

신용등급에 반영된 내부정보의 성격과 기업의 공시행태

Firm Specific Information in Credit Ratings and Disclosure Behavior

강동창(주저자) · 김정택(교신저자)

Dongchang Kang(First Author) · Jeong-Taek Kim(Corresponding Author)

동양미래대학교 세무회계학과 부교수 / 서강대학교 박사과정 Associate Professor, Department of Accounting & Taxation, Dongyang Mirae University /
Ph.D candidate, Business Administration, Sogang University(eastwindow72@daum.net)
단국대학교 경영학부 조교수 Assistant Professor, School of Business Administration, Dankook University(jtkim01@dankook.ac.kr)

본 연구는 신용등급에 영향을 미치는 비계량적 기업내부정보의 성격에 따라 기업의 공시행태가 어떻게 달라지는지 조사한다. 신용평가사가 부여한 신용등급과 회계·재무변수를 바탕으로 추정한 기대신용도 간의 차이(신용등급 괴리값)를 신용등급에 반영된 기업내부정보로 정의하고, 주가동조성을 기업의 사적정보 공시수준의 대용치로 사용하여 실증분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 신용등급 괴리값이 큰 기업일수록 평균적으로 주가동조성이 높은 것으로 나타났다. 이는 기대신용도보다 높은(낮은) 신용등급을 부여받은 기업일수록 사적정보를 시장에 전달할 유인이 작음(큼)을 시사한다. 둘째, 자체신용도 공시제도가 시행된 2018년 이후에는 신용등급 괴리값과 주가동조성 간의 양(+)의 관계가 약화된 것으로 나타났다. 이는 자체신용도 공시 의무화 이후에 신용등급 괴리값이 큰 기업들이 유리한 사적정보를 적극적으로 공시하는 방향으로 공시전략을 수정하게 되었음을 시사한다.

주제어: 신용등급 괴리값, 자체신용도 공시, 주가동조성

This study investigates the association between firm specific information reflected in credit ratings and corporate disclosure behavior. To do so, we utilize the rating deviation, measured by the difference between actual rating and expected rating based on quantitative information, as a proxy for the extent of firm specific information while using stock price synchronicity as a measure of corporate disclosure reluctance. Our findings can be summarized as follows. First, companies with larger value of rating deviations tend to exhibit higher levels of stock price synchronicity, suggesting that companies receiving higher(lower) credit rating than expected one have less(more) incentive to convey firm specific information to the market. Second, after the mandatory disclosure of stand-alone ratings, the previously observed positive association between rating deviations value and stock price synchronicity has diminished. This suggests that as stand-alone ratings are newly disclosed, companies with large value of rating deviations have adjusted their strategies towards actively disclosing firm-specific information to justify those deviations. This study offers policy implications by demonstrating that publicly disclosing detailed rating information contributes to alleviate information asymmetry between companies and investors.

Keyword: Rating deviation, Stand-alone rating, Disclosure behavior, Stock price synchronicity

최초투고일: 2024. 03. 15

수정일: (1차: 2024. 04. 15)

게재확정일: 2024. 04. 22

Copyright 2024 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

1. 서론

신용등급(credit ratings)은 회사채 발행기업의 신용위험 측정과 관련한 신용평가사의 의견으로 정의된다. 신용평가사가 기업의 신용등급을 결정하기 위해 활용하는 정보에는 일반에 공개되는 회계·재무정보와 같은 정량적 요소 뿐 아니라 외부에 알려지지 않은 기업 내부정보(이하 '사적정보')도 포함된다. 본 연구는 신용등급 결정에 사용된 사적정보의 성격에 따라 기업의 공시행태가 어떻게 달라지는지 조사한다.

신용평가사는 기업의 채무상환가능성을 판단하기 위해 동원 가능한 모든 정보를 사용하여 신용등급을 산정하고 이를 시장에 제시함으로써 기업과 외부정보이용자 사이의 정보불균형을 해소하는 역할을 한다. 신용평가사의 신용등급 산정과정은 일반적으로 두 단계로 이루어지는데, 첫 번째 단계는 회계·재무변수를 산업별 평가모형에 입력해 모델등급을 산출하는 단계이고, 두 번째 단계는 기업의 원리금 상환가능성에 영향을 미침에도 불구하고 모델등급에 반영되지 않은 내부정보들을 고려하여 최종적인 신용등급을 결정하는 단계이다. 이러한 신용등급 산정과정을 감안하면 최종적으로 결정된 신용등급에는 객관적으로 확인할 수 있는 정량적 정보 뿐 아니라 신용평가사가 자체적으로 입수한 사적정보가 상당 부분 반영되어 있음을 유추할 수 있다. 이 때 신용등급과 모델등급의 차이로 측정된 신용등급 괴리(Rating Deviation)의 크기 및 방향은 신용등급에 반영된

사적정보의 성격에 대한 중요한 단서를 제공한다.¹⁾ 즉, 신용등급 괴리값이 큰 기업일수록 정량평가에 비해 채무상환가능성을 높게 평가받을 수 있는 정성적 요소를 가진 기업일 가능성이 높다.

기업이 사적정보를 보유하고 있을 때 나타나는 공시행태와 관련하여 다양한 선행연구가 이루어져 왔다. 특히, 법규에 따라 정해진 기한 내에 일정한 양식에 맞춰 정보를 공개해야 하는 의무공시와 달리 경영자의 필요에 의해 정보를 제공하는 자발적 공시의 경우 정보의 성격에 따라 다양한 전략적 공시행태가 나타나는 것으로 알려져 있다. 가령, 유리한 내부정보를 보유한 경영자의 경우 이를 빠르게 공시하여 경쟁자와의 차별성을 극대화할 유인이 있다(Lev and Penman, 1990). 그리고 실적이 민감한 경영자의 경우 내부정보의 공시시점을 전략적으로 조정하여 본인의 보수 및 경력에 보다 유리한 방향으로 의사결정을 할 수도 있다(Yermack, 1997; Aboody and Kasznik, 2000; Nagar, 1999; Nagar et al., 2003). 이에 반해, 불리한 내부정보를 보유한 경영자의 경우 해당 정보가 시장에 알려졌을 때 발생할 수 있는 소송위험 및 평판위험을 최소화하기 위해 공시를 하지 않거나 지연할 유인을 가진다(Kasznik and Lev, 1995; Skinner, 1994, 1997; Baginski et al., 2002). 다음의 기사는 국내기업들이 공시를 전략적으로 활용한 실례사례를 제시한다.²⁾

올해 증시 폐장 앞두고... 매년 반복되는 '올빼미 공시' 주의보

연말 마지막 거래일 장 마감 이후부터 다음 날 폐장일까지 '올빼미 공시'는 매년 반복됐습니다. 지난해에도 이

1) 신용등급 괴리는 그 정의에 따라 부호값(signed value)을 가지는 연속변수이고, 그 부호의 방향에 따라 신용등급에 반영된 기업 내부정보의 성격을 달리 추정해 볼 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 신용등급에 반영된 기업 내부정보의 '정도를 의미하는 신용등급 괴리의 절대값이 아닌 신용등급 괴리의 원시값을 주요변수로 사용하고, 이를 '신용등급 괴리값'으로 표현하도록 한다.

2) Available at https://mbnmoney.mbn.co.kr/news/view?news_no=MM1005119593

기간 올빼미 공시가 쏟아졌습니다. 지난해 28일 장 마감 이후에 모두 273건이 공시됐는데, 이는 당일 공시의 약 41%에 달합니다. (중략) 문제는 타인에 대한 채무보증 결정과 대표이사 변경, 단일판매 및 공급계약 해지 등 주가에 악영향을 끼치는 내용이 많았다는 것입니다.

(2023.12.27., 매일경제TV, 조문경 기자)

이처럼 기업의 정보공시가 비용-효익 관점에서 자의적으로 결정되는 일종의 공공재 성격을 가지기 때문에 규제당국은 기업공시의 외부성에 따른 투자자 피해를 방지하기 위한 정책을 마련한다(Watts and Zimmerman, 1986). 2018년부터 국내 회사채 시장에 도입된 자체신용도(stand-alone ratings) 공시의무제도³⁾도 이러한 정책의 일환으로 볼 수 있다. 등급 산정과정의 불투명성 등으로 인해 신용등급이 기업의 본질적인 신용도를 반영하지 못하고 있다는 비판(강경훈 외, 2015; 김성환과 김태동, 2014)에 대응하기 위해 금융당국은 신용평가사로 하여금 최종 신용등급 뿐 아니라 중간단계 신용등급인 자체신용도도 함께 공시하도록 의무화하였다(금융위원회 등, 2016. 9. 22.⁴⁾). 자체신용도 공시는 그동안 공개되지 않았던 신용등급 결정의 세부요소를 시장에 전달함으로써 신용등급에 반영된 기업 내부정보의 성격을 추측해 볼 수 있는 기회를 제공한다. 본 연구는 이러한 제도적 배경을 활용하여 신용등급에 포함된 사적정보의 성격에 따라 주가동조성(stock price synchronicity)으로 측정된 기업의 공시행태가 어떻게 달라지는지, 그리고 자체신용도 공시의무 제도 도입을 전후하여 그러한 공시행태에 어떤 변화가 있었는지를 각각 살펴보았다.

2013-2020년 기간 동안 국내 상장기업을 대상으

로 실증분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 신용등급 괴리값이 큰 기업일수록 평균적으로 주가동조성이 높은 것으로 나타났다. 이는 신용평가사의 우호적인 정성평가로 인해 모델등급보다 높은 신용등급이 부여된 기업들은 그 신용등급을 바탕으로 이미 양호한 자본조달조건을 누리고 있으므로 사적정보를 시장에 전달할 유인이 크지 않으나, 모델등급에 비해 신용등급이 높지 않은 기업들의 경우 상대적으로 낮은 신용등급을 해명하여 자본조달비용 상승을 억제하기 위해 사적정보를 적극적으로 공시하는 경향이 있음을 시사한다. 둘째, 자체신용도 공시제도가 전면 시행된 2018년 이후에는 신용등급 괴리값과 주가동조성 간의 양(+)의 관계가 과거에 비해 약화되는 것으로 나타났다. 이는 최종적인 신용등급만 공시되던 과거에는 적극적인 정보공시의 유인이 없었던 신용등급 괴리값이 큰 기업들이 중간단계 신용등급인 자체신용도의 공시 의무화 이후에는 기존의 이점(유리한 자본조달조건 등)을 유지하기 위해 정량평가를 통해 파악할 수 없는 질적인 정보들을 적극적으로 공시하는 방향으로 공시전략을 수정하게 되었음을 시사한다.

그동안 기업의 자발적 공시에 대한 연구는 주로 회계상 이익(earnings)과 관련된 사적정보의 성격(호재 또는 악재)에 따라 기업의 공시행태가 어떻게 달라지는지에 초점을 두고 이루어져 왔다(Skinner, 1994; Kothari et al., 2009; Penman, 1987; Damodaran, 1989; DeHaan et al., 2015). 이에 반해 본 연구는 신용등급에 반영된 비계량적 사적정보의 성격이 기업의 공시행태에 어떤 영향을 미치는지를 최초로 조사하였다는 점에 차별점이 있다. 또한 본 연구는 최근에 도입된 자체신용도 공시제도

3) 금융기업은 2017년부터, 일반 기업은 2018년부터 각각 적용되었다.

4) 금융위원회, 금융감독원, 금융투자협회, 2016, “신용평가의 신뢰 제고를 위한 신용평가지장 선진화 방안”.

(<https://www.fsc.go.kr/no010103/24626?srchCtgr=&curPage=20&srchKey=&srchText=&srchBeginDt=&srchEndDt=>)

의 효과를 살펴본 초기 실증연구 중의 하나로서 신용등급 결정과 관련한 추가적인 정보의 공개가 기업과 투자자 간의 정보불균형 완화에 실질적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다는 점에 의의가 있다.

이어지는 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 연구배경과 관련 선행연구를 제시하고 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 표본의 선정, 변수의 정의와 측정, 그리고 연구모형 등 연구방법론에 대해 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과 및 강건성 검증 결과를 제시하며, 제Ⅴ장에서는 주요 연구결과를 요약하고 정책적 시사점과 향후 연구방향을 제시하며 연구를 맺는다.

II. 연구배경, 선행연구 검토 및 가설설정

2.1 신용등급에 반영되는 기업정보

신용평가란 독립적인 신용평가사가 기업의 채무원리금 상환능력 및 의지를 측정하고 이를 신용등급이라는 기호로 치환하여 부여하는 지표이다. 즉, 신용등급은 회사채 발행기업의 장래 예측되는 신용위험에 대한 신용평가사의 현재 시점의 견해를 뜻하며, 여기서 신용위험이란 만기에 계약상의 채무를 이행하지 못할 위험 및 이에 따라 예상되는 금융손실을 의미한다. 기업의 원리금 상환능력은 미래의 특정시기에 특정규모의 현금미 창출될 가능성에 의해 좌우되기 때문에, 현금흐름에 영향을 주는 모든 요소들을 고려하여 미래의 현금흐름을 정확하게 예측하는 것이 신용평가의 핵심이라고 할 수 있다(한국신용평가, 2020).

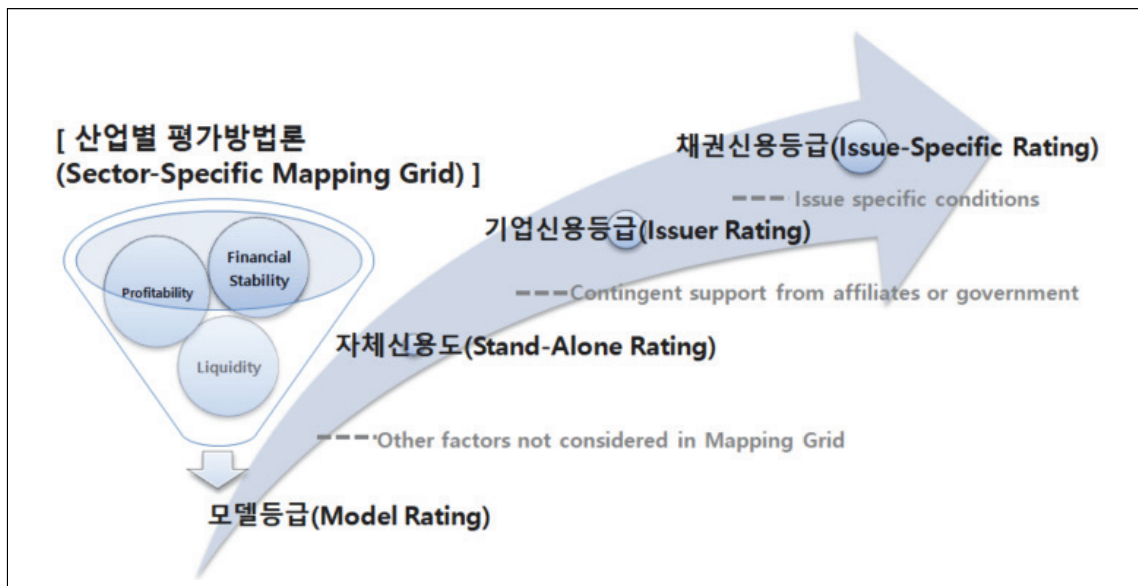
기업의 미래 현금 창출 및 원리금 상환능력은 기업

이 외부정보이용자에 비해 정보우위를 가지는 비대칭적 정보(asymmetric information)에 해당한다. 이러한 정보비대칭은 적절한 자금 분배를 방해하여 자본시장의 효율성을 저해하게 된다. 신용평가는 정보매개자(information intermediary)인 신용평가사가 기업과 투자자 사이에서 공정하고 전문적인 의견을 제시함으로써 정보의 비대칭성을 완화하고 궁극적으로 효율적인 금융시장이 작동하도록 하는데 존재의의가 있다. 이때 신용평가사가 신용등급을 결정하기 위해 활용하는 기업의 정보는 크게 공시된 회계정보와 공개되지 않은 기업 내부정보로 구분해 볼 수 있다. 우선, 재무제표 수치를 통해 공시된 회계정보는 기업의 성과나 현재 재무상황에 대한 유용한 정보를 제공한다. 최근 들어 정보통신 및 통계기법의 발달로 계량분석의 유용성이 높아지면서 상대적으로 객관화가 용이한 재무제표 분석의 중요성도 커지고 있다. 그러나 재무제표는 제한된 양식으로 과거의 정보를 요약 및 전달하는 도구에 불과하다는 한계점도 가진다. 만약 기업의 미래 현금흐름에 과거에 존재하지 않았던 새로운 요인이 중대한 영향을 미친다면 과거정보에 의존한 단순한 정량분석은 기업의 신용도를 파악하는데 있어 효과가 제한적일 수밖에 없다. 이는 신용분석이 기본적으로 질적 분석을 수반하며, 재무제표 이외의 기업 내부정보를 활용한 추가적인 분석이 필요함을 시사한다(Hovakimian et al., 2009).

기업 내부정보는 회계·재무정보 외에 채무상환가능성에 영향을 미치는 정성적 요소들을 통칭하는 것으로서 기업이 처한 여건에 따라 그 종류가 다양하다. <Table 1>에 제시된 실제 신용평가사가 사용하는 기업정보의 분류체계를 활용하면 신용등급에 반영된 기업 내부정보를 간접적으로 파악해 볼 수 있다. 신용평가사는 신용평가의 일관성과 효율성을 유지하기

〈Table 1〉 신용평가사의 기업정보 분류체계

구분	평가요소
재무위험	매출액, 자본구조, 유동성, 재무안정성, 자산건전성, 재무탄력성, 현금흐름
산업위험	산업구조 특징 및 경쟁구조, 산업 수명주기, 생산위험 등
영업위험	사업전략, 내부경쟁력 원천, 사업구성 등
경영관리위험	지배구조, 경영능력 및 성향 등
계열위험	계열간 긴밀도 및 신용절연 가능성, 계열 통합 신용위험 등



〈Figure 1〉 신용등급 결정구조

위해 기업 내부정보를 재무위험, 산업위험, 영업위험, 경영관리위험, 계열위험의 5가지 범주로 구분한 후 각 범주별 위험요소 분석결과를 종합하여 신용등급을 결정한다(한국기업평가, 2023; 한국신용평가, 2022). 이 중, 재무위험은 재무제표를 통해 공개된 정보이나, 나머지 구성요소는 기업의 내부정보로서 자료제공 및 담당자 인터뷰 등을 통해 수집하게 된다.

신용평가사는 각 평가요소를 바탕으로 Bottom-up 방식에 따라 신용등급을 결정한다. 즉, 재무제표를

통해 파악한 회계·재무정보를 산업별 평가방법론이라는 Mapping Grid에 입력해 1차 등급인 모델등급을 산출한 후, 신용위험에 영향을 미칠 것으로 판단되는 다양한 내부정보(산업, 영업, 경영관리 위험)를 반영해 자체신용도를 결정한다. 여기에 계열사 및 정부 등으로부터의 잠재적인 지원가능성을 반영하고, 개별채권의 특성 차이(담보내역, 지급보증 등)까지 고려해 최종 신용등급을 결정하는 구조이다.

이와 같이 신용등급에는 공개된 재무제표 정보로

는 파악할 수 없는 기업의 신용위험과 관련된 다양한 내부정보가 포함되어 있다. 특히 재무제표 정보로 예측되는 기대신용도와 신용평가사가 최종적으로 부여한 신용등급 간의 차이(i.e., 신용등급 괴리)가 클수록 신용등급에 기업 내부정보가 많이 반영되어 있을 것으로 예상할 수 있는데, 신용등급 괴리의 원시값이 클수록(작을수록) 신용평가사가 기업의 비계량적 내부정보를 우호적(비우호적)으로 평가하고 있음을 의미한다.

신용평가사가 기업 내부정보의 성격을 객관적으로 평가할 수 있는 능력과 의지를 갖춘 전문가 집단을 감안했을 때 신용등급 괴리값이 큰 것을 기업 입장에서 호재(good news)로 판단할 수도 있지만, 최근 제기되고 있는 신용등급 인플레이션에 대한 비판(Skreta and Veldkamp, 2009; 강경훈 외, 2015; 안경희 외, 2016; 김성환과 김태동, 2014)까지 고려하게 되면 기업이 큰 신용등급 괴리값을 호재로 판단하지 않을 가능성도 존재한다.

2.2 기업의 정보공시 행태

기업정보의 공시는 경영자가 기업의 성과 및 지배구조 등에 대하여 투자자들에게 정보를 전달하는 주요수단이 된다. 사회적인 차원에서 보면 정보비대칭을 완화하여 희소한 자원을 효율적으로 배분하기 위해 사적정보의 공시가 적극적으로 이루어져야 한다(Diamond and Verrecchia, 1991). 그러나 기업 차원에서는 사적정보를 자발적으로 공시함에 있어 여러 가지 고려사항이 존재한다. 즉, 사적정보의 자발적 공시는 투자자가 거래가격의 공정성을 신뢰하게 만듦으로써 자본시장의 유동성을 개선(Kim and Verrecchia, 1994)하고, 역선택 문제를 해소하여 기업의 자본조달비용을 감소(Akerlof, 1978; Botosan,

1997)시키는 긍정적인 기대효과도 있으나, 기업의 영업비밀이 유출될 수 있다는 점과 불리한 사적정보의 공시가 경영자의 평판위험을 증가시키고 기업가치에 악영향을 끼칠 수도 있다는 점 등에서 부정적인 효과도 가진다(Skinner, 1994; Donelson et al., 2012). 이와 관련하여 Milgrom(1981)과 Dhaliwal et al.(2011)은 공시이행의 기대효익이 비용을 초과하는 상황에서만 기업이 자발적 공시를 선택한다고 주장하였다.

자발적 공시의 비용-효익 분석은 공시되는 정보의 성격(호재 또는 악재)에 상당부분 의존하지만 그 방향성에 대해서는 연구결과가 혼재되어 있다. 가령, 경영자가 불리한 사적정보를 가지고 있을 때 잠재적인 소송위험을 피하기 위해(Skinner, 1997), 혹은 경쟁자의 시장진입을 막기 위해 이를 최대한 신속하게 공시할 유인이 있다는 주장(Dontoh, 1989)이 있는 반면, 대리인 문제로 인해 불리한 사적정보를 지연 공시(Botosan and Stanford, 2005)하거나 가독성이 떨어지는 모호한 형태로 공시하는 경향이 있다는 발견(Li, 2008; Lo et al., 2017)도 존재한다. 다만, 이처럼 상충되는 주장을 담고 있는 연구들이 공통적으로 전제하고 있는 점은 기업들이 사적정보의 공시에 있어 전략적인 의사결정을 한다는 사실이다.

2.3 가설 설정

공개된 재무제표 정보로 예측되는 기대신용도와 신용평가사로부터 부여된 신용등급 간에 차이가 있다는 것은 기업의 비계량적 내부정보가 최종 신용등급에 영향을 미쳤음을 의미한다. 구체적으로, 신용평가사로부터 부여된 신용등급이 기대신용도 대비 높게 결정된 경우(i.e., 신용등급 괴리값이 큰 경우), 신용위험 판단에 긍정적으로 작용하는 기업 내부정

보가 존재함을 의미한다. 이는 단순한 정량적 평가만으로는 파악되지 않는 내부정보가 신용평가사로부터 호의적인 평가를 받은 경우로서 신용등급의 상향조정으로 반영된다. 반면, 신용평가사로부터 부여된 신용등급이 기대신용도 대비 높지 않게 결정된 경우라면(i.e., 신용등급 괴리값이 작은 경우), 신용위험 판단에 부정적으로 작용하는 내부정보가 신용등급 결정 과정에 불리하게 작용했을 것이다.

신용등급 괴리값이 크다는 사실은 일견 기업이 신용평가사로부터 좋은 정성평가를 받았다는 뜻에서 호재로 해석될 수도 있지만, 국내 신용평가제도에 대한 낮은 신뢰도를 감안했을 때 반대의 해석도 가능하다.⁵⁾ 국내 3개 신용평가사(한국기업평가, 한국신용평가, NICE신용평가)의 매출액 중에서 회사채 평가의 비중이 과도하게 높고(2015년 기준 42.6%), 우호적인 신용평가사를 기업이 직접 선택할 수 있으며(등급쇼핑), 신용평가사에 대한 검사나 제재수단의 실효성이 부족한 현재의 구조 하에서 신용평가사가 규모가 큰 기업의 영향력에 취약할 수밖에 없기 때문에 이들 기업에 대해 객관적인 정량평가보다 높은 신용등급을 부여할 개연성이 존재한다(금융위원회 등, 2016). 투자자의 판단에 결정적인 영향을 미치는 것은 최종적으로 부여된 신용등급이기 때문에 이미 기대신용도에 비해 높은 신용등급을 부여받아 그로 인한 이점(e.g., 유리한 자기자본 또는 타인자본 조달조건)을 누리는 기업들은 우호적인 정성평가

의 근거를 공시할 유인이 적을 것으로 예상된다. 신용평가제도에 대한 낮은 신뢰도 등으로 인해 세부적인 정보를 많이 공시할수록 신용평가사로부터 획득한 유리한 질적평가에 대한 비판에 노출될 가능성이 커지기 때문이다. 또한, 유리한 내부정보의 공시로 인해 경쟁적 이점을 상실하거나(Dye, 1985), 시장기대에 부응하지 못할 위험이 증대(Jung and Kwon, 1988)되는 등의 역효과가 발생할 수 있음을 아울러 고려했을 때, 신용등급 괴리값이 큰 기업에게 정보공시의 효익은 상대적으로 크지 않을 것으로 예상된다.

반면, 신용평가사로부터 부여된 신용등급이 기대신용도에 비해 높지 않은 기업의 경우 자본조달 여건을 개선하기 위해 유리한 사적정보를 최대한 시장에 전달하고자 하는 유인이 클 것으로 예상된다. 재무적 이익을 최대화하려는 기업의 입장에서 유리한 정보의 공시가 금융비용을 낮추는 중요한 역할을 할 수 있기 때문이다(Sengupta, 1998). 또한, 신용등급 괴리값은 정보중개자(신용평가사)에게 인지된 기업 내부정보만을 의미하므로 신용평가를 통해서도 파악되지 않은 유리한 내부정보가 있다면 회사는 이를 적극적으로 공시함으로써 시장에 긍정적인 신호를 보내고자 할 것이다(Ross, 1977; John and Williams, 1985; Allen and Faulhaber, 1989).⁶⁾ 이상의 논의를 종합하여 본 연구는 다음과 같은 첫 번째 가설을 제시한다.

5) 이태일리가 2015년에 자본시장 전문가를 대상으로 실시한 설문조사(SRE: Survey of Credit Rating by Edaily) 결과에 따르면 국내 신용평가에 대한 시장 신뢰도(5점 만점)는 2014년 4월 3.36점에서 2015년 10월 3.18점으로 개선되지 않고 있는 것으로 나타났다.

6) 신용평가사는 기업의 채무불이행 위험을 평가함에 있어 긍정적 뉴스나 유리한 재무정보에 대해 일반적으로 보수적 접근을 유지한다. 신용평가사는 단기적 변동성을 넘어 장기적인 지속가능성(Through the Cycle) 관점에서 기업의 지급능력을 평가한다. 이는 예상치 못한 재무성거나 전략적 진전과 같은 긍정적 뉴스가 있어도 신용등급에 즉각적으로 반영되지 않을 수 있음을 의미한다. 이러한 신용평가사의 보수적 평가로 인해 기대신용도 대비 낮은 신용등급이 부여된 기업은 시장에 알려지지 않은 ① 기술적 혁신 및 특허, ② 비공개 인수합병 정보, ③ 대규모 계약 및 프로젝트 승인 및 ④ 미공개 재무성과와 같은 우호적 내부정보를 시장에 전파하고자 하는 유인이 강하게 나타날 것이다.

가설 1: 신용등급 괴리값이 클수록 개별 기업정보 공시는 축소될 것이다.

한편, 신용등급에 반영된 사적정보의 성격에 따른 차별적 공시행태는 제도적 변화의 영향을 받을 것으로 예상된다. 국내 금융감독당국은 신용등급 결정과정의 투명성을 높이기 위해 2018년부터 회사채 평가시 모기업 및 계열사의 지원가능성 등 비계량적 요소를 배제한 해당기업의 자체신용도(stand-alone rating)를 공시하도록 의무화하였다. 이 제도는 회사채 시장에 발행기업의 독립적인 신용도라는 추가적인 정보를 제공함으로써 시장참여자 간의 정보비대칭을 줄이는 데 기여할 것으로 기대된다(Healy and Palepu, 2001; Hail and Leuz, 2006). 여전히 신용등급의 모든 단계가 완전하게 공개된 것은 아니지만 자체신용도의 공시는 정량적 평가요소 이외에 신용등급 결정에 영향을 미친 질적정보를 파악하는 데 도움을 주는 정책적 변화라고 할 수 있다.

자체신용도 공시 의무화는 기업의 공시행태에 중대한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 자체신용도가 공시되기 전에는 유일하게 공개된 최종신용등급에 따라 기업의 자기자본이나 타인자본 조달조건이 결정되었을 것이므로 신용등급 괴리값이 큰 기업들이 사적정보를 공시할 유인이 적었지만, 중간단계 신용등급인 자체신용도 정보가 함께 제공되면서 이러한 기업들도 자신들에게 유리하도록 정보공시의 범위를 재설정해야 하는 문제에 직면하게 된다.⁷⁾ 즉, 기대신용도에

비해 높은 신용등급을 부여받은 기업들이 유리한 자본조달조건을 계속해서 유지하기 위해서는 큰 신용등급 괴리값을 정당화해야 할 것이고, 이에 따라 유리한 사적정보를 공시할 유인이 커질 것으로 예상된다. 이에 본 연구는 다음과 같이 두 번째 가설을 설정한다.

가설 2: 자체신용도 공시제도 시행 이후, 신용등급 괴리값이 큰 기업일수록 개별 기업정보 공시가 확대될 것이다.

III. 연구방법

3.1 변수의 정의와 측정

3.1.1 신용등급 괴리값

본 연구는 신용등급의 결정과정을 활용하여 신용등급에 반영된 기업 내부정보의 성격을 측정한다. 신용평가사는 회사채 발행기업의 정량적 지표 뿐 아니라 신용위험에 영향을 미칠 것으로 예상되는 질적 정보들을 모두 고려하여 신용등급을 결정한다. 구체적으로, 공시된 회계·재무정보를 산업별 모형에 입력해 도출한 모델등급(model rating)을 기반으로 하되 추가로 입수한 기업 내부자료에 대한 정성적 평

7) 본 연구에서는 자체신용도 공시 의무화를 연구설계에 활용할 뿐 자체신용도를 활용한 신용등급 괴리의 세분화 분석은 수행하지 않았는데, 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 모델등급의 대응치로 활용될 수 있는 이론적 기대신용모형과 달리 자체신용도를 측정할 수 있는 이론적 모형이 없어 제도 도입 이전의 자체신용도를 신뢰성 있게 도출하기 어렵다. 둘째, 모델등급과 최종신용등급의 차이에는 모델등급에 반영되지 않은 다양한 기업내부정보가 반영되어 있는데 반해, 자체신용도와 최종신용등급 차이에는 국가 및 계열사 등으로부터 유사시 예상되는 지원가능성만이 반영되어 있어 횡단면 및 시계열간 차이가 크지 않아 세분화 분석의 실효성이 크지 않을 것으로 판단된다. 실제 2018~2020년에 한국신용평가에서 공시한 자체신용도를 hand-collect하여 분석한 결과, 자체신용도 대비 높은 최종신용등급이 부여된 관측치의 괴리값 평균이 약 1.1, 반대의 경우는 약 -1.3으로서 그 차이가 크지 않은 것으로 나타났다.

가까지 거쳐 최종 신용등급을 결정하는 것이다. 따라서 최종 신용등급과 모델등급의 차이를 통해 신용등급에 반영된 기업 내부정보의 성격을 추측할 수 있다.

다만, 현재 신용평가사들이 정확한 모델등급을 공시하고 있지는 않으므로 본 연구는 Baghai et al. (2014)의 기대신용모형(expected rating)을 통해 측정한 기대신용도를 모델등급의 대응치로 활용한다. Baghai et al.(2014)는 Standard and Poor's (S&P)에서 신용등급을 부여할 때 고려하는 회계·재무 변수를 사용하여 다음의 예측모형을 제안하였다(이하 BST 모형).

$$\begin{aligned} Rating_{i,t} = & \alpha + \beta_1 IntCov_{i,t} + \beta_2 Profit_{i,t} \\ & + \beta_3 BLev_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Debt_Ebitda_{i,t} \\ & + \beta_6 Neg_Ebitda_{i,t} + \beta_7 Vol_{i,t} + \beta_8 Cash_{i,t} \\ & + \beta_9 CVD_{i,t} + \beta_{10} Rent_{i,t} + \beta_{11} PPE_{i,t} \\ & + \beta_{12} CAPEX_{i,t} + \beta_{13} Beta_{i,t} + \beta_{14} IdioRisk_{i,t} \\ & + IndFix + YearFix + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

Rating : Credit rating of individual companies measured on a scale from 1 to 20, where AAA corresponds to a value of 20, and D corresponds to a value of 1;

IntCov : EBITDA over interest expense;

Profit : EBITDA over sales;

BLev : Total liabilities over total assets;

Size : Natural logarithm of total assets;

Debt_Ebitda : Long-and short term debt over EBITDA;

Neg_Ebitda : Indicator variable set equals one if EBITDA is negative, and zero otherwise;

Vol : Standard deviation of *Profit* over the past five years (at least two years of data are required for the

incorporation);

Cash : Cash and marketable securities over total assets;

CVD : Convertible debt over total assets;

Rent : Rental payments over total assets;

PPE : The ratio of a firm's net property, plant, and equipment to total assets;

CAPEX : Capital expenditures over total assets;

Beta : Systematic risk of a company measured by the beta coefficient in the Market-model;

IdioRisk : The root mean squared error from a regression of daily stock returns on the Market weighted index returns.

본 연구는 최종적으로 부여된 신용등급과 BST모형을 통해 산출한 기대신용도의 차이로 신용등급 괴리(rating deviation)를 정의하고, 이를 신용등급에 반영된 기업 내부정보의 측정치로 사용한다. 이러한 정의에 따라 신용등급 괴리의 절대값이 클수록 기업의 사적정보가 신용등급 결정에 중대한 영향을 미쳤다는 사실과, 신용등급 괴리의 원시값이 클수록 기업의 사적정보가 신용등급 결정에 유리하게 작용하였다는 사실을 각각 유추할 수 있다.

$$Devi_i = Rating - Expected\ Rating \quad (2)$$

3.1.2 주가동조성

기업의 내부정보 공시행태를 측정하기 위해 본 연구는 주가동조성 변수를 활용한다. 주가동조성(stock price synchronicity)은 시장 주가지수가 개별 기업 주가의 변동을 얼마나 잘 설명하는지 나타내는 상대

적 지표로서, 주가동조성이 낮을수록 개별기업의 정보가 주식가격 형성에 더 많은 영향을 미친다는 것을 의미한다. 가령, 주가동조성이 크다는 것은 해당기업의 주가수익률(stock returns)이 시장(market-wide) 및 산업(industry-wide) 차원의 주가수익률과 강하게 연동되어 있음을 의미하는 것으로서 경영자가 기업가치에 영향을 미칠 수 있는 유용한 정보를 적극적으로 공시하지 않음을 의미한다. 즉, 주가동조성을 통해 경영자가 투자자의 의사결정과 관련 있는 유용한 정보(relevant information)를 얼마나 적극적으로 공시하는지 추정해볼 수 있다(Chi and Lu 2023; Dasgupta et al., 2010; Kim et al., 2021; 박경진 외, 2006; 박경진과 라채원, 2011).

본 연구는 Morck et al.(2000)의 방법을 준용하여 주가동조성을 측정하였다. 먼저 연도별로 시장과 산업 수준의 일별 주가수익률(각각 R_M , R_I)이 개별기업의 일별 주가수익률(R_i)을 설명하는 정도를 의미하는 결정계수($\text{adj. } R^2$)를 다음의 수정 시장모형을 통해 도출하였다.⁸⁾

$$R_i = a + R_M + R_I + \varepsilon \quad (3)$$

위 모형에서 얻은 결정계수(R^2)를 이용하여 다음의 값을 도출하고 이를 개별기업 공시수준의 역대용치(inverse measure)인 주가동조성(Synchro)으로 정의하였다.

$$\text{Synchro}_i = \log \{R^2 / (1 - R^2)\} \quad (4)$$

3.2 연구모형의 설정

신용등급 피리값이 큰 기업일수록 투자자 의사결

정에 영향을 미치는 정보공시에 소극적일 것이라는 첫 번째 가설을 검증하기 위해 다음의 회귀모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} \text{Synchro}_{i,t} = & a + \beta_1 \text{DEVI}_{i,t} + \beta_2 \text{SIZE}_{i,t} \\ & + \beta_3 \text{LnTVOL}_{i,t} + \beta_4 \text{ANA_REVI}_{i,t} \\ & + \beta_5 \text{SD_ROA}_{i,t} + \beta_6 \text{LOSS}_{i,t} + \beta_7 \text{MARKET}_{i,t} \\ & + \beta_8 \text{TWO_TRILL}_{i,t} + \text{IndFix} + \text{YearFix} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Where :

- Synchro* : Stock price synchronicity, calculated as $\log \{R^2 / (1 - R^2)\}$ from annual regression of daily individual stock returns on value-weighted industry returns and market returns;
- DEVI* : Deviation between expected credit rating and actual credit rating.
- SIZE* : Natural logarithm of market capitalization;
- LnTVOL* : Natural logarithm of annual trading volume of ordinary shares;
- ANA_REVI* : Natural logarithm of number of analyst forecasts revisions;
- SD_ROA* : Standard deviation of return-on-assets measured over the past three years;
- LOSS* : An indicator variable for whether a firm reports negative net income;
- MARKET* : An indicator variable for KOSPI-listed firms;
- TWO_TRILL* : An indicator variable for a firm's total assets exceeding KRW 2 trillion;
- IndFix* : Industry fixed effect;
- YearFix* : Year fixed effect.

8) 이 때 Crawford et al.(2012)를 참고하여 일별 주가수익률의 연도별 관측치가 50개 이상인 기업들만 포함하였다.

종속변수는 기업 공시수준의 역대용치인 주가동조성(Synchro)이며, 관심변수는 최종신용등급과 BST 모형에 의한 기대신용등급 간의 괴리(DEVI)이다. 통제변수로는 Grewal et al.(2021)을 참고하여 주가동조성에 영향을 미치는 것으로 알려진 시가총액의 자연로그값(SIZE), 연간 주식거래량의 자연로그값(LnTVOL), 재무분석가 이익예측 수정횟수의 자연로그값(ANA_REVI), 이익의 변동성(SD_ROA), 손실기업 여부(LOSS) 등을 포함시켰으며, 국내기업의 특성을 고려하여 유가증권시장 상장기업인지 코스닥시장 상장기업인지를 구별하는 더미변수(MARKET)와 상법 및 자본시장법에 따라 지배구조, 재무구조 등에 별도의 규제를 받는 자산 2조원 이상 기업 더미변수(TWO_TRILL)를 추가로 포함하였다. 마지막으로 연도 및 산업의 고정효과를 통제하기 위해 연도 더미변수 및 한국표준산업분류의 중분류코드를 사용한 산업 더미변수를 포함하였다. 위 모형에서 DEVI의 계수(β_1)가 유의한 양(+)의 값을 가진다면 가설 1을 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

한편, 자체신용도 공시 의무화 이후에 신용등급에 반영된 기업 내부정보와 개별 기업정보 공시 간의 관계에 변화가 있었는지를 조사(가설 2)하기 위해 다음의 모형을 회귀추정하였다.

$$\begin{aligned} Synchro_{i,t} = & \alpha + \beta_1 POST_{i,t} + \beta_2 DEVI_{i,t} \\ & + \beta_3 POST_{i,t} * DEVI_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} \\ & + \beta_5 LnTVOL_{i,t} + \beta_6 ANA_REVI_{i,t} \\ & + \beta_7 SD_ROA_{i,t} + \beta_8 LOSS_{i,t} + \beta_9 MARKET_{i,t} \\ & + \beta_{10} TWO_TRILL_{i,t} + IndFix + YearFix \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

Where :

POST : Indicator variable with a value of one if the fiscal year is after 2018, and zero

otherwise.

POST는 자체신용도 공시제도가 전면시행된 2018년 이후이면 1의 값을 가지는 더미변수이다. 위 모형의 관심변수는 신용등급 괴리(DEVI)와 POST의 교호항(POST*DEVI)이며, 그 계수(β_3)가 유의한 음(-)의 값을 가진다면 자체신용도 공시 이후 유리한 기업 내부정보를 가진 기업의 공시수준이 높아질 것이라고 예상한 가설 2를 지지하는 결과가 될 것이다.

3.3 표본선정

2013-2020년 기간동안 한국거래소 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 비금융기업 중에서 한국신용평가(Korea Investors Service: KIS)로부터 무보증회사채에 대한 신용등급을 부여받은 관측치는 총 1,210개이다. 이 중에서 먼저 12월 외의 결산월을 가진 관측치 3개를 제외하고, 한국신용평가 기준 신용등급 괴리(DEVI)를 구할 수 없는 관측치 652개를 추가로 제외하였다. 마지막으로 회귀식에 포함된 변수 생성을 위한 재무·회계정보들이 누락된 관측치 198개를 제외한 후 357개의 기업-연도 관측치를 실증분석을 위한 최종표본으로 사용하였다.

신용등급 자료는 FnGuide를 통해 확보하였으며, 기타 재무정보는 Kisvalue 데이터베이스에서, 주가, 주식거래량, 재무분석가 정보는 Dataguide를 통해 다운로드받았다.

한편, 본 연구는 극단치(outlier)가 분석결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 모든 연속변수에 대해 상·하위 1% 수준에서 winsorizing을 실시하였으며, 회귀분석 수행시 자기상관과 이분산성을 통제하기 위해 표준오차를 기업수준에서 클러스터링(clustering)하였다.

〈Table 2〉 Sampling process

Sample selection	Firm-Years
Initial sample: Non-financial public firms with at least one credit rating assigned from KIS during 2013 through 2020	1,210
(-) Observations with non-December fiscal year end	(3)
(-) Observations that KIS rating deviation data are not available	(652)
(-) Observations that necessary financial data are not available	(198)
Final sample	357
Unique firms	161

IV. 실증분석 결과

4.1 기술통계 및 상관관계 분석

〈Table 3〉은 본 연구에서 사용된 표본의 기술통계량을 제시한다. 주가동조성 변수(Synchro)는 -1.10의 평균값(-1.14의 중위값)을 가졌는데 전반적으로 국내기업을 대상으로 한 선행연구(박경진과 라채원, 2011)와 유사한 분포를 보인다. 신용등급 괴리(DEVI)는 양(+)의 값을 가졌는데(평균값: 0.359, 중위값: 0.509), 이는 국내기업들이 기대신용등급에 비해 평균적으로 더 높은 최종신용등급을 받는다는 것을 의미한다. 또한 전체 표본 중 자체신용도가 공시된 이후의 관측치(POST=1)가 약 61%를 차지하는 것으로 나타났다. 손실기업(LOSS)의 비중은 약 24%였고, 유가증권시장 상장기업(MARKET=1)이 표본의 절대다수(약 87%)를 차지하였으며, 자산 2조원 이상인 기업(TWO_TRILL=1)이 전체 표본의 과반수(약 51%)에 해당하였다.

〈Table 4〉는 본 연구의 실증분석에서 사용된 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계를 제시하고 있다. 분석결과, DEVI와 Synchro는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났는데 이는

첫 번째 가설의 예측과 일치하는 결과라고 할 수 있다. 한편, POST와 Synchro 역시 유의한 양(+)의 관계를 보였는데, 자체신용도 공시 이후 전반적으로 회사채 발행기업들의 공시수준이 낮아졌다는 것으로 해석할 수 있다. 이는 흥미로운 결과로서 신용등급 괴리값이 큰 기업들의 경우 자체신용도 공시 이후에 이런 전반적인 흐름과 다른 공시행태를 보이는지 이중차분법(Difference-in-difference: DID)을 활용하여 조사해 볼 필요성을 제기한다.

4.2 회귀분석

4.2.1 가설 1의 검증결과

본 연구의 첫 번째 가설은 정량적 모델에 의해 도출된 기대신용도와 최종신용등급 간의 괴리값이 큰 기업일수록 정보공시에 소극적이어서 주가동조성이 높을 것으로 예상하고 있다. 이 가설을 검증하기 위해 식 (5)의 회귀계수를 추정하고 그 결과를 〈Table 5〉에 보고하였다. 분석결과, 주가동조성(Synchro)을 종속변수로 사용했을 때 신용등급 괴리(DEVI)의 계수는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다(계수값: 0.0876, t-값: 2.68).

이는 가설 1을 지지하는 결과로서 기업의 사적정

〈Table 3〉 Descriptive statistics

Variables	N	Mean	Std.Dev	Q1	Median	Q3
<i>Synchro_t</i>	357	-1.105	1.538	-2.137	-1.141	-0.177
<i>DEVI_t</i>	357	0.359	1.769	-0.479	0.509	1.517
<i>POST</i>	357	0.608	0.489	0.000	1.000	1.000
<i>SIZE_t</i>	357	13.539	1.469	12.436	13.242	14.691
<i>LnTVOL_t</i>	357	17.380	1.694	16.234	17.427	18.577
<i>ANA_REVI_t</i>	357	1.169	1.003	0.000	1.099	2.079
<i>SD_ROA_t</i>	357	0.035	0.087	0.014	0.020	0.036
<i>LOSS_t</i>	357	0.244	0.430	0.000	0.000	0.000
<i>MARKET_t</i>	357	0.868	0.339	1.000	1.000	1.000
<i>TWO_TRILL_t</i>	357	0.513	0.501	0.000	1.000	1.000

〈Table 4〉 Pearson correlation matrix

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) <i>Synchro_t</i>	1.00									
(2) <i>DEVI_t</i>	0.06 [*]	1.00								
(3) <i>POST</i>	0.66 [*]	-0.13 [*]	1.00							
(4) <i>SIZE_t</i>	0.65 [*]	-0.11 [*]	0.60 [*]	1.00						
(5) <i>LnTVOL_t</i>	0.46 [*]	-0.31 [*]	0.32 [*]	0.31 [*]	1.00					
(6) <i>ANA_REVI_t</i>	0.64 [*]	-0.09 [*]	0.57 [*]	0.82 [*]	0.34 [*]	1.00				
(7) <i>SD_ROA_t</i>	-0.07	-0.17 [*]	-0.06	-0.12 [*]	0.16 [*]	-0.10 [*]	1.00			
(8) <i>LOSS_t</i>	0.03	-0.09 [*]	0.03	-0.16 [*]	0.25 [*]	-0.06	0.17 [*]	1.00		
(9) <i>MARKET_t</i>	0.11 [*]	0.10 [*]	0.21 [*]	0.31 [*]	-0.08	0.22 [*]	-0.19 [*]	0.01	1.00	
(10) <i>TWO_TRILL_t</i>	0.45 [*]	-0.08	0.49 [*]	0.68 [*]	0.20 [*]	0.62 [*]	-0.09 [*]	-0.02	0.23 [*]	1.00

^{*} denotes two-tail significance at equal to or greater than 10% level.

보가 신용등급에 유리하게 반영된 기업일수록 투자자나 금융기관 등 자본공여자의 정밀조사를 야기할 우려가 있는 상세한 정보제공을 꺼리고 소극적인 공시행태를 보이는 경향이 있음을 시사한다.

한편, 통제변수와 관련한 결과를 살펴보면 시가총액(SIZE)이 큰 기업이나 주식거래량(LnTVOL)이 많은 기업일수록 주가동조성이 높은 것으로 나타났는데, 규모가 크고 주식거래가 활발하게 일어나는 기업들의 개별수익률이 시장수익률 결정에 결정적인

영향을 미친다는 점이 그 이유로 추정된다. 또한 손실을 보고한 기업(LOSS)일수록 주가동조성이 높은 것으로 나타났는데 이는 이러한 기업들이 저조한 실적의 이유를 해명하기 위해 다양한 정보들을 적극적으로 공시하기 때문으로 판단된다.

4.2.2 가설 2의 검증결과

본 연구의 두 번째 가설은 자체신용도 공시제도 시

〈Table 5〉 The relationship between credit rating deviation and stock price synchronicity (H1)

Independent Variables	Dependent Variable = $Synchro_t$	
	Coef.	(t-stat)
<i>Intercept</i>	-13.3235***	(-10.18)
$DEVI_t$	0.0876***	(2.68)
$SIZE_t$	0.5406***	(6.32)
$LnTVOL_t$	0.1481**	(2.59)
ANA_REVI_t	0.1098	(1.20)
SD_ROA_t	0.2649	(0.58)
$LOSS_t$	0.2460**	(2.16)
$MARKET_t$	-0.5322***	(-2.65)
TWO_TRILL_t	-0.2258	(-1.31)
<i>Year</i>	Included	
<i>Industry</i>	Included	
# of obs	357	
Adjusted R^2	0.749	

1) *, **, and *** indicate two-tail significance at the 0.1, 0.05, and 0.01 level, respectively.

2) All the continuous variables are winsorized at the top and bottom one-percentile.

3) Standard errors are clustered at the firm level.

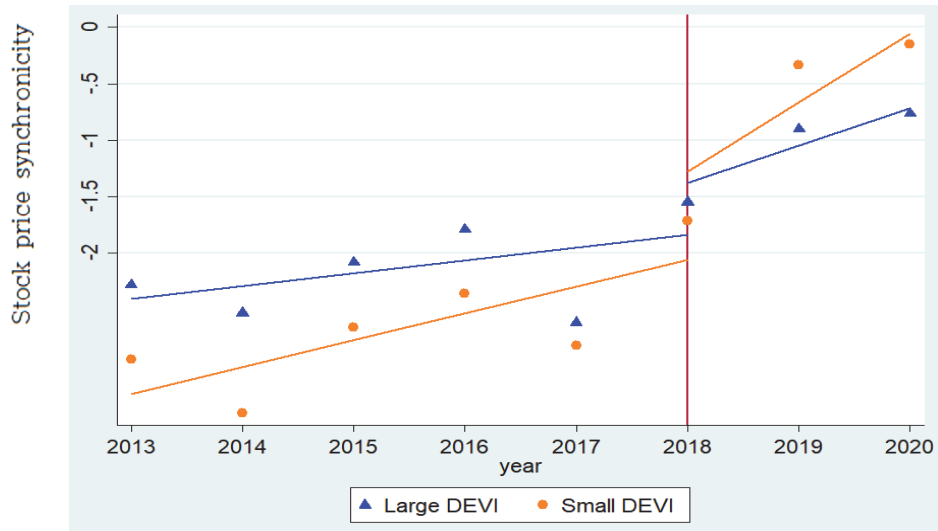
행 이후 신용등급 피라값이 큰 기업들이 정보공시를 늘림으로써 과거에 비해 낮은 주가동조성을 보일 것이라고 예상한다. 이 가설을 검증하기 위해 본 연구는 이중차분법(DID)을 사용하였다. 〈Figure 2〉는 자체신용도 공시제도 시행을 전후하여 신용등급 피라값이 큰 그룹(Large DEVI)과 작은 그룹(Small DEVI)의 주가동조성 평행추세(parallel trend)가 어떻게 달라졌는지를 시각적으로 보여주고 있다.⁹⁾ 자체신용도 공시제도 시행 전(2018년 이전)에는 Large DEVI 그룹의 주가동조성이 Small DEVI 그룹보다 컸으나 시행 후(2018년 이후)에 역전되었다는 사실은 가설 2를 지지하는 예비적 증거에 해당한다.

본 연구는 가설 2의 보다 엄격한 검증을 위해 식 (6)

에 대한 회귀추정을 수행하였다. 〈Table 6〉에 제시된 분석결과를 보면 먼저 POST의 계수(β_1)가 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 가짐을 확인할 수 있는데(계수: 0.9893, t-값: 3.57), 이는 평행추세 검증과 동일한 결과로서 자체신용도 공시제도 시행시점 이후에 전체표본의 주가동조성이 평균적으로 높아졌음을 시사한다.

한편, DEVI의 계수(β_2)는 0.1807(t-값: 3.38)로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 자체신용도 공시제도 시행 전에는 신용평가사로부터 우호적인 정성평가를 받은 기업들이 사적정보를 덜 공시하는 경향이 있었음을 의미한다. 그러나 POST*DEVI의 계수(β_3)가 유의한 음(-)의

9) 분석을 위해 신용등급 피라값이 표본 중위값(0.5092) 이상인 경우 신용등급 피라가 큰 Large DEVI 그룹으로, 중위값 미만인 경우 Small DEVI 그룹으로 정의하였다.



〈Figure 2〉 Test of parallel trend assumption

〈Table 6〉 The effect of stand-alone rating disclosure on stock price synchronicity (H2)

Independent Variables	Dependent Variable = $Synchro_t$	
	Coef.	(t-stat)
<i>Intercept</i>	-13.4297***	(-9.74)
$POST(\beta_1)$	0.9893***	(3.57)
$DEVI_t(\beta_2)$	0.1807***	(3.38)
$POST * DEVI_t(\beta_3)$	-0.1862***	(-2.90)
$SIZE_t$	0.4260***	(5.07)
$LnTVOL_t$	0.1551***	(2.63)
ANA_REVI_t	0.1104	(1.19)
SD_ROA_t	0.3766	(0.90)
$LOSS_t$	0.1775	(1.57)
$MARKET_t$	-0.4453**	(-2.17)
TWO_TRILL_t	-0.0322	(-0.18)
<i>Year</i>	Included	
<i>Industry</i>	Included	
F-stat ($\beta_2 + \beta_3 = 0$)	10.87***	
# of obs	357	
Adjusted R ²	0.750	

1) *, **, and *** indicate two-tail significance at the 0.1, 0.05, and 0.01 level, respectively.

2) All the continuous variables are winsorized at the top and bottom one-percentile.

3) Standard errors are clustered at the firm level.

값을 가진다는 사실(계수: -0.1862, t-값: -2.90)로부터 가설 2의 예측처럼 자체신용도 공시 이후 신용등급 피리값이 큰 기업들의 주가동조성이 약화되었음을 확인할 수 있으며, 특히 $\beta_2 + \beta_3$ 의 값이 음수 (-0.0055)라는 사실로부터 자체신용도 공시 이후에는 신용평가사로부터 우호적인 정성평가를 받은 기업들이 오히려 더욱 적극적으로 사적정보를 공시하게 되었음을 추론할 수 있다.

이상의 결과는 자체신용도 공시제도 시행 전에는 적극적인 정보공시의 유인이 없었던 신용등급 피리값이 큰 기업들이 제도 시행 이후에는 피리의 근거를 정당화하여 기존의 이점(유리한 자본조달조건 등)을 유지하기 위해 정량평가를 통해 파악할 수 없는 질적인 정보들을 활발하게 공시하는 방향으로 공시전략을 수정하게 되었음을 시사한다.

4.2.3 강건성 확인: 2-Stage Least Squares (2SLS)

신용등급 피리값의 크기는 외생적으로 결정되는 것이 아니라 계열사와의 관계 등 피평가기업 고유의 특성에 영향을 받는다. 가령, 신용등급 피리값이 큰 기업이 공시에 소극적인 것이 아니라 공시에 소극적인 기업의 특성이 큰 신용등급 피리값으로 이어진다는 설명도 가능하다. 이를 분석에 고려하지 않으면 신용등급 피리값이 큰(작은) 기업들의 고유특성이 관심 변수 회귀계수의 편의(bias)를 초래하여 올바른 추론을 저해할 우려가 있다. 본 연구는 이러한 표본선택의 편의 문제(sample selection bias)를 완화하기 위해 Heckman(1979)이 제안한 2SLS 기법을 사용하여 강건성 분석을 실시해 보았다.

이를 위해 먼저 신용등급 피리(DEVI)가 표본 중 위값(0.509)보다 큰 관측치들을 '신용등급 피리값

이 큰 기업(Large_DEVI)'으로 분류하고 아래와 같이 Large_DEVI의 결정요인을 프로비트(Probit) 모형으로 추정한 후 $PDF(\widehat{Large_DEVI}) / CDF(\widehat{Large_DEVI})$ 으로 Inverse Mill's Ratio(IMR)을 도출하였다.

$$\begin{aligned} Large_DEVI_{i,t} = & a + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 LnTVOL_{i,t} \\ & + \beta_3 ANA_REVI_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 DTE_{i,t} \\ & + \beta_6 MARKET_{i,t} + \beta_7 TWO_TRILL_{i,t} + IndFix \\ & + YearFix + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

이렇게 도출한 IMR을 식 (5)와 식 (6)의 설명변수 집합에 추가한 후 OLS를 실시한 결과는 <Table 7>과 같으며 (1)열과 (2)열의 결과는 각각 가설 1과 가설 2의 2SLS 검증결과를 나타낸다. (1)열에서 DEVI의 계수가 유의한 양(+)의 값(계수: 0.0843, t-값: 2.61)을 가진다는 사실과 (2)열에서 POST*DEVI의 계수가 유의한 음(-)의 값(계수: -0.2048, t-값: -3.21)을 가진다는 사실은 표본선택의 편의를 통제했을 때에도 여전히 가설 1과 가설 2가 지지되고 있음을 의미한다.

4.2.4 강건성 확인: 대안적인 신용등급 피리값 측정

본 연구는 한국신용평가(KIS)가 무보증회사채 발행기업에 부여한 신용등급과 BST모형에 따라 도출한 기대신용도의 차이를 신용등급 피리값으로 정의한 바 있다. 만약 이렇게 측정한 신용등급 피리값이 보편성이 없다면 이 변수를 사용한 분석결과 역시 신뢰할 수 없을 것이다. 이런 우려를 완화하기 위해 국내 다른 신용평가사 중 하나인 NICE신용평가의 자료를 기준으로 신용등급 피리값을 측정(DEVI_{NICE})한 후 가설 1과 가설 2를 재검증해보았다. 그 결과

<Table 7> Robustness check using 2-stage least squares

Independent Variables	Dependent Variable = $Synchro_t$	
	(1)	(2)
	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)
<i>Intercept</i>	-8.6421** (-2.44)	-9.3622*** (-2.66)
<i>POST</i>		1.1094*** (4.16)
<i>DEVI_t</i>	0.0843** (2.61)	0.1842*** (3.40)
<i>POST*DEVI_t</i>		-0.2048*** (-3.21)
<i>SIZE_t</i>	0.4959*** (3.58)	0.3997*** (2.80)
<i>LnTVOL_t</i>	0.1195 (0.68)	0.1662 (0.93)
<i>ANA_REVI_t</i>	0.1237 (1.30)	0.1228 (1.27)
<i>SD_ROA_t</i>	0.2364 (0.50)	0.3953 (0.90)
<i>LOSS_t</i>	0.2825** (2.30)	0.1958 (1.54)
<i>MARKET_t</i>	-0.4597 (-1.43)	-0.4217 (-1.25)
<i>TWO_TRILL_t</i>	-0.2316 (-1.21)	0.0051 (0.03)
<i>IMR</i>	0.1567 (0.21)	-0.0295 (-0.04)
<i>Year</i>	Included	Included
<i>Industry</i>	Included	Included
# of obs	336	336
Adjusted R ²	0.742	0.743

1) *, **, and *** indicate two-tail significance at the 0.1, 0.05, and 0.01 level, respectively.

2) All the continuous variables are winsorized at the top and bottom one-percentile.

3) Standard errors are clustered at the firm level.

는 <Table 8>의 (1)열과 (2)열에 각각 제시되어 있는데, 기존의 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 본 연구의 발견이 관심변수를 정

의하는 방식에 민감하지 않고 일반적으로 통용될 수 있는 것임을 시사한다.¹⁰⁾

10) 과거의 공시행태나 기업지배구조가 기업의 공시 관련 의사결정에 영향을 미친다는 선행연구가 존재한다(e.g., Hope and Thomas, 2008; 이정화와 손성규, 2005). 이에 본 연구는 기업-연도별 한국거래소 불성실공시법인 지정횟수와 한국ESG기준원(KCGS)의 지배구조 평가등급(S등급: 3.5점, A+등급: 3점, A등급: 2.5점, B+등급: 2점, B등급: 1.5점, C등급: 1점, D등급: 0.5점 부여)을 각각 공시행태와 기업지배구조의 대용치로 사용하여 이들을 통제변수로 추가한 회귀분석을 별도로 실시하였다. 분석결과, 이들을 추가로 통제 한 후에도 가설 1과 가설 2를 지지하는 결과를 얻을 수 있었다.

〈Table 8〉 Alternative measure of rating deviation

Independent Variables	Dependent Variable = <i>Synchro_t</i>	
	(1)	(2)
	Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat)
<i>Intercept</i>	-8.2327*** (-5.91)	-7.9279*** (-4.84)
<i>POST</i>		0.5138* (1.93)
<i>DEVI_{NICEt}</i>	0.0529* (1.73)	0.0801* (1.97)
<i>DEVI_{NICEt} * POST</i>		-0.1093* (-1.96)
<i>SIZE_t</i>	0.4556*** (5.60)	0.3238*** (3.87)
<i>LnTVOL_t</i>	0.0170 (0.35)	0.0015 (0.03)
<i>ANA_REVI_t</i>	0.2164** (2.47)	0.2188** (2.35)
<i>SD_ROA_t</i>	-0.4206 (-0.96)	-0.5528 (-0.92)
<i>LOSS_t</i>	0.1449 (1.28)	0.0665 (0.55)
<i>MARKET_t</i>	-0.4961*** (-3.36)	-0.3427** (-2.14)
<i>TWO_TRILL_t</i>	-0.2409 (-1.39)	-0.0287 (-0.16)
<i>Year</i>	Included	Included
<i>Industry</i>	Included	Included
# of obs	412	412
Adjusted R ²	0.684	0.704

1) *, **, and *** indicate two-tail significance at the 0.1, 0.05, and 0.01 level, respectively.

2) All the continuous variables are winsorized at the top and bottom one-percentile.

3) Standard errors are clustered at the firm level.

V. 결론

본 연구는 신용등급 평가요소를 세분화하여 신용등급에 영향을 미치는 비계량적 기업내부정보의 성격에 따라 기업의 공시행태가 어떻게 달라지는지 조

사하였다. 신용평가사가 신용등급을 결정하기 위해 사용하는 정보에는 계량적인 회계·재무변수 뿐 아니라 다양한 비계량적 내부정보도 포함되어 있다. 의무적으로 공개되는 신용등급과는 달리 신용등급에 반영된 내부정보의 공개는 기업의 자발적 의사결정에 달려 있으므로 그 정보의 성격이 유리한지 또는 불리

한지에 따라 기업의 공시행태가 어떻게 달라지는지 살펴보는 것은 자발적 공시유인과 관련한 이론의 타당성 검증에 유용할 것으로 판단된다.

신용평가사가 최종적으로 부여한 신용등급과 회계·재무변수를 바탕으로 추정한 기대신용도 간의 차이를 신용등급에 반영된 기업 내부정보로 정의하고, 주가동조성을 기업의 사적공시 수준의 역대용치로 사용하여 실증분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 신용등급 괴리값이 큰 기업일수록 평균적으로 주가동조성이 높은 것으로 나타났다. 이는 기대신용도보다 높은 신용등급을 부여받은 기업들은 그 신용등급을 바탕으로 이미 양호한 자본조달조건을 누리고 있으므로 사적정보를 시장에 전달할 유인이 크지 않으나, 기대신용도에 비해 낮은 신용등급을 부여받은 기업들은 그 이유를 해명하기 위해 사적정보를 적극적으로 공시할 유인이 있음을 시사한다. 둘째, 자체신용도 공시제도가 시행된 2018년 이후에는 신용등급 괴리값과 주가동조성 간의 양(+)의 관계가 과거에 비해 약화된 것으로 나타났다. 이는 신용등급만 공개되던 과거에는 사적정보 공시의 유인이 없었던 신용등급 괴리값이 큰 기업들이 자체신용도 공시 의무화 이후에는 신용등급과 기대신용도 간의 차이를 정당화하기 위해 유리한 사적정보를 적극적으로 공시하는 방향으로 공시전략을 수정하게 되었음을 시사한다.

본 연구는 신용등급에 반영된 사적정보의 성격이 기업의 공시행태에 어떤 영향을 미치는지를 최초로 조사함으로써 자발적 공시유인과 관련한 연구의 범위를 확장하였다는 것에 공헌점이 있다. 또한 신용평가제도 개선에 대한 요구가 높아지는 시점에서 신용평가사로 하여금 신용등급 결정과 관련한 추가적인 정보를 시장에 제공하게 하는 것이 실제로 기업과 투자자 간의 정보불균형을 완화하는 데 효과가 있음을 확인했다는 점에서 정책적 시사점을 가진다.

참고문헌

- 강경훈, 배영수, 한재준(2015), “국내 회사채 시장의 등급 인플레이션 분석,” **한국증권학회지**, 제44권 1호, pp.221-245.
- (Kang, K. H., Bae, Y. S. and Han, J. J.(2015), “An Empirical Study on Credit Rating Inflation in the Korean Corporate Bond Market,” *Korean Journal of Financial Studies*, 44(1), pp.221-245.)
- 김성환, 김태동(2014), “신용평가사의 신용등급 고평가에 대한 연구,” **회계연구**, 제19권 3호, pp.27-49.
- (Kim, S. H., and Kim, T. D.(2014), “A Study on the Overvaluing Behavior of Credit Rating Agency,” *Review of Accounting and Policy Studies*, 19(3), pp.27-49.)
- 박경진, 라채원(2011), “개별기업의 공시정책과 주가동조성 간 관련성에 관한 연구,” **회계학연구**, 제36권 4호, pp.29-53.
- (Park, K. J., and Ra, C. W.(2011), “A Study of the Relationship Between Disclosure Practices and Stock Price Synchronicity,” *Korean Accounting Review*, 36(4), pp.29-53.)
- 박경진, 라채원, 장진호(2006), “공시의 빈도와 질이 주가동조화에 미치는 영향: 유가증권거래소의 공시자료를 이용한 분석,” **경영학연구**, 제35권 6호, pp.1681-1705.
- (Park, K. J., Ra, C. W. and Chang, J. H.(2006), “The Influence of Disclosure frequency and quality on Stock Price Synchronicity,” *Korean Management Review*, 35(6), pp.1681-1705.)
- 안경희, 박래수, 백재승, 홍창수(2016), “재무적 제약과 신용등급: BIR을 중심으로,” **한국증권학회지**, 제45권 3호, pp.631-670.
- (Ahn, K. H., Park, R. S., Baek, J. S. and Hong, C. S.(2016), “The Information Effect of BIR

- and the Financial Constraints,” *Korean Journal of Financial Studies*, 45(3), pp.631-670.)
- 이정화, 손성규(2005), “기업지배구조와 회계정보공시와의 관계에 대한 실증연구,” **회계학연구**, 제30권 3호, pp.33-69.
- (Lee, J. W., and Sohn, S. K.(2005), “An Empirical Analysis of the Relationship Between Corporate Governance and Corporate Disclosure Practices in Korea,” *Korean Accounting Review*, 30(3), pp.33-69.)
- 한국기업평가(2023), “신용평가 일반론”
- (Korea Ratings(2023), “Understanding of Credit Rating Methodology”)
- 한국신용평가(2020), “KIS신용평가 일반론”
- (Korea Investors Service(2020), “Credit Rating Methodology”)
- 한국신용평가(2022), “자체신용도 및 외부지원가능성의 분석”
- (Korea Investors Service(2022), “An Analysis of Standalone Rating and the Likelihood of Support”)
- Aboody, D., and Kasznik, R. (2000), “CEO stock option awards and the timing of corporate voluntary disclosures,” *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), pp.73-100.
- Akerlof, G. A. (1978), “The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism,” *Uncertainty in Economics*, pp.235-251. Academic Press.
- Allen, F., and Faulhaber, G. R.(1989), “Signalling by underpricing in the IPO market,” *Journal of Financial Economics*, 23(2), pp.303-323.
- Baghai, R. P., Servaes, H., and Tamayo, A.(2014), “Have rating agencies become more conservative? Implications for capital structure and debt pricing,” *The Journal of Finance*, 69(5), pp. 1961-2005.
- Botosan, C. A.(1997), “Disclosure level and the cost of equity capital,” *Accounting Review*, pp. 323-349.
- Botosan, C. A., and Stanford, M.(2005), “Managers’ motives to withhold segment disclosures and the effect of SFAS No. 131 on analysts’ information environment,” *The Accounting Review*, 80(3), pp.751-772.
- Chi, Z., and Lu, C.(2023), “Stock Price Synchronicity and Information Disclosure,” In *Eurasian Business and Economics Perspectives: Proceedings of the 39th Eurasia Business and Economics Society Conference (Vol.26, p. 255)*. Springer Nature.
- Crawford, S. S., Roulstone, D. T., and So, E. C. (2012), “Analyst initiations of coverage and stock return synchronicity,” *The Accounting Review*, 87(5), pp.1527-1553.
- Damodaran, A.(1989), “The weekend effect in information releases: A study of earnings and dividend announcements,” *The Review of Financial Studies*, 2(4), pp.607-623.
- Dasgupta, S., Gan, J., and Gao, N.(2010), “Transparency, stock return synchronicity, and the informativeness of stock prices: Theory and evidence,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), pp.1189-1220.
- DeHaan, E., Shevlin, T., and Thornock, J.(2015), “Market (in) attention and the strategic scheduling and timing of earnings announcements,” *Journal of Accounting and Economics*, 60(1), pp.36-55.
- Dhaliwal, D. S., Li, O. Z., Tsang, A., and Yang, Y. G.(2011), “Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting,” *The Accounting Review*, 86(1), pp.59-100.

- Diamond, D. W., and Verrecchia, R. E. (1991), "Disclosure, liquidity, and the cost of capital," *The Journal of Finance*, 46(4), pp.1325-1359.
- Donelson, D. C., McInnis, J. M., and Mergenthaler, R. D. (2012), "Rules-based accounting standards and litigation," *The Accounting Review*, 87(4), pp.1247-1279.
- Dontoh, A. (1989), "Voluntary disclosure," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 4(4), pp.480-511.
- Dye, R. A. (1985), "Disclosure of nonproprietary information," *Journal of Accounting Research*, 23(1), pp.123-145.
- Grewal, J., Hauptmann, C., and Serafeim, G. (2021), "Material sustainability information and stock price informativeness," *Journal of Business Ethics*, 171, pp.513-544.
- Hail, L., and Leuz, C. (2006), "International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter?," *Journal of Accounting Research*, 44(3), pp.485-531.
- Healy, P. M., and Palepu, K. G. (2001), "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature," *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), pp.405-440.
- Hope, O. K., and Thomas, W. B. (2008), "Managerial empire building and firm disclosure," *Journal of Accounting Research*, 46(3), pp.591-626.
- Hovakimian, A., Kayhan, A., and Titman, S. (2009), "Credit rating targets," Available at SSRN 1098351.
- John, K., and Williams, J. (1985), "Dividends, dilution, and taxes: A signalling equilibrium," *The Journal of Finance*, 40(4), pp.1053-1070.
- Jung, W. O., and Kwon, Y. K. (1988), "Disclosure when the market is unsure of information endowment of managers," *Journal of Accounting Research*, 26(1), pp.146-153.
- Kaszniak, R., and Lev, B. (1995), "To warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise," *Accounting Review*, pp.113-134.
- Kim, O., and Verrecchia, R. E. (1994), "Market liquidity and volume around earnings announcements," *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2), pp.41-67.
- Kim, Y., Su, L., Wang, Z., and Wu, H. (2021), "The effect of trade secrets law on stock price synchronicity: Evidence from the inevitable disclosure doctrine," *The Accounting Review*, 96(1), pp.325-348.
- Kothari, S. P., Shu, S., and Wysocki, P. D. (2009), "Do managers withhold bad news?," *Journal of Accounting Research*, 47(1), pp.241-276.
- Lev, B., and Penman, S. H. (1990), "Voluntary forecast disclosure, nondisclosure, and stock prices," *Journal of Accounting Research*, 28(1), pp.49-76.
- Li, F. (2008), "Annual report readability, current earnings, and earnings persistence," *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3), pp.221-247.
- Lo, K., Ramos, F., and Rogo, R. (2017), "Earnings management and annual report readability," *Journal of Accounting and Economics*, 63(1), pp.1-25.
- Milgrom, P. R. (1981), "Good news and bad news: Representation theorems and applications," *The Bell Journal of Economics*, pp.380-391.
- Morck, R., Yeung, B., and Yu, W. (2000), "The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock

- price movements?," *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), pp.215-260.
- Nagar, V.(1999), "The role of the manager's human capital in discretionary disclosure," *Journal of Accounting Research*, 37, pp.167-181.
- Nagar, V., Nanda, D., and Wysocki, P.(2003), "Discretionary disclosure and stock-based incentives," *Journal of Accounting and Economics*, 34(1-3), pp.283-309.
- Penman, S. H.(1987), "The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns," *Journal of Financial Economics*, 18(2), pp.199-228.
- Ross, S. A.(1977), "The determination of financial structure: the incentive-signalling approach," *The Bell Journal of Economics*, 8(1), pp. 23-40.
- Sengupta, P.(1998), "Corporate disclosure quality and the cost of debt," *The Accounting Review*, 73(4), pp.459-474.
- Skreta, V., and Veldkamp, L.(2009), "Ratings shopping and asset complexity: A theory of ratings inflation," *Journal of Monetary Economics*, 56(5), pp.678-695.
- Skinner, D. J.(1994), "Why firms voluntarily disclose bad news," *Journal of Accounting Research*, 32(1), pp.38-60.
- Skinner, D. J.(1997), "Earnings disclosures and stockholder lawsuits," *Journal of Accounting and Economics*, 23(3), pp.249-282.
- Watts, R. L., and Zimmerman, J. L.(1986), "Positive accounting theory."
- Yermack, D.(1997), "Good timing: CEO stock option awards and company news announcements," *The Journal of Finance*, 52(2), pp.449-476.

-
- 저자 강동창은 현재 동양미래대학교 경영대학 세무회계학과 부교수로 재직 중이다. 서울대학교 경영대학 및 대학원 경영학과(석사)를 졸업하였으며, 현재 서강대학교에서 경영학 박사과정(회계전공) 중이다. 삼일회계법인 및 안진회계법인에서 회계사로 근무하였으며, 이후 한국신용평가에서 기업신용평가 업무를 담당하였다. 주요연구분야는 신용평가, 기업지배구조 및 공시제도 등이다.
 - 저자 김정택은 서울대학교에서 경영학 학사 및 석사학위를, 고려대학교에서 경영학 박사학위를 각각 취득하였으며, 현재 단국대학교 경영학부 조교수로 재직 중이다. 주요 연구분야는 ESG, 회사채 신용평가, 회계감사이다.