

# 정보비대칭과 신용등급 보유기업의 배당스무딩에 관한 연구\*

최병호\*\* · 김영옥\*\*\* · 어준경\*\*\*\* · 박세열\*\*\*\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 국내 신용등급 보유기업의 배당스무딩 성향을 분석하였다. 선행연구에 따르면 신용등급 보유기업은 기업의 정보비대칭 정도를 줄여 공모채 조달환경을 개선할 유인이 있으므로, 배당스무딩을 정보비대칭 완화의 수단으로 활용할 수 있다. 국내 상장기업 표본에서 신용등급 보유기업은 미보유기업에 비해 당기배당을 전기배당에 더욱 가깝게 지급하는 배당스무딩 성향이 더 강한 것으로 나타났다. 이어서 배당스무딩의 동기가 정보비대칭의 완화라는 기존의 가설을 검증하기 위해, 우리는 신용등급 보유기업을 정보비대칭 정도에 따라 세분화한 부표본을 생성하여 배당스무딩을 비교하였다. 분석 결과, 신용등급 보유기업 중 정보의 비대칭이 높은 그룹과 낮은 그룹 간 배당스무딩 성향의 유의한 차이는 존재하지 않았다. 또한 추가 분석을 통해 우리는 신용등급 보유기업의 높은 배당스무딩 성향은 단지 신용등급 보유기업의 내생적인 기업 특성에 의한 것임을 확인하였다. 본 연구는 신용등급 보유기업의 높은 배당스무딩 성향의 동기가 정보비대칭 완화라는 기존 연구의 해석을 반박하는 새로운 결과를 제시한다.

주제어 : 배당스무딩, 배당정책, 신용등급, 공모채, 정보비대칭

논문접수일 : 2023년 02월 21일 논문게재확정일 : 2023년 03월 07일

\* 본 연구는 공동저자 김영옥의 석사학위논문 주제로부터 영감을 얻어 차별적인 연구방법을 적용하여 다른 시사점을 도출한 독립적인 논문임을 밝힌다.

\*\* 제1저자, 연세대학교 경영대학 박사과정, E-mail: bh.choi@yonsei.ac.kr

\*\*\* 공동저자, 연세대학교 경영대학 석사과정, E-mail: ywk812@gmail.com

\*\*\*\* 공동저자, 연세대학교 경영대학 조교수, E-mail: junkyung.auh@yonsei.ac.kr

\*\*\*\*\* 교신저자, 연세대학교 경영대학 조교수, E-mail: sypark16@yonsei.ac.kr

## I. 서 론

배당정책의 선택은 기업의 사업활동 과정에서 빈번하게 직면하는 의사결정일 뿐만 아니라, 불완전 자본시장 하에서 기업가치에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다는 점에서 그 중요성을 갖는다(Stevens and Jose, 1992; Priya and Mohanasundari, 2016; Brockman et al., 2022). 뿐만 아니라, 주식투자자의 관점에서도 기업 배당정책에 대한 정확한 이해는 불확실성을 최소화하고, 최적소비시점을 선택하는 포트폴리오의 구축에 유용한 함의를 제공한다(Bansal et al., 2005; Baker et al., 2007; Bräuer et al., 2022). 이와 같은 중요성과 함께 기업의 배당정책에 대한 연구는 재무경제학의 시작과 함께 큰 비중을 가지고 광범위하게 다뤄져 온 주제 중 하나이다.

배당을 지급하는 대원칙에 따라 기업의 배당정책은 벌어들인 이익 중에서 기업의 성장기회 투자에 소요되는 금액을 제외하고 잔여이익을 주주에게 환원하는 Miller and Modigliani (1961)의 잔여배당정책과 기업의 이익변동과 관계없이 일정한 금액이나 비율로 배당금을 지급하는 Lintner(1956)의 안정적 배당정책의 두 갈래로 나뉜다. 이 중, 본 논문은 기업의 이익변동과 관계없이 가능한 전기배당금에 가깝게 당기배당금을 지급하는 배당정책, 이른바 “배당스무딩”이 기업의 타인자본조달 방식에 의해 다르게 나타나는가를 분석한다. 구체적으로, 공모채에 의한 타인자본조달 방식에 의존하는 기업의 배당스무딩이 더 강하게 나타나는지 검정한다.

Aivazian et al.(2006)은 미국상장기업을 대상으로 신용등급 보유기업의 배당스무딩 현상을 최초로 발견하였다. 신용등급 보유 여부에 따른 배당정책을 비교한 결과, 신용등급을 보유한 기업의 당기주당배당금과 전기주당배당금의 비율이 미보유기업에 비해 약 85% 큰 것으로 나타났다.<sup>1)</sup> 그리고 신용등급 보유기업의 높은 배당스무딩은 공모채 발행과 보유에서 발생할 수 있는 정보비대칭의 감소를 위한 목적이라고 다음과 같은 근거를 바탕으로 주장하였다.<sup>2)</sup> 은행이나 금융기관을 통한 차입은 기업과 투자자 간 소유한 정보의 비대칭에서 발생하는 역선택 문제가 비교적 작게 나타난다. 자본을 대여해 주는 금융기관은 기업이 진행 중인 사업과 내부정보에 보다 쉽게 접근할 수 있고, 정기적인 감시시스템을 잘 갖추고 있기 때문이다(Leland and Pyle, 1977; Hoshi et al., 1990; Cai et al., 1999). 반면, 공모방식으로

1) 당기주당배당금과 전기주당배당금 비율의 85% 차이는 전기주당배당금이 100원이고, 신용등급 보유기업의 당기주당배당금이 90원이라면, 신용등급 미보유기업의 당기주당배당금이 5원임을 의미한다.

2) 정보비대칭 뿐만 아니라, 대리인비용의 감소의 목적 또한 가능성으로 제안하였으나, 본 논문에서는 정보비대칭 가설의 검정에 대해 초점을 맞춘다.

발행되는 회사채는 대체로 다수의 기관투자자에 의해 매입되고 보유된다. 소수의 금융기관에 의한 차입이 아니라, 분산된 다수의 기관투자자로 구성된 시장이기 때문에, 기업의 사업환경을 둘러싼 정보비대칭이 충분히 심각하다면, 공모채의 신규발행과 물오버 과정에서 역선택 문제가 대두될 수 있다. 따라서 공모채권을 통한 자본조달에 의존하는 기업들은 정보비대칭을 줄여 잠재적인 역선택 비용을 줄일 유인이 강하게 존재한다.

Aivazian et al.(2006)은 주식시장에서 발생하는 정기적이고 배당의 유연한 지급이 기업에 대한 정보비대칭을 줄이고, 기관투자자들이 채권을 보유하도록 유도하는 기능이 있다고 주장하였다. 그리고 주식의 정기적 배당지급은 채권 심사에서 이자지급능력에 대해 간접적으로 가늠할 수 있는 척도로 사용될 수 있기 때문에, 신용등급 보유기업의 배당스무딩은 공모채 조달환경을 개선하는 유용한 수단이 될 수 있다고 하였다. 이외에도, 표본기간과 표본선택, 그리고 방법론에 따라 결과에 차이가 존재하긴 하지만, 정보비대칭이 높은 기업들의 배당정책을 통한 신호효과가 유효함을 입증한 상당수의 실증연구들이 존재한다(Li and Zhao, 2008; Javakhadze et al., 2014; 김태규, 김인중, 2017). 따라서, 기업은 공모채 발행환경의 개선과 같은 정보비대칭을 완화해야 할 강한 유인이 있다면, 배당을 보다 유연하게 지급할 것으로 기대할 수 있다.<sup>3)</sup>

신용등급을 보유한 기업의 높은 배당스무딩 경향은 한국에서도 보고된 바 있다. 신민식, 김수은(2014b)은 Aivazian et al.(2006)의 연구 방법론을 차용하여 유가증권시장 기업을 대상으로 신용등급 보유기업이 당기배당을 전기배당에 더욱 가깝게 지급하는 경향이 더 높음을 보고하였다. 그러나 Aivazian et al.(2006)을 비롯한 한국시장을 대상으로 한 선행 연구는 다음 두 가지 측면에서 한계점을 가진다. 첫째, 실제 정보비대칭 변수의 부재이다. 신용등급을 보유한 기업이라고 하더라도, 불확실한 투자와 지배구조 등의 기업 고유요인에 의해 정보적 환경이 다를 수 있다. 즉, 기업의 내재적 정보비대칭 정도에 따라 배당스무딩을 통해 개선한 공모채 조달환경이 가져다 줄 효용이 다를 수 있기 때문에, 기존연구의 추론을 보다 직접적으로 검정하기 위해서는 실제 정보비대칭을 측정해서 배당정책을 분석할 필요성이 있다. 둘째, 신용등급과 배당정책 간 존재할 수 있는 내생성을 고려한 분석이 미흡하다. 신용등급이 있는 기업들은 대체로 기업규모가 크고, 성장기회가 낮고, 사업에서 안정적인 수익을 창출한다(Faulkender and Peterson, 2006). 이런 기업들은 성장을 위한 투자 이후에 남은 배당을 지급하는 잔여배당정책보다는 순이익의 일정비율을 지급하거나, 가능한 전기배당에 가깝게 당기배당을 지급하는 배당스무딩 정책을 채택하여 기업가치를

3) 배당정책에 대한 동기에 대한 분석들 중, 정보비대칭 가설과 상반되는 근거를 제시한 논문은 다음과 같다(김병곤, 김동욱, 김동희, 2010; Leary and Michaely, 2011; 한민연, 강형구, 2015; Kim and Choi, 2016).

제고할 가능성이 높다(Leary and Michaely, 2011). 따라서 신용등급 보유 여부에 따라 배당스무딩 정도에 차이가 나타난다고 하더라도, 해당 차이가 순수한 신용등급 보유의 효과인지, 신용등급을 가지고 있는 기업의 특징에 의한 것인지 구분하기 어렵다.

따라서 본 연구는 다음 방식으로 위와 같은 두 가지의 단점을 보완하여 선행연구와 차별된 분석을 시도하였다. 먼저, 기업별로 정보비대칭 변수를 설계하고, 신용등급을 보유한 기업 내에서도 정보비대칭에 따라 배당스무딩 정도가 다르게 나타나는지 확인하였다. Bharath et al.(2009)의 연구를 따라 시장미시구조 문헌에서 제안하는 정보비대칭에 대한 5개의 대용변수를 주식시장의 일별 수익률 데이터로 기업-월별로 계산하고, 월별로 횡단면에 영향을 미치는 첫 번째 공통요인을 추출하고, 연도별로 평균하여 정보비대칭 인덱스를 계산하였다. 그리고 신용등급을 보유한 기업 내에서, 정보비대칭이 높은 기업과 낮은 기업 간 배당스무딩의 차이가 있는지 검정하였다. 이를 위해 신용등급 보유 여부에 따른 두 개의 그룹과 정보비대칭이 연도별 상위 30%와 하위 30%인 두 개의 그룹을 독립적으로 교차해 생성한 4개 그룹의 Lintner(1956) 배당스무딩 계수를 관찰하였다. 만약 신용등급 보유기업의 배당스무딩이 “정보비대칭 완화를 통한 공모채 발행환경의 개선”을 위한 것이라면, 신용등급을 보유한 그룹 내에서 정보의 비대칭이 높은 그룹이 비대칭이 낮은 그룹보다 배당스무딩 정도가 높게 나타날 것이다. 또한 정보비대칭이 높은 그룹 내에서는 신용등급을 보유한 그룹이 미보유 그룹보다 배당스무딩 정도가 높게 나타날 것이다.

두 번째로, 코스피 소속여부, 코스피200 소속여부, 동종산업 내 신용등급 보유비율을 도구변수로 사용하여, 신용등급 보유확률을 기업별로 추정하고, 신용등급을 보유한 기업과 신용등급을 한 번도 보유한 적이 없지만, 보유할 확률이 높은 기업 간의 배당스무딩을 관찰하였다. 만약 신용등급 보유기업의 배당스무딩이 단순히 기업특성에 의해 유발된 것이 아니라, “정보비대칭 완화를 통한 공모채 발행환경의 개선”이라는 신용등급 변수가 가지는 고유한 영향력에 의한 것이라면, 신용등급을 실제 보유 중이고, 정보비대칭이 높은 그룹의 배당스무딩은(신용등급을 보유하고 있지 않지만) 신용등급을 보유할 확률이 높고, 정보비대칭이 높은 그룹보다 배당스무딩의 정도가 더 크게 나타날 것이다.

전술한 방법론으로 보완분석한 본 논문의 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 신용등급을 보유한 기업은 신용등급을 보유하지 않은 기업에 비해 약 24% 정도 전기배당금에 가깝게 지급하는 것으로 나타났다. 이처럼 신용등급 보유기업의 유연적 배당지급이 Aivazian et al.(2006)에서 주장한 정보비대칭의 감소 목적인지를 확인하기 위하여, 신용등급을 보유한 기업 내에서 정보비대칭이 높은 기업과 낮은 기업으로 다시 나누어 배당스무딩 정도를 관찰하였다. 그 결과 정보비대칭이 높은 기업의 배당스무딩과 정보비대칭이 낮은 기업의

배당스무딩에 유의한 차이는 나타나지 않았다. 오히려 정보비대칭이 높은 기업 내에서, 신용등급을 보유하지 않은 기업에 비해 신용등급을 보유한 기업의 배당스무딩 정도는 약 17% 낮은 것으로 나타났는데, 이는 배당스무딩의 정보비대칭 완화 기능에 반하는 결과이다. 다음으로 본 연구는 신용등급과 배당정책 간 존재하는 내생성문제를 통제하고자, 코스피 소속여부, 코스피200 소속여부, 동종산업 내 신용등급 보유비율을 사용한 도구변수 접근법을 사용하여, 신용등급 보유확률을 기업별로 추정하였다. 그리고 표본기간 동안 신용등급을 한 번도 보유하지 않았던 기업 중에서 신용등급 보유확률이 높은 기업을 대상으로 배당스무딩 정도를 측정한 결과, 실제 신용등급을 보유한 기업의 배당스무딩과 경제적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다. 마찬가지로, 정보비대칭이 높은 기업군에서도 신용등급을 실제로 보유한 기업과 신용등급을 보유할 확률이 높은 기업 간의 배당스무딩 정도에 경제적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다. 해당 결과는 신용등급 보유기업의 배당스무딩이 정보비대칭을 완화하기 위한 목적이라는 추론과는 상반되며, 선행연구에서 보인 신용등급 보유에 따른 배당스무딩 차이는 단순히 신용등급 보유기업의 특성에 의해 유발된 것임을 의미한다.

본 논문은 다음 두 가지 측면에서 기존 연구에 깊이를 더하고 공헌한다. 첫째, 신용등급 보유기업의 배당스무딩 성향이 정보비대칭으로 인한 채권시장의 역선택 비용을 줄이기 위한 기존 연구의 가설에 반하는 실증적 근거를 제공하고, 기업의 배당정책 학술연구에 보탬이 되었다는 근본적인 의의가 있다. 최근 코로나 대유행과 인플레이션으로 인해 거시경제 불확실성이 그 어느 때보다 장기화되고 있는 상황에서, 기업의 배당지급에 대한 근본적 동기, 그리고 배당 포트폴리오의 구성과 같은 주제가 재검토되고 있다(신민식, 김수은, 2014a; Cejnek et al., 2021; Krieger et al., 2021; Ali, 2022). 따라서 기업의 특성에 따라 배당정책이 잔여배당정책에 가까운지, 배당의 유연적 지급을 추구하는 안정적 배당정책에 가까운지 식별하는 것은 기업행동에 대한 동기와 함께 포트폴리오 운용의 측면에서도 시의적절한 주제이다.<sup>4)</sup>

둘째, 본 논문의 결과는 주식과 채권시장의 상호통합 및 분리라는 측면에서도 학술적 시사점을 제공한다. 주식과 채권은 서로 다른 페이오프 구조를 가지고 있지만, 본질적으로 같은 미래의 현금흐름을 기초자산으로 하는 상품이기 때문에(Merton, 1974), 주식시장의 배당지급을 통한 정보비대칭의 감소는 미래현금흐름 예측의 불확실성을 줄여서 채권조달의 정보환경 개선에도 기여할 것으로 기대할 수 있다. 따라서 신용등급을 보유한 기업들이

4) 특히 신민식, 김수은(2014a)의 연구에서는 국내 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 배당스무딩 성향이 높은 기업일수록 위험이 낮게 평가되어 주식수익률이 낮게 나타나고, 자본조달비용도 함께 낮아진다고 주장하였다.

정보비대칭에 따른 배당스무딩을 한다면, 주식시장에서 발생하는 배당정책이 궁극적으로 동일한 기업의 타인자본조달환경 개선에도 유용할 정도로 주식과 채권시장이 비교적 통합되어 있음을 의미한다. 반면, 신용등급 보유기업의 정보비대칭과 배당스무딩이 관련이 없다면, 한국의 주식과 채권시장은 동일한 기업의 현금흐름이라는 동일한 기초자산을 공유하는 상품 간 정보의 상호작용이 없을 정도로 분리되어 있음을 시사한다.<sup>5)</sup> 따라서 신용등급 보유기업의 정보비대칭과 배당스무딩에 대한 본 논문의 결과는 주식 및 채권시장이 일정 수준 분리되어 있음을 간접적으로 보여준다. 이는 같은 운용사 내에서도 주식과 채권운용 간 독립적 투자의사결정이 일어남을 보임으로써 시장분리도가 상당함을 보인 신현한, 어준경, 최병호(2019)의 연구, 주식과 채권시장이 시장참여자들의 위험성향에 따라 이질적 투자자로 구성되어 있는 분리된 시장임을 암시한 양철원(2013), 윤예지, 옥기울(2014) 등 국내 선행 연구와 일관된 결과이다.

본 논문의 남은 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 데이터 수집과 실증분석 방법론에 대해 설명하고, 제Ⅲ장에서 실증분석 결과에 대해 논의하고, 제Ⅳ장에서 맺는다.

## Ⅱ. 데이터 및 실증분석 방법론

### 1. 표본의 선정과 주요 변수 설계

본 논문은 2001년부터 2021년까지 유가증권시장과 코스닥에 상장된 내역이 있는 기업들을 기본으로 데이터가이드에서 재무데이터를 수집하였다. 전체 연도별 기업 관측치 중, 배당 지급의 동기가 현저하게 다를 것으로 예상되는 금융 및 유틸리티 산업에 속한 기업과 자본잠식기업을 제외하였다. 배당지급과 정보비대칭 시점의 일관성 확보를 위해서 결산월이 12월인 기업들만 포함하였으며, 재무제표 데이터의 무결성에 의심이 되는 소수의 관측치들을 탈락시켰다.<sup>6)</sup> 서술한 원칙에 따라 선정된 최종 표본은 21개년도의 2,768개의 고유한 기업으로 구성된다.

가장 주요한 변수인 공모채 보유기업에 대한 대용변수로 Aivazian et al.(2006), 신민식,

5) 주식과 채권시장의 통합 정도가 높은 시장이라면 배당스무딩이 채권조달환경을 개선하는 데 유용한 수단일 것이고, 반면 두 시장 간의 분리도가 상당하다면 기업의 배당스무딩이 채권조달환경을 개선하는데 비효율적일 것이다. 그리고 기업가치 극대화를 추구하는 기업은 효율성을 고려한 배당정책을 채택할 것이다 라는 전제를 바탕으로 한다.

6) 재무상태표의 대변과 차변이 100만 원 이상 일치하지 않는 경우, 총자산 데이터가 결측치인 경우가 이에 해당한다.

김수은(2009), 신민식, 김수은(2014b) 등의 선행연구를 따라 해당년도의 신용등급 보유 여부에 따른 더미를 생성하여 사용하였다. 신용등급은 한 번 보유하게 되면, 대체적으로 2년 이상의 연속성을 가지고 유지되기 때문에, 신용등급을 보유한 기간 동안 해당 기업을 공모채 보유기업으로 분류하는 것은 큰 편의를 발생시키지 않을 것으로 판단된다. 뿐만 아니라, 신용등급을 보유하기 위해서는 신용평가사에 자발적인 의뢰를 통해서만 가능하기 때문에, 신용등급을 보유한 기간을 “공모채를 발행할 잠재적 의도가 있는 기간”으로 간주한다면, 신용등급 보유기업의 배당스무딩을 관찰하는 것이 연구목적에 어긋난다고 말할 수 없다.<sup>7)</sup>

두 번째 주요 변수는 기업과 외부투자자 간의 정보비대칭이다. 정보비대칭을 측정하는 방법은 학술적으로 이견이 존재하는데, 본 연구는 연구 표본의 특성을 고려하여 Bharath et al.(2009)의 연구를 따라 주식의 수익률과 유동성 데이터에 기반한 정보비대칭 변수를 설계하였다. 만약 재무제표 상의 연구개발비, 유형자산비율 등의 변수를 사용하여 정보비대칭 변수를 설계할 경우, 다음 이유에서 신용등급을 가진 기업과 구조적으로 중복되는 특성이 존재할 가능성이 있다. 신용등급을 보유한 기업은 성장기회가 비교적 낮고, 확실한 투자 지출과 무형자산보다는 신용을 담보할 수 있는 유형자산비율이 높게 나타난다(Faulkender and Peterson, 2006). 그리고 이러한 기업의 특성은 기업의 외부에서도 기업가치를 평가하기 쉽기 때문에, 기업의 내부와 외부 간의 정보비대칭 정도가 줄어든다. 일반적으로 신용등급 점수는 기업이 처한 불확실성과 기업의 재무건전성을 바탕으로 채무상환능력을 요약하고 있는 통합적 지표이므로, 재무제표 정보비대칭 변수와 태생적인 상관관계를 가지게 된다. 따라서, 시장미시구조 데이터를 사용하여 정보비대칭을 설계하는 것은 이러한 구조적 편위에서 비교적 자유롭다는 장점이 있다.<sup>8)</sup> 본 논문은 다음 세 단계를 통해 기업-연도 정보비대칭 변수를 계산하였다. (1) 일별 주식수익률 데이터를 통해 시장미시구조 문헌에서 제시한 5개의 대용변수를 선정하여 기업-월별 정보비대칭 변수를 계산한다. (2) 5개의 변수로부터 월별 주식회단면에 공통으로 영향을 미치는 제 1공통요인을 추출한다. (3) 추출된 공통요인을 기업-연도별로 평균한 후, 기업별로 다시 전기부터 당기까지 2년간의 이동평균 값을 사용한다. 2년간의 이동평균 값을 사용한 것은 배당정책이 장기적인 목표와 일관성을

7) 지면에 보고하지는 않았으나, 본 연구는 추가로 공모채를 실제 보유하고 있는 기업들을 식별하고, 공모채 보유기업과 미보유기업의 배당스무딩을 비교하는 분석도 실시하였다. 해당 결과는 본문 3.2절에 기술하였다.

8) 시장미시구조 데이터를 사용하여 설계된 정보비대칭 변수가 신용등급 변수와 상관관계가 없다는 의미가 아니라, 이론적 인과관계가 없다는 것임을 강조한다. 추가로 본 논문은 12월 시점의 시가총액, 장부가-시장가비율, 연구개발비, 유형자산 집중도, 기업연령, 월별 주식변동성의 연간 평균, 월별 애널리스트의 의견 개수의 연간 평균을 사용하여 기업별 정보비대칭 인덱스를 계산한 후, 같은 분석을 반복 실시하였으나, 앞으로 제시할 결과와 질적 차이가 없음을 확인하였다.

가지고 채택되는 것인 만큼 당기의 갑작스러운 외생충격에 의한 측정오차를 최대한 줄이고자 함이다. 5개월별 유동성 변수의 구체적인 계산 과정은 부록에 수록하였다.

## 2. 신용등급 보유기업의 배당스무딩

Linter(1956)는 기업의 배당스무딩을 측정하는 방법으로 다음 회귀식의 계수를 추정하는 방법을 제안하였다.

$$D_{i,t} = \alpha_i + \beta_i D_{i,t-1} + \gamma_i E_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서  $D_{i,t}$ 는 기업  $i$ 의  $t$ 시점의 주당배당금,  $D_{i,t-1}$ 는  $t-1$ 시점 주당배당금,  $E_{i,t}$ 는 기업  $i$ 의  $t$ 시점 주당이익을 나타낸다. 만약 잔여배당정책을 통해 순이익의 일정 비율을 배당하는 기업이라면, 식 (1)에서  $\gamma_i$  계수가 실제 기업의 배당비율(Payout ratio)에 가깝게 나타날 것이다 반면, 배당스무딩을 실시하여 주당배당금을 가능한 일정하게 지급하는 기업이라면 당기주당배당금과 전기주당배당금이 일치하게 되어  $\beta_i$ 의 계수가 1에 가깝게 나타날 것이다.

본 논문은 신용등급 보유기업과 미보유기업의 배당스무딩 정도를 비교하기 위해, 식 (1)의 회귀계수를 신용등급 그룹별로 추정한다. 배당스무딩을 분석하는 방법으로 표본기간 동안의 배당조정속도(Speed of Adjustment: SOA)를 기업별로 추정하거나, 부표본기간 별로 추정하는 방법도 있다. 그러나, 대체적으로 장기간의 표본기간과 기업별로 추정되는 배당조정속도보다는 비교적 짧은 기간 동안 그룹별로 전기주당배당 대비 당기주당배당의 회귀계수를 추정하는 Lintner(1956)의 방법이 연구 목적상 더욱 적절할 것으로 판단되어 해당 방법론에 의존하여 분석한다. 특히 같은 기업 내에서도 시가변적이고, 불규칙적으로 발생하는 신용등급 변수의 특성 상 신용등급 보유기간 동안의 배당스무딩의 계수를 추정하는 방식이 더욱 효과적이다.

단, 식 (1)의 방법대로 배당스무딩을 비교할 경우, 기업의 내재적인 특징에 대한 통제변수를 함께 포함시킬 경우 계수의 해석이 어려움이 따를 가능성이 있다. 연구에서 관찰하고 싶은 것은 신용등급 보유 여부에 따른 전기주당배당 대비 당기주당배당의 비율인데, 기업규모와 연령 등의 통제변수를 포함했을 때, 종속변수인 당기주당배당에 영향을 미칠 가능성도 있기 때문이다. Aivazian et al.(2006)은 기업규모에 따라 5분위 그룹으로 나눈 후, 기업규모 그룹별 배당스무딩의 정도를 비교하였다. 본 논문은 기업규모 외에도, 성장기회, 성장단계, 수익성, 투자지출, 연령이라는 기업의 다양한 내재적 특징을 통제하기 위해, 기업의 재무 변수에 대한 연도별 10분위 그룹 더미변수를 생성하여, 고정효과처럼 포함시키는 방법을



사용하였다.<sup>9)</sup> 구체적으로 다음 식을 통해 추정한다.

$$D_{i,t} = \alpha_i + \beta_i D_{i,t-1} + \gamma_i E_{i,t} + FE_1 + FE_2 + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

식 (2)에서  $FE_1$ 은 기존 선행연구에서 널리 사용하는 연도와 산업에 대한 더미변수이며,  $FE_2$ 는 기업규모, 성장기회, 성장단계, 수익성, 투자지출, 그리고 연령에 대한 연도별 10분위 그룹에 대한 더미변수이다. 연도별 10분위 그룹에 대한 더미변수는 신용등급이 한 번도 없었던 기업을 제외한 전체표본에 대해 생성한다.<sup>10)</sup> 그룹별 배당스무딩 계수를 비교할 때, 그룹 내의 기업-연도 관측치 개수에 따라, 과잉식별(Overidentification)의 문제가 있을 수 있다는 점을 고려하여 기업에 대한 고정효과 더미변수는 포함하지 않는다.<sup>11)</sup>

신용등급 보유기업의 배당스무딩을 통한 정보비대칭 해소 목적을 검증하기 위해, 다음 4개의 부표본을 구성한다. 우선, 신용등급을 보유한 기업(Rated; R), 보유하지 않은 기업(Non-rated; N)으로 나눈다. 그리고 정보비대칭이 높은 상위 30% 기업(High; H)과 낮은 하위 30% 기업(Low; L)으로 나누고, 두 개의 그룹을 독립적으로 교차시켜 네 개의 그룹(R/H, R/L, N/H, N/L)을 생성한다.<sup>12)</sup> 만약, 정보비대칭의 감소가 배당스무딩의 주된 목적이라면, 신용등급이 있으면서 정보비대칭이 높은 그룹(R/H)은 신용등급이 있으면서 정보비대칭이 낮은 그룹(R/L)과, 신용등급이 없지만 정보비대칭이 높은 그룹(N/H)에 비해  $\beta_i$  계수가

- 
- 9) 위와 같은 방법이 계량경제학적인 우월성에 기반한 방법이 아니라, 전기배당금과 당기배당금의 비율 차이를 검정할 때, 연속적인 통제변수를 포함시키지 않은 Lintner(1956), Aivazian et al.(2005) 등의 선행연구의 관행을 따른 것임을 밝힌다. 더미변수가 아닌, 연속적인 통제변수를 포함하여 분석해도 실질적인 배당스무딩 계수의 규모와 대소관계에는 역시 차이가 없음을 확인했다. 해당 부분에 대해 유익한 코멘트를 해 주신 익명의 심사위원께 감사드린다.
- 10) 일시적인 신용등급 미보유기업도 포함된다. 검정대상이 되는 전체표본에 대한 10분위 더미변수는 앞으로 서술할 신용등급과 정보비대칭 정도에 따른 부표본 검정에서도 동일하게 적용된다. 즉, 부표본 내에서 연도별 기업 특성에 따른 더미변수를 재생성하지 않고, 전체 표본에 대해 생성된 더미변수를 동일하게 적용하였다. 이는 정보비대칭과 신용등급으로 세분화한 부표본에 공통적으로 영향을 미치는 기업특성을 통제하고, 다른 표본과의 일관성 있는 배당스무딩 계수를 비교하기 위함이다.
- 11) 기업에 대한 더미변수를 포함해서 분석했을 때, 배당스무딩에 대한 계수는 산업과 연도 더미를 포함한 경우에 비해 낮아지지만, 그룹 간 계수의 대소관계는 달라지지 않아 본 논문의 본질적 결론 도출에는 문제가 없음을 확인하였다.
- 12) 정보비대칭이 중위 40%인 그룹은 신용등급 그룹과 교차하지 않는다. 신용등급을 보유한 그룹 내에서 정보비대칭이 미치는 영향의 효과를 양극단에서 관찰하기 위한 것이기 때문이다. 추가로, 신용등급 보유그룹, 미보유그룹 내에서 상대적으로 정보비대칭이 높고 낮은 기업으로 순차적으로 부표본을 구성하는 방법을 고려할 수 있지만 본 연구에서는 분석하지 않는다. 신용등급을 보유한 기업은 대체적으로 정보비대칭의 정도가 비슷한 기업으로 구성될 가능성이 높기 때문에, 상대적 정보비대칭에 따른 배당스무딩을 비교하는 것보다는 절대적으로 정보비대칭이 높은 그룹의 배당스무딩을 관찰하는 것이 더욱 이론의 함의를 관찰하는데 적합할 것으로 판단하기 때문이다.

높게 나타나야 한다. 만약, 그룹 간의  $\beta_i$  계수에 큰 차이가 없거나, 오히려 반대로 나온다면, 이는 배당스무딩을 통한 정보비대칭 가설을 기각하는 결과가 된다.

네 개의 하위그룹(R/H, R/L, N/H, N/L)을 생성하고 배당스무딩을 비교하기에 앞서, 다음 조건에 해당하는 기업과 관측치는 제외하였다. 먼저, 신용등급을 표본기간 동안 항상 보유한 기업과 한 번도 보유하지 않은 기업은 제외하였다. 신용등급을 항상 보유한 기업은 부채 수용능력 자체가 평균적으로 높으므로 공모채 발행에서 특별히 불리하지 않고, 배당스무딩을 통한 정보비대칭을 해소하고자 하는 유인이 굉장히 작을 것으로 기대되기 때문이다. 유사한 맥락에서, 신용등급을 한 번도 보유하지 않은 기업은 투자기회가 많고, 배당지급이 불규칙적이거나, 배당에 대한 동기가 현격히 다를 가능성이 높으므로 분석에서 제외한다.<sup>13)</sup>

### 3. 내생성 문제

본 연구의 목적은 신용등급이라는 기업의 고유한 변수 여부에 따른 배당스무딩의 차이를 검증하고자 하는 것이다. 신용등급을 보유한 기업은 대체로 기업규모가 크고, 성장기회가 적고, 안정적인 수익성이 나타나는 특징을 가지고 있다. 이때, 신용등급이라는 단일 변수에 의해 기업을 두 그룹으로 나누어 배당스무딩을 관찰하게 되면, 그룹별로 나타나는 스무딩 계수의 차이가 신용등급이라는 변수에 의해 나타나는 것인지, 단순히 신용등급을 가진 기업 특징에 따른 배당정책의 차이인지 구분하여 말하기 어렵다. 이러한 문제에서 발생하는 편의를 완화하고자 본 논문은 Faulkender and Peterson(2006)에서 사용된 도구변수 접근법을 사용한다. 먼저 통제변수와 도구변수를 포함한 로짓회귀분석을 실시하고, 기업별로 신용등급 보유확률을 추정한다.

$$\ln \left[ \frac{Pr(C_{i,t})}{1 - Pr(C_{i,t})} \right] = a_i + \Theta \cdot X_{i,t} + \Omega \cdot IV_{i,t} + FE_1 + e_{i,t} \quad (3)$$

여기서  $C_{i,t}$ 는 신용등급 보유에 대한 더미변수,  $X_{i,t}$ 는 기업규모(Size), 토빈 Q(Tobin's Q), 부채비율(Leverage), 수익성(Return on Asset), 자본적지출(Capital Expenditure)과 기업연령(Age)으로 구성된 통제변수 벡터,  $IV_{i,t}$ 는 신용등급 보유확률 추정에 사용된

13) 반면, 표본기간 동안 배당을 항상 지급한 기업은 그룹 구성에서 제외하지 않는다. 배당을 매년 지급했다고 하더라도, 공모채 발행과 정보비대칭 감소 유인에 따라 배당정책이 일시적으로 변화할 수 있기 때문이다. 배당을 한 번도 지급하지 않은 기업은 자동적으로 분석대상에서 제외된다.

도구변수 벡터를 나타낸다. 도구변수로는 유가증권시장 소속에 대한 더미변수, 코스피200 소속에 대한 더미변수, 산업중분류코드(2자리)로 식별된 동종산업 내에서 신용등급을 가진 기업의 비율을 사용하였다.<sup>14)</sup> 해당 도구변수는 모두 신용등급 보유와는 기계적인 상관관계를 가지지만, 기업의 장기간의 목표 배당정책과는 이론적인 인과관계가 존재하지 않기 때문에 도구변수로서 적절하다고 판단된다. 로짓회귀분석을 통해 추정된 신용등급 보유확률을 을 추정하고, 연도별 신용등급 보유확률이 상위 30% 이상의 기업들 중, 신용등급을 한 번도 보유한 내역이 없는 기업들을 대상으로 식 (2)에 기술된 Lintner(1956) 회귀분석을 실시한다.

#### 4. 기초통계량

2001년부터 2021년까지 기업별로 계산된 변수들에 대한 기초통계량을 다음 <표 1>에 보고하였다. 전체 관측치에서 신용등급 표본은 약 16.9%로, 1985년부터 1999년까지 미국의 기업을 대상으로 분석한 Aivazian et al.(2006)의 표본에서 신용등급 표본이 차지하는 비율 14.6%와 크게 다르지 않다. 신용등급과 관련된 국내외의 선행연구와 일관되게 신용등급을 가진 기업은 시가총액이 크고, 성장기회가 낮고, 기업연령이 낮고, 수익성이 높고, 유형자산 비율이 높게 나타난다(Faulkender and Peterson, 2006; 한중호, 제상영, 2011). 마찬가지로 배당지급 기업과 미지급 기업을 비교하게 되면 시가총액, 기업연령, 수익성, 유형자산비율에서 같은 방향의 차이를 가진다. 이는 신용등급 보유기업과 배당을 지급하는 기업특성이 대단히 유사함을 나타내는 결과이다.

정보비대칭 정도에 의한 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 그룹별 변수의 평균값을 확인했을 때, 정보비대칭에 따라 주당배당금과 주식가격 비율, 주당배당금과 주당순이익 비율에 차이가 존재한다. 정보비대칭이 높은 그룹일수록, 시가총액이 낮고, 수익성이 낮아지지만, 부채비율, 기업연령, 유형자산비율과 같은 변수에서는 경제적으로 유의한 규모의 차이가 나타나지 않는다. 성장기회, 유형자산비율, 기업연령 등 신용등급 기업의 특성과 중복되는 변수를 통해 설계된 정보비대칭 변수에 비해, 신용등급 보유여부와 정보비대칭의 정도로 세분화한 그룹을 구성할 때 발생할 수 있는 구조적인 편의에서 비교적 우월하다고 판단된다.

14) Faulkender and Peterson(2006)은 기업의 레버리지 차이를 검정하기 위해 해당 도구변수를 사용하였다.

<표 1> 기초통계량

아래 표는 2001년부터 2021년까지 코스피와 코스닥에 상장된 이력이 있는 기업 중 다음 조건의 관측치들을 제외한 후, 변수들의 값을 요약하여 보고한 것이다. 1) 금융산업과 유틸리티 산업에 속한 기업, 2) 자본잠식기업, 3) 결산월이 12월이 아닌 기업 4) 재무상태표의 대차가 100만 원 이상 차이나는 관측치, 5) 총자산이 결측치에 해당하는 경우 분석의 표본에서 제외하였다. 전체표본(Full sample)에 대해서는 계산된 변수들의 평균(Mean), 표준편차(SD), 10분위(p10), 50분위(p50), 90분위(p90)에 대한 값을 보고하였다. 전체표본 중 부표본에 대해서는 평균값만 보고하였다. 신용등급이 있는 기업과 없는 기업과 없는 기업과 없는 기업으로 나눈 부표본의 변수 평균값, 정보비대칭 변수로 나눈 하위 30%, 상위 30%, 상위 40%, 상위 30%로 나눈 부표본의 변수 평균값이 결립별로 요약되어 있다. 결립별로 가장 외출의 괄호 안의 숫자는 부표본의 관측치 개수를 나타낸다. DPS는 주당배당금(원), D/P Ratio는 주당배당금과 주식가격의 비율, DPS/EPS는 주당배당금과 주당순이익의 비율을 나타낸다. 신용등급은 해당 표본에서 신용등급을 가진 기업의 비율을 나타낸다. 시가총액의 단위는 1억 원이며, Tobin's Q는 (총자산+시가총액-총자본)/총자산으로 계산하였으며, Leverage는 부채항목 중 자본조달과 관련된 부채가 총자산에서 차지하는 비율로 계산하였다. 자본조달과 관련된 부채는 단기차입금, 유동성장기부채, 사채, 그리고 장기차입금의 합으로 정의하였다. Age는 상장일로부터 매년 결산일까지의 경과일수를 365로 나눈 값이다. Return on Asset은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값, Capital Exp는 당기 유형자산취득액을 총자산으로 나눈 값, Tangible Asset은 유형자산을 총자산으로 나눈 값이다.

| Variables           | Full sample |          |       |       |         | Subsample Average by Credit Rating |           | Subsample Average by Dividend Payment |           | Subsample Average by Information Asymmetry |          |         |
|---------------------|-------------|----------|-------|-------|---------|------------------------------------|-----------|---------------------------------------|-----------|--------------------------------------------|----------|---------|
|                     | Mean        | SD       | p10   | p50   | p90     | Rated                              | Non-rated | Payer                                 | Non-payer | Low                                        | Med      | High    |
| (N=)                | (33,674)    |          |       |       |         | (5,688)                            | (27,986)  | (18,334)                              | (15,340)  | (9,104)                                    | (12,097) | (8,647) |
| DPS (W)             | 270.1       | 1034.0   | 0.0   | 22.7  | 601.3   | 746.7                              | 173.3     | 496.1                                 | 0.0       | 507.9                                      | 210.8    | 178.1   |
| D/P Ratio (%)       | 1.3         | 2.1      | 0.0   | 0.4   | 3.7     | 1.8                                | 1.2       | 2.4                                   | 0.0       | 1.5                                        | 1.2      | 1.3     |
| DPS/EPS (%)         | 15.9        | 444.6    | 0.0   | 0.0   | 40.4    | 23.9                               | 14.2      | 29.2                                  | 0.0       | 19.3                                       | 15.9     | 15.2    |
| Credit Rating (%)   | 16.9        | 37.5     | 0.0   | 0.0   | 100.0   | 100.0                              | 0.0       | 22.3                                  | 10.4      | 28.9                                       | 15.4     | 9.0     |
| Market Cap. (100MW) | 6,119.3     | 60,739.2 | 154.9 | 756.2 | 6,472.4 | 19,650.5                           | 3,369.1   | 9,446.7                               | 2,142.4   | 16,522.4                                   | 2,924.6  | 1,038.9 |
| Tobin's Q           | 1.3         | 1.3      | 0.7   | 1.0   | 2.2     | 1.1                                | 1.4       | 1.1                                   | 1.6       | 1.4                                        | 1.3      | 1.2     |
| Leverage (%)        | 21.3        | 17.6     | 0.0   | 19.1  | 46.0    | 29.4                               | 19.6      | 19.0                                  | 24.0      | 21.1                                       | 21.2     | 22.6    |
| Age (years)         | 13.6        | 11.1     | 2.0   | 10.9  | 30.0    | 19.5                               | 12.4      | 15.3                                  | 11.5      | 15.8                                       | 14.2     | 15.0    |
| Return on Asset (%) | -0.7        | 15.9     | -14.7 | 2.5   | 10.6    | 0.6                                | -1.0      | 4.1                                   | -6.5      | 0.4                                        | -1.4     | -2.5    |
| Capital Exp. (%)    | 4.0         | 6.0      | 0.1   | 2.3   | 11.1    | 3.9                                | 4.0       | 4.6                                   | 3.2       | 4.1                                        | 3.7      | 3.2     |
| Tangible Asset (%)  | 30.2        | 19.1     | 4.6   | 28.9  | 56.5    | 35.6                               | 29.1      | 32.2                                  | 27.8      | 30.4                                       | 29.8     | 31.6    |

### Ⅲ. 신용등급 보유와 정보비대칭에 따른 배당스무딩

#### 1. 신용등급 보유기업의 배당스무딩

<표 2>는 신용등급을 보유한 기업과 보유하지 않은 기업의 배당스무딩 정도를 비교한 결과를 요약한 것이다. 신용등급을 보유한 기업의 배당스무딩 계수는 약 0.71에서 0.76정도로 신용등급을 보유하지 않은 기업의 0.50에서 0.52에 비해 약 21%에서 24% 높다.<sup>15)</sup> 비록 Aivazian et al.(2006)이 보고한 미국기업의 신용등급 보유여부에 따른 배당스무딩 차이인 85%와 비교한다면 작은 규모이긴 하지만, 전기배당 대비 20% 이상의 당기배당의 차이에 대한 경제적 유의성은 기각하기 어려운 수준이다. 또한, 신민식, 김수은(2014b)의 연구가

<표 2> 신용등급 보유에 따른 배당스무딩

아래 표는 Linter(1966)의 회귀식을 전체표본, 신용등급이 있는 기업군, 그리고 신용등급이 없는 기업군에 대해 각각 분석하여 추정된 계수를 요약한 것이다. 모든 컬럼의 종속변수는 당기주당배당금, 독립변수는 전기주당배당금  $D_{t-1}$  과 당기주당순이익  $E_t$ 이며, 고정효과 더미가 다르게 포함된 모형의 회귀계수를 요약하였다. 고정효과로는 연도와 산업 더미가 포함된 모형, 그리고 연도별로 기업규모, 토빈Q, 부채비율, 총자산이익률, 자본적지출, 기업연령에 대한 10분위 그룹 더미변수가 포함된 모형을 사용하였다. 괄호 안의 값은  $t$  값을 나타내며, 추정치에 함께 표시된 \*, \*\*, \*\*\*는 회귀계수의 값이 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

|                                     | Full sample        |                    | Non-rated firms    |                    | Rated firms        |                    |
|-------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| $y = D_t$                           | (1)                | (2)                | (3)                | (4)                | (5)                | (6)                |
| $D_{t-1}$                           | 0.64***<br>(86.07) | 0.63***<br>(85.05) | 0.52***<br>(53.19) | 0.50***<br>(53.40) | 0.76***<br>(59.04) | 0.71***<br>(59.95) |
| $E_t$                               | 0.02***<br>(36.54) | 0.02***<br>(33.88) | 0.04***<br>(43.27) | 0.04***<br>(42.98) | 0.01***<br>(10.07) | 0.01***<br>(9.71)  |
| Observations                        | 9,897              | 9,897              | 6,244              | 6,244              | 3,653              | 3,653              |
| R-squared                           | 0.657              | 0.619              | 0.681              | 0.666              | 0.744              | 0.601              |
| <i>Standard Fixed Effects</i>       |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
| Year                                | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  |
| Industry                            | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  |
| <i>Firm Characteristics Deciles</i> |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
| Size                                | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Tobin's Q                           | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Leverage                            | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Return on Asset                     | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Capital Expenditure                 | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Age                                 | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |

15) <표 1>에서 그룹별로 분석한 Lintner 회귀식을 신용등급 보유 더미변수와 전기주당배당금의 상호작용항을 추가해 분석하게 되면, 신용등급을 보유한 기업과 보유하지 않은 기업의 배당스무딩계수의 차이와 같게 나타나고 통계적으로 유의하다. 앞으로 보고하는 배당스무딩 계수는 모두 1% 수준에서 유의하므로, 통계적 유의성은 생략하고 경제적 유의성에 대해서만 논의한다.

보고한 2.8% 차이보다도 훨씬 크게 나타나는데, 표본기간의 차이, 신용등급을 항상 보유하거나, 보유하지 않았던 기업을 제외한 방식에서 차이가 나는 것으로 추정된다.

<표 2>에서 확인한 신용등급이 있는 그룹의 높은 배당스무딩 성향이 Aivazian et al.(2006)의 주장처럼 잠재적인 공모채 조달과정에서 정보비대칭이 미칠 수 있는 악영향을 완화하고자 하는 시도라면, 실제 신용등급을 보유한 그룹 내에서 정보의 비대칭이 높은 기업이 비대칭이 낮은 기업보다 당기배당을 전기배당에 더욱 가깝게 지급할 것이다. 또한 정보비대칭이 높은 그룹 내에서도 신용등급을 보유한 기업의 배당스무딩 계수가 신용등급 미보유기업의 계수보다 높게 나타날 것이다. 아래 <표 3>은 신용등급을 보유한 기업 중 정보비대칭이 높은 그룹(R/H)과 정보비대칭이 낮은 그룹(R/L), 신용등급을 미보유한 기업 중 정보비대칭이 높은 그룹(N/H), 정보비대칭이 낮은 그룹(N/L)에 대해 배당스무딩 계수를

<표 3> 신용등급 보유와 정보비대칭에 따른 배당스무딩

아래 표는 신용등급이 있는 기업 중 정보비대칭이 높은 그룹(R/H)과 낮은 그룹(R/L), 그리고 신용등급이 없는 기업 중 정보비대칭이 높은 그룹(N/H)과 낮은 그룹(N/L)에 대해 Linter(1956)의 회귀식의 계수를 추정한 것이다. 모든 컬럼의 종속변수는 당기주당배당금  $D_t$ , 독립변수는 전기주당배당금  $D_{t-1}$ 과 당기주당순이익의  $E_t$ 이며, 고정효과와 더미가 다르게 포함된 모형의 회귀계수를 요약하였다. 고정효과로는 연도와 산업 더미가 포함된 모형, 그리고 연도별로 기업규모, 토빈Q, 부채비율, 총자산이익률, 자본적지출, 기업연령에 대한 10분위 그룹 더미변수가 포함된 모형을 사용하였다. 괄호 안의 값은  $t$  값을 나타내며, 추정치에 함께 표시된 \*, \*\*, \*\*\*는 회귀계수의 값이 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

|                               | Rated Firms        |                    |                    |                    | Non-rated Firms    |                    |                    |                    |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                               | High               |                    | Low                |                    | High               |                    | Low                |                    |
|                               | Asymmetry          |                    | Asymmetry          |                    | Asymmetry          |                    | Asymmetry          |                    |
| $y = D_t$                     | (1) R/H            | (2) R/H            | (3) R/L            | (4) R/L            | (5) N/H            | (6) N/H            | (7) N/L            | (8) N/L            |
| $D_{t-1}$                     | 0.68***<br>(23.47) | 0.68***<br>(22.16) | 0.67***<br>(34.02) | 0.69***<br>(36.53) | 0.85***<br>(61.45) | 0.85***<br>(58.00) | 0.41***<br>(23.72) | 0.39***<br>(21.87) |
| $E_t$                         | 0.00<br>(0.31)     | -0.00<br>(-0.53)   | 0.01***<br>(7.41)  | 0.01***<br>(6.47)  | 0.01***<br>(6.71)  | 0.01***<br>(5.60)  | 0.05***<br>(30.04) | 0.05***<br>(28.31) |
| Observations                  | 657                | 657                | 1,578              | 1,578              | 1,814              | 1,814              | 1,749              | 1,749              |
| R-squared                     | 0.591              | 0.602              | 0.567              | 0.576              | 0.773              | 0.777              | 0.661              | 0.666              |
| <i>Standard Fixed Effects</i> |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
| Year                          | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  |
| Industry                      | Y                  | N                  | N                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  |
| <i>Firm Characteristics</i>   |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
| <i>Deciles</i>                |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
| Size                          | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Tobin's Q                     | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Leverage                      | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Return on Asset               | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Capital Expenditure           | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |
| Age                           | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  | N                  | Y                  |

추정하여 요약한 것이다.

R/H 그룹의 배당스무딩 계수는 0.68로, 비교군이 되는 R/L 그룹의 0.67, 0.69와는 차이가 없고, N/H 그룹의 0.85에 비해 약 17% 낮다. 만약, 정보비대칭 완화를 위한 적극적 배당스무딩이 이뤄진다면, R/H 그룹은 R/L 그룹과 N/H 그룹에 비해  $D_{i,t-1}$ 에 대한 회귀계수  $\beta_i$ 가 더 높아야 한다. 그러나 신용등급 보유 기업 내에서 정보비대칭에 따른 유의한 패턴이 나타나지 않는다는 점, 정보비대칭이 높은 그룹 내에서 신용등급 보유기업의 배당스무딩 경향이 오히려 더 낮다는 점은 신용등급 보유기업이 정보비대칭을 해소하기 위해 배당스무딩을 한다는 가설에 반하는 결과이다.

## 2. 신용등급 보유확률의 추정

<표 3>의 결과는 신용등급을 한 번이라도 보유한 내역이 있는 기업들을 대상으로 시가변적인 신용등급 보유에 따른 배당스무딩의 차이를 검정한 결과이다. 비록 기업규모, 성장기회 등 기업의 특성변수를 10분위수 더미변수를 사용해 통제했음에도 불구하고, 신용등급의 보유와 배당정책 간에는 동시결정의 내생성문제가 존재하기 때문에, 3.1절의 결과를 강건하다고 주장할 수 없다. 구체적으로 신용등급을 가진 기업들은 대체적으로 부채수용능력이 높고, 안정적인 현금흐름을 가지고 있는데, 이러한 기업은 역시 사업활동에서 발생하는 이익을 배당을 통해 주주들에게 지급하여 기업가치를 제고하는 정책을 채택할 가능성이 높기 때문이다. 이러한 가능성을 2.4 절의 <표 1>에서 신용등급이 있는 기업과 배당을 지급하는 기업 간 기업규모, 성장기회, 기업연령 등의 특징이 비슷하게 나타나는 데서 엿볼 수 있다. 다음 <표 4>의 컬럼 (1)부터 (4)까지의 결과를 통해서도 신용등급을 가진 기업과 배당을 지급하는 기업의 유사한 특성이 통계적으로도 유의하다는 사실을 확인할 수 있다.

컬럼 (1)과 컬럼 (2)는 전체 표본을 대상으로 신용등급 보유 더미변수  $C_i$ 에 대한 로짓 회귀분석을, 컬럼 (3)과 컬럼 (4)는 배당지급 더미변수  $DP_i$ 에 대한 로짓회귀분석 결과를 나타낸다. 기업규모, 토빈 Q, 기업연령이 신용등급과 배당지급에 대해 같은 방향에서 유의한 영향을 미치는 결정요인으로 나타난다. 이는 신용등급을 보유한 기업과 보유하지 않은 기업을 분류하여 배당스무딩을 비교한 <표 3>의 분석이 신용등급이라는 고유한 특성이 아니라, 단순히 신용등급을 가진 기업의 특성에 의해 나타난 차이일 수 있음을 시사한다.

본 논문은 이러한 내생성문제를 완화한 결과를 도출하고자, 도구변수를 포함한 로짓회귀 분석을 통해 신용등급을 보유할 확률을 추정한다. Faulkender and Peterson(2006)과 한중호, 제상영(2011)의 연구를 참고하여, 신용등급 추정에 사용하는 도구변수로 유가증권시장

소속에 대한 더미변수, 코스피200 소속에 대한 더미변수, 산업중분류코드(2자리)로 식별된 동종산업 내에서 신용등급을 가진 기업의 비율을 사용한다. 해당 도구변수들은 신용등급 보유와는 기계적인 상관관계를 가지지만, 장기적인 목표 배당정책과는 이론적인 인과성을 가진다고 보기 어렵다.

<표 4> 신용등급과 배당지급에 대한 로짓회귀분석

아래 표는 종속변수를 신용등급 보유 더미변수, 배당지급 더미변수를 종속변수로 하여 통제변수와 고정효과를 포함한 로짓회귀분석을 한 결과를 나타낸다. 컬럼 (1), (2), (5)와 (6)은 신용등급 보유 더미변수  $C_t$ 가 종속변수인 모형, 컬럼 (3)과 (4)는 배당지급에 대한 더미변수  $DP_t$ 가 종속변수인 모형의 추정결과이다. 컬럼 (1)부터 (4)까지는 통제변수로 시가총액의 로그값, 토빈Q, 부채비율, 총자산이익률, 자본적지출, 기업연령을 공통적으로 사용하였다. 컬럼 (5)와 (6)은 신용등급 더미와 공모채 더미를 종속변수로 하고, 산업중분류코드로 정의된 동종산업 내의 신용등급 보유기업의 비율을 동일가중으로 구한 변수, 유가증권시장 소속에 대한 더미변수, 코스피200 소속에 대한 더미변수를 도구변수로 포함하여 추정된 회귀계수를 나타낸다. 고정효과로 연도와 산업 더미를 포함하였다. 괄호 안의 값은  $t$  값을 나타내며, 추정치에 함께 표시된 \*, \*\*, \*\*\*는 회귀계수의 값이 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

|                               | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                 |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
|                               | $y = C_t$            | $y = C_t$            | $y = DP_t$           | $y = DP_t$           | $y = C_t$            | $y = C_t$           |
| Size                          | 1.10***<br>(56.09)   | 1.09***<br>(52.10)   | 0.51***<br>(32.08)   | 0.52***<br>(32.10)   | 0.89***<br>(36.24)   | 1.02***<br>(33.59)  |
| Tobin's Q                     | -0.86***<br>(-16.74) | -0.78***<br>(-15.58) | -0.88***<br>(-25.54) | -0.82***<br>(-24.65) | -0.62***<br>(-13.32) | -0.82***<br>(-9.21) |
| Leverage                      | 4.23***<br>(31.90)   | 4.44***<br>(31.05)   | -1.35***<br>(-12.43) | -1.76***<br>(-15.28) | 4.46***<br>(30.76)   | 5.11***<br>(28.05)  |
| Return on Asset               | -1.01***<br>(-5.87)  | -1.21***<br>(-6.91)  | 6.67***<br>(24.70)   | 6.12***<br>(22.82)   | -1.14***<br>(-6.68)  | -1.63***<br>(-7.38) |
| Capital Expenditure           | -3.93***<br>(-10.38) | -2.80***<br>(-7.14)  | 3.42***<br>(11.48)   | 3.08***<br>(11.12)   | -2.07***<br>(-5.09)  | -1.44***<br>(-3.10) |
| Age                           | 0.02***<br>(11.06)   | 0.02***<br>(9.08)    | 0.02***<br>(11.93)   | 0.01***<br>(6.96)    | 0.01***<br>(2.92)    | -0.00*<br>(-1.85)   |
| Credit within<br>Ind.(EW)     |                      |                      |                      |                      | 7.05***<br>(35.54)   |                     |
| Credit within<br>Ind.(VW)     |                      |                      |                      |                      |                      | 8.69***<br>(26.80)  |
| KOSPI Membership              |                      |                      |                      |                      | 0.77***<br>(14.98)   | 0.94***<br>(14.78)  |
| KOSPI200<br>Membership        |                      |                      |                      |                      | 0.58***<br>(9.50)    | 0.46***<br>(6.28)   |
| Observations                  | 33,674               | 33,383               | 33,674               | 33,630               | 33,346               | 29,223              |
| Pseudo R-squared              | 0.343                | 0.377                | 0.219                | 0.242                | 0.409                | 0.392               |
| <i>Standard Fixed Effects</i> |                      |                      |                      |                      |                      |                     |
| Year                          | Y                    | Y                    | Y                    | Y                    | Y                    | Y                   |
| Industry                      | N                    | Y                    | N                    | Y                    | Y                    | Y                   |



신용등급 보유확률을 추정한 후, 신용등급을 한 번도 보유한 적이 없지만, 신용등급을 보유할 확률이 높은 그룹(Likely to be Rated: LR)을 구성하고, 신용등급을 실제로 보유한 그룹과 Lintner(1956)의 회귀식을 비교분석한다. 그리고 <표 3>과 마찬가지로, 신용등급을 보유할 확률이 높은 기업 중, 정보비대칭이 상위 30%로 높은 그룹(LR/H)과 하위 30%로 낮은 그룹(LR/L)을 생성하여, 신용등급을 실제 보유한 그룹과 정보비대칭으로 교차한 R/H와 R/L 그룹과의 배당스무딩을 비교한다. 이러한 분석은 신용등급을 실제 보유한 그룹과 신용등급을 보유하지 않은 그룹 간의 기업특성을 최대한 비슷하게 통제함으로써, 신용등급 보유기업이 가진 특성 이외에 신용등급이라는 고유한 변수가 배당스무딩에 미치는 영향력이 있는지 확인할 수 있도록 한다.

<표 4>의 컬럼 (5)와 컬럼 (6)은 도구변수를 포함한 로짓회귀분석의 결과를 보여준다. 모든 도구변수에 대한 통계적 유의성은 도구변수로서 적절함을 의미하며, 컬럼 (5)와 (6)에서 추정된 신용등급 보유확률을 바탕으로 부표본을 구성하여 배당스무딩 계수를 추정하고,

<표 5> 신용등급 보유확률이 높은 기업의 배당스무딩

아래 표는 신용등급을 한 번도 보유한 적이 없지만, 신용등급을 보유할 확률이 높은 그룹에 대한 배당스무딩 성향을 추정한 결과를 보여준다. <표 5>에서 컬럼 (5)와 (6)의 도구변수를 포함해 추정된 신용등급에 대한 보유확률이 높은 그룹을 정보비대칭이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 교차한 부표본에 대해 Lintner(1956)의 회귀식을 추정한 결과를 나타낸다. 컬럼 (1)과 (2)는 신용등급을 보유할 확률이 연도별로 상위 80% 이상인 그룹에 대해 추정된 결과를, 컬럼 (3)과 (4)는 신용등급을 보유할 확률이 연도별로 상위 60% 이상인 그룹과 정보비대칭이 높은 그룹(연도별 상위 30%)으로 교차한 부표본에 대해 추정된 결과를, 컬럼 (5)와 (6)은 신용등급을 보유할 확률이 연도별로 상위 60% 이상인 그룹과 정보비대칭이 낮은 그룹(연도별 하위 30%)으로 교차한 부표본에 대해 추정된 결과를 나타낸다. 각각의 부표본 내에서 컬럼 (1), (3)과 (5)는 <표 5>에서 신용등급 동일가중 보유비율, 유가증권시장 소속 더미변수를 도구변수로 사용하여 추정된 신용등급 보유확률인  $\hat{C}_t^1$ 을 사용하여 분류한 그룹에 대한 결과이고, 컬럼 (2), (4), (6)은 신용등급 가치가중 보유비율, 유가증권시장 소속 더미변수, 코스피200 소속 더미변수를 도구변수로 사용하여 추정된 신용등급 보유확률  $\hat{C}_t^2$ 을 사용하여 분류한 그룹에 대한 결과이다. 고정효과로 연도와 산업 더미를 포함하였다. 괄호 안의 값은 값을 나타내며, 추정치에 함께 표시된 \*, \*\*, \*\*\*는 회귀계수의 값이 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

|                               | High Pr. of Credit |                    | High Pr. of Credit + High Asymmetry |                    | High Pr. of Credit + Low Asymmetry |                    |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|-------------------------------------|--------------------|------------------------------------|--------------------|
|                               | $\hat{C}_t^1$      | $\hat{C}_t^2$      | $\hat{C}_t^1$                       | $\hat{C}_t^2$      | $\hat{C}_t^1$                      | $\hat{C}_t^2$      |
| $y = D_t$                     | (1) LR             | (2) LR             | (3) LR/H                            | (4) LR/H           | (5) LR/L                           | (6) LR/L           |
| $D_{t-1}$                     | 0.78***<br>(88.95) | 0.79***<br>(88.68) | 0.73***<br>(36.66)                  | 0.76***<br>(36.40) | 0.74***<br>(50.35)                 | 0.84***<br>(46.18) |
| $E_t$                         | 0.02***<br>(19.49) | 0.02***<br>(19.20) | 0.01***<br>(5.59)                   | 0.02***<br>(6.34)  | 0.02***<br>(16.12)                 | 0.01***<br>(13.42) |
| Observations                  | 2,880              | 2,841              | 688                                 | 662                | 988                                | 977                |
| R-squared                     | 0.815              | 0.820              | 0.814                               | 0.835              | 0.847                              | 0.856              |
| <i>Standard Fixed Effects</i> |                    |                    |                                     |                    |                                    |                    |
| Year                          | Y                  | Y                  | Y                                   | Y                  | Y                                  | Y                  |
| Industry                      | Y                  | Y                  | Y                                   | Y                  | Y                                  | Y                  |

다음 <표 5>에 요약하였다.

<표 5>의 컬럼 (1)과 컬럼 (2)는 신용등급을 한 번도 보유하지 않은 기업 중에서 신용등급을 보유할 확률이 연도별 상위 30% 이상인 그룹(LR)의 배당스무딩 계수를 나타낸다. 해당 그룹의 배당스무딩 계수는 약 0.78에서 0.79로 <표 1>에서 실제 신용등급을 보유한 그룹(R)의 계수인 0.71에서 0.76보다는 살짝 높게 나타나지만, 해당 계수의 차이를 경제적으로 유의하다고 주장하기는 어렵다.<sup>16)</sup> 즉, <표 1>에서 신용등급 기업과 미보유기업의 배당스무딩 정도에 차이가 발생한 것은 신용등급이라는 고유한 변수에 의한 차이가 아니라, 신용등급 보유기업과 미보유기업이 가진 기업의 특성에 기인한 것임을 보여준다.

<표 5>의 컬럼 (3)과 컬럼 (4)는 신용등급을 미보유한 기업 중, 신용등급 보유할 확률이 연도별로 상위 30%인 기업에 대해 정보비대칭이 상위 30%인 기업을 교차한 그룹(LR/H)의 배당스무딩을, 컬럼 (5)와 컬럼 (6)은 정보비대칭이 하위 30%인 기업에 대해 교차한 그룹(LR/L)의 배당스무딩을 보여준다. 컬럼 (3)과 (4)에서 정보비대칭이 높은 기업의 배당스무딩 계수는 약 0.73에서 0.76 정도로, <표 3>의 신용등급을 보유하고, 정보비대칭이 높은 그룹(R/H)의 0.68보다는 조금 더 높게 나타나지만, 역시 경제적으로 유의한 수준이라고 주장하기 어렵다. 그리고 만약 정보비대칭이 신용등급 기업의 배당스무딩에 직접적인 영향을 미치는 동기라면, 정보비대칭이 높은 그룹 중, 신용등급을 실제로 보유한 기업(R/H)의 배당스무딩은 신용등급을 보유할 확률이 높은 그룹(LR/H)보다는 배당스무딩이 높게 나타나야 한다는 점에서 해당 계수의 차이가 경제적으로 유의하다고 하더라도, 신용등급 기업의 정보비대칭 완화 가설을 기각하는 결과이다. 한편, 컬럼 (5)와 (6)에서 정보비대칭이 낮은 LR/L 그룹의 배당스무딩 계수는 약 0.74에서 0.84 정도로 나타난다. <표 3>에서 신용등급을 보유한 기업 중 정보비대칭이 낮은 기업(R/L)의 배당스무딩 계수가 0.67에서 0.69에 비해 배당스무딩 경향이 조금 더 강하게 나타나지만, 마찬가지로 경제적 유의성을 인정하기 어렵다.

<표 5>의 결과는 다음 두 가지를 시사한다. 첫째, 신용등급 보유여부에 따른 두 개의 그룹에서 나타난 배당스무딩의 차이는 사실은 신용등급을 보유한 기업의 특성에 의해 유발된 것임을 나타낸다. 즉, 신용등급이라는 대용변수가 포착하고자 하는 공모채 발행이라는 기업의 고유한 특성이 배당스무딩의 동기에 영향을 미치지 않음을 의미한다. 둘째, 실제 신용등급을 보유한 기업들에게 배당스무딩이 정보비대칭을 해소하는 유용한 수단이 아님을 시사한다. 만약 정보비대칭을 완화하는데 배당스무딩이 유용한 수단이라면, 기업가치 극대화를

16) 경제적으로 유의한 대소관계라고 하더라도, 신용등급을 실제 보유한 기업의 더 낮은 배당스무딩 경향은 정보비대칭 가설과 상반된다.

추구하는 기업은 당연히 배당스무딩 정책을 채택할 것이기 때문이다.

마지막으로 본 연구는 지면에 수록하지는 않았으나, 공모채를 실제 보유하고 있는 기업들을 식별하여, 공모채 보유기업과 미보유기업의 배당스무딩을 비교분석한 결과도 확인하였다.<sup>17)</sup> 공모채 보유기업을 식별하기 위해 데이터가이드가 제공하는 회사채 발행내역 중, 공모방식의 채권발행을 골라내고, 공모채를 발행한 시점으로부터 공모채의 만기시점까지 해당 관측치를 공모채 보유기업으로 정의하였다. 공모채 미보유기업은 신용등급이 한 번도 없었던 기업과 부채비율이 표본기간 항상 0이었던 기업을 제외한 기업 중, 잔여만기가 있는 공모채가 없는 경우 공모채 미보유기업으로 정의하였다. 내생성을 통제하지 않은 그룹에서는 공모채 보유기업 중 정보비대칭이 높은 그룹의 배당스무딩이 정보비대칭이 낮은 그룹에 비해 더 높게 나타나고, 정보비대칭이 높은 기업 중에서도 공모채 보유기업이 미보유기업에 비해 배당스무딩이 더 높게 나타났다. 그러나, 도구변수를 사용하여 공모채 보유확률을 추정한 후, <표 5>의 분석을 반복 실시한 결과, 공모채 보유기업과 공모채 보유확률이 높은 기업 간 배당스무딩 차이는 1% 이하로 줄어드는 것을 확인하였다. 요컨대, 공모채 보유기업의 높은 배당스무딩은 기업특성에 의해 모두 설명되고, 공모채 보유가 가지고 있는 고유한 영향력을 발견할 수 없었다.

## IV. 결 론

본 논문은 신용등급 보유기업의 높은 배당스무딩 성향이 “정보비대칭 완화를 통한 공모채 조달환경 개선 목적”이라는 기존 선행연구에서 제시한 추론을 검정하였다. 이를 위해 우리는 다음 두 가지 방식으로 선행연구와 차별된 분석을 시도하였다. 첫째, 기업별로 정보비대칭의 정도를 측정하여 신용등급을 보유한 그룹 내에서도 정보비대칭에 따른 배당스무딩에 차이가 있는지 확인하였다. 이를 위해 시장미시구조 논문에서 제안하는 5개 정보비대칭 대용변수의 공통요인을 추출해 기업별로 정보비대칭을 측정하고, 신용등급 보유기업을 정보비대칭의 정도로 다시 세분화한 부표본에 대해 배당스무딩을 비교하였다. 둘째, 신용등급 보유에 따른 배당스무딩 성향의 차이가 “공모채 발행”이라는 신용등급 변수의 고유한 효과에 의한 것인지, 혹은 기업규모, 성장기회 등 단순히 기업특성에 의한 것인지 확인하기 위한 내생성 분석을 시도하였다. 이를 위해 코스피 소속여부, 코스피200 소속여부, 동종산업 내 신용등급 보유비율을 도구변수로 사용하여, 기업별로 신용등급을 보유할 확률을 추정하고, 신용등급을

17) 지금까지 논문에 수록하지 않은 모든 결과는 저자에게 요청 시 제공 가능하다.

실제로 보유한 기업과, 한 번도 신용등급을 보유한 내역이 없지만, 보유할 확률이 높은 기업 간의 배당스무딩을 관찰하였다.

본 논문의 주요 결과는 다음과 같이 요약된다. 우선, 선행연구에서 보고한 바와 같이 신용등급을 보유한 기업은 신용등급을 보유하지 않은 기업에 비해 당기배당을 전기배당에 가깝게 지급하는 배당의 스무딩 성향이 더 높은 것으로 나타났다. 그러나 신용등급 보유기업 내에서 정보비대칭이 높은 기업군과 낮은 기업군으로 다시 나누어 배당스무딩을 관찰한 결과, 두 그룹 간 배당스무딩에 유의한 차이는 나타나지 않았다. 두 번째로, 신용등급을 실제로 보유한 기업과, 한 번도 신용등급을 보유한 내역이 없지만 보유할 확률이 높은 기업 간의 배당스무딩을 비교한 결과 또한 두 그룹 간 배당스무딩에 유의한 차이가 나타나지 않았다. 즉, 신용등급 보유기업과 미보유기업 간 나타나는 배당스무딩의 차이는 공모채 발행이라는 신용등급 변수가 가진 고유한 영향력 보다는, 단순히 신용등급 보유기업의 특성에 의해 유발된 것임을 의미한다.

본 연구는 다음 두 가지 측면에서 공헌한다. 첫째, 신용등급 보유에 따른 배당스무딩의 차이가 정보비대칭에 의해 설명될 수 있는가에 관한 분석을 함으로써, 기업배당정책에 대해 보다 더 직접적인 실증결과를 제공하고, 배당 포트폴리오의 구축과 운용에 필요한 함의를 남긴다. 둘째, 본 논문의 결과는 주식시장의 배당스무딩이 채권시장의 자본조달환경을 개선하지 못할 정도로 두 시장이 분리되어 있음을 시사한다. 이는 국내 선행연구에서 주식과 채권시장이 이질적 투자자로 구성되어 있어 일정 수준 분리되어 있음을 보인 기존의 국내 선행연구와 유사한 결과이며, 주식과 채권시장의 분리와 통합에 관한 연구에 기여한다. 이상 본 논문에서 제시하는 결과와 함께 후속연구에서 주식과 채권시장의 통합 정도가 비교적 높은 미국시장과의 비교 검토, 배당스무딩과 채권발행비용에 대한 관찰, 그리고 기관 및 외국인투자자의 보유지분율에 따른 추가적인 분석 등이 이루어진다면, 기존 연구의 내용을 보완하고, 학문의 깊이를 더할 수 있을 것으로 기대한다.

## 참 고 문 헌

- 김병곤, 김동욱, 김동희, “정보비대칭과 배당정책: 배당신호가설 검증”, 금융공학연구, 제9권 제1호, 2010, 99-124.
- 김태규, 김인중, “정보비대칭이 기업의 배당정책에 미치는 영향: 자본조달순서이론과 신호효과를 중심으로”, 재무관리연구, 제34권 제4호, 2017, 63-84.
- 신민식, 김수은, “혁신형 중소기업의 재무적 제약과 배당스무딩간의 관계”, 중소기업연구, 제31권 제4호, 2009, 67-93.
- 신민식, 김수은, “기업의 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향”, 경영학연구, 제43권 제3호, 2014, 857-888.
- 신민식, 김수은, “기업의 채권등급과 배당스무딩 간의 관계”, 금융지식연구, 제12권 제1호, 2014, 109-143.
- 신현한, 어준경, 최병호, “자산운용사와 혼합형 펀드의 교차자산보유에 관한 실증연구”, 재무연구, 제32권 제4호, 2019, 563-605.
- 양철원, “한국주식시장에서 유동성 측정치 비교”, 재무연구, 제25권 제1호, 2012, 37-88.
- 양철원, “한국의 채권과 주식시장 유동성의 상호관계”, 대한경영학회지, 제26권 제2호, 2013, 351-370.
- 윤예지, 옥기울, “채권 수익률과 주가 변동성의 관계에 관한 연구”, 한국자료분석학회, 제16권 제2호, 2014, 837-846.
- 한민연, 강형구, “배당 스무딩 행태의 결정 요인”, 대한경영학회지, 제28권 제9호, 2015, 2407-2438.
- 한중호, 제상영, “채권시장 접근성이 한국 제조업의 자본구조에 미치는 영향”, 한국경제연구, 제29권 제4호, 2011, 65-102.
- Aivazian, V. A., L. Booth, and S. Cleary, “Dividend Smoothing and Debt Ratings,” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(2), (2006), 439-453.
- Ali, H., “Corporate Dividend Policy in the Time of COVID-19: Evidence from the G-12 Countries,” *Finance Research Letters*, 46(B), (2022), 1-8.
- Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects,” *Journal of Financial Markets*, 5(1), (2002), 31-56.
- Baker, M., S. Nagel, and J. Wurgler, “The Effect of Dividends on Consumption,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2007.

- Bansal, R., R. F. Dittmar, and C. T. Lundblad, "Consumption, Dividends, and the Cross Section of Equity Returns," *The Journal of Finance*, 60(4), (2005), 1639-1672.
- Bharath, S. T., P. Pasquariello, and G. Wu, "Does Asymmetric Information Drive Capital Structure Decisions?," *The Review of Financial Studies*, 22(8), (2009), 3211-3243.
- Brauer, K., A. Hackethal, and T. Hanspal, "Consuming Dividends," *The Review of Financial Studies*, 35(10), (2022), 4802-4857.
- Brockman, P., J. Hanousek, J. Tresl, and E. Unlu, "Dividend Smoothing and Firm Valuation," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(4), (2022), 1621-1647.
- Cai, J., Y. L. Cheung, and V. K. Goyal, "Bank Monitoring and the Maturity Structure of Japanese Corporate Debt Issues," *Pacific-Basin Finance Journal*, 7(3-4), (1999), 229-250.
- Cejnek, G., O. Randl, and J. Zechner, "The COVID-19 Pandemic and Corporate Dividend Policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 56(7), (2021), 2389-2410.
- Cooper, S. K., J. C. Groth, and W. E. Avera, "Liquidity, Exchange Listing, and Common Stock Performance," *Journal of Economics and Business*, 37(1), (1985), 19-33.
- Faulkender, M. and M. A. Petersen, "Does the Source of Capital Affect Capital Structure?," *The Review of Financial Studies*, 19(1), (2006), 45-79.
- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, "Bank Monitoring and Investment: Evidence from the Changing Structure of Japanese Corporate Banking Relationships," *National Bureau of Economic Research*, (1990), 105-126. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c11469/c11469.pdf>.
- Javakhadze, D., S. P. Ferris, and N. Sen, "An International Analysis of Dividend Smoothing," *Journal of Corporate Finance*, 29, (2014), 200-220.
- Kim, H. and K. Choi, "Dividend Smoothing: An Empirical Analysis Based on Various National Differences," *Koran Journal of Financial Studies*, 45(3), (2016), 477-506.
- Krieger, K., N. Mauck, and S. W. Pruitt, "The Impact of the COVID-19 Pandemic on Dividends," *Finance Research Letters*, 42, (2021), 1-7.
- Leary, M. and R. Michaely, "Determinants of Dividend Smoothing: Empirical Evidence," *The Review of Financial Studies*, 24(10), (2011), 3197-3249.
- Leland, H. E. and D. H. Pyle, "Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation," *The Journal of Finance*, 32(2), (1977), 371-387.

- Lesmond, D. A., "Liquidity of Emerging Markets," *Journal of Financial Economics*, 77(2), (2005), 411-452.
- Li, K. and X. Zhao, "Asymmetric Information and Dividend Policy," *Financial Management*, 37(4), (2008), 673-694.
- Lintner, J., "Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *The American Economic Review*, 46(2), (1956), 97-113.
- Llorente, G., R. Michaely, G. Saar, and J. Wang, "Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks," *The Review of Financial Studies*, 15(4), (2002), 1005-1047.
- Merton, R. C., "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *The Journal of Finance*, 29(2), (1974), 449-470.
- Miller, M. H. and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *The Journal of Business*, 34(4), (1961), 411-433.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *Journal of Political Economy*, 111(3), (2003), 642-685.
- Priya, P. V. and M. Mohanasundari, "Dividend Policy and Its Impact on Firm Value: A Review of Theories and Empirical Evidence," *Journal of Management Sciences and Tchnology*, 3(3), (2016), 59-69.
- Roll, R., "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market," *The Journal of Finance*, 39(4), (1984), 1127-1139.
- Stevens, J. L. and M. L. Jose, "The Effects of Dividend Payout, Stability, and Smoothing on Firm Value," *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, 7(2), (1992), 195-212.

## <부록> 정보비대칭 측정과정

### 1. 정보비대칭 대응변수 계산

본 논문은 정보비대칭을 측정하기 위해, Bharath et al.(2009)을 따라 시장미시구조 문헌에서 제안하는 주식 유동성에 내재되어 있는 역선택 측정치를 선정하여 사용한다. 일별 주식수익률 데이터를 통해 (1) Roll(1984), (2) Amihud(2002), (3) Cooper et al.(1985), (4) Pastor and Stambaugh(2003), (5) Llorente et al.(2002)의 지표를 각각 월별로 계산한다. 월별로 계산된 변수에 대해 횡단면에서 공통으로 영향을 미치는 제 1요인을 추출한다. 월별 공통요인을 연도별로 평균하고, 연도별 정보비대칭에 대한 대응변수로 사용한다.

#### 1) Roll(1984)의 유효스프레드( $RS_{i,m}$ )

Roll(1984)은 다음 식을 통해 효율적 시장 하의 호가스프레드에 대한 대응변수를 측정하는 방안을 제안하였다.

$$RS_{i,m} = 2 \sqrt{-Cov(R_{i,d}, R_{i,d-1})}, \quad d \in M$$

여기서  $R_{i,d}$ 와  $R_{i,d-1}$ 는 각각  $d$ 일과  $d-1$ 일의 주식수익률을 나타내며,  $d \in M = \{1, 2, \dots, d_N\}$ 은 월별로 계산된 주식수익률의 자기공분산임을 나타낸다. 공분산이 양수인 경우, 유효스프레드가 정의가 되지 않으므로, Lesmond(2005), 양철원(2012)의 연구를 따라 -1을 곱하여 계산하였다.

#### 2) Amihud(2002)의 비유동성 지표( $ILL_{i,m}$ )

Amihud(2002)의 비유동성 지표는 다음과 같이 계산한다.

$$ILL_{i,m} = \frac{1}{N_d} \sum_{d \in M} \frac{|R_{i,d}|}{Trading \ Volume_{i,d}}$$

여기서  $|R_{i,d}|$ 는 일별 주식수익률의 절댓값,  $Trading \ Volume_{i,d}$ 은 일별 거래대금,  $N_d$ 은 월별 영업일 수를 나타낸다.  $ILL_{i,m}$ 은 일별  $|R_{i,d}|/Trading \ Volume_{i,d}$ 의 월별 평균값으로 정의된다.



### 3) Cooper et al.(1985) 유동성 비율( $LR_{i,m}$ )

Cooper et al.(1985)의 유동성 비율은 Amihud(2002) 비유동성 지표의 역수와 비슷하지만, 주식수익률이 0인 경우 정의가 되지 않는다는 점에서, 0인 수익률을 제외한 Amihud 비유동성 지표의 역수로 볼 수 있다. 공통요인을 추정하기 이전에 -1을 곱하여 방향성을 맞추었다.

$$LR_{i,m} = \frac{\sum_{d \in M} Trading \ Volume_{i,d}}{\sum_{d \in M} |R_{i,d}|}$$

여기서  $|R_{i,d}|$ 는 일별 주식수익률의 절댓값,  $Trading \ Volume_{i,d}$ 은 일별 거래대금을 나타낸다.

### 4) Pastor and Stambaugh(2003)의 유동성 지표( $\gamma_{i,m}$ )

Pastor and Stambaugh(2003)는 다음 회귀식을 이용하여 유동성을 측정할 것을 제안하였다.

$$r_{d+1}^x = \theta_{i,m} + \phi r_{i,d} + \gamma_{i,m} S(r_{i,d}^x) \times Trading \ Volume_{i,d} + e_{i,d+1}, \quad d \in M$$

여기서  $r_{i,d}^x$ 는 주식  $i$ 의  $d$ 일의 시장수익률을 초과한 수익률,  $Trading \ Volume_{i,d}$ 은 주식  $i$ 의 거래금액을 나타내고,  $S(\cdot)$ 는 주식수익률이 음이면 -1을, 양이면 1을 갖는 함수이다. 월별 영업일 데이터에 대해 위 식을 추정하여,  $\gamma_{i,m}$ 를 추정한다. 15일 이상의 영업일 데이터가 확보된 경우에 대해서만,  $\gamma_i$ 를 사용한다.

### 5) Llronte et al.(2002)의 정보비대칭 대응치( $C2_{i,m}$ )

Llronte et al.(2002)은 다음 회귀식의  $C2_{i,m}$  계수 추정을 통해 정보비대칭을 측정하였다.

$$R_{i,d+1} = C0_{i,m} + C1_{i,m} \cdot R_{i,d} + C2_{i,m} \cdot V_{i,d} R_{i,d} + e_{i,d+1}, \quad d \in M$$

여기서  $V_{i,t}$ 는  $V_{i,d} = \logturnover_{i,d} - \frac{1}{N_d} \sum_{s=-365}^{-1} \logturnover_{i,d+s}$ 으로 계산하고,  $\logturnover_{i,d}$ 는  $\log(turnover_{i,d} + 0.00000255)$ 로 계산한다. 365일 간의 이동평균 로그회전율을 초과하는 일별 회전율과 수익률의 곱을 독립변수로 포함한 회귀식을 추정하는 것과 같다. 월별 영업일 데이터에 대해 위 회귀식을 통해  $C2_{i,m}$ 를 추정하며, 15일 이상의 영업일 데이터가 확보된 경우에 대해서만  $C2_{i,m}$  추정치를 사용한다.

2. 정보비대칭 변수에 대한 기초통계량

<표 A1>은 5개의 개별 변수의 기업-연도별 평균( $RS_{i,y}$ ,  $ILL_{i,y}$ ,  $LR_{i,y}$ ,  $\gamma_{i,y}$ ,  $C2_{i,y}$ )과 5개의 변수로부터 추출된 공통요인을 기업-연도별로 평균한  $Asy_{i,y}$ 에 대한 기초통계량을 나타낸다. <표 A2>는 연도별로 개별 정보비대칭 대용변수로 각각 33%씩 3개의 그룹으로 나눈 후, 그룹별로 재무제표 변수의 기초통계량을 요약한 것이다.

<표 A1> 정보비대칭 변수 기초통계량

아래 표는 2001년 1월부터 2021년 12월까지 기업의 일별 주식수익률 데이터로 계산된 월별 정보비대칭에 대한 대용변수 5개의 기업-연도별 평균( $RS_{i,y}$ ,  $ILL_{i,y}$ ,  $LR_{i,y}$ ,  $\gamma_{i,y}$ ,  $C2_{i,y}$ )과 월별 횡단면에 영향을 미치는 공통요인의 기업-연도별 평균  $Asy_{i,y}$ 에 대한 통계량을 나타낸다.

|                | Mean   | SD     | p10    | p50   | p90   |
|----------------|--------|--------|--------|-------|-------|
| $RS_{i,y}$     | 2.48   | 1.89   | 0.70   | 1.97  | 4.98  |
| $ILL_{i,y}$    | 6.06   | 64.66  | 0.03   | 0.38  | 4.73  |
| $LR_{i,y}$     | -43.06 | 312.04 | -67.62 | -5.61 | -0.56 |
| $\gamma_{i,y}$ | 0.00   | 0.01   | 0.00   | 0.00  | 0.00  |
| $C2_{i,y}$     | -0.10  | 0.51   | -0.63  | -0.08 | 0.42  |
| $Asy_{i,y}$    | -0.01  | 0.38   | -0.34  | -0.08 | 0.43  |

<표 A2> 정보비대칭 대용변수에 따른 기업 특성

아래 표는 2001년 1월부터 2021년 12월까지 기업의 일별 주식수익률 데이터로 계산된 월별 정보비대칭에 대한 대용변수 5개의 기업-연도별 평균( $RS_{i,y}$ ,  $ILL_{i,y}$ ,  $LR_{i,y}$ ,  $\gamma_{i,y}$ ,  $C2_{i,y}$ )에 대해 연도별로 상위 33%(High), 중위 33%(Med), 하위 33%(Low) 그룹을 생성하고, 그룹별로 재무제표 변수의 평균값을 요약한 것이다. DPS는 주당배당금(원), D/P는 주당배당금과 주식가격의 비율, D/E는 주당배당금과 주당순이익의 비율을 나타낸다. CRD는 해당 그룹에서 신용등급을 가진 기업의 비율을 나타낸다. MKTCAP은 시가총액(1억 원)이며, Q는 (총자산+시가총액-총자본)/총자산으로 계산된 토빈Q이고, LEV는 부채항목 중 자본조달과 관련된 부채가 총자산에서 차지하는 비율로 계산된 부채비율이다. 자본조달과 관련된 부채는 단기차입금, 유동성장기부채, 사채, 그리고 장기차입금의 합으로 정의하였다. AGE는 상장일로부터 매년 결산일까지의 경과일수를 365로 나눈 값이다. ROA은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값, CPX는 당기 유형자산순취득액을 총자산으로 나눈 값, TAN은 유형자산을 총자산으로 나눈 유형자산비율이다.

|                      | DPS   | D/P | D/E  | CRD  | MKTCAP   | Q   | LEV  | AGE  | ROA  | CPX | TAN  |
|----------------------|-------|-----|------|------|----------|-----|------|------|------|-----|------|
| Panel A: $RS_{i,y}$  |       |     |      |      |          |     |      |      |      |     |      |
| Low                  | 421.7 | 1.8 | 20.9 | 20.4 | 9,665.2  | 1.1 | 20.2 | 15.9 | 1.4  | 3.8 | 31.5 |
| Med                  | 307.6 | 1.3 | 11.9 | 19.3 | 6,655.1  | 1.3 | 21.5 | 15.2 | 0.0  | 3.9 | 31.0 |
| High                 | 146.4 | 0.8 | 17.4 | 13.4 | 3,253.0  | 1.5 | 23.1 | 13.6 | -4.9 | 3.3 | 29.0 |
| Panel B: $ILL_{i,y}$ |       |     |      |      |          |     |      |      |      |     |      |
| Low                  | 507.7 | 1.2 | 25.0 | 31.7 | 17,723.5 | 1.7 | 21.4 | 15.8 | 0.4  | 4.4 | 30.6 |
| Med                  | 176.7 | 1.3 | 10.8 | 12.6 | 1,189.0  | 1.2 | 21.4 | 14.1 | -2.2 | 3.4 | 29.3 |
| High                 | 191.3 | 1.5 | 14.4 | 8.6  | 653.5    | 1.0 | 22.0 | 14.8 | -1.7 | 3.2 | 31.7 |

<표 A2> 정보비대칭 대용변수에 따른 기업 특성(계속)

|                         | DPS   | D/P | D/E  | CRD  | MKTCAP   | Q   | LEV  | AGE  | ROA  | CPX | TAN  |
|-------------------------|-------|-----|------|------|----------|-----|------|------|------|-----|------|
| Panel C: $LR_{i,y}$     |       |     |      |      |          |     |      |      |      |     |      |
| Low                     | 499.5 | 1.1 | 24.2 | 31.1 | 17,631.5 | 1.7 | 21.4 | 15.8 | 0.3  | 4.3 | 30.5 |
| Med                     | 186.4 | 1.3 | 12.2 | 13.1 | 1,270.3  | 1.2 | 21.3 | 14.2 | -2.1 | 3.5 | 29.4 |
| High                    | 189.8 | 1.5 | 13.7 | 8.8  | 664.3    | 1.0 | 22.0 | 14.8 | -1.6 | 3.2 | 31.6 |
| Panel D: $\gamma_{i,y}$ |       |     |      |      |          |     |      |      |      |     |      |
| Low                     | 198.7 | 1.4 | 14.4 | 11.1 | 1,045.8  | 1.2 | 21.7 | 14.5 | -2.0 | 3.3 | 30.3 |
| Med                     | 456.7 | 1.2 | 23.1 | 28.9 | 16,945.0 | 1.5 | 21.6 | 15.7 | 0.0  | 4.2 | 30.6 |
| High                    | 220.5 | 1.3 | 12.6 | 13.0 | 1,587.6  | 1.2 | 21.5 | 14.6 | -1.6 | 3.5 | 30.7 |
| Panel D: $C2_{i,y}$     |       |     |      |      |          |     |      |      |      |     |      |
| Low                     | 305.4 | 1.3 | 22.1 | 18.7 | 8,243.5  | 1.3 | 21.5 | 15.0 | -1.5 | 3.6 | 30.0 |
| Med                     | 244.6 | 1.3 | 14.0 | 15.6 | 4,261.7  | 1.3 | 21.8 | 14.6 | -1.4 | 3.6 | 30.5 |
| High                    | 325.9 | 1.4 | 14.1 | 18.7 | 7,071.4  | 1.3 | 21.5 | 15.1 | -0.6 | 3.8 | 31.0 |

# Information Asymmetry and Dividend Smoothing by Rated Firms\*

Byoungcho Choi\*\* · Youngwook Kim\*\*\*  
Jun Kyung Auh\*\*\*\* · Saeyoul Park\*\*\*\*\*

## 〈Abstract〉

This paper investigates dividend smoothing behavior by rated firms in Korea. Previous literature suggests that rated firms have an incentive to smoothen dividends because it helps them resolve information asymmetry between corporate insiders and outsiders, thereby improving their financing environment. We find that rated firms indeed exhibit a greater dividend smoothing tendency than non-rated firms in Korea. However, there is no significant difference in dividend smoothing between high-information-asymmetry rated firms and low-information-asymmetry rated firms. Furthermore, we show that the greater dividend smoothing tendency by rated firms is merely attributable to endogenous firm characteristics of those rated firms. Overall, we provide novel evidence that challenges the widely held view that the resolution of information asymmetry is the primary motivation for dividend smoothing by rated firms.

Keywords : Dividend Smoothing, Payout Policy, Credit Rating, Public Bonds, Information Asymmetry

---

\* This paper is independent of Kim's master's thesis, having different methodologies and implications, although it shares the same research motivation with his work.

\*\* First Author, Doctoral Student, School of Business, Yonsei University, E-mail: bh.choi@yonsei.ac.kr

\*\*\* Co-author, Master's Student, School of Business, Yonsei University, E-mail: ywk812@gmail.com

\*\*\*\* Co-author, Assistant Professor, School of Business, Yonsei University,  
E-mail: junkyung.auh@yonsei.ac.kr

\*\*\*\*\* Corresponding Author, Assistant Professor, School of Business, Yonsei University,  
E-mail: sympark16@yonsei.ac.kr