

회사채 평가불일치 결정요인 분석

박대근* · 박명호** · 윤정선***

본 연구는 신용평가 대상기업의 자산가치 불투명성이 평가불일치 확률에 미치는 영향을 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인을 고려하여 실증적으로 분석하였다. 분석결과, 자산가치의 불투명성이 평가불일치 확률에 미치는 영향은 평가대상기업의 파산 가능성에 따라 달라지는 것으로 추정되었다. 우선 일반적으로 자산가치의 불투명성이 높은 기업은 회사채 평가불일치가 발생할 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 자산가치의 불투명성이 신용평가기관의 군집행태를 유발함으로써 동일한 등급을 부여하는 경향이 있는 것으로 해석될 수 있다. 반면, 파산 가능성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비하여 평가불일치가 발생할 확률이 더 높았고 또한 자산가치의 불투명성이 증가할수록 평가불일치가 발생할 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과는 파산 가능성이 높을 경우 군집행태에 따르는 기대평판비용이 증가하여 신용평가기관들이 군집행태를 보이지 않으므로써 평가기관 간 평가 방식의 차이가 평가불일치로 귀결될 수 있다는 가설에 부합되는 것이다.

핵심주제어: 군집행태, 신용평가, 자산가치 불투명성, 평가불일치, 무형자산
경제학문헌목록 주제분류: G14, G32

I. 서론

신용위험 평가불일치(rating split)에 관한 선행 연구를 살펴보면, 자산가치의 불투명성(opaqueness)이 회사채 평가불일치에 미치는 영향은 신용평가기관(credit rating agency)의 군집행태(herding)에 대한 유인에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 우선 신용평가기관들의 군집행태에 대한 유인이 존재하지 않을 경우 평

* 제1저자, 카이스트 대우교수, 전화: (02) 958-3665, E-mail: sdkpark@business.kaist.ac.kr

** 공동저자, 한국조세재정연구원 연구위원, 전화: (044) 414-2258, E-mail: ecpmh@kipf.re.kr

*** 교신저자, 국민대학교 경영대학 부교수, 전화: (02) 910-4258, E-mail: jyun@kookmin.ac.kr

논문투고일: 2015. 1. 26 수정일: 2015. 4. 11 게재확정일: 2015. 5. 14

가기관 간 신용평가 방식에 체계적인 차이가 있는 한 자산가치의 불투명성은 평가불일치가 발생할 확률을 증가시키게 될 것이다(Morgan, 2002; Livingston and Zhou, 2007). 반면 신용평가기관들은 평가대상 기업 자산가치의 불투명성이 높아 정확한 평가가 어려울 경우 평가오류로 인한 평판비용을 회피하기 위하여 신용평가를 상호 일치시킴으로써 균집행태를 보일 수 있다(Stolper, 2009; Lugo 외, 2013). 따라서 자산가치의 불투명성은 평가불일치의 원인이 될 수도 있지만 반대로 신용평가기관의 균집행태를 유발함으로써 평가불일치를 감소시키는 요인으로 작용할 수도 있다.

본 연구는 국내 회사채 시장에서 동일한 회사채에 대하여 두 개 이상의 신용평가기관으로부터 신용등급을 부여받을 경우 자산가치의 불투명성이 평가불일치에 미치는 영향을 신용평가기관의 균집행태에 대한 유인을 고려하여 실증적으로 분석하였다. 만약 자산가치의 불투명성이 신용평가기관의 균집행태를 유발한다면 자산가치의 불투명성이 높은 기업은 평가불일치 현상이 발생할 가능성이 감소하게 될 것이다.

한편, Bolton 외(2012)는 평가대상 기업이 파산할 경우 잔여자산가치의 추정 등을 통해 신용평가기관의 균집행태 여부가 알려지게 될 것이므로, 평가대상 기업의 파산 가능성이 높을수록 균집행태에 수반되는 기대평판비용이 증가하고 이로 인해 균집행태에 대한 유인이 감소할 수 있음을 보였다. 따라서 본 연구에서는 자산가치의 불투명성이 평가불일치에 미치는 영향이 평가대상 기업의 파산 가능성에 따라 달라질 것이라고 기대하였다. 우선 자산가치의 불투명성은 신용평가기관의 균집행태에 대한 유인을 제공함으로써 평가불일치가 발생할 확률을 감소시킬 것이다. 그러나 만약 파산 가능성이 높을수록 균집행태에 대한 유인이 감소한다면 자산가치의 불투명성이 평가불일치를 감소시키는 효과는 평가대상 기업의 파산 가능성이 높을수록 완화되게 될 것이다.

본 연구에서는 개별 회사의 자산가치의 불투명성과 신용위험 그리고 이들이 신용평가기관의 등급 평가불일치 발생 가능성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해, 우리나라 KOSPI 상장업체의 회사채 신용등급 자료를 사용하였다.

신용평가기관의 균집행태에 대한 유인이 파산 가능성에 따라 달라질 수 있음을 고려하여 전체 표본을 신용위험에 따라 파산 가능성이 높은 기업과 낮은 기업으로 분류하고 두 그룹 간에 자산가치 불투명성이 평가불일치 확률에 미치는 영향이 달라지는지를 분석하였다. 자산가치의 불투명성을 나타내는 지표로는 Morgan(2002)과 Livingston and Zhou(2007)에서와 같이 무형자산의 비중을

활용하였다.

분석결과 본 연구에서는 국내 회사채 시장에서 자산가치의 불투명성이 평가 불일치 발생 빈도에 미치는 영향은 평가대상 기업의 신용위험에 따라 달라지는 것으로 추정되었다. 우선 자산가치의 불투명성이 높은 기업일수록 평가불일치의 빈도가 감소하는 것으로 나타났다. 또한 자산가치의 불투명성이 평가불일치 빈도에 미치는 영향은 신용위험이 높은 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 현저히 증가하는 것으로 분석되었다. 본 연구의 분석결과는 국내 회사채 평가시장에서 자산가치 불투명성이 신용등급 평가불일치를 유발할 수 있다는 가설이 파산 가능성이 높은 기업에서는 사실이지만 파산 가능성이 낮은 기업에서는 이와는 반대로 신용평가기관의 군집행태를 유발함으로써 평가불일치 발생확률을 낮추는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

본 논문은 제II절에서 선행 연구를 비교·분석하고, 신용평가불일치 현상에 대한 가설을 설정한다. 제III절은 표본구성 및 종속변수인 신용평가기관 간 평가 불일치와 주요 설명변수의 추정방법을 설명한다. 제IV절에서는 평가불일치를 비롯한 주요 변수의 기초 통계량과 실증분석 결과를 보여준다. 제V절은 간단한 요약과 함께 논문을 마무리짓는다.

II. 선행 연구 및 가설설정

1. 해외 연구

(1) 자산가치의 불투명성과 평가불일치

글로벌 신용평가회사들이 동일한 채권에 대하여 서로 다른 신용등급을 부과하는 평가불일치 현상은 드문 일이 아니다. Livingston and Zhou(2007)는 1983년부터 2000년까지 미국의 회사채 평가결과를 분석한 결과 글로벌 신용평가업체인 S&P와 Moody's 간의 회사채평가 불일치 비율이 문자등급의 경우에는 20%, 문자등급 내 하위등급(notch)을 포함할 경우에는 50%에 달하는 것으로 나타났다. Moon and Stotsky(1993)와 Pottier and Sommers(1999)의 연구결과에 따르면 일반적으로 신용평가기관이 활용하는 신용평가 방식은 서로 상이하며 평가에 사용되는 변수 또한 일치하지 않는다는 것을 발견하였다. Livingston and Zhou(2008)는 무디스와 S&P의 신용등급을 분석한 결과 두 기관의 신용평가 결과에

체계적인 차이가 있다고 주장하였다. 이들은 무디스가 S&P에 비하여 보수적인 등급을 부여하며 스프레드에 미치는 영향 또한 S&P에 비하여 더 크다는 것을 발견하였다.

Morgan(2002)은 일반적으로 무형자산의 가치는 평가가 매우 어려우며 이로 인해 신용평가 방식에 따라 상이한 등급을 부여하게 되는 현상이 나타날 수 있다고 주장하였다. 그는 은행 등 무형자산의 비중이 높은 기업은 평가불일치가 발생하는 빈도가 높다는 것을 발견하였다. Livingston and Zhou(2007)는 자산가치의 불투명성과 비대칭 정보가 큰 기업일수록 평가불일치 현상이 나타날 가능성이 높으며 또한 기업이 자산의 속성을 손쉽게 바꿀 수 없기 때문에 이와 같은 불일치 현상이 상당 기간 지속될 것이라고 주장하였다.

(2) 신용평가기관의 군집행태

Stolper(2009)와 Lugo 외(2013)는 평가대상 자산의 구조가 복잡하고 그 가치가 불투명할수록 신용평가기관들이 유사한 등급을 부여하고자 하는 군집행태에 대한 유인이 있을 것이라고 주장하였다. Mariano(2012)는 신용평가기관은 자신이 보유한 사적 정보의 정확성이 감소할수록 타 평가기관의 평가결과나 공개된 정보에 의존하고자 한다는 것을 보였다. 이와 같은 분석결과들은 신용평가기관의 군집행태가 불완전한 정보를 보유한 신용평가기관이 평판비용을 회피하기 위하여 타 기관과 평가결과를 일치시킴으로써 유발되는 결과일 수 있음을 시사한다.

반면 Bolton 외(2012)는 군집행태를 보이는 신용평가기관은 평가대상 기업이 파산할 경우 시장에서 불이익을 당하게 되며 따라서 평가대상 기업의 파산 가능성이 높을 경우에는 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인이 감소하게 될 것이라고 주장하였다.

2. 국내 연구

국내 상장기업의 신용평가에 관한 연구는 많지 않으며, 특히 평가불일치에 관한 연구는 전무한 실정이다. 본 연구의 주제와 직접적인 관련은 적지만 주상룡(2001)은 1997년 외환위기 이전에는 투기등급으로 하락하는 기업에서만 유의한 비정상 초과수익률이 나타났으나 외환위기 이후에는 투자적격등급으로 상승한 기업에서도 유의한 비정상적 초과수익률이 나타난다는 것을 발견하였다. 한편, 이소현(2009)은 2002년부터 2008년까지 코스닥 기업 중 신용등급이 변경된

기업은 공시일을 전후하여 신용등급이 상승할 경우 양(+)¹⁾의 비정상 초과수익률이, 하락한 경우에는 음(-)의 비정상 초과수익률이 나타난다는 것을 발견하였다. 김문태·김영환(2007)은 외국인 지분율, 이사회외 사외이사 비율 등 기업 지배구조의 특성이 신용등급에 긍정적인 영향을 준다는 것을 발견하였다. 마지막으로 정병욱·황인덕(2014)은 한국경제에서 신용등급이 기업의 자금조달에 있어서 정보비대칭 문제를 완화하는 역할을 하고 있다고 주장하였다.

3. 가설 설정

일반적으로 자산가치의 불투명성이 회사채 평가불일치 확률에 미치는 영향은 신용평가 방식의 체계적인 차이로 인하여, 평가불일치 확률이 증가하는 효과와 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인으로 인하여, 평가불일치 확률이 감소하는 효과의 상쇄작용(trade-off)으로 인하여 그 방향을 사전적으로 예측할 수 없다. 본 연구에서는 자산가치의 불투명성이 회사채 평가불일치에 미치는 영향을 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인을 고려하여 실증적으로 분석하였다. 우선 자산가치의 불투명성이 신용평가기관의 군집행태를 유발하는지를 분석하기 위하여 누적로짓(cumulative logit) 분석을 시행하였다. Stolper(2009)와 Mariano(2012)는 평가대상 자산의 구조가 복잡하고 불투명할 경우 군집행태를 통해 사적 정보의 불완전성을 은폐할 유인이 있다고 주장하였다. 본 연구에서는 이와 같은 선행 연구의 분석결과를 반영하여 자산가치의 불투명성이 일반적으로 신용평가기관의 군집행태를 유발하는지를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 1] 자산가치의 불투명성이 신용평가기관의 군집행태를 유발한다면 자산가치의 불투명성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비하여 신용등급의 평가 불일치 확률이 낮을 것이다.

한편, 본 연구에서는 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인이 평가대상 기업의 파산 가능성에 따라 달라질 가능성을 배제하지 않았다. 만약 Bolton 외(2012)가 주장한 바와 같이 평가대상 기업의 파산 가능성이 군집행태의 유인을 감소시킨다면 파산 가능성이 높은 기업은 신용평가기관 간 평가 방식의 체계적인 차이가 신용평가 결과의 차이를 유발하게 될 것이다. 이는 파산 가능성이

높은 기업은 Morgan(2002)과 Livingston and Zhou(2007)의 주장과 같이 자산가치의 불투명성이 평가불일치를 증가시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 신용평가기관의 군집행태가 기대평판비용에 따라 달라지는지를 분석하기 위하여 평가대상 기업의 파산 가능성을 분석에 포함하고 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 2] 평가대상 기업의 파산 가능성이 군집행태에 대한 유인을 감소시킨다면 파산 가능성이 높은 기업은 자산가치의 불투명성이 높을수록 평가불일치 현상이 발생할 확률이 증가할 것이다.

Ⅲ. 분석자료 및 연구 설계

1. 표본

실증분석을 위한 자료로는 FnGuide가 제공하는 주가, 신용등급 및 기업 재무정보를 활용하였다. 모집단은 전체 KOSPI 상장 제조업체 중 1998년¹⁾부터 2013년까지 매 분기 말 기준으로, 한국기업평가, 한국신용평가 및 나이스 신용평가, 세 개의 신용평가기관 중 적어도 2개 이상의 신용평가기관의 유효한 회사채 등급이 존재하는 업체들로서, 평가시점에 가용한 재무정보와 주가가 모두 존재하는 경우로 한정하였다.²⁾ 이러한 조건을 만족하는 자료는 모두 180개 업체,

1) 신용위험평가제도는 1985년 한국신용평가(주), 전국신용평가(주)(현재의 한국신용정보), 그리고 한국기업평가(주)가 차례대로 설립되어 기업어음에 대한 등급을 부여하면서 우리나라에 처음으로 도입되었다. 이후 1998년 외환위기를 지나면서 국내 신용평가기관들이 글로벌 신용평가기관들을 벤치마킹하여 현재와 같이 정교한 방법론을 갖추게 되었다. FnGuide는 1998년 이후 국내 기업에 대한 신용평가 자료를 제공하고 있으며, 1985년부터 1997년까지의 신용평가 자료는 확보가 용이하지 않은 실정이다. 이에 본 연구에서는 확보가 가능하면서도 방법론상으로도 발전된 1998년도 이후의 자료를 분석에 활용하였다.

2) 결산월의 차이가 분석결과에 미칠 수 있는 영향을 배제하기 위해 결산월이 12월인 자료만을 분석에 포함하였다. 따라서 실제 재무제표를 발표하는 시점 및 신용평가사가 해당 재무제표를 입수하는 시기는 2분기 중이 되며, 매년 2분기 말부터 다음 해 1분기 말까지의 분기 말 기준 등급들은 전년도 재무정보에 기반한 등급들이 된다. 이들은 모두 동일한 재무정보에 기초하고 있으므로, 동일한 정보의 반복으로 인해 분석결과를 왜곡시킬 수 있다. 본 연구에서는 이와 같은 왜곡현상을 방지하기 위하여 해당 기간 동안 평가불일치가 발생할 경우 불일치된 등급만을 남기고 그렇지 않은 경우는 해당 기간 내 존재하는 마지막 등급 자료만 남기는 방식으로 처리하였다.

1,319개 관찰치이다. 이 중 재무정보의 이상치(MTB 0 이하, 부채비율 100% 이상)를 제거하기 위해 자본잠식이 있는 경우는 제외하였고, 개별 업체별 특성을 반영하는 고정효과(fixed effect)모형을 사용하기 위하여 회사별로 적어도 4개년 이상의 관찰치를 가지고 있는 경우만 모형 추정에 포함하였다. 그 결과 133개 업체, 1,214개 관찰치가 분석대상이 되었다.

2. 변수의 정의

본 연구에서는 한국기업평가, 한국신용평가, 그리고 나이스 신용평가의 회사채 위험등급을 신용등급 자료로 활용하였다. 회사채 위험등급은 문자등급 10등급 체계에 “+”, “-”를 고려할 경우 19개의 등급으로 분류된다. 본 연구의 종속변수인 신용등급 평가불일치(rating split: SP)는 세 개의 신용평가기관이 발표한 등급에 차이가 발생하지 않은 경우는 0, 1등급 차이가 나는 경우는 1, 2등급 이상 차이가 나는 경우는 2로 정의하였다.

Morgan(2002)과 Livingston and Zhou(2007)는 무형자산의 가치가 평가하기 어렵고 불확실성이 높아 무형자산의 비중을 자산가치의 불투명성을 나타내는 변수로 무형자산의 비중을 활용하였다.³⁾ 이에 본 연구에서도 선행 연구들과서와 같이 총자산 대비 무형자산의 비중(intangible asset ratio: IA)을 자산가치의 불투명성을 나타내는 변수로 활용하였다.

한편, 선행 연구 대비 본 연구의 차별성은 평가불일치 현상이 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인에 따라 달라질 수 있다는 점을 고려하였다는 점이다. 이를 위하여 본 연구에서는 신용위험 더미변수(CR)와 무형자산 비율과의 교차효과를 분석에 포함하였다. 신용위험 더미변수는 이전 연도 최저 문자등급⁴⁾이 특정 등급을 초과하면 1, 그 이하이면 0으로 정의한다. 여기서 문자등급의 기준으로는 4등급(“BBB”)과 5등급(“BB”)을 설정하였다. 따라서 CR4는 이전 연도 최저 문자등급으로 4등급 이상의 위험이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이고, CR5는 이전 연도 최저 문자등급으로 5등급 이상의 위험이면 1, 그

3) Livingston and Zhou(2007)는 또한 불투명성의 대리변수 중 하나로 자산의 장부가치 대비 시장가치의 비율을 나타내는 MTB(market-to-book value)를 활용하였는데, Martin(1996) 등을 비롯한 다수의 기업재무 연구에서는 MTB를 기업의 성장기회 혹은 투자기회를 대리하는 변수로 활용하여 다소 논란의 소지가 있다. 본 연구에서는 이와 같은 논란을 고려하여 MTB는 통제변수로 활용하였다.

4) 신용위험 더미변수는 종속변수인 신용위험도를 활용하여 생성된 설명변수이므로 이전 연도의 등급을 활용하지 않을 경우 내생성에 대한 우려가 있을 수 있다.

〈표 1〉 변수와 변수의 정의

변수명	예상부호	변수정의
신용등급 평가불일치(SP)	종속변수	신용등급 평가불일치가 2등급 이상 발생하면 2, 1등급이면 1, 그렇지 않은 경우 0
무형자산 비중(IA)	-	무형자산/총자산
신용위험 더미변수(CR4 & CR5)	+	CR4: 이전 연도 최저 문자등급으로 4등급 이상의 위험이면 1, 그렇지 않은 경우 0
		CR5: 이전 연도 최저 문자등급으로 5등급 이상의 위험이면 1, 그렇지 않은 경우 0
무형자산 비율(IA)×신용위험 더미변수(CR)	+	무형자산 비중과 신용위험 더미변수의 교차효과
MTB	+	보통주시가/자기자본 장부가치
부채비율(DR)	+	총부채/총자산
로그 기업규모(SIZE)	-	총자산(단위: 천 원)의 로그값
모든 신용평가사의 평가등급 보유 여부(AR)	+	모두 보유하고 있으면 1, 그렇지 않은 경우 0

렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다.

그 외 통제변수로는 기업의 투자기회(Market-to-Book Value: MTB), 부채비율(debt ratio: DR), 로그 기업규모(SIZE), 그리고 모든 신용평가기관⁵⁾의 평가등급을 보유하는지 여부(R_ALL)를 활용하였다. MTB는 보통주 시가를 자기자본의 장부가치로 나눈 값을, DR은 총부채를 총자산으로 나눈 값을 각각 활용하였다. 그리고 SIZE는 자기자본의 시장가치에 로그를 취한 값으로 정의하였다. 마지막으로 AR은 세 개의 신용평가기관으로부터의 등급을 모두 보유하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 정의한 더미변수이다.

3. 기초자료 분석

(1) 기술통계량

종속변수와 독립변수들의 통계적 특성을 파악하기 위하여 기술통계량을 분석하였다. 〈표 2〉는 각 변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 〈표 2〉에서 보는

5) 모든 신용평가기관이란 한국기업평가, 한국신용평가, 나이스 신용평가 등 3개 신용평가회사를 말한다.

〈표 2〉 변수들의 기술통계량

변수	구분	SP=0	SP=1	SP=2
SP	비중	0.8130	0.1680	0.0190
			0.1870	

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
IA	0.0255	0.0477	0	0.4701
CR4	0.5132	0.5000	0	1
CR5	0.1557	0.3627	0	1
IA×CR4	0.0109	0.0268	0	0.2653
IA×CR5	0.0032	0.0149	0	0.1976
MTB	0.9969	1.0481	0.0310	16.1996
DR	0.5868	0.1656	0	0.9943
SIZE	21.1237	1.6563	16.9925	25.5235
AR	0.3616	0.4807	0	1

바와 같이 우리나라 상장제조기업의 신용등급 불일치 비율은 18.7%인 것으로 나타났다. 특히, 이 중 두 급 간 이상의 차이가 나는 기업은 1.9%에 지나지 않았다. 이는 신용등급의 평가불일치 비중이 50%에 달하는 미국과는 매우 다른 결과이다.⁶⁾

자산가치의 불확실성을 나타내는 무형자산 비중(IA)의 평균은 약 2.55%이고, 신용위험이 높은 기업은 신용위험 4등급과 5등급을 기준으로 분류하였을 때 각각 전체 기업의 약 51.32%와 15.57%이다. 또한 MTB의 평균은 0.969이며, SIZE의 평균은 21.1237이었으며, 부채비율을 나타내는 DR의 평균은 58.68%, 그리고 AR의 평균은 36.16%로 나타났다.

〈표 3〉은 전체 표본을 신용위험이 높은 기업과 낮은 기업을 기준으로 분류하여 기초 통계량을 보여주고 있다. 패널 A.는 신용위험 4등급(4등급 포함)을 기준으로, 패널 B.는 신용위험 5등급을 기준으로 각각 전체 표본을 분류하였다. 4등급을 기준으로 분석한 결과를 보면 신용위험이 높은 기업의 경우에는 SP가 전체 평균 18.7%보다 높은 26.14%, 5등급을 기준을 할 경우에는 39.15%를 보이고 있다. IA의 경우는 유사한 수준으로, MTB, SIZE, AR의 경우에는 전체보

6) Livingston and Zhou(2007) 참조.

〈표 3〉 변수들의 기술통계량(신용위험 기준)

패널 A. 4등급 기준

변수	신용위험 낮음		신용위험 높음(4등급 이상 위험)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
SP	0.1083	0.3110	0.2614	0.4399
IA	0.0299	0.0582	0.0215	0.0344
MTB	1.2752	1.0640	0.7329	0.9618
DR	0.5259	0.1609	0.6447	0.1483
SIZE	21.8519	1.5062	20.4329	1.4886
AR	0.4416	0.4970	0.2857	0.4521

패널 B. 5등급 기준

변수	신용위험 낮음		신용위험 높음(5등급 이상 위험)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
SP	0.1493	0.3565	0.3915	0.4894
IA	0.0264	0.0499	0.0207	0.0328
MTB	1.0325	0.9662	0.8038	1.3997
DR	0.5652	0.1597	0.7045	0.1463
SIZE	21.3319	1.5705	19.9946	1.6574
AR	0.3912	0.4883	0.2010	0.4019

다 높게, DR의 경우에는 전체보다 낮게 나타났다.

(2) 단변량 분석

신용등급의 평가불일치에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 위해 우선 개별 독립변수들(설명변수 및 통제변수)의 영향력을 검토하였다. 신용등급 불일치 변수는 0, 1, 2 순서형 변수이므로 순서형 변수에 적합한 누적로짓모형을 활용하였다. 누적로짓모형은 신용등급 불일치가 나타날 확률을 추정해 주는 모형으로서, 독립변수의 추정계수 부호 및 유의성을 통해 신용등급 불일치에 미치는 영향의 방향(+ or -) 및 크기를 파악할 수 있다.

Z_{it} 는 특정 시점($t|t=1, \dots, T$) 개별 회사채($i|i=1, \dots, N$)에서 신용등급 평가불일치와 관련된 연속형 잠재변수로서 식 (1)에서와 같이 독립변수들과

선형관계로 표현할 수 있다. 여기서 ϵ_{it} 는 상수항과 독립변수 X_{it} 로는 설명하기 어려운 개별 회사체에 존재하는 오차항이다.

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \epsilon_{it} \tag{1}$$

$Z_{it} \geq k_2$ 일 때 2등급 이상 불일치($SP_{it}=2$)가 발생한다고 할 경우, 오차항을 로짓분포로 가정하게 되면 2등급 이상 불일치가 발생할 확률은 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(SP_{it}=2) &= \Pr(Z_{it} \geq k_2) = \Pr(k_2 - \beta_0 - \beta_1 X_{it} \leq \epsilon_{it}) \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{02} - \beta_1 X_{it})} \end{aligned} \tag{2}$$

여기서, $\beta_{02} = \beta_0 - k_2$

마찬가지로 $Z_{it} \geq k_1$ 일 때 1등급 이상 불일치($SP_{it}=1$ or 2)가 발생한다고 할 경우, 1등급 불일치($SP_{it}=1$) 발생확률은 1등급 이상 불일치 확률에서 2등급 이상 불일치가 발생할 확률을 차감하여 계산하게 되며 식 (3)과 같다.

$$\begin{aligned} PR(SP_{it}=1) &= PR(Z_{it} > k_1) - PR(SP_{it}=2) \\ &= PR(k_1 - \beta_0 - \beta_1 X_{it} \leq \epsilon_{it}) - \Pr(k_2 - \beta_0 - \beta_1 X_{it} \leq \epsilon_{it}) \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{01} - \beta_1 X_{it})} - \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{02} - \beta_1 X_{it})} \end{aligned} \tag{3}$$

여기서, $\beta_{01} = \beta_0 - k_1$

식 (2), (3)으로 표현된 확률식을 통해 식 (4)에서와 같이 우도를 구성하고, 이를 극대화하는 β_{01} , β_{02} , β_1 을 구한다.

$$\prod_{i=1}^N PR(SP=j), \quad j=0, 1, 2 \tag{4}$$

<표 3>은 단변량 누적 로짓 분석을 통해 개별 설명변수의 유의성을 분석한 결과를 보여주고 있다. 분석결과 무형자산 비중(IA) 자체로는 종속변수인 신용등급 평가불일치(SP)에 미치는 영향이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 신용위험과의 교차효과는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 이는 CR4를 적용하는 경우와 CR5를 적용하는 경우 모두 마찬가지였

다. 이와 같은 분석결과는 무형자산의 비중이 평가불일치가 발생할 확률에 미치는 영향이 신용위험에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

한편, MTB와 SIZE는 평가불일치 확률에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 성장기회가 높을수록, 그리고 규모가 증가할수록 평가불일치 현상이 나타날 가능성이 감소한다는 것을 의미한다. 부채비율을 나타내는 DR은 평가불일치 확률에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 부채비율이 높은 기업은 평가불일치 현상이 나타날 확률이 증가한다는 것을 알 수 있다. 마지막으로 AR은 평가불일치 확률에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 신용위험등급 세 개를 보유한 기업이 두 개만 보유한 기업에 비하여 평가불일치가 나타날 확률이 더 높기 때문에 나타나는 현상인 것으로 판단된다.

(3) 상관관계 분석

본 절에서는 다변량 누적 로짓 분석을 실시하기 전에 독립변수 간의 상관관계 분석을 실시하였다. <표 4>는 분석에 이용된 변수들 간의 피어슨 상관관계 분석결과를 나타내고 있다. 괄호 안은 두 변수 간의 상관계수가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있는 최소한의 유의수준을 나타낸다. 분석결과 SIZE와 R_ALL 간의 상관관계가 0.4743로서 가장 높은 것으로 나타났다. 그 외 다른 변수들 간에는 높은 상관관계가 발견되지 않았다. 따라서 다중설명변수 모형에서

<표 4> 단변량 누적 로짓 분석 결과

	평균			추정값	p값
	SP=0	SP=1	SP=2		
IA	0.0264	0.0199	0.0325	-2.7182	0.1534
IA×CR4	0.0092	0.0166	0.0325	10.1160	<.0001
IA×CR5	0.0024	0.0055	0.0195	16.9165	<.0001
MTB	1.0440	0.7757	0.9390	-0.3433	0.0010
DR	0.5768	0.6169	0.7522	2.1693	<.0001
SIZE	21.2144	20.6633	21.3130	-0.1777	0.0001
AR	0.3454	0.4069	0.6522	0.3854	0.0098
N	987	204	23		
	1,214				

〈표 5〉 변수 간 상관관계 분석

	IA	IA×CR4	IA×CR5	MTB	DR	SIZE	R_ALL
IA	1.0000						
IA×CR4	0.4386 (<.0001)	1.0000					
IA×CR5	0.2122 (<.0001)	-0.0438 (0.1041)	1.0000				
MTB	0.2783 (<.0001)	-0.0438 (0.1276)	-0.0504 (0.0793)	1.0000			
DR	0.1404 (<.0001)	0.2875 (<.0001)	0.1993 (<.0001)	-0.0106 (0.5154)	1.0000		
SIZE	0.1606 (<.0001)	-0.0163 (0.5714)	-0.0052 (0.8559)	0.0835 (0.0036)	0.2528 (<.0001)	1.0000	
R_ALL	0.1454 (<.0001)	0.0081 (0.7782)	0.0450 (0.1175)	0.0297 (0.3015)	0.1546 (<.0001)	0.4743 (<.0001)	1.0000

다중공선성에 대한 우려는 크지 않은 것으로 판단된다.

IV. 모형 추정 및 결과

1. 다변량 누적로짓모형

본 절에서는 평가불일치에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 위하여 다변량 누적 로짓 분석을 시행하였다. 앞서 언급한 바와 같이 종속변수로는 평가불일치를 나타내는 SP를 이용하였다.⁷⁾ 분석에 사용된 모형은 고정효과(fixed effects)를 포함했을 경우와 그렇지 않은 경우를 별도로 고려하였다. [모형 I]은 고정효과를 고려하지 않고 추정한 모형이며, [모형 II]는 고정효과를 고려하여 추정한 모형이다. [모형 II]의 μ_i 는 개별 기업에 대한 고정효과를 나타낸다. 분석을 위하여 단변량 누적 로짓에서와 마찬가지로 우도를 구성하고, 이를 극대화하는

7) Livingston and Zhou(2007) 참조.

계수들을 추정하였다.

[모형 I]⁸⁾

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 IA_{it} + \beta_2 IA_{it} \times CR4_{it} + \beta_3 MTB_{it} + \beta_4 DR_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 AR_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$Z_{it} \geq k_2$ 이면 $SP_{it} = 2$, $k_1 \leq Z_{it} < k_2$ 이면 $SP = 1$
 $\Pr(SP_{it} = 2) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{02} - \beta_1 IA_{it} - \beta_2 IA_{it} \times CR4_{it} - \beta_3 MTB_{it} - \beta_4 DR_{it} - \beta_5 SIZE_{it} - \beta_6 AR_{it})}$
 여기서, $\beta_{02} = \beta_0 - k_2$
 $\Pr(SP_{it} = 1) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{01} - \beta_1 IA_{it} - \beta_2 IA_{it} \times CR4_{it} - \beta_3 MTB_{it} - \beta_4 DR_{it} - \beta_5 SIZE_{it} - \beta_6 AR_{it})}$
 여기서, $\beta_{01} = \beta_0 - k_1$

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 IA_{it} + \beta_2 IA_{it} \times CR5_{it} + \beta_3 MTB_{it} + \beta_4 DR_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 AR_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

[모형 II]

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 IA_{it} + \beta_2 IA_{it} + CR4_{it} + \beta_3 MTB_{it} + \beta_4 DR_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 AR_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 IA_{it} + \beta_2 IA_{it} + CR5_{it} + \beta_3 MTB_{it} + \beta_4 DR_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 AR_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

2. 분석결과

<표 5>는 누적로짓모형 (5), (6), (7), (8)의 실증분석 결과를 보여준다. 이 표는 신용등급 평가불일치 확률에 영향을 미치는 요인에 대한 누적로짓모형의 분석결과를 나타낸다. 우선 무형자산 비중(IA)에 대한 신용등급 평가불일치의 민감도는 식 (8)을 제외하고 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정 8) 식 (6) 및 [모형 II]의 식 (7), (8)의 β_{01} 과 β_{02} 는 식 (5) 참조.

〈표 6〉 회귀방정식의 추정결과

종속변수: 신용등급 평가불일치(SP)	[모형 I](고정효과 제외)		[모형 II](고정효과 포함)	
	CR4	CR5	CR4	CR5
상수1(β_{01})	2.9864 (0.0103)**	4.1046 (0.0002)***	5.0366 (0.9255)	9.2735 (0.8642)
상수2(β_{02})	0.4031 (0.7316)	1.5282 (0.1762)	1.9584 (0.9710)	6.1999 (0.9089)
IA(β_1)	-33.8388 (0.0003)***	-4.5676 (0.0797)*	-35.2446 (0.0089)***	-3.2519 (0.5191)
IA×CR4(β_2)	38.1996 (<.0001)***	—	39.9542 (0.0021)***	—
IA×CR5(β_2)	—	14.2001 (0.0014)***	—	10.7541 (0.0912)*
MTB(β_3)	-0.1080 (0.2389)	-0.1987 (0.0388)**	-0.2996 (0.0284)**	-0.3741 (0.0082)***
DR(β_4)	2.0653 (<.0001)***	2.6851 (<.0001)***	5.0560 (<.0001)***	5.5425 (<.0001)***
SIZE(β_5)	-0.2775 (<.0001)***	-0.3489 (<.0001)***	-0.6736 (0.0041)***	-0.9043 (<.0001)***
R_ALL(β_6)	0.9690 (<.0001)***	0.8885 (<.0001)***	1.5686 (<.0001)***	1.5519 (<.0001)***
Likelihood Ratio	117.0525 (<.0001)***	94.8613 (<.0001)***	397.3782 (<.0001)***	384.3617 (<.0001)***
표본 수	1,214개			

주: 무형자산 비중(IA)의 경우는 전체적으로는 음(-)이지만, IA×CR4, IA×CR5와 같은 교차효과와 경우 양(+)으로 나타났다. 이는 자산의 모호성이 전체적으로는 신용등급 불일치 확률을 감소시키는 결과로 나오지만, 신용위험이 높은 경우에는 반대로 무형자산 비중이 신용등급 불일치 확률을 증가시키는 것으로 나와 본고에서 제시한 가설을 지지한다. 다른 통제변수들은 사전에 정한 방향성대로 결과가 나타났다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

되었다. 반면, 무형자산 비중과 신용위험과의 교차효과(IA×CR)는 모든 모형에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 괄호 안은 p값이며, *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, 그리고 ***는 1% 유의수준에서 유의함을 각각 나타낸다.⁹⁾

9) 외환위기 및 금융위기의 효과를 더미변수로 처리하고 분석했을 때도 일부 계수 값에만 변

우선 무형자산 비중(IA)에 대한 신용등급 평가불일치의 민감도는 식 (8)을 제외하고 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 무형자산의 비중이 높을수록 평가불일치가 발생할 가능성이 감소한다는 것을 의미한다. 반면, 무형자산 비중과 신용위험과의 교차효과($IA \times CR$)는 모든 모형에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 전체 표본에서는 신용위험이 높은 기업의 경우에는 무형자산 비중이 높을수록 평가불일치 발생 가능성이 증가한다는 것을 의미한다.

이와 같은 분석결과는 선행 연구의 분석에서와 같이 무형자산 비중이 평가불일치에 미치는 영향은 긍정적인 측면과 부정적인 측면이 모두 존재하지만, 신용위험이 낮은 회사채의 경우에는 군집행동(herding behavior)에 대한 유인이 더 큰 반면 신용위험이 높은 회사채에 대하여는 군집행동에 대한 유인이 점차 감소하여 평가불일치 현상이 발생하게 되는 것으로 판단된다.

그 외 통제변수는 모두 통계적으로 유의하였고 부호의 방향 또한 선행 연구에서 제시하는 예측방향과 일치하는 것으로 추정되었다. 우선 성장기회와 기업 규모는 대부분의 식에서 평가불일치 발생 가능성을 감소시키는 것으로 추정되었다. 이와 같은 분석결과는 성장기회가 높을수록, 그리고 기업의 규모가 클수록 불투명성이 감소하기 때문인 것으로 판단된다. 또한 부채비율이 높은 기업은 평가불일치가 발생할 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 세 개의 평가기관으로부터 모두 신용등급을 부여받은 기업 또한 평가불일치가 발생할 확률이 높은 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구에서는 신용평가대상 기업의 자산가치 불투명성이 회사채 신용등급의 평가불일치에 미치는 영향을 신용평가기관의 군집행태에 대한 유인을 고려하여 분석하였다. 만약 신용평가기관의 군집행태가 없다면 신용평가기관 간의 평가 방식의 차이는 평가불일치 현상을 유발할 수 있다. 반면 평가대상의 자산구조가 복잡하고 불투명하여 정확한 평가가 어려울 경우 신용평가기관들은 군집행

화가 있을 뿐 전체 분석결과는 변함없이 유지되었다. 또한 외환위기는 4개 모형 모두에서 유의하게 등급불일치 확률을 증가시키는 반면, 금융위기는 첫 번째 모형에서만 등급불일치 확률을 증가시키는 것으로 분석되었다. 상세한 내용은 부록에 제시되어 있다.

태를 통해 평가결과를 일치시키고자 하는 유인을 갖게 된다.

실증분석 결과 자산가치의 불투명성이 신용위험 평가불일치에 미치는 영향은 평가대상 기업의 파산 가능성에 따라 달라지는 것으로 추정되었다. 우선 자산가치의 불투명성은 일반적으로 회사채 평가불일치 확률을 감소시키는 것으로 분석되었다. 이는 평가대상 기업의 자산구조가 복잡하고 불투명성이 높을 경우 신용평가기관들은 사적 정보를 은폐하기 위하여 군집행태를 보일 수 있다는 Stolper(2009)와 Lugo 외(2013)의 주장과 일치하는 것이다. 반면, 파산 가능성이 높은 기업의 경우에는 자산가치의 불투명성이 높을수록 회사채 평가불일치 확률이 증가하는 것으로 추정되었다. 이와 같은 분석결과는 파산 가능성이 증가하면 군집행태에 따르는 기대평판비용이 증가함으로써 군집행태에 대한 유인이 감소할 것이라는 Bolton 외(2012)의 주장과 부합되는 것이다. 본 연구의 분석결과는 또한 자산가치의 불투명성이 높을 경우 평가 방식의 체계적인 차이가 평가불일치 현상을 유발할 것이라는 Morgan(2002)과 Livingston and Zhou(2007)의 주장은 파산 가능성이 높은 기업에서만 사실이라는 것을 시사한다.

부 록

〈부표 1〉 회귀방정식의 추정결과-외환 및 금융위기 효과 반영

종속변수: 신용등급 평가불일치(SP)	[모형 I](고정효과 제외)		[모형 II](고정효과 포함)	
	CR4	CR5	CR4	CR5
상수1(β_{01})	2.8633 (0.0144)**	4.0042 (0.0004)***	4.0407 (0.9402)	8.3849 (0.8770)
상수2(β_{02})	0.2390 (0.8396)	1.3961 (0.2182)	0.9204 (0.9864)	5.2749 (0.9225)
IA(β_1)	-34.7522 (0.0002)***	-4.3994 (0.0875)*	-34.6367 (0.0101)**	-2.3995 (0.6364)
IA×CR4(β_2)	39.3197 (<.0001)***	—	40.2533 (0.0020)***	—
IA×CR5(β_2)	—	12.8591 (0.0040)***	—	10.5487 (0.1020)
MTB(β_3)	-0.0682 (0.4438)	-0.1633 (0.0825)*	-0.2635 (0.0500)**	-0.3357 (0.0107)**
DR(β_4)	1.8512 (0.0008)***	2.5464 (<.0001)***	4.4211 (<.0001)***	4.9725 (<.0001)***
SIZE(β_5)	-0.2680 (<.0001)***	-0.3426 (<.0001)***	-0.6107 (0.0095)***	-0.8491 (0.0002)***
R_ALL(β_6)	1.0309 (<.0001)***	0.9391 (<.0001)***	1.6244 (<.0001)***	1.6133 (<.0001)***
Likelihood Ratio	134.4691 (<.0001)***	108.8087 (<.0001)***	405.4277 (<.0001)***	392.0042 (<.0001)***
표본 수	1,214개			

주: 외환위기 더미변수로는 1999년도의 관측치를, 그리고 금융위기 더미변수로는 2008년과 2009년도의 관측치를 각각 활용하였다. 한편, 1998년도의 관측치는 외환위기의 더미변수에서 제외하였다. 이는 첫째로는 통상적으로 t 기의 신용평가가 $t-1$ 기의 재무정보에 기초하여 이루어지므로 외환위기 기간인 1998년도의 신용평가 자료는 외환위기 이전인 1997년도의 재무정보에 기초하고 있으며, 둘째로는 FnGuide가 제공하는 신용평가 자료가 1997년도 자료를 포함하고 있지 않아 설명변수 중 하나인 신용위험 더미변수인 CR의 1997년도 관측치를 생성할 수가 없기 때문이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

참 고 문 헌

- 김문태 · 김영환(2007), “외국인 투자자의 소유와 사외이사의 특성이 신용평가에 미치는 영향,” 『회계학연구』 제32권 제4호, 29~58.
- 이소현(2009), “코스닥 시장에서 신용등급 변경 공시의 주가반응에 대한 연구,” 한국로고스경영학회 춘계학술대회 5, 295~310.
- 정병욱 · 황인덕(2014), “한국경제에서 신용등급이 차입기업의 영업부채 활용에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제32권 제1호, 137~177.
- 주상룡(2001), “회사채 신용 등급 변경이 주가에 미치는 영향에 관한 연구— IMF 이전과 이후를 중심으로,” 『증권학회지』 제29권 제1호, 407~441.
- Bolton, P., X. Freixas, and J. Shapiro, “The Credit Rating Game,” *Journal of Finance*, Vol. 67, 2012, 85~111.
- Cantor, R. and F. Packer, “Differences of Opinion and Selection Bias in the Credit Rating Industry,” *Journal of Banking and Finance*, 21, 1997, 1395~1417.
- Dong, Ming, David Hershleifer, Scott Richardson, and Siew Hong Teoh, “Does Investor Misvaluation Drive the Takeover Market?,” *Journal of Finance*, Vol. 61, 2006, 725~762.
- Ederington, L. H., “Why Split Ratings Occur,” *Financial Management*, Vol. 15, 1986, 37~47.
- Hyytinen, A. and M. Pajarinen, “Opacity of Young Businesses: Evidence from Rating Disagreements,” *Journal of Banking and Finance*, 32, 2008, 1234~1241.
- Livingston, M., A. Naranjo, and L. Zhou, “Asset Opaqueness and Split Bond Ratings,” *Financial Management*, Vol. 36, 2007, 49~62.
- _____, “Split Bond Ratings and Rating Migration,” *Journal of Banking and Finance*, 32, 2008, 1613~1624.
- Livingston, M. and L. Zhou, “Split Bond Ratings and Information Opacity Premiums,” *Financial Management*, Vol. 39, 2010, 515~532.
- Lugo, S., A. Croce, and R. Faff, “Herding Behavior and Rating Convergence among Credit Rating Agencies: Evidence from the Subprime Crisis,” Working Paper, Utrecht University, 2013.
- Martin, K. J., “The Method of Payment in Corporate Acquisitions, Investment

Opportunities, and Management Ownership,” *Journal of Finance*, 51, 1996, 1227~1246.

Moon, C. G. and J. G. Stotsky, “Testing the Differences between the Determinants of Moody’s and Standard & Poor’s Ratings,” *Journal of Applied Econometrics*, 8, 1993, 51~69.

Morgan, D. P., “Rating Banks: Risk and Uncertainty in an Opaque Industry,” *American Economic Review*, 92, 2002, 874~888.

Pottier, S. W. and D. W. Sommer, “Property-Liability Insurer Financial Strength Ratings: Differences across Rating Agencies,” *Journal of Risk and Insurance*, 66, 1999, 621~642.

Stolper, A., “Regulation of Credit Rating Agencies,” *Journal of Banking and Finance*, 33, 2009, 1266~1273.

Welch, I., “Herding among Security Analysts,” *Journal of Financial Economics*, 58, 2000, 369~396.

[Abstract]

The Effects of Asset Opacity on Rating Splits

Dae-Keun Park* · Myung-Ho Park** · Jeongsun Yun***

This paper investigates whether and how asset opacity of a firm issuing corporate bonds affects rating splits when the credit rating agencies have incentives to conform their ratings. We find that the effects of asset opacity on the probability of rating split depend on the probability of the bankruptcy of the firm under consideration. Firstly, the asset opacity decreases the probability of rating split. On the other hand, however, this negative relationship disappears or even reverses for firms with high credit risk. This result is consistent with the hypothesis that while asset opacity induces the herding behavior among the credit rating agencies, the incentives decrease as the probability of the bankruptcy increases.

Keywords: herding, credit rating, asset opacity, rating split, intangible asset

JEL Classification: G14, G32

* First Author, Adjunct Professor, KAIST, Tel: +82-2-958-3665, E-mail: sdkpark@business.kaist.ac.kr

** Coauthor, Research Fellow, Korea Institute of Public Finance, Tel: +82-44-414-2258, E-mail: ecpmh@kipf.re.kr

*** Corresponding Author, Associate Professor, College of Business Administration, Kookmin University, Tel: +82-2-910-4258, E-mail: jyun@kookmin.ac.kr

_ |

| _

| _