	1.487
ROA	-	0.259	0.447	1.700
VROA	+	-0.057	-0.074	1.258
LEV	-	-0.409**	-2.020	2.287
BIG4	-	0.047	0.415	1.161
KOSPI	-	-0.063	-0.597	1.163
$\Sigma YEAR_t$		포함		
ΣIND_i		포함		
*F*값		5.202***		
$Adj.R^2$ (N-obs=1,077)		0.111		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

이상의 결과는 비교가능성 제고로 시장 참가자들의 등급판단에 관한 불확실성이 완화되고 신용위험이 감소하면 ACR과 BIR의 유사성이 증대되어 등급 불일치 크기를 감소시키는 효과가 나타난다고 보고한 Ederington(1986),

Akins(2018) 및 김충환과 공재식(2014)의 분석결과와 일관성을 보이는 것으로 해석되며 [가설 1-3]을 지지하는 결과이다.

4.3.4 가설 2-1의 검증

대규모 기업집단은 채권 발행기업의 신용위험에 일정한 영향을 미치므로 이러한 효과를 반영하면, 비교가능성과 등급 불일치의 관계에 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 가설 2-1은 기업집단 소속여부에 따라 2개의 하위표본을 구분하였을 때, 기업집단에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는지에 관한 것이다.

[표 4-6]은 가설 2-1의 검증모형인 식 (2)를 표본별로 회귀분석한 결과이다. 분석결과는 하위표본별로 COMP_med의 유의수준 차이를 나타내고 있는데, 기업집단 표본에서 COMP_med의 계수는 -1.834로 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이는, 기업집단 표본에서는 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계가 약화될 것이라는 [가설 2-1]을 지지하는 통계적 결과이다. 한편, 기업집단외 표본에서 COMP_med의 계수는 -2.797로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 가설 1-3에서 나타난 비교가능성과 등급 불일치의 관계와 일치하는 결과로 해석된다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 하위표본별로 큰 차이가 있으며 기업집단외 표본의 설명력이 19.4%로서 기업집단 표본의 설명력보다 높게 나타났다. 이는, 기업집단 표본에서는 COMP의 통계적 유의성이 나타나지 않아 전체적인 모형의 설명력이 낮아질 것이라는 예상을 반영한 결과로 해석할 수 있다.

이상의 결과는 기업집단 소속여부에 따라 신용위험의 반영과 등급조정의 속도에 차별성이 있다고 보고한 박찬규와 전진규(2019), 강형철 등(2007) 및 안경희 등(2018)의 분석결과와 일관성을 보이는 것으로 해석되며 [가설 2-1]을 지지하는 결과이다.

[표 4-6] 하위표본별 가설 2-1에 대한 회귀분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		기업집단 표본 (N-obs=589)		기업집단외 표본 (N-obs=488)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		1.698	1.631	-2.385	-1.545
COMP_med	-	-1.834	-0.458	-2.797***	-3.410
ACRLag	+	-0.064**	-2.531	0.018	0.700
MONDIF	+	0.002	0.172	0.011	0.714
LNASSET	-	-0.008	-0.204	0.109*	1.798
MTB	+	0.062**	2.085	0.026	0.878
ROA	-	-0.269	-0.342	0.859	0.951
VROA	+	0.844	0.852	-0.840	-0.654
LEV	-	-0.651**	-2.393	-0.561*	-1.693
BIG4	-	0.954*	1.845	-0.117	-0.933
KOSPI	-	0.075	0.528	-0.082	-0.436
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		3.164***		4.654***	
$Adj.R^2$		0.105		0.194	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.3.5 가설 2-2의 검증

가설 2-2는 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 식 (3)의 종속변수는 SPLIT이며 비교가능성(COMP_med), 기업집단효과(GROUPL) 및 비교가능성과 기업집단효과의 상호작용변수(COMP*GROUPL)를 관심변수로 하였다.

[표 4-7]은 가설 2-2의 검증모형인 식 (3)을 회귀분석한 결과이다.

[표 4-7] 가설 2-2에 대한 회귀분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 GROUPL_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet GROUPL_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		1.406**	1.965	
COMP_med	-	-2.840***	-3.778	1.669
GROUPL	+	0.228**	2.372	4.653
*COMP_med*GROUPL*	+	5.741**	2.515	4.046
ACRLag	+	-0.008	-0.470	2.682
MONDIF	+	0.001	0.138	1.155
LNASSET	-	-0.019	-0.650	2.821
MTB	+	0.050**	2.518	1.494
ROA	-	0.341	0.588	1.710
VROA	+	-0.102	-0.131	1.266
LEV	-	-0.435**	-2.143	2.306
BIG4	-	0.014	0.122	1.195
KOSPI	-	-0.027	-0.252	1.233
Σ *YEAR*it		포함		
Σ *IND*it		포함		
*F*값		5.123***		
Adj.R^2 *(N-obs=1,077)*		0.115		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

분석결과를 보면, 업종 중위수 기준 재무제표 비교가능성(COMP_med)의 계수는 -2.840으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 기업집단효과(GROUPL)의 계수는 0.228로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었으며, 비교가능성과 기업집단효과의 상호작용 효과를 나타내는 관심변수인 COMP_med*GROUPL의 계수는 5.741로 5% 수준에서 유의한 양(+)의

부호로 추정되었다. 따라서, 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 음(-)의 효과에 기업집단효과는 양(+)의 영향을 미쳐 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 것으로 나타났으므로 [가설 2-2]를 지지하는 결과이다. 다만, GROUPL의 영향의 크기에 대하여는 2가지 경우를 예상하였는데, 분석결과에 따르면, GROUPL의 영향이 COMP의 영향보다 더 크게 나타나, 전체적으로 GROUPL에 의해 SPLIT이 확대되는 크기는 COMP_med에 의해 SPLIT이 축소되는 크기를 상회한다는 결과를 확인하였다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 11.5%로서 가설 1-3보다 소폭 개선된 결과이다. 이는, 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계를 예측하는 모형에 기업집단효과를 추가 반영함으로써 모형의 예측력과 설명력을 제고할 수 있다는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 통제변수들에 관한 통계는 가설 1-3에 대한 회귀분석 결과와 대체로 일치하는 결과를 보였다.

이상의 결과는 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킨다는 [가설 2-2]를 지지하는 결과이다. 이는 비교가능성의 제고가 등급 판단의 편차를 줄일 수 있다고 한 Ederington(1986), Akins(2018)의 분석이 성립하더라도 채권시장에 정보비대칭을 유발하는 요인들에 대한 적극적인 통제장치가 추가로 마련되어야 한다는 점을 시사하는 것으로 해석된다.

4.3.6 가설 3-1의 검증

상위등급에 속하는 기업은 기업의 신용위험 변화를 채권등급에 반영하는 속도에 영향을 미치므로 이러한 효과를 반영하면, 비교가능성과 등급 불일치의 관계에 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 가설 3-1은 상위등급 해당여부에 따라 2개의 하위표본을 구분하였을 때, 상위등급에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는지에 관한 것이다.

[표 4-8] 하위표본별 가설 3-1에 대한 회귀분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		상위등급 표본 (N-obs=464)		상위등급외 표본 (N-obs=613)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		4.178***	4.017	0.024	0.025
COMP_med	-	8.323	1.601	-2.073***	-2.755
ACRLag	+	-0.237***	-5.332	0.034	1.511
MONDIF	+	-0.010	-0.643	0.013	1.058
LNASSET	-	-0.011	-0.251	0.001	0.026
MTB	+	0.042*	1.799	0.002	0.049
ROA	-	1.910**	2.245	-0.575	-0.729
VROA	+	-1.090	-1.151	-0.690	-0.578
LEV	-	-0.965***	-3.751	0.585*	1.903
BIG4	-	1.450***	4.206	-0.095	-0.796
KOSPI	-	0.138	0.671	-0.121	-1.000
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		6.754***		5.396***	
$Adj.R^2$		0.285		0.187	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-8]은 가설 3-1의 검증모형인 식 (2)를 하위표본별로 회귀분석한 결과이다. 분석결과는 하위표본별로 COMP_med의 유의수준 차이를 나타내고 있는데, 상위등급 표본에서 COMP_med의 계수는 8.323으로 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이는, 상위등급 표본에서는 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계가 약화될 것이라는 [가설 3-1]을 지지하는 통계적 결과이다. 한편, 상위등급외 표본에서 COMP_med의 계수는 -2.073으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 가설 1-3에서 나타난 비교가능성과

등급 불일치의 관계와 일치하는 결과로 해석된다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 상위등급 표본의 설명력이 28.5%로서 상위등급외 표본의 설명력보다 높게 나타났다. 이는 상위등급 표본에서 COMP_t10이 SPLIT에 미치는 영향이 약화되는 것으로 나타났지만, 모형 설명력에 있어서는 관심변수 외에 ROA, LEV, BIG4 등 주요 통제변수들의 통계적 유의성이 상승하여 모형 설명력이 높아지는 효과가 나타난 것이다. 따라서, 예상과 달리 상위등급 표본의 모형 설명력이 더 높게 나타난 것으로 추측된다.

이상의 결과는 상위등급 기업에 대해서는 신용위험의 반영과 등급조정의 속도에 차별성이 나타나 실질 신용도와 ACR의 차이가 발생하는 경향이 있다고 한 임형준(2012)의 결과와 일관되며, 신용위험 발생 시 하위등급보다 상위등급에서 더 긴 등급조정 기간이 관찰된다고 한 김석진 등(2017)의 분석과 일치하므로 [가설 3-1]을 지지하는 결과이다.

4.3.7 가설 3-2의 검증

가설 3-2는 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 식 (4)의 종속변수는 SPLIT이며 비교가능성(COMP), 상위등급효과(HighG) 및 비교가능성과 상위등급효과의 상호작용변수(COMP*HighG)를 관심변수로 하였다.

[표 4-9]는 가설 3-2의 검증모형인 식 (4)를 회귀분석한 결과이다.

분석결과를 보면, 비교가능성(COMP_med)의 계수는 -3.392로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 상위등급효과(HighG)의 계수는 0.336으로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었으며, 비교가능성과 상위등급효과의 상호작용 효과를 나타내는 COMP_med*HighG의 계수는 4.953으로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 따라서, 비교가능성이 등급 불일치에 미치는 음(-)의 효과에 상위등급효과는 양(+)의 영향을 미쳐 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 것으로 나타났으므로 [가설 3-2]를 지지하는 결과이다. 다만, HighG의 영향의 크기에 대하여는 2

가지 경우를 예상하였는데, 분석결과에 따르면, HighG의 영향이 COMP의 영향보다 더 크게 나타나, 전체적으로 HighG에 의한 SPLIT의 확대 폭은 COMP_med에 의한 SPLIT의 축소 폭을 상회한다는 결과를 확인하였다.

[표 4-9] 가설 3-2에 대한 회귀분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 HighG_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet HighG_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		0.762	1.242	
COMP_med	-	-3.392***	-4.388	1.769
HighG	+	0.336**	2.574	3.654
*COMP_med*HighG*	+	4.953***	2.688	2.824
ACRLag	+	-0.020	-1.009	3.655
MONDIF	+	0.001	0.052	1.162
LNASSET	-	0.002	0.078	2.286
MTB	+	0.052***	2.645	1.499
ROA	-	0.102	0.175	1.735
VROA	+	-0.086	-0.112	1.258
LEV	-	-0.434**	-2.141	2.300
BIG4	-	0.073	0.645	1.172
KOSPI	-	-0.039	-0.371	1.173
$\Sigma YEAR_{it}$		포함		
ΣIND_{it}		포함		
*F*값		5.174***		
$Adj.R^2$ (N-obs=1,077)		0.117		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 11.7%로서 가설 1-3 및 가설 2-2보다 소폭 개선된 결과이다. 이는, 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계

를 예측하는 모형에 상위등급효과를 추가 반영함으로써 모형의 예측력과 설명력을 제고할 수 있다는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 통제변수들에 관한 통계는 가설 1-3에 대한 회귀분석 결과와 대체로 일치하는 결과를 보였다.

이상의 결과는 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킨다는 [가설 3-2]를 지지하는 결과이다. 이는 비교가능성의 제고가 등급 판단의 편차를 줄일 수 있다고 한 Ederington(1986), Akins(2018)의 분석이 성립하더라도 채권시장에 정보비대칭을 유발하는 요인들에 대한 적극적인 통제장치가 추가로 마련되어야 한다는 점을 시사하는 것으로 해석된다.

[표 4-10]은 이상의 검증 결과를 요약한 결과이며, 가설 1-1, 가설 1-2, 가설 1-3, 가설 2-1, 가설 2-2, 가설 3-1, 가설 3-2는 예상대로 모두 채택되는 것으로 나타났다.

[표 4-10] 가설 검증 결과 요약

가설	가설 내용	β_1	β_2	β_3	채택 여부
가설 1-1	비교가능성 → ACR 상승	+ (***)			채택
가설 1-2	비교가능성 → BIR 상승	+ (***)			채택
가설 1-3	비교가능성 → SPLIT 축소	− (***)			채택
가설 2-1	기업집단 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 약화	− ( )			채택
	기업집단외 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 유지	− (***)			
가설 2-2	기업집단효과가 비교가능성과 SPLIT의 관계를 약화	− (***)	+ (**)	+ (**)	채택
가설 3-1	상위등급 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 약화	+ ( )			채택
	상위등급외 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 유지	− (***)			
가설 3-2	상위등급효과가 비교가능성과 SPLIT의 관계를 약화	− (***)	+ (**)	+ (***)	채택

주) 1. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4 추가분석 (1)

본 분석에서 수립한 가설 및 모형의 구조를 그대로 유지하되, 본 분석에서 비교가능성의 측정치로 사용한 COMP_med(업종 중위수를 기준으로 측정한 비교가능성 값) 대신 COMP_t10(업종별 비교가능성 값 상위 10사의 평균)으로 대체하여 연구모형 및 가설의 강건성을 검증하였다. De Franco et al.(2011)에 의하면 상위 n사 평균에 의한 비교가능성 척도는 업종 중위수 기준 비교가능성 척도에 비하여 평균이 더 크며, 표준편차도 더 큰 것으로 나타나 측정치의 안정성을 다소 해칠 수 있음을 시사하였다. 이와 관련하여 이들은 n사를 몇 개로 할지 명확한 근거로 결정할 수 없어 상위 4사 평균과 상위 10사 평균을 모두 산출하여 분석한 결과, 측정방법을 달리하더라도 분석결과에는 별다른 차이가 없었음을 밝힌 바 있다. 다만, 측정치의 안정성 측면에서 10사를 기준으로 산출하는 것이 다소 유리할 것이라는 판단에 따라 본 추가분석에서는 10사를 기준으로 한 비교가능성 측정치를 이용하였다.

4.4.1 가설 1-1에 대한 추가분석

가설 1-1은 비교가능성이 클수록 ACR을 향상시키는 양(+)의 영향을 미치는지에 관한 것이다. 추가분석을 위한 검증모형은 식 (1)이며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. 식 (1)을 회귀분석한 추가분석 결과는 [표 4-11]과 같다.

분석결과를 보면, 종속변수 ACR과 관련하여 관심변수인 재무제표 비교가능성(COMP_t10)의 계수는 6.859로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 이는 비교가능성 측정치를 COMP_t10으로 변경하더라도 비교가능성은 회사채 등급 ACR을 향상시키는 영향을 미친다는 것을 나타낸다.

또한, 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 92.4%로서 모형의 설명력은

본 분석과 동일한 것으로 나타났다. 통제변수에 대하여도 추가분석의 결과는 전체적으로 본 분석과 차이가 없이 일관된 방향성을 나타내는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 재무제표의 비교가능성이 클수록 ACR을 향상시키는 효과가 유의하게 나타날 것이라는 [가설 1-1]의 검증 결과가 비교가능성 척도의 측정방법을 변경하여 수행한 추가분석에서도 강건하게 성립하는 것으로 해석된다.

[표 4-11] 가설 1-1에 대한 추가분석 결과

$$ACR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_{j\Sigma YEAR_{i,t}} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $ACR_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		0.122	0.222	
COMP_t10	+	6.859***	9.809	1.220
ACRLag	+	0.975***	64.917	2.622
MONDIF	+/-	0.054***	5.796	1.152
LNASSET	+	0.003	0.110	2.172
MTB	+	0.012	0.662	1.486
ROA	+	3.419***	6.475	1.701
VROA	-	-0.444	-0.630	1.257
LEV	-	-0.198	-1.069	2.292
BIG4	+	0.039	0.378	1.163
KOSPI	+	-0.001	-0.011	1.159
Σ *YEAR*$_t$		포함		
Σ *IND*$_i$		포함		
*F*값		409.414***		
Adj.R^2 *(N-obs=1,077)*		0.924		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4.2 가설 1-2에 대한 추가분석

가설 1-2는 비교가능성이 클수록 채권내재등급(BIR)을 향상시키는 양(+)의 영향을 미치는지에 관한 것이다. 추가분석을 위한 검증모형은 식 (1)이며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. 식 (1)을 회귀분석한 추가분석 결과는 [표 4-12]와 같다.

[표 4-12] 가설 1-2에 대한 추가분석 결과

$$BIR_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_{j\Sigma YEAR_{i,t}} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $BIR_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		3.975***	4.571	
COMP_t10	+	9.229***	8.344	1.220
ACRLag	+	1.051***	44.223	2.622
MONDIF	+/-	0.077***	5.223	1.152
LNASSET	+	-0.164***	-4.354	2.172
MTB	+	0.121***	4.236	1.486
ROA	+	5.610***	6.716	1.701
VROA	-	-2.401**	-2.154	1.257
LEV	-	-0.920***	-3.142	2.292
BIG4	+	-0.231	-1.406	1.163
KOSPI	+	0.330**	2.180	1.159
Σ *YEAR*$_t$		포함		
Σ *IND*$_i$		포함		
*F*값		223.060***		
Adj.R^2 *(N-obs=1,077)*		0.868		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

분석결과를 보면, 종속변수 BIR과 관련하여 관심변수인 재무제표 비교가

능성(COMP_t10)의 계수는 9.229로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 이는 비교가능성 측정치를 COMP_t10으로 변경하더라도 비교가능성은 BIR을 향상시키는 영향을 미친다는 것을 나타낸다.

또한, 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 86.8%로서 모형의 설명력은 본 분석과 차이가 없는 것으로 나타났다. 통제변수에 대하여도 추가분석의 결과는 전체적으로 본 분석과 차이가 없이 일관된 방향성을 나타내는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 비교가능성이 클수록 BIR이 상승할 것이라는 [가설 1-2]의 검증 결과가 비교가능성의 측정방법을 변경하여 수행한 추가분석에서도 강건하게 성립하는 것으로 해석된다.

4.4.3 가설 1-3에 대한 추가분석

가설 1-3은 재무제표 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 영향을 미치는지에 관한 것이다. 추가분석을 위한 검증모형은 식 (2)이며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. 식 (2)를 회귀분석한 추가분석 결과는 [표 4-13]과 같다.

분석결과를 보면, 종속변수 SPLIT과 관련하여 관심변수인 재무제표 비교가능성(COMP_t10)의 계수는 -2.872로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 비교가능성 측정치를 COMP_t10으로 변경하더라도 비교가능성은 등급 불일치 크기를 축소시키는 영향을 미친다는 것을 나타낸다. 통제변수에 대하여도 추가분석의 결과는 전체적으로 본 분석과 차이가 없이 일관된 방향성을 나타내는 것으로 나타났다.

또한, 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 11.1%로서 모형의 설명력은 본 분석과 차이가 없는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 비교가능성이 클수록 등급 불일치의 크기가 줄어드는 효과가 나타날 것이라는 [가설 1-3]에 대한 본 분석의 검증 결과가 비교가능성의 측정방법을 변경하여 수행한 추가분석에서도 강건하게 성립하는 것으로 해석된다.

[표 4-13] 가설 1-3에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		1.072*	1.778	
COMP_t10	-	-2.872***	-3.746	1.220
ACRLag	+	-0.004	-0.230	2.622
MONDIF	+	0.002	0.164	1.152
LNASSET	-	-0.007	-0.273	2.172
MTB	+	0.048**	2.431	1.486
ROA	-	0.272	0.471	1.701
VROA	+	-0.118	-0.153	1.257
LEV	-	-0.424**	-2.091	2.292
BIG4	-	0.038	0.331	1.163
KOSPI	-	-0.051	-0.482	1.159
$\Sigma YEAR_t$		포함		
ΣIND_i		포함		
*F*값		5.213***		
$Adj.R^2$ (N-obs=1,077)		0.111		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4.4 가설 2-1에 대한 추가분석

가설 2-1은 기업집단 소속여부에 따라 2개의 하위표본을 구분하였을 때, 기업집단에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는지에 관한 것이다. 추가분석에서는 식 (2)를 기업집단 소속여부에 따른 하위표본별로 구분 적용하였으며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. [표 4-14]는 가설 2-1의 검증모형인 식

(2)를 하위표본별로 회귀분석한 결과이다.

[표 4-14] 가설 2-1에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		기업집단 표본 (N-obs=589)		기업집단외 표본 (N-obs=488)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		1.647	1.574	-2.345	-1.517
COMP_t10	-	-4.904	-0.621	-2.826***	-3.391
ACRLag	+	-0.062**	-2.451	0.016	0.634
MONDIF	+	0.002	0.168	0.011	0.662
LNASSET	-	-0.006	-0.166	0.110*	1.815
MTB	+	0.064**	2.173	0.026	0.868
ROA	-	-0.269	-0.344	0.864	0.957
VROA	+	0.754	0.760	-0.860	-0.669
LEV	-	-0.679**	-2.450	-0.566*	-1.707
BIG4	-	0.925*	1.805	-0.122	-0.971
KOSPI	-	0.089	0.644	-0.090	-0.476
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		3.170***		4.649***	
$Adj.R^2$		0.106		0.193	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

분석결과는 하위표본별로 COMP_t10의 유의수준 차이를 나타내고 있는데, 기업집단 표본에서 COMP_t10의 계수는 -4.904로 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이는, 기업집단 표본에서는 비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계가 약화될 것이라는 [가설 2-1]의 본 분석의 결론을 지지하는 통계적 결과이다. 한편, 기업집단외 표본에서 COMP_t10의 계수는 -2.826으로 1%

수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 가설 1-3에서 나타난 비교가능성과 등급 불일치의 관계 및 가설 2-1의 본 분석의 결과와 일치하는 결과이다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 하위표본별로 큰 차이가 있으며 기업집단외 표본의 설명력이 19.3%로서 기업집단 표본의 설명력보다 높게 나타났다. 이는, 기업집단 표본에서는 COMP의 통계적 유의성이 나타나지 않아 전체적인 모형의 설명력이 낮아진다는 본 분석의 결과와 전체적으로 일치하는 것으로 해석할 수 있다.

4.4.5 가설 2-2에 대한 추가분석

가설 2-2는 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 추가분석을 위한 검증모형은 식 (3)이며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. 식 (3)을 회귀분석한 추가분석 결과는 [표 4-15]와 같다.

분석결과를 보면, 비교가능성(COMP_t10)의 계수는 -2.958로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 기업집단효과(GROUPL)의 계수 및 비교가능성과 기업집단효과의 상호작용 효과를 나타내는 관심변수인 COMP_t10*GROUPL의 계수는 각각 0.047, 0.301로 통계적 유의성은 나타나지 않았다. 따라서, 비교가능성 측정치를 COMP_t10으로 변경하여 수행한 추가분석에서는 기업집단효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 효과의 통계적 유의성은 부족하여 [가설 2-2]의 본 분석의 결과를 지지하지 않는 것으로 나타났다. 한편, 비교가능성 측정치를 COMP_t10으로 변경하면 예상과는 달리 기업집단효과를 고려한 후에도 전체적으로 비교가능성이 등급 불일치 크기를 유의하게 줄이는 효과가 유지되는 것으로 나타났다.

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 11.0%로서 본 분석의 설명력보다는 소폭 하락한 결과이나 전체적으로는 본 분석과 일관된 값을 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 통제변수에 대하여도 추가분석의 결과는 전체적으로 본 분석과 차이가 없이 일관된 방향성을 나타내는 것으로 나타났다.

[표 4-15] 가설 2-2에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 GROUPL_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet GROUPL_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		1.342*	1.866	
COMP_t10	-	-2.958***	-3.802	1.255
GROUPL	+	0.047	0.543	3.837
*COMP_t10*GROUPL*	+	0.301	0.045	2.985
ACRLag	+	-0.005	-0.284	2.740
MONDIF	+	0.002	0.165	1.156
LNASSET	-	-0.017	-0.568	2.801
MTB	+	0.049**	2.461	1.500
ROA	-	0.262	0.450	1.719
VROA	+	-0.082	-0.106	1.264
LEV	-	-0.436**	-2.123	2.344
BIG4	-	0.025	0.219	1.192
KOSPI	-	-0.033	-0.304	1.228
Σ *YEAR*it		포함		
Σ *IND*it		포함		
*F*값		4.914***		
$Adj.R^2$ *(N-obs=1,077)*		0.110		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4.6 가설 3-1에 대한 추가분석

가설 3-1은 상위등급 해당여부에 따라 2개의 하위표본을 구분하였을 때, 상위등급에 속하는 경우에는 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는지에 관한 것이다. 추가분석에서는 식 (2)를 상위등급 여부에 따른 하위표본별

로 구분 적용하였으며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. [표 4-16]은 가설 3-1의 검증모형인 식 (2)를 하위표본별로 회귀분석한 결과이다.

[표 4-16] 가설 3-1에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		상위등급 표본 (N-obs=464)		상위등급외 표본 (N-obs=613)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		4.134***	4.013	0.011	0.011
COMP_t10	-	13.154**	2.356	-1.979**	-2.540
ACRLag	+	-0.238***	-5.371	0.032	1.425
MONDIF	+	-0.010	-0.595	0.012	0.977
LNASSET	-	-0.012	-0.262	0.003	0.087
MTB	+	0.042*	1.782	0.004	0.100
ROA	-	1.860**	2.202	-0.595	-0.754
VROA	+	-1.012	-1.075	-0.764	-0.639
LEV	-	-0.946***	-3.682	0.572*	1.854
BIG4	-	1.515***	4.383	-0.100	-0.833
KOSPI	-	0.162	0.792	-0.106	-0.880
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		6.894***		5.350***	
$Adj.R^2$		0.289		0.185	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

분석결과는 하위표본별로 COMP_t10의 유의수준 차이를 나타내고 있는데, 상위등급 표본에서 COMP_t10의 계수는 13.154로 예상과 반대방향으로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 이는, 상위등급 표본에서는

비교가능성과 등급 불일치 크기의 관계가 약화될 것이라는 [가설 3-1]의 본 분석의 결론을 초월하여 둘 사이의 관계가 오히려 악화될 것임을 시사하는 통계적 결과이다. 한편, 상위등급외 표본에서 COMP_t10의 계수는 -1.979로 5% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 이는 가설 1-3에서 나타난 비교가능성과 등급 불일치의 관계 및 가설 3-1의 본 분석의 결과와 일치하는 결과이다.

한편, 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 본 분석과 동일하게 상위등급 표본의 설명력이 상위등급외 표본의 설명력보다 높게 나타났다. 이는 상위등급 표본에서 COMP_t10이 SPLIT에 미치는 영향이 약화되는 것으로 나타났지만, 모형 설명력에 있어서는 관심변수 외에 ROA, LEV, BIG4 등 주요 통제변수들의 통계적 유의성이 상승하여 모형 설명력이 높아지는 효과가 나타난 것으로서 가설 3-1의 본 분석과 일치하는 결과이다.

4.4.7 가설 3-2에 대한 추가분석

가설 3-2는 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 추가분석을 위한 검증모형은 식 (4)이며, 비교가능성 측정치 외에 이 식에서 사용하는 기타 모든 변수는 동일하게 유지하였다. 식 (4)를 회귀분석한 추가분석 결과는 [표 4-17]과 같다.

분석결과를 보면, COMP_t10의 계수는 -2.737으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었다. 상위등급효과(HighG)의 계수 및 비교가능성과의 상호작용 효과를 나타내는 COMP_t10*HighG의 계수는 각각 0.409, 11.769로 각각 1%와 5% 유의수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. 따라서, COMP가 SPLIT에 미치는 음(-)의 효과에 HighG는 양(+)의 영향을 미쳐 COMP와 SPLIT의 관계를 약화시키는 것으로 나타났다. 한편, HighG의 영향의 크기에 관하여 분석결과를 살펴보면, HighG의 영향이 COMP의 영향보다 더 크게 나타나 전체적으로 HighG에 의한 SPLIT의 확대 폭은 COMP에 의한 SPLIT의 축소 폭을 상회한다는 결과를 확인하였다. 이상의 결과는 상위등급효과에 따라 등급 불일치 크기가 확대될 것이라는 [가설 3-2]에 대한 본

분석의 검증 결과가 비교가능성의 측정방법을 변경하여 수행한 추가분석에서도 강건하게 성립하는 것으로 해석된다.

[표 4-17] 가설 3-2에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 HighG_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet HighG_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$		
		계수	t-값	VIF
(상수)		2.325***	3.528	
COMP_t10	-	-2.737***	-3.554	1.253
HighG	+	0.409***	4.603	4.001
*COMP_t10*HighG*	+	11.769**	2.097	1.939
ACRLag	+	-0.044**	-2.313	3.607
MONDIF	+	-0.004	-0.400	1.171
LNASSET	-	-0.035	-1.314	2.290
MTB	+	0.026	1.311	1.571
ROA	-	0.545	0.944	1.721
VROA	+	-0.107	-0.139	1.258
LEV	-	-0.224	-1.088	2.400
BIG4	-	0.044	0.387	1.163
KOSPI	-	-0.074	-0.708	1.165
$\Sigma YEAR_{it}$		포함		
ΣIND_{it}		포함		
*F*값		5.622***		
$Adj.R^2$ (N-obs=1,077)		0.127		

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값은 12.7%로서 본 분석의 설명력보다는 소폭 상승한 결과이며 전체적으로 본 분석과 일관된 값을 나타낸 것으로 해석할 수 있다. 통제변수에 대하여도 추가분석의 결과는 전체적으로 본 분석

과 차이가 없이 일관된 방향성을 나타내는 것으로 나타났다.

이상과 같이 추가분석을 통하여 가설 1-1부터 가설 3-2까지의 강건성을 확인한 결과를 요약하면 [표 4-18]과 같다. 가설 1-1, 가설 1-2, 가설 1-3, 가설 2-1, 가설 3-1 및 가설 3-2에서는 예상대로 본 분석과 동일한 결과가 나타나서, 모형의 강건성을 지지하는 결과로 해석할 수 있었다. 다만, 가설 2-2에서는 기업집단효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킨다는 가설을 통계적으로 지지하지 않는 결과를 확인하였다. 이는 본 분석의 검증 결과와 일치하지 않는 결과이므로 기업집단효과에 관하여는 비교가능성 척도 변경에 따른 강건성이 확인되지 않았다고 할 수 있다.

[표 4-18] 가설에 대한 추가분석 결과 요약

가설	가설 내용	β_1	β_2	β_3	채택 여부
가설 1-1	비교가능성 → ACR 상승	+ (***)			채택
가설 1-2	비교가능성 → BIR 상승	+ (***)			채택
가설 1-3	비교가능성 → SPLIT 개선	– (***)			채택
가설 2-1	기업집단 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 약화	– ( )			채택
	기업집단외 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 유지	– (***)			
가설 2-2	기업집단효과가 비교가능성과 SPLIT의 관계를 약화	– (***)	+ ( )	+ ( )	기각
가설 3-1	상위등급 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 약화	+ (**)			채택
	상위등급외 표본 비교가능성 → SPLIT 축소효과 유지	– (**)			
가설 3-2	상위등급효과가 비교가능성과 SPLIT의 관계를 약화	– (***)	+ (***)	+ (**)	채택

주) 1. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.5 추가분석 (2)

가설에 대한 추가분석 (2)에서는 강경훈 등(2015)[30]과 안경희 등(2018)[31]의 선행연구를 참고하여 표본을 Inflation표본과 Deflation표본으로 구분하여 하위표본별 통계적 유의성에 차이점이 발생하는지를 살펴보았으며, 특히 Inflation표본에서 비교가능성이 등급 불일치의 크기에 유의한 영향을 차별적으로 미치는지를 분석하였다. 하위표본은 다음과 같은 기준을 적용하여 구분하였다.

-Inflation표본: ACR〉=BIR에 해당하는 기업-연도 표본
-Deflation표본: ACR〈=BIR기타에 해당하는 기업-연도 표본

한편, 하위표본별 추가분석을 위한 재무제표 비교가능성의 측정치는 본 분석에서 사용한 COMP_med를 기준으로 실시하였으며, COMP_t10에 대한 분석은 생략하였다.

4.5.1 가설 1-3에 대한 추가분석 (2)

가설 1-3은 재무제표 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 영향을 미치는지에 관한 것이다. 추가분석을 위하여 Inflation표본과 Deflation표본 등 2개의 표본으로 구분하여 회귀분석을 실시하였다. 추가분석을 위한 검증모형은 식 (2)이며, 비교가능성 측정치(COMP_med), 종속변수, 관심변수 및 기타 모든 통제변수는 본 분석과 동일하게 유지하였다. 하위표본에 대한 추가분석 결과는 [표 4-19]와 같다.

분석결과를 보면, Inflation표본에서 관심변수인 재무제표 비교가능성

30) 강경훈 등(2015)의 연구에서는 ACR이 BIR보다 높은 경우에는 등급 인플레이션이 존재한다는 것을 나타내는 표지일 수 있다고 하였다.

31) 안경희 등(2018)의 연구에서는 BIR이 ACR보다 높은 경우에는 향후의 ACR 등급 변경 가능성을 나타내는 신호일 수 있다고 하였다.

(COMP_med)의 계수는 −2.474로 1% 수준에서 유의한 음(−)의 부호로 추정된 반면, Deflation표본에서 비교가능성의 계수는 2.112로 예상과 다른 추정결과가 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값에 대해서도 Inflation표본에 대한 설명력이 35.8%로서 Deflaion표본보다 매우 높게 나타났다.

[표 4-19] 하위표본별 가설 1-3에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		Inflation 표본 (N-obs=697)		Deflation 표본 (N-obs=836)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		−1.460**	−2.523	2.583***	3.949
COMP_med	−	−2.474***	−4.227	2.112	0.740
ACRLag	+	−0.027*	−1.859	0.044**	2.204
MONDIF	+	−0.008	−0.826	0.008	0.638
LNASSET	−	0.077***	3.179	−0.092***	−3.117
MTB	+	−0.053**	−2.186	0.070***	3.381
ROA	−	−1.314**	−2.369	1.498**	2.264
VROA	+	1.219	1.637	−0.894	−1.035
LEV	−	0.155	0.787	−0.466**	−2.151
BIG4	−	0.224**	1.981	−0.104	−0.875
KOSPI	−	−0.247**	−2.540	0.052	0.421
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		13.132***		6.178***	
Adj.R^2		0.358		0.166	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

이상의 결과는 등급 불일치의 유형에 따라 하위표본을 구분하여 [가설

1-3]의 성립을 분석하였을 때 Inflation표본에서는 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과가 본 분석과 동일하게 나타나는 반면, Deflation표본에서는 통계적으로 유의한 결과가 확인되지 않았다는 것으로 해석된다.

4.5.2 가설 2-2에 대한 추가분석 (2)

가설 2-2는 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 추가분석에서는 Inflation표본과 Deflation표본으로 구분된 하위표본에 대하여 식 (3)의 모형에 의한 회귀분석을 실시하였으며, 비교가능성 측정치(COMP_med), 종속변수, 관심변수 및 기타 모든 통제변수는 본 분석과 동일하게 유지하였다. 하위표본에 대한 추가분석 결과는 [표 4-20]과 같다.

분석결과를 보면, Inflation표본에서 관심변수인 재무제표 비교가능성(COMP_med)의 계수는 -2.309로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었고, GROUPL의 계수는 0.086으로 통계적 유의성이 나타나지 않았고, 상호작용항(COMP_med*GROUPL)의 계수는 4.973으로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. GROUPL의 계수의 통계적 유의성은 나타나지 않았으나 부호의 방향은 예상과 일치하였고, 상호작용항의 결과와 결합하여 고려하였을 때, 전체적으로 본 분석의 결론과 다르지 않은 것으로 해석할 수 있다.

반면, Deflation표본에서 비교가능성의 계수는 1.831로 예상과 반대방향의 부호로 나타났으며, GROUPL의 계수는 0.016으로 통계적 유의성이 나타나지 않았고, 상호작용항(COMP_med*GroupL)의 계수는 -3.301로 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이와 같이 전체적으로 Deflation표본의 결과는 본 분석과 일치하지 않는 것으로 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값에 대해서도 Inflation표본에 대한 설명력이 36.5%로서 비교가능성이 등급 불일치 수준 개선에 미치는 영향은 Inflation표본에서만 강하게 나타나는 것으로 확인되었다.

[표 4-20] 하위표본별 가설 2-2에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 GROUPL_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet GROUPL_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		Inflation 표본 (N-obs=697)		Deflation 표본 (N-obs=836)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		-1.971***	-2.796	3.136***	4.087
COMP_med	-	-2.309***	-3.883	1.831	0.619
GROUPL	+	0.086	0.940	0.016	0.101
*COMP_med*GROUPL*	+	4.973***	2.664	-3.301	-0.628
ACRLag	+	-0.030**	-2.071	0.044**	2.150
MONDIF	+	-0.008	-0.889	0.010	0.795
LNASSET	-	0.098***	3.426	-0.113***	-3.430
MTB	+	-0.054**	-2.246	0.071***	3.436
ROA	-	-1.171**	-2.113	1.467**	2.208
VROA	+	1.070	1.439	-0.815	-0.940
LEV	-	0.157	0.803	-0.501**	-2.301
BIG4	-	0.224**	1.967	-0.124	-1.034
KOSPI	-	-0.256**	-2.516	0.087	0.695
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		12.752***		5.886***	
$Adj.R^2$		0.365		0.166	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

이상의 결과는 등급 불일치의 유형에 따라 하위표본을 구분하여 [가설 2-2]의 성립을 분석하였을 때 Inflation표본에서는 기업집단효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 효과가 본 분석과 유사하게 나타나는 반면, Deflation표본에서는 통계적으로 유의한 결과가 확인되지 않아 본 분석과 일치하지 않는 결과가 나타났다는 것으로 해석된다.

4.5.3 가설 3-2에 대한 추가분석 (2)

가설 3-2는 상위등급효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는지에 관한 것이다. 추가분석에서는 Inflation표본과 Deflation표본으로 구분된 하위표본에 대하여 식 (4)의 모형에 의한 회귀분석을 실시하였으며, 비교가능성 측정치(COMP_med), 종속변수, 관심변수 및 기타 모든 통제변수는 본 분석과 동일하게 유지하였다. 하위표본에 대한 추가분석 결과는 [표 4-21]과 같이 나타났다.

분석결과를 보면, Inflation표본에서 관심변수인 재무제표 비교가능성(COMP_med)의 계수는 -2.653으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호로 추정되었으며, 상위등급효과(HighG)의 계수는 0.043으로 통계적 유의성이 나타나지 않았고, 상호작용항(COMP_med*HighG)의 계수는 6.487로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었다. HighG의 계수의 통계적 유의성은 나타나지 않았으나 부호의 방향은 예상과 일치하였고, 상호작용항의 결과와 결합하여 고려하였을 때, 전체적으로 본 분석의 결론과 다르지 않은 것으로 해석할 수 있다.

반면, Deflation표본에서 비교가능성의 계수는 1.361로 통계적 유의성이 나타나지 않았고, 상위등급효과(HighG)의 계수는 0.817로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호로 추정되었으며, 상호작용항(COMP_med*HighG)의 계수는 4.457로 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이와 같이 전체적으로 Deflation표본의 결과는 본 분석과 일치하지 않는 것으로 나타났다. 모형의 설명력을 나타내는 Adj-R^2값에 대해서도 Inflation표본에 대한 설명력이 36.9%인데 반하여 Deflaion표본에 대한 설명력은 23.0%로서 비교가능성이 등급 불일치 수준 개선에 미치는 영향은 Inflation표본에서만 강하게 나타나는 것으로 확인되었다.

[표 4-21] 하위표본별 가설 3-2에 대한 추가분석 결과

$$SPLIT_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 HighG_{i,t} + \beta_3 COMP_{i,t} \bullet HighG_{i,t} + \gamma_1 ACRLag_{i,t} + \gamma_2 MONDIF_{i,t} + \gamma_3 LNASSET_{i,t} + \gamma_4 MTB_{i,t} + \gamma_5 ROA_{i,t} + \gamma_6 VROA_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 BIG4_{i,t} + \gamma_9 KOSPI_{i,t} + \gamma_i \Sigma IND_{i,t} + \gamma_j \Sigma YEAR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : $SPLIT_{i,t}$			
		Inflation 표본 (N-obs=697)		Deflation 표본 (N-obs=836)	
		계수	t-값	계수	t-값
(상수)		-2.035***	-3.217	5.225***	7.427
COMP_med	-	-2.653***	-4.540	1.361	0.445
HighG	+	0.043	0.418	0.817***	5.747
*COMP_med*HighG*	+	6.487***	2.917	4.457	1.015
ACRLag	+	-0.013	-0.760	-0.057**	-2.473
MONDIF	+	-0.003	-0.368	-0.003	-0.236
LNASSET	-	0.092***	3.713	-0.145***	-4.941
MTB	+	-0.043*	-1.754	0.035*	1.699
ROA	-	-1.324**	-2.389	1.988***	3.104
VROA	+	1.031	1.384	-1.026	-1.233
LEV	-	0.086	0.436	-0.164	-0.775
BIG4	-	0.213*	1.899	-0.096	-0.847
KOSPI	-	-0.231**	-2.398	0.001	0.006
$\Sigma YEAR_t$		포함		포함	
ΣIND_i		포함		포함	
*F*값		12.982***		8.352***	
$Adj.R^2$		0.369		0.230	

주) 1. 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

이상의 결과는 등급 불일치의 유형에 따라 하위표본을 구분하여 [가설 3-2]의 성립을 분석하였을 때 Inflation표본에서는 상위등급효과가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 효과가 본 분석과 유사하게 나타나는 반면, Deflation표본에서는 통계적으로 유의한 결과가 확인되지 않아 본 분석과 일치하지 않는 결과가 나타났다는 것으로 해석된다.

이상에서 실시한 Inflation표본, Deflation표본에 대한 추가분석 결과를 요약하면 [표 4-22]와 같다. 추가분석을 실시한 가설 1-3, 가설 2-2, 가설 3-2에 대하여 Inflation표본에서는 본 분석과 동일 또는 유사한 결과가 나타나 본 분석과 일관성이 있다고 할 수 있는 반면, Deflation표본에서는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않아 본 분석과의 일관성이 나타나지 않는 것으로 해석된다.

추가분석의 결과를 종합하면, 비교가능성이 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과, 기업집단효과의 반영으로 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는 효과 및 상위등급효과의 반영으로 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는 효과는 등급 인플레이션이 발생한 집단에서만 분명히 나타날 가능성이 크다는 점을 시사한다.

[표 4-22] 가설에 대한 추가분석 결과 요약

가설	가설 내용	β_1	β_2	β_3	강건성
가설 1-3	Inflation표본에 대해 비교가능성 → SPLIT 개선	− (***)			강건
	Deflation표본에 대해 비교가능성 → SPLIT 개선	+ (**)			−
가설 2-2	Inflation표본에 대해 기업집단효과 → SPLIT 개선	− (***)	+ ( )	+ (***)	강건
	Deflation표본에 대해 기업집단효과 → SPLIT 개선	+ ( )	+ ( )	+ ( )	−
가설 3-2	Inflation표본에 대해 상위등급효과 → SPLIT 개선	− (***)	+ ( )	+ (***)	강건
	Deflation표본에 대해 상위등급효과 → SPLIT 개선	+ ( )	+ (***)	+ ( )	−

주) 1. ***, **, * 는 각각 p<1%, p<5%, p<10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

Ⅴ. 결 론

5.1 연구결과 요약

본 연구의 목적은 재무제표의 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급 사이의 등급 불일치 현상에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것이다. 또한, 비교가능성이 등급 불일치를 축소하는 효과에 기업집단효과 및 상위등급 효과를 추가로 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 결과가 나타나는지를 분석하기 위한 것이다.

이를 위하여 선행연구에서 등급 불일치에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위한 실증분석을 실시한 정윤영과 박래수(2015) 및 김태규(2019)의 모형을 이용하여 개별 기업-연도의 비교가능성이 종속변수인 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치의 크기에 미치는 영향을 회귀분석하여 양 변수의 통계적 인과관계를 파악하였다. 나아가 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시킬 수 있는 주요 변수를 추가 고려하였을 때 비교가능성과 등급 불일치의 관계에 나타나는 변화를 살펴보았다.

본 연구의 구체적인 분석대상은 첫째, 재무제표 비교가능성이 클수록 채권신용등급이 상승하는 효과가 나타날 것이라는 점; 둘째, 재무제표 비교가능성이 클수록 채권내재등급이 상승하는 효과가 나타날 것이라는 점; 셋째, 재무제표 비교가능성이 클수록 등급 불일치 크기가 축소되는 효과가 나타날 것이라는 점; 넷째, 비교가능성 효과에 기업집단효과를 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것이라는 점; 마지막으로 비교가능성 효과에 상위등급효과를 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화될 것이라는 점을 분석대상으로 삼았다.

본 연구는 이에 필요한 가설들을 설정하고 모형을 회귀분석하여 검증하였다. 2011년부터 2019년까지 1,077개 기업-연도 표본을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 재무제표 비교가능성이 채권신용등급을 향상시키는 영향을 미치는지에 관한 가설 1-1의 검증 결과, 비교가능성은 예상대로 채권신용등급을 매우

유의하게 향상시키는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 비교가능성 수준이 높으면 정보탐색 비용이 절감되고 이익조정이 가능성이 감소되어 채권신용등급에 긍정적인 영향을 미치고 타인자본비용이 낮아진다는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

둘째, 재무제표 비교가능성이 채권내재등급을 향상시키는 영향을 미치는지에 관한 가설 1-2의 검증 결과, 비교가능성은 예상대로 채권내재등급을 매우 유의하게 향상시키는 것으로 나타났다. 이는 신용평가사와 채권투자자들은 재무제표에 공시된 정보를 통하여 신용위험 판단을 하므로 재무제표의 비교가능성이 높아지면 채권내재등급은 등급의 적시성 외에는 채권신용등급과 거의 유사한 등급을 제시할 것으로 기대되며, 비교가능성 수준이 높으면 타인자본비용이 낮아진다는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

셋째, 재무제표 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과를 미치는지에 관한 가설 1-3의 검증 결과, 비교가능성은 예상대로 등급 불일치의 크기를 매우 유의하게 축소시키는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 비교가능성이 채권신용등급과 채권내재등급에 거의 동일한 방향과 크기의 영향을 미치므로, 결과적으로 등급 간의 차이가 줄어드는 영향을 미칠 것이라는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

넷째, 비교가능성에 기업집단효과를 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는지에 관한 가설 2-1 및 가설 2-2의 검증 결과, 기업집단효과는 예상대로 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 것으로 나타났다. 이는 기업집단효과는 재무제표에 충분히 반영되지 않는 신용위험 요소로서 자체신용도와 최종등급(ACR) 사이에 간극을 발생시키며, 이로 인한 시장 내 정보비대칭의 증가는 등급 불일치를 확대시키는 영향을 미칠 것이라는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

마지막으로, 비교가능성에 상위등급효과를 반영하면 비교가능성과 등급 불일치의 관계가 약화되는지에 관한 가설 3-1 및 가설 3-2의 검증 결과, 상위등급효과는 예상대로 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 것으로 나타났다. 이는 상위등급 기업에 대해서는 신용평가사의 재무위험 분석에 충분히 반영되지 않는 정성적 요인에 의해 실질 신용도와 최종등급(ACR) 사이

에 간극을 발생시키며, 이로 인한 시장 내 정보비대칭의 증가는 등급 불일치를 확대시키는 영향을 미칠 것이라는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

추가분석에서 비교가능성의 측정치를 업종별 상위 10사를 기준으로 한 측정치로 대체하여 가설을 검증한 결과에서도 기업집단효과에 대한 분석결과를 제외하면 본 분석과 동일한 결과가 나타났는데, 이러한 결과는 비교가능성의 측정방법을 일부 변형하더라도 등급 불일치의 크기를 축소시키는 효과가 일관되게 나타난다는 것을 시사한다.

추가로 비교가능성이 채권의 등급인플레이션 현상의 축소에 이바지할 수 있는지를 확인하기 위하여 검증 표본을 Inflation표본과 Deflation표본으로 구분하여 분석한 결과, 비교가능성이 클수록 등급 불일치 크기를 줄이는 효과는 Inflation표본에서 더욱 유의하게 나타난다는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 비교가능성은 등급인플레이션 현상을 축소하는 효과가 있다는 것을 시사한다.

5.2 시사점 및 한계점

본 연구의 공헌점으로는 첫째, 기존 연구와 달리 재무제표 비교가능성과 주식시장의 관련성만을 대상으로 분석하지 않고, 채권시장에서 이슈가 되는 회사채신용등급과 채권내재등급의 불일치 문제를 실증분석함으로써 비교가능성이 채권등급의 평가 차이 발생에 미치는 영향을 분석하였다. 채권시장에서 비교가능성의 유용성에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

둘째, 채권신용등급에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 다수의 재무·비재무적 기업특성 요인들이 채권내재등급에도 유사한 영향을 미치는 것인지를 분석하였다. 채권시장에서 채권신용등급의 적시성을 보완하는 도구로서 채권내재등급의 유용성에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

셋째, 특정 회사채에 대한 회사채 평가기관 간의 채권신용등급 불일치를 분석대상으로 삼지 않고, 채권신용등급과 채권내재등급의 등급 불일치를 분석대상으로 함으로써 채권의 발행시장과 유통시장 간의 등급 불일치의 발생과 이에 영향을 미치는 요인에 대한 실증적 분석을 실시하였다. 비교가능성이

CRA와 채권유통시장 간의 신용위험 수준 판단에 미치는 영향에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

넷째, 한국경제에서는 기업집단의 비중이 매우 크며, 대규모 기업집단 소속 여부에 따라 기업경영에 중대한 영향을 미친다는 다수의 선행연구가 보고되었다. 분석결과, 기업집단효과는 비교가능성과 등급 불일치의 관계를 약화시키는 부정적 영향을 미친다는 사실을 확인하였으며, 비교가능성 수준 제고를 통하여 등급 불일치 축소효과를 기대하기 위해서는 재무제표에 공시되는 정보의 범위가 더욱 확대되어야 한다는 시사점을 확인하였다는 의의가 있다.

마지막으로, 상위등급 집단에 대한 차별적인 등급 책정 관행이 등급 불일치의 발생에 중요한 영향을 미친다는 사실을 확인하였는데, 비교가능성은 신용평가사의 채권신용등급 판정과정을 공개하기 곤란한 전문가 판단영역에서 평가과정의 투명성 수준을 높이고, 신용위험 반영의 적시성을 제고하도록 유도하는 역할을 할 것으로 추론할 수 있다. 비교가능성이 등급평가의 투명성 수준과 등급 적시성에 미치는 영향에 관한 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

종합하면, 2011년부터 K-IFRS가 도입된 이후 비교가능성은 신용평가등급의 일관성을 개선하는데 유의미한 기여를 하였다는 사실을 확인하였으나, 우리나라에서는 기업집단효과 및 상위등급효과에 따라 시장 참가자 사이에 등급판단의 불일치가 발생할 가능성이 크다는 점을 확인하였다. 따라서, 회계정보의 가치관련성 및 신용위험 관련성의 수준을 높여 비교가능성 수준을 제고함으로써 기업집단효과 및 상위등급효과에 따른 등급 불일치 발생가능성을 축소하여야 할 것으로 보인다. 또한 채권시장 참가자 및 기타 이해관계자들은 등급 불일치가 상시적으로 존재할 수 있다는 현실을 인식하여 채권 거래 시에는 등급 간 불일치 발생 여부를 반드시 확인함으로써, 등급 불일치 수준이 낮을수록 채권등급 및 채권가격의 신뢰성이 높다는 점을 인식해야 한다는 것을 시사한다. 감독기관은 채권투자자의 접근이 용이하도록 공시의 수준 및 정보에 대한 접근성이 강화되는 방향으로 관련 제도를 개선하여 투자자와 신용평가사들이 정보비대칭 수준을 지속적으로 감소시킬 필요가 있다는 점을 시사한다.

본 연구의 한계점으로는 전체 상장기업 중 회사채신용등급과 채권내재등급이 동시에 입수 가능한 기업을 대상으로 하여 회사채 발행기업 중 다수가 표본에서 제외되었으며, 표본의 구성이 채권 유통이 가능한 대기업 및 대규모 기업집단의 소속사가 다수를 차지하는 형태로 구성되었다는 한계가 있다. 이에 따라 채권이 발행된 기업들의 일반적인 경영행태나 재무적 특징과 차이가 있을 수 있으므로, 분석결과에 대한 해석을 일반화하는 데에는 어느 정도 한계가 있다.

또한 등급 불일치에 영향을 미치는 여러 통제변수를 사용하였으나 사외이사 비중, 기업지배구조평가, 외국인 지분율, 산업위험요인, 기업특성요인 등 여러 생략된 변수들(omitted values)에 의해서도 영향을 받을 수 있을 것으로 예상된다. 그 외에도 주요 설명변수 및 통제변수들의 관계에서 발생할 수 있는 내생성 문제(endogeneity)의 발생가능성 및 이를 차단할 방법에 대하여 충분한 검토가 이루어지지 못하였다는 한계가 있다.

아울러 비교가능성 추정치는 De Franco et al.(2011)의 모형을 사용하여 측정하였는데 업종 중위수에 의한 비교가능성 측정치(COMP_med)의 분포는 정규분포에 가깝게 안정적으로 나타났으나, 업종 상위 10사 평균을 측정하여 사용한 비교가능성 측정치(COMP_t10)의 분포는 표준편차가 크게 나타나 안정성이 취약한 것으로 나타났다. 측정치에 따라 연구결과의 강건성에는 일부 한계가 있었다. 따라서 향후 연구에서는 이러한 한계점을 감안하여 연구를 진행할 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

강경훈, 배영수, 한재준. (2015). 국내 회사채 시장의 등급인플레이션 분석. 『한국증권학회지』, 제44권 제1호, 221-245.

강민정, 이명건, 이호영. (2013). 회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향에 관한 연구. 『회계학연구』, 제38권 제1호, 281-320.

권수영, 김문철, 손성규, 최관, 한봉희. (2010). 『자본시장에서의 회계정보 유용성 -분석·평가·활용』, 서울 : 신영사.

김석진, 설병문, 김진수. (2007). 신용등급과 자본구조. 『재무연구』, 제20권 제2호, 69-92.

김선제. (2007). 우리나라 회사채의 스프레드 결정요인에 관한 실증분석 연구. 동국대학교 박사학위논문.

김용식, 박상훈, 강선아. (2017). 동일 BIG4 감사인과 K-IFRS가 회계이익의 비교가능성에 미치는 영향. 『회계학연구』, 제42권 제5호, 49-90.

김유찬, 강윤식. (2017). 횡령 및 배임 적발 이후 기업지배구조의 후속적 변화에 관한 연구. 『관리회계연구』, 제17권 제3호, 123-153.

김충환, 공재식. (2014). 한국기업에서 지배대주주와 외국인주주가 신용등급에 미치는 영향. 『한국산학기술학회지』, 제15권 제1호, 129-136.

김태규. (2019). 기업어음 신용등급 차이에 영향을 미치는 요인. 『*Journal of the Korean Data Analysis Society*』, 제21권 제1호, 273-282.

김필규. (2015). 『신용평가산업의 역할과 기능 활성화 방안』, 연구보고서 15-03 : 자본시장연구원.

김현아, 최우석, 최승욱. (2014). 이사회의 독립성 및 전문성과 투자효율성. 『경영학연구』, 제43권 제4호, 1343-1378.

박진숙, 박상규. (2014). IFRS 도입에 따른 회계이익의 변동성과 신용위험 관

련성.『국제회계연구』, 제57집, 224-240.
박진하, 권대현. (2012). 외국인주주의 지분율이 기업의 투자효율성에 미치는 영향.『회계학연구』, 제37권 제3호, 277-307.
박찬규, 전진규. (2019). 재벌 내 계열사의 중심성과 신용등급에 관한 실증연구.『재무연구』, 제32권 제1호, 33-53.
박하연, 전성빈, 김성혜. (2016). 한국상장기업의 회계투명성과 기업특성.『대한경영학회』, 제29권 제10호, 1565-1587.
박훤일. (2011). 글로벌 금융위기로 대두된 신용평가회사 이해상충 문제의 해결방안.『증권법연구』, 제12권 제1호, 111-143.
신민식, 배한철, 김수은. (2011). 기업의 신용등급이 자본구조에 미치는 영향.『경영연구』, 제26권 제2호, 141-170.
신호영, 박희진, 경규진. (2015). 재무제표의 비교가능성과 채권 스프레드.『글로벌경영학회지』, 제12권 제1호, 317-333.
안경희, 박래수, 박종원. (2018). 신용등급 변경가능성이 자본조달에 미치는 영향: 채권내재등급(BIR)과 신용등급(AR)의 차이를 중심으로.『금융공학연구』, 제17권 제2호, 23-52.
양동재, 김원신, 고대영. (2011). 채무보증이 신용평가에 미치는 영향.『회계저널』, 제20권 제3호, 101-124.
윤선주, 고재민. (2014). 회계정보의 비교가능성이 기업의 정보비대칭에 미치는 영향.『회계연구』, 제19권 제3호, 51-79.
오세경, 황인덕. (2012). 글로벌 금융위기 이후 신용평가산업의 환경변화 고찰과 주요 현안에 대한 정책제안.『한국증권학회지』, 제41권 제1호, 1-39.
오슬아, 정광호. (2015). 신용등급과 채권수익률 내재 등급의 특성 비교.『금융정보연구』, 제4권 제1호, 53-79.
이상래. (2013). 기업의 다각화와 정보비대칭이 기업가치에 미치는 영향: 자본비용을 중심으로.『회계연구』, 제18권 제1호, 177-200.
이상욱. (2009). 기업 특성이 은행·기업 관계에 미치는 영향.『재무연구』, 제22권 제2호, 37-70.

이석원, 김용식, 홍용식. (2018). 사적정보 규제강화가 정보비대칭에 미치는 영향: 공정공시제도 개정을 중심으로.『관리회계연구』, 제18권 제1호, 83-111.

임형준. (2012). 금주의 논단: 하위 신용등급 회사채시장의 구조적 이슈와 대응 방안.『주간금융브리프』, 제22권 제5호, 3-9.

임형준. (2018). 글로벌·국내 회사채 신용등급 분포와 차별화 비율 비교.『주간금융브리프』, 제27권 제23호, 12-13.

정윤영, 박래수. (2015). 회사채 등급차이에 관한 연구.『금융공학연구』, 제14권 제4호, 1699-1722.

정채중. (2011). 회사채 신용등급 결정요인에 관한 실증연구: 레버리지 비율을 중심으로. 경기대학교 석사학위논문.

진동민. (2017). 신용평가산업의 역사와 신용평가 관련 연구에 관한 고찰.『경영사학』, 제32집 제4호, 119-134.

채수준, 이호영, 유혜영. (2012). 내부회계담당인력의 인적자원 특성이 신용평가에 미치는 영향.『회계학연구』, 제37권 제1호, 229-265.

2. 국외문헌

Akins, B. (2018). Financial Reporting Quality and Uncertainty About Credit Risk Among Ratings Agencies. *The Accounting Review,* 93 (4), 1-22.

Alp, A. (2013). Structural Shifts in Credit Rating Standards. *Journal of Finance,* 68 (6), 2435-2470.

Baghai, R. P., H. Servaes, & A. Tamayo (2014). Have Rating Agencies Become More Conservative? Implications for Capital Structure and Debt Pricing. *Journal of Finance*, 69 (5), 1961-2005.

Breger, L. L., L. R. Goldberg, & O. Cheyette (2003). Market Implied Ratings: A Simple Approach to Improve The Classification of Bonds and Produce Superior Risk Forecasts. *Risk*, 16 (7), 85-89.

Boot, A. W., T. T. Milbourn, & A. Schmeits (2006). Credit Ratings As Coordination Mechanisms. *The Review of Financial Studies*, 19 (1), 81-118.

Cheng, M. & M. Neamtiu (2009). An Empirical Analysis of Changes in Credit Rating Properties: Timeliness, Accuracy and Volatility. *Journal of Accounting and Economics*, 47 (1), 108-130.

Creal, D., R. B. Gramacy, & R. S. Tsay. (2014). Market-Based Credit Ratings. *Journal of Business & Economic Statistics*, 32 (3), 430-444.

De Franco, G., S. P. Kothari, & R. S. Verdi. (2011). The Benefits of Financial Statement Comparability. *Journal of Accounting Research*, 49(4), 895-931.

De Fond, M., X. Hu, M. Hung, & X. Li. (2011). The Impact of Mandatory IFRS Adoption on Foreign Mutual Fund Ownership. *Journal of Accounting and Economics*, 51 (3), 240-258.

Duff, A. & S. Einig. (2009). Credit Ratings Quality: The Perceptions of

Market Participants and other Interested Parties. *The Britishi Accounting Review*, 41 (3), 141－153.

Ederington, L. H. (1986). Why Split Ratings Occur?. *Financial Management*, 15 (1), 37-47.

Fang, X., Y. Li, B. Xin, & W. Zhang. (2016). Financial Statement Comparability and Debt Contracting: Evidence from the Syndicated Loan Market. *Accounting Horizons*, 30 (2), 277-303.

Flannery, M. J., J. F. Houston, & F. Partnoy. (2010). Credit Default Swap Spreads as Viable Substitutes for Credit Ratings. *University of Pennsylvania Law Review*, 45 (7), 2085-2089.

Francis, J. R., M. L. Pinnuck & O. Watanabe. (2014). Auditor Style and Financial Statement Comparability. *The Accounting Review*, 89 (2), 605-633.

Hull, J., M. Predescu, & A. White. (2004). The Relationship Between Credit Default Swap Spreads, Bond Yields, and Credit Rating Announcements. *Journal of Banking & Science,* 28 (11), 2789-2811.

Jorion, P. & G. Zhang. (2009). Credit Contagion from Counterparty Risk. *The Journal of Finance*, 64 (5), 2053－2087.

Kim, S., P. Kraft, & S. G. Ryan. (2013). Financial Statement Comparability and Credit Risk. *Review of Accounting Studies*, 18 (3), 783－823.

Livingston, M. & Zhou, L. (2010). Split Bond Ratings and Information Opacity Premiums. *Financial Management*, 39 (2), 515-532.

Moody's Analytics. (2013). Complementing Agency Credit Ratings with MIR. *Credit Research and Risk Measurement,* (june, 2013).

Moody's Investors Service. (2007). Moody's Market Implied Ratings Description, Methodology, and Analytical Applications. *Moody's Credit Strategy Group Viewpoints,* (dec, 2007).

Morgan, D. P. (2002). Rating Banks: Risk and Uncertainty in an Opaque Industry. *American Economic Review*, 92(4), 874-888.

Pagano, M. & Volpin, P. (2010). Credit Ratings Failures and Policy Options. *Economic Policy,* 25 (62), 401-431.

Perraudin, W. & Taylor, A. P. (2004). On The Consistency of Ratings and Bond Market Yields. *Journal of Banking & Science,* 28 (11), 2769-2788.

Poon, W. P, R. Hasan, M. Zhang, & I. Shen. (2016). Are Market Implied Ratings Viable Alternatives to Credit Ratings?. *Conference Paper, Financial Management Association(FMA) Annual Meeting 2016.*

ABSTRACT

The Effects of Financial Statemets Comparabilities on ACR-BIR Ratings Split

Kim, Tae-San

Major in Accounting

Dept. of Business Administration

The Graduate School

Hansung University

This study examines whether financial statements comparabilities (COMP) have an effect of reducing the size of ratings split(SPLIT) between Agency Credit Ratings(ACR) and Bond Implied Ratings(BIR). In addition, it examines whether the size of SPLIT increases after considering the Chaebol effect(GROUPL) and the higher grade effect(HighG), despite the reducing effect of the comparabilities on the size of SPLIT between ACR and BIR,

In this study we selected 1,077 firm-year samples from 2011 to 2019, and measured the comparabilities by De Franco et al.(2011) method and measured the size of SPLIT between ACR and BIR according to the method presented in the previous study. In addition, we examined the effects of Chaebol effect and

higher grade effect on the size of SPLIT.

We set up the hypotheses needed for this study and conducted regression analysis(OLS) on the research samples to verify the hypotheses. The results of the empirical analyses are as follows. First, as a result of analysis of hypothesis 1-1 on whether COMP has an effect of improving the level of ACR, COMP has a significantly positive effect on ACR as expected. This result implies that higher COMP level reduces information collection cost and decreases possibility of earnings management. Second, as a result of analysis of hypothesis 1-2 on whether COMP has an effect of improving the level of BIR, COMP has a significantly positive effect on BIR as expected. This results reflect that the BIR is expected to present a almost identical ratings of ACR except for the ratings timeliness of the ACR. Third, as a result of analysis of hypothesis 1-3 on whether COMP has an effect of reducing size of SPLIT, COMP has a significantly negative effect on the size of SPLIT between ACR and BIR as expected. This results reflect that COMP will have almost identical effect on both ACR and BIR, thus COMP is expected to reduce the size of SPLIT. Forth, as a result of analysis of hypothesis 2-1 and hypothesis 2-2 on whether Chaebol effect(GROUPL) has an effect of increasing the size of SPLIT, GROUPL has a significantly positive effect on the size of SPLIT as expected, despite COMP's effect of reducing SPLIT. Finally, as a result of analysis of hypothesis 3-1 and hypothesis 3-2 on whether higher grade effect(HighG) has an effect of increasing the size of SPLIT, HighG has a significantly positive effect on the size of SPLIT as expected, despite COMP's effect of reducing SPLIT.

As a result of further analysis on the hypotheses by changing the measurement method of COMP, the regression analyses also show that every hypothesis holds except for hypothesis 2-2 about Chaebol effect(GROUPL). As a result of further analysis on the hypotheses that

COMP can contribute to the reduction of ratings inflation level by dividing the research sample into 2 sub-samples of 'Inflation sample' and 'Deflation sample', the regression analyses for the Inflation sample show that the hypotheses hold, while the regression analyses for the 'Deflation sample' show that the hypotheses don't hold. These results suggest that the relationship between COMP, GROUPL, HighG and SPLIT is more evident in the 'Inflation sample' than the 'Deflation sample', and COMP will significantly reduce the level of ratings inflation.

This study shows that Financial Statements Comparabilities have contributed to significantly reducing the size of Ratings Split between ACR and BIR since K-IFRS was adopted in 2011, and Chaebol effect and higher grade effect increase the possibility of inconsistency in judgment of Credit Risk Class among bond market participants. Therefore, this study suggests that the possibility of ratings split caused by Chaebol effect and higher grade effect should be reduced by improving the value relevance level, credit risk relevance level and comparability level of accounting information. Ratings split is a negative phenomenon which affects bond rating level and bond price reliability. Therefore, this study implies that regulators should concentrate on how to improve the accessibiliy to relevant information for Credit Rating Agencies and bond investors so that the factors reflected in credit rating evaluations lead to consistent credit rating results.

【주요어】financial statements comparability, credit ratings, bond implied ratings, BIR, ratings split, chaebol, ratings level