세무와회계저널 https://doi.org/10.35850/KJTA.26.5.03
제26권 제5호 2025년 10월 pp.63～87 ISSN 1738－3323
한국세무학회

# 이익하방위험과 타인자본비용*

전성민** · 이상혁***

〈요 약〉

본 연구는 회계정보로부터 도출된 이익하방위험(Earnings Downside Risk, EDR)이 기업의 타인자본비용(Cost of debt capital)에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 기존 위험 측정치는 이익의 대칭적 분포를 전제로 평균 대비 상·하위 편차를 동일하게 다루는 반면 EDR은 하방 손실 가능성에 중점을 두어 투자자의 위험 인식을 보다 현실적으로 반영한다. 특히, 채권자는 주주와 달리 수익의 상승분에는 참여하지 못하고 하방 손실에만 노출되므로 기업의 이자 및 원금 상환능력과 관련된 위험 정보를 민감하게 받아들인다. 이에 따라 본 연구는 EDR이 채권자의 위험 평가에 있어 유용한 정보로 작용하는지를 분석한다. 2017년부터 2021년까지 한국 상장기업을 표본으로 한 분석 결과, EDR이 높은 기업일수록 타인자본비용이 유의하게 높은 것으로 나타났으며, 이러한 관계는 특히 정보비대칭성이 큰 코스닥시장에서 두드러지게 관찰되었다. 이는 EDR이 정보환경이 열악한 상황에서 채권자에게 보다 유용한 위험 신호로 작용함을 시사한다. 본 연구는 회계정보의 위험 측정 기능이 채권시장에서도 유효함을 확인하여 회계정보의 활용 범위를 확장시켰다는 점에 의의가 있다.

〈주제어〉 이익하방위험, 타인자본비용, 정보비대칭

* 본 연구는 한성대학교 학술연구비 지원과제임.
** 전남대학교 경영학부 조교수, sungmin.jeon@jnu.ac.kr, 주저자
*** 한성대학교 사회과학부 조교수, tkdqur@hansung.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2025년 8월 5일 1차수정일 2025년 10월 13일 게재확정일 2025년 10월 30일

# Ⅰ. 서 론

본 연구는 회계정보에서 추출된 이익하방위험(Earnings Downside Risk, 이하 EDR)이 타인자본비용(Cost of debt capital)에 미치는 영향을 분석한다. 전통적으로 회계 및 재무 분야에서 위험 측정치로 사용되는 주식수익률의 표준편차는 분포의 대칭성을 가정하며 표본평균을 상회하는 부분과 하회하는 부분에 균등한 가중치를 두어 계산된다. 이와는 달리 Konchitchki et al.(2016)이 제시한 회계정보 기반의 이익하방위험은 분포의 비대칭성을 수용하여 실제 이익이 기대수준에 미치지 못하는 영역에서의 변동성을 측정한다. 따라서 이익보다는 손실에 가중치를 두는 투자자들의 위험 인식을 보다 적절하게 포착할 수 있는 위험 측정치이다. 이에 본 연구는 회계 기반 지표인 EDR이 시장에 추가적인 정보를 제공하는지 여부를 확인하고 채권자들의 위험 평가와 자본조달 비용에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석한다.

주식 투자자와는 달리 채권자들은 기업 성과의 상방 가능성(upside)보다는 손실 발생 가능성(downside)에 더 민감하게 반응하는 경향이 있다. 이는 채권자는 기업 성과가 개선되더라도 그 상승분에 참여할 수 있는 기회가 제한적인 반면, 기업으로부터 이자와 원금을 안정적으로 회수하기 위해서는 일정 수준 이상의 이익이 필수적이기 때문이다. 또한 주식 투자자는 높은 수준의 위험을 감수하는 대신 잠재적으로 큰 수익을 얻을 수 있지만 채권은 주식과 달리 콜옵션 구조를 갖지 않기 때문에 기업 성과의 분산이 커질수록 주주의 기대 수익은 증가하는 반면 채권자의 기대 수익은 오히려 감소하는 경향이 있다(Merton 1974 ; Jensen and Smith 1984).

이러한 점에서 채권자들은 회계정보가 하방위험이나 부정적 정보를 충분히 시의적절하게 전달할 수 있는지에 더욱 관심을 갖는다(Givoly et al. 2017). 채권자는 기업의 이익에 대한 잔여청구권이 없고 약정된 원리금 상환을 통해서만 수익을 실현할 수 있는 구조에 있기 때문에 기업이 이자와 원금을 약정된 시점에 상환할 수 있는지 여부에 대한 정보에 주목할 수밖에 없다. 특히, 기대 수준에 미치지 못하는 이익을 기록할 가능성은 채권자에게 중요한 위험 신호로 작용한다. 따라서 EDR이 미래 현금흐름에 대한 추가적인 정보를 반영하고 있다면 이는 채권자에게 핵심적인 위험 지표로 기능할 수 있다. EDR이 높은 기업은 이자 지급 실패 가능성이 높음을 시사하며 이러한 위험 인식을 바탕으로 채권자들은 자본 제공 대가로 더 높은 비용을 요구할 가능성이 크다.

더 나아가 EDR은 주주와 채권자뿐만 아니라 공급업체, 노동조합, 직원 등 다양한 이해관계자에게도 중요한 의미를 지닌다. 고객사의 재무적 어려움은 공급업체의 현금흐름과 매출 감소 위험을 증대시킬 수 있으며(Itzkowitz 2015 ; Sun et al. 2023) EDR이 높다는 것은 이러한 리스크를 조기에 파악할 수 있는 단서가 될 수 있다. 또한 노동조합과 직원들에게는 기업의 이익 안정성이 고용 유지, 보상 체계, 장기적 근로조건에 직결되므로(DeAngelo and DeAngelo 1991 ; Hilary 2006 ; Hamm et al. 2018 ; Chang et al. 2022) EDR은 고용 안정성과 보상 불확실성을 가늠하는

핵심 지표가 될 수 있다. 따라서 EDR은 투자자나 채권자에 국한되지 않고 광범위한 이해관계자의 의사결정에 유용한 회계기반 위험 지표로 볼 수 있다. 특특히 포스트 코로나 시대에 대내외 불확실성이 구조적으로 상존하는 상황에서 불확실성에 관한 정보는 국내 기업 경영과 산업정책 모두에서 핵심 변수로 부각되고 있다.[1] 이러한 맥락에서 이익하방위험의 정보유용성을 실증적으로 검증하는 것은 시의적절하며 학술적 및 실무적 의의를 지닌다.

하지만 EDR이 채권자와 신용평가사 등 다양한 이해관계자에게 중요한 리스크 신호로 작용할 수 있음에도 불구하고 EDR이 타인자본비용에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구는 여전히 제한적이다. 그러나 회계정보가 주식 투자자뿐만 아니라 채권자의 의사결정에도 영향을 미친다는 점을 고려할 때, 회계정보로부터 도출된 이익하방위험 지표 역시 채권자의 위험 평가에 유용한 정보를 제공할 가능성이 높다. 이에 본 연구는 회계 기반 지표인 EDR이 기업 위험에 관련한 추가적인 정보를 제공하는지 여부를 확인하고 나아가 해당 지표가 채권자의 위험 인식과 자본조달 비용 결정에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 특히, 기업의 정보환경이나 시장 구조(유가증권시장 또는 코스닥시장)의 차이에 따라 이러한 관계가 어떻게 달라지는지를 함께 검토함으로써 회계정보의 유용성이 상황에 따라 어떻게 변동하는지를 규명하고자 한다.

2017년부터 2021년까지의 기간의 표본을 이용하여 실증 분석한 결과 첫째, EDR이 증가할수록 타인자본비용이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 EDR이 채권자 등 정보이용자에 기업 위험 수준에 대한 추가적인 유용한 정보를 제공함을 시사한다. 둘째, EDR과 타인자본비용 간의 관련성은 정보환경이 상대적으로 열악한 기업에서 더욱 뚜렷하게 나타났다. 즉, 투자자가 충분한 정보를 확보하기 어려운 상황에서 EDR이 보다 유용한 정보를 제공하는 것을 의미하며 정보비대칭이 심화된 환경에서 회계 기반 하방 위험 지표의 정보효과가 보다 강하게 나타날 수 있음을 보여준다. 한편, 주요 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 성향점수매칭(Propensity Score Matching) 분석을 추가로 수행하였으며 주요 분석 결과와 유사하게 나타나는 것을 확인하였다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, EDR이 채권자의 위험 평가와 자본조달 비용에 미치는 영향을 실증적으로 분석함으로써 회계기반 위험 측정치의 활용 가능성을 확장하였다. EDR은 회계정보에서 도출된 지표로서 투자자의 기대수익과 위험 평가에 직결되기 때문에 선행연구는 주로 주식시장을 중심으로 기업 성과의 상승 잠재력(upside potential)에 참여 가능한 주식 투자자를 대상으로 가격 관련성을 검증하는 데 집중해왔다. 그러나 국내에서는 관련 연구가 제한적일 뿐 아니라 채권자와 같은 고정 청구권자의 의사결정에 EDR이 미치는 영향을 규명한 연구는 부족한 실정이다. 본 연구는 채권자의 위험 인식이 상방보다는 하방 손실 가능성에 더 민감

1) EY한영『2025년 경제 전망 설문조사』및『2025 EY 신년 경제전망 세미나 : Pivot의 시대, 확신으로 미래를 준비하라』

하게 반응한다는 점에 착안하여, 회계정보 기반 위험 지표가 채권시장에서도 차입 조건, 자본조달 비용, 신용등급 평가 등 실질적 의사결정에 유의미한 정보효과를 지님을 실증하였다. 이를 통해 회계정보가 주식 투자자뿐만 아니라 채권자의 위험 평가에도 가치관련성을 지니고 있음을 규명하여 회계정보와 채권시장 간 연결고리를 이론적·실증적으로 강화하였다.

둘째, 포스트 코로나 시대 대내외 불확실성이 구조적으로 상존하는 환경에서 불확실성 관련 회계지표의 정보유용성을 실증적으로 검증하였다는 점에서 학술적 공헌점을 지닌다. 코로나19라는 전례 없는 외생적 충격은 국내 기업의 불확실성을 현저히 확대시켰으며, 이에 따라 투자자 및 이해관계자들의 하방위험에 대한 관심이 증대되었다. 특히 코스닥 시장의 경우 상장폐지 요건 강화로 인해 안정적 회계성과 및 이익 창출 능력 확보가 기업 생존의 필수 요건으로 대두되었다. 이러한 자본시장 환경하에서 본 연구는 회계 기반 측정치인 이익하방위험이 투자자의 기업가치 평가에 유의미한 정보를 제공함을 실증적으로 규명하였다.

# Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

## 1. 이익하방위험

전통적으로 회계와 재무 분야에서는 위험을 측정할 때 이익이나 주식수익률의 표준편차를 사용해왔다. 이 지표는 분포가 대칭적이라는 가정 아래, 평균을 초과하거나 미달하는 값을 동일하게 취급하여 계산된다. 그러나 이러한 방법에는 몇 가지 한계가 존재한다. 투자자들은 일반적으로 예상치 못한 이득보다 손실에 더 민감하게 반응하며, 효용함수에서도 손실에 더 높은 가중치를 부여하는 경향이 있다. 이에 따라 회계 정보를 위험 평가에 활용할 때도 기대치를 초과하는 경우보다 이를 하회하는 상황에 더 큰 주의를 기울이게 된다. 즉, 위험은 변수 값이 기대 수준에 미치지 못하는 하방 손실을 통해 보다 명확히 드러난다. 따라서 분포 전체를 대상으로 상방과 하방을 동일하게 고려하는 전통적인 위험 측정 방식은 이러한 손실 중심의 위험 인식을 충분히 반영하지 못한다.

이에 Konchitchki et al.(2016)은 회계 기반의 이익하방위험(EDR)을 측정하여 기존 변동성 지표와는 달리 투자자가 민감하게 반응하는 손실 가능성에 주목하였다. Konchitchki et al.(2016)은 EDR이 미래 이익 감소와 자본비용 상승을 예측하며, 특히 거시경제 하락 국면에 대한 민감도를 포착할 수 있음을 실증하였다. 또한 EDR은 기존 위험 측정치 대비 독립적인 설명력을 가지며, 투자자와 채권자에게 유용한 추가 정보를 제공함을 보여주었다. 한편, Konchitchki et al.(2016)이 개발한 이익하방위험 측정치를 바탕으로 이를 적용한 후속 연구들이 이어지고 있다. Luo et al.(2021)은 중국 주식시장을 대상으로 EDR이 기대 주식수익률과 양(+)의 관계를 보이며, 정보 투

명성과 지배구조가 우수한 기업일수록 이러한 효과가 더 강하게 나타남을 실증하였다. 또한 시장 전체의 EDR 지표 역시 향후 시장 수익률을 예측하는 데 유용함을 제시하였다. 한편, Huang et al.(2022)은 EDR이 주가폭락위험과 음(−)의 관계를 보인다는 점을 확인하였다. 특히 기업지배구조가 양호한 기업에서 이익 및 발생액 하방 위험이 이후 주가 폭락위험을 효과적으로 억제하는 신호로 작용함을 밝혔다. 이들 선행연구는 회계 기반 하방 위험 지표가 회계정보 이용자의 위험 평가에 실질적으로 유용한 정보를 제공하며, 자본비용과 시장 위험과도 밀접한 관련이 있음을 보여준다. 특히, 정보비대칭성이나 지배구조와 같은 기업 특성에 따라 EDR의 효과가 달라질 수 있음을 시사한다.

국내에서도 Konchitchki et al.(2016)이 제안한 이익하방위험(EDR)을 활용한 실증연구들이 일부 진행되고 있다. 이혜미(2020)는 이익하방위험이 피감사기업의 사업위험을 효과적으로 포착할 수 있는 회계 기반 지표임을 제시하고, EDR이 클수록 감사보수와 감사시간이 유의하게 증가함을 실증하였다. 이는 감사인이 이익하방위험을 감사수임계약과 관련된 핵심 위험 요소로 인식하고 있음을 보여주는 결과로, EDR이 외부 이해관계자의 위험 평가에도 활용될 수 있음을 시사한다. 한편, 차정화와 심원미(2022)는 제조업 기업을 대상으로 투자부동산 보유가 이익하방위험에 미치는 영향을 분석하였다. 연구 결과, 투자부동산 보유 여부 및 비중이 높을수록 이익하방위험이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 투자부동산이 기업의 위험을 완화하기보다는 오히려 불확실성을 증대시키는 요소로 작용할 수 있으며, 동시에 기업의 지배구조나 외부 감시 수준에 따라 그 효과가 달라질 수 있음을 의미한다.

## 2. 회계정보와 타인자본비용

타인자본비용(Cost of debt capital)은 기업이 채권자로부터 자금을 조달할 때 부담해야 하는 자본 조달 비용으로 기업의 부채조달에 대한 채권자들의 위험 인식을 반영한다. 주식 투자자가 기업 이익에 대한 잔여 청구권을 보유하는 것과 달리 채권자는 고정 청구권을 갖고 하방 위험만을 부담하며, 특히 기업의 안정적인 현금흐름 창출 능력에 주목한다(Fisher and Verrecchia 1997 ; Plummer and Tse 1999 ; Edmonds et al. 2011).

타인자본비용에 가장 큰 영향을 미치는 것은 부도위험이며 기업의 재무건전성, 정보의 투명성, 회계정보의 질 또한 타인자본비용을 결정하는 주요 요인이 될 수 있다. 회계학 분야에서는 회계 기반 정보, 특히 회계이익의 질이 채권자들의 기대수익률 형성에 미치는 영향을 구명하고자 회계정보와 타인자본비용간의 관계를 분석하는 다양한 연구가 수행되어 왔다.

먼저, 선행연구는 회계이익 정보가 채권시장에서도 유용하다는 사실을 제시한다. Ziebart and Reiter(1992)는 회계이익을 사용하여 측정되는 총자산이익률(ROA)이 높을수록 채권 수익률이 낮아지고 신용등급이 높아진다고 보고하였다. Khurana and Raman(2003)은 미래 이익예측치

(expected future earnings)를 기반으로 한 펀더멘털 점수(fundamental signals)가 신규 채권 발행 시 수익률에 영향을 미친다는 결과를 제시하며 이익 관련 펀더멘털이 부도위험에 대한 가치관련성을 지닌다고 주장하였다. Datta and Dhillon(1993)은 회계이익 서프라이즈가 채권 수익률과 양(+)의 관련성을 갖는다고 보고하였으며 Plummer and Tse(1999) 또한 연간 회계이익의 변화가 연간 채권 수익률과 양(+)의 관계를 갖는다고 보고하였다. 이들 연구는 회계정보가 주식시장뿐만 아니라 채권시장에서도 실질적인 정보 유용성을 지닌다는 점을 보여준다.

한편, 회계정보의 질 역시 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있다. Bharath et al.(2008)는 회계정보의 질이 부채계약(debt contracting)에 실질적인 영향을 미친다고 주장하였으며 Francis et al.(2005)는 발생액의 질이 낮을수록 자기자본비용뿐만 아니라 타인자본비용 또한 유의하게 증가함을 실증적으로 제시하였다. 이와 유사하게 Prevost et al.(2008)과 Qi et al.(2010) 또한 발생액의 질이 높을수록 타인자본비용이 낮아지는 경향이 있음을 보고하였다. 즉, 채권자 또한 회계이익 수준뿐만 아니라 회계이익의 질을 기업 평가에 활용함을 시사한다.

## 3. 가설설정

앞서 언급한 바와 같이 이익하방위험(EDR)은 회계정보 이용자들이 특히 주목하는 손실 가능성에 초점을 맞춘 비대칭적 위험 지표로 기존의 대칭적 분포를 전제한 표준편차 기반 변동성 측정치와는 차별화된 정보를 제공한다. EDR은 단순한 이익 수준의 높고 낮음이 아니라 기대치를 하회하는 방향으로의 편차가 발생할 가능성을 반영하기 때문에 손실에 민감하게 반응하는 이해관계자에게 보다 유의미한 정보가 될 수 있다. 채권자는 기업 이익에 대한 잔여 청구권을 갖지 않으며 계약에 명시된 원리금 상환을 통해 수익을 실현하는 구조에 놓여 있다. 이러한 구조적 특성으로 인해 채권자는 기업의 수익성 자체보다는 수익성이 원리금 상환 능력에 미치는 영향에 더욱 주목하게 된다. 특히, 이자와 원금을 안정적으로 상환할 수 있는지 여부는 채권자의 주요 관심사이며 이와 관련된 핵심 정보 중 하나가 바로 기업의 이익이 기대 수준에 미치지 못할 가능성이다. 기대한 수준보다 낮은 이익이 반복적으로 발생하거나 하방 위험이 클 경우 이는 미래 현금흐름의 불안정성과 더불어 부도위험으로 연결될 수 있기 때문이다. 따라서 채권자는 상방 이익 가능성보다는 하방 손실 가능성에 보다 민감하게 반응할 가능성이 높다. 이때 회계정보로부터 추정된 하방 위험은 상환 능력에 대한 사전적 신호로 해석될 수 있다. 예컨대 기업이 예상보다 낮은 실적을 지속적으로 기록할 가능성이 크다면 이는 미래 현금흐름 부족 및 부도위험에 대한 우려로 이어지고 채권자는 이에 상응하는 위험 프리미엄을 요구하게 된다.

Konchitchki et al.(2016)을 비롯한 후속 연구들은 EDR이 향후 이익 감소, 거시경제 충격에 대한 민감도, 자기자본비용 상승 등과 유의미한 관련성을 가지며 전반적인 기업 리스크 수준을 반영하는 유효한 지표로 작용함을 보여준다. 이는 하방 위험 정보가 자본시장 참여자, 특히 채권자

의 위험 평가에 실질적으로 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 만약 EDR이 채권자에게 신용위험의 대리 지표로 작용함으로써 기업 경영성과에 대한 추가적인 정보를 제공한다면 타인자본비용의 결정에도 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1 : 기업의 이익하방위험(EDR)과 타인자본비용 간 관련성이 있다.

한편, 정보비대칭은 자본비용에 영향을 미칠 수 있다. 투자자는 정보비대칭에 대한 위험 프리미엄을 요구하며 기업은 시장에 정보를 공시하여 정보비대칭을 해소하고 자기자본비용을 감소시킬 수 있다(Botosan 1997). 유사하게 정보비대칭이 클수록 기업이 부담하는 차입 비용이 상승할 수 있다. 구체적으로 정보비대칭성이 높은 환경에서는 외부 채권자가 기업의 실제 신용위험과 재무상태를 정확히 평가하기 어렵기 때문에 예상치 못한 손실에 대비한 위험 프리미엄과 정보 획득에 소요되는 비용을 자본비용에 추가로 반영된다(Sengupta 1998 ; Derrien et al. 2016 ; 고영우와 이세철 2012). 정보환경이 양호하여 정보비대칭이 낮은 기업의 경우 투자자는 다양한 경로를 통해 기업 관련 정보를 충분히 획득할 수 있으며 이를 바탕으로 해당 기업의 재무 건전성 및 위험 수준을 비교적 명확하게 평가할 수 있는 반면, 정보환경이 열악한 기업은 외부 이용자가 접근 가능한 정보가 제한적이므로 정보 기반의 의사결정에서 회계정보에 대한 의존도가 상대적으로 높아진다(Derrien et al. 2016 ; Chiou et al. 2017 ; Bellucci et al. 2023 ; 박희진 등 2014).

이러한 차이는 EDR의 정보효과가 기업의 정보환경에 따라 다르게 작용할 수 있음을 시사한다. 정보환경이 우수한 기업의 경우 투자자들은 이미 다양한 정보를 통해 기업의 위험을 인지하고 있기 때문에 EDR이 제공하는 추가적 정보의 가치가 제한될 수 있다. 반면, 정보환경이 취약한 기업의 경우 공시되는 회계정보는 투자자에게 보다 핵심적인 정보원이 되며 특히 위험 관련 정보는 자본조달 의사결정 과정에서 중요한 판단 기준으로 작용할 수 있다. 정보가 제한된 환경에서는 기존 재무지표만으로 기업의 신용위험을 충분히 평가하기 어렵기 때문에 EDR과 같은 하방 위험 지표가 채권자의 위험 인식에 보다 직접적으로 영향을 미치고 이는 궁극적으로 타인자본비용 결정에 있어 더 강한 영향을 가질 수 있을 것으로 예상된다.

가설 2 : 이익하방위험(EDR)과 타인자본비용 간의 관련성은 기업의 정보환경에 따라 다르게 나타날 것이다.

# Ⅲ. 표본 및 연구모형

## 1. 표본 선정

본 연구에서 사용된 표본은 <Table 1>에서 제시한 과정을 통해 선정한다. 먼저, 2017년부터 2021년까지 한국거래소 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업－연도를 대상으로 한다.[2] 실제 사용된 표본은 한국채택국제회계기준이 의무적으로 도입된 2011년 이후의 기업－연도이지만 본 연구의 주요 독립변수인 이익하방위험을 측정할 수 있는 가장 빠른 연도인 2017년 이후로 표본 기간을 설정한다. 다음으로, 금융업을 영위하는 기업－연도와 회계연도 종료일이 12월말이 아닌 기업－연도를 표본에서 제외함으로써 표본으로 선정된 기업들이 제공하는 재무정보가 비교가능할 수 있게 한다. 또한 본 연구의 연구모형에 포함되는 변수를 보다 합리적으로 측정하기 위해 산업－연도별로 10개 미만인 기업－연도를 표본에서 제외하고, 해당 변수를 측정할 수 없는 기업－연도 표본을 제외한다. 표본 선정 과정을 통해 최종적으로 포함된 표본은 7,751개 기업－연도이다.

〈Table 1〉 표본 선정

| 구 분 | 기업－연도 수 |
|---|---|
| 2017년부터 2021년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업－연도 | 10,561 |
| (제외) 금융업을 영위하는 기업－연도 | (455) |
| (제외) 회계연도 종료일이 12월말이 아닌 기업－연도 | (184) |
| (제외) 산업－연도별 10개 미만인 표본 | (533) |
| (제외) 주요 변수를 측정할 수 없는 기업－연도 | (1,638) |
| 최종 표본 | 7,751 |

## 2. 이익하방위험 측정

본 연구의 주요 독립변수는 Konchitchki et al.(2016)에서 제시한 방법을 활용하여 회계정보를 이용한 이익하방위험으로 설정한다. 이익하방위험을 측정하기 위한 구체적인 과정은 다음과 같다. 먼저, 식 (1)을 활용하여 이익의 기대수준을 측정한다. 이때, 식 (1)의 잔차항은 실제 발생한

2) 식 (2)의 $STD_ROA_{t-1}$ 변수를 측정하기 위해 최소 3년의 표본이 누적되어야 하며, 주요 독립변수인 *EDR* 또한 3년치의 잔차로 측정하여 최소 6년의 표본을 활용해야 하기 때문에 2017년부터 표본을 구성하였으며, 보다 많은 표본 확보를 위해 2021년까지로 표본기간을 확장하였다. 또한 코로나의 영향을 배제하기 위해 <Table 5>에서 2019년도까지의 표본만을 활용한 결과를 별도로 제시한다.

이익이 기대수준 보다 낮은지, 또는 기대수준 보다 같거나 높은지를 측정하는 편차에 해당한다.

$$ROA_{i,t}=a_0+b_1*ROA_{i,t-1}+b_2*SALE_{i,t-1}+b_3*SIZE_{i,t-1}+b_4*LEVERAGE_{i,t-1}+b_5*STD_ROA_{i,t-1}+b_6*OC_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

*ROA* : 당기순이익/기초총자산 ;
*SALE* : 매출액/총자산 ;
*SIZE* : ln(총자본의 시장가치) ;
*LEVERAGE* : 총부채/총자산 ;
*STD_ROA* : 직전 3년간 *ROA*의 표준편차 ;
*OC* : ln[{(매출채권/매출액)+(재고자산/매출원가)*360}]
$\varepsilon$ : 잔차항.

다음으로, 식 (1)을 통해 직전 3개연도의 편차를 측정한 후 식 (2)에 대입하여 기업-연도별 이익하방위험을 측정한다. Konchitchki et al.(2016)에서는 활용가능한 3개에서 5개의 편차를 활용하고 있는데 본 연구에서는 최대한 많은 표본을 확보하기 위해 3개의 편차를 활용하여 이익하방위험을 측정한다. 이렇게 측정된 이익하방위험은 이익의 기대수준 보다 높은 관측치 대비 이익의 기대수준 보다 낮은 관측치들의 모멘텀 비율을 나타내며, 모멘텀 비율을 사용함으로써 기업 간 이익하방위험의 비교가 적절하게 이루어질 수 있으며 투자자의 상승과 하락에 대한 비대칭적인 반응을 고려할 수 있다(Konchitchki et al. 2016). 본 연구에서는 식 (2)를 통해 측정한 이익하방위험을 독립변수 *EDR*로 설정한다.

$$EDR_{i,t}=log\left\{\frac{1+[(\frac{1}{N})\sum(\widehat{\epsilon_{i,t}}\times I\widehat{\epsilon_{i,t<0}})^2]^{1/2}}{1+[(\frac{1}{N})\sum(\widehat{\epsilon_{i,t}}\times I\widehat{\epsilon_{i,t\geq 0}})^2]^{1/2}}\right\} \quad (2)$$

*EDR* : Konchitchki et al.(2016)의 이익하방위험 측정치 ;
*N* : 잔차항의 총 개수 ;
$\hat{\epsilon}$ : 식 (1)의 잔차항 ;
$I\widehat{\epsilon_{i,t<0}}$ : 실제 발생한 이익이 기대수준 보다 낮은 경우 1의 값을 가지는 더미변수 ;
$I\widehat{\epsilon_{i,t\geq 0}}$ : 실제 발생한 이익이 기대수준 보다 높은 경우 1의 값을 가지는 더미변수.

## 3. 연구모형

기업의 이익하방위험과 타인자본비용 간 관련성을 분석하기 위한 연구모형은 아래 식 (3)과 같이 설정한다.

$$COD_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EDR_{i,t} + \beta_2 lnSIZE_{i,t} + \beta_3 LEVR_{i,t} + \beta_4 BTOM_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 INTCOV_{i,t} + \beta_7 LR_{i,t} + \beta_8 OCF_{i,t} + \beta_9 PPE_{i,t} + \beta_{10} VOL_{i,t} + \beta_{11} BIG4_{it} + \beta_{12} KOSPI_{i,t} + INDUSTRY + YEAR + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

*COD* : 이자비용/이자부부채 ;
*EDR* : Konchitchki et al.(2016)의 이익하방위험 측정치 ;
*lnSIZE* : 총자산의 자연로그값 ;
*LEVR* : 총부채/총자산 ;
*BTOM* : 총자본의 장부가치/총자본의 시장가치 ;
*ROA* : 당기순이익/기초총자산 ;
*INTCOV* : 이자비용/영업이익 ;
*LR* : 유동자산/유동부채 ;
*OCF* : 영업활동으로 인한 현금흐름/총자산 ;
*PPE* : 유형자산/총자산 ;
*VOL* : 1년간 주가변동성 ;
*BIG4* : 4대 회계법인이 회계감사를 수행한 기업-연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수 ;
*KOSPI* : 유가증권시장에 상장된 기업-연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수 ;
*INDUSTRY* : 한국표준산업분류 중분류 기준 산업더미변수 ;
*YEAR* : 연도더미변수 ;
$\varepsilon$ : 잔차항.

연구모형에 포함된 종속변수인 타인자본비용은 이자비용을 이자부부채로 나누어 측정한다.[3] 독립변수인 이익하방위험은 앞 절에서 설명한 방법으로 측정한 후 *EDR*로 설정한다. 그 외 연구모형에 포함된 통제변수는 선행연구를 참조하여 타인자본비용과 관련성이 있는 것으로 예측되는 요인들로 설정한다(이아영 등 2008 ; 심재연과 전홍민 2023). 먼저, 기업의 규모를 통제하기 위해 기업규모(*lnSIZE*), 총자본의 장부-시장비율(*BTOM*), 총자산 대비 유형자산 비율(*PPE*)을 통제변수로 포함한다. 다음으로, 기업의 안정성을 통제하기 위해 부채비율(*LEVR*), 이자보상비율(*INTCOV*), 유동비율(*LR*)을 통제변수로 포함한다. 기업의 성과와 관련하여 총자산수익률(*ROA*), 총자산 대비 영업활동으로 인한 현금흐름 비율(*OCF*)을 연구모형에 포함한다. 자본시장에서의 변동성을 반영하기 위해 주가변동성(*VOL*)을 통제변수로 포함한다. 기업의 재무보고품질은 4대 회계법인에게 감사를 받았는지 여부(*BIG4*)로 연구모형에 포함한다. 마지막으로, 기업이 상장된 시장의 특성 및 산업별, 연도별 영향을 통제하기 위해 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업인지 여부(*KOSPI*), 한국표준산업분류 중분류를 기준으로 측정한 산업더미변수(*IND*) 및 연도별로 측정한 연도더미변수(*YEAR*)를 연구모형에 포함한다. 표본값의 극단치가 본 연구의 실증분석 결

3) 타인자본비용의 또 다른 대용치인 신용등급을 종속변수로 사용하는 경우 표본 수를 충분히 확보하기 어려우며, 신용등급을 산출하는 신용평가사가 이익하방위험을 평가 요소로 반영하는지 여부에 따라 연구결과가 달라질 수 있다는 점을 감안하여 본 연구에서는 신용등급을 종속변수로 사용하지 않는다.

과에 영향을 줄 수 있는 개연성을 완화하기 위해 모든 연속변수는 1%와 99% 백분위수 값으로 조정한다(winsorizing). 선행연구를 통해 기업규모와 총자산수익률이 클수록 채무불이행위험이 낮아 타인자본비용과는 음(−)의 관련성, 총자본의 장부−시장비율, 부채비율, 주가변동성이 높을수록 채무불이행위험이 높아지기 때문에 타인자본비용과는 양(+)의 관련성, 이자보상비율이 높을수록 이자를 지급할 수 있는 능력이 높기 때문에 타인자본비용과는 음(−)의 관련성, 재무보고품질이 높으면 타인자본비용과는 음(−)의 관련성을 나타낼 것으로 예상할 수 있다(Sengupta 1998 ; Francis et al. 2005).

본 연구의 두 번째 가설에 대한 연구모형은 식 (3)을 동일하게 활용하되, *KOSPI* 더미변수에 따라 그룹을 구분하여 분석을 수행한다. 구체적으로, 유가증권시장 상장 그룹과 코스닥시장 상장 그룹별로 식 (4)를 활용한 회귀분석을 수행한 후 이익하방위험과 타인자본비용 간 관련성이 달라지는지 확인하고자 한다.

# Ⅳ. 연구결과

## 1. 기술통계량

본 연구에서 사용된 변수들에 대한 기술통계량은 <Table 2>에서 제시한다. *COD*의 평균은 0.065(중위수는 0.035)로써 본 연구에 포함된 표본은 약 6.5% 수준의 타인자본비용을 부담하는 것으로 나타난다.[4] *EDR*의 평균은 0.001, 중위수는 −0.004로 나타나는데 *EDR*이 식 (1)의 잔차를 활용하여 계산된다는 점을 감안하면 변수의 측정이 적절하게 된 것으로 판단된다. *LEVR*의 평균은 약 43%, *INTCOV*의 평균은 약 14%, *LR*의 평균은 약 245%로써 본 연구에 포함된 표본은 비교적 안정적인 재무상태를 가지고 있는 것으로 나타난다. 한편, 4대 회계법인에게 감사받은 표본은 약 37%, 한국거래소 유가증권시장에 상장된 표본은 약 37% 수준으로 나타난다.

〈Table 2〉 기술통계량

| 변수명 | No. | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | Q1 | Q3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *COD* | 7,751 | 0.065 | 0.035 | 0.134 | 0.024 | 0.054 |
| *EDR* | 7,751 | 0.001 | −0.004 | 0.070 | −0.036 | 0.030 |
| *lnSIZE* | 7,751 | 26.234 | 25.966 | 1.426 | 25.253 | 26.965 |
| *LEVR* | 7,751 | 0.431 | 0.430 | 0.199 | 0.274 | 0.580 |
| *BTOM* | 7,751 | 1.114 | 0.836 | 0.933 | 0.451 | 1.489 |

4) 평균값을 기준으로 선행연구의 수치인 6.9%(이아영 등 2008), 6.1%(이상철 2011), 6.6%(심재연과 전홍민 2023)과 유사한 수준으로 나타난다.

<Table 2> 기술통계량 (계속)

| 변수명 | No. | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | Q1 | Q3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| *ROA* | 7,751 | 0.003 | 0.020 | 0.123 | −0.025 | 0.059 |
| *INTCOV* | 7,751 | 0.143 | 0.050 | 1.087 | −0.011 | 0.248 |
| *LR* | 7,751 | 2.453 | 1.570 | 2.709 | 1.045 | 2.673 |
| *OCF* | 7,751 | 0.035 | 0.039 | 0.087 | −0.008 | 0.084 |
| *PPE* | 7,751 | 0.300 | 0.288 | 0.185 | 0.151 | 0.430 |
| *VOL* | 7,751 | 0.479 | 0.444 | 0.210 | 0.325 | 0.608 |
| *BIG4* | 7,751 | 0.369 | 0.000 | 0.483 | 0.000 | 1.000 |
| *KOSPI* | 7,751 | 0.371 | 0.000 | 0.483 | 0.000 | 1.000 |

1) 변수의 정의

*COD* : 이자비용/이자부부채 ;
*EDR* : Konchitchki et al.(2016)의 이익하방위험 측정치 ;
*lnSIZE* : 총자산의 자연로그값 ;
*LEVR* : 총부채/총자산 ;
*BTOM* : 총자본의 장부가치/총자본의 시장가치 ;
*ROA* : 당기순이익/기초총자산 ;
*INTCOV* : 영업이익/이자비용 ;
*LR* : 유동자산/유동부채 ;
*OCF* : 영업활동으로 인한 현금흐름/총자산 ;
*PPE* : 유형자산/총자산 ;
*VOL* : 1년간 주가변동성 ;
*BIG4* : 4대 회계법인이 회계감사를 수행한 기업−연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수 ;
*KOSPI* : 유가증권시장에 상장된 기업−연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수.

## 2. 상관관계 분석

본 연구에서 사용된 변수들 간 상관관계를 분석한 결과는 <Table 3>에서 제시한다. 대각선 기준 위쪽에 기술된 상관관계 분석 결과는 스피어만(Spearman) 상관관계계수, 대각선 아래쪽에 기술된 상관관계 분석 결과는 피어슨(Pearson) 상관관계계수를 활용한 결과이다. 두 가지 상관관계계수 모두 *COD*와 *EDR* 간 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 제시하고 있어 본 연구의 첫 번째 가설을 지지하는 것으로 나타난다. 그러나 대부분의 변수들 간 통계적으로 유의한 관련성을 보여주고 있어 다음 절에서 해당 변수들을 통제모형으로 포함하여 회귀분석을 실시한 후 이익하방위험과 타인자본비용 간 관련성을 분석한다.

<Table 3> 상관관계 분석

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 *COD* | | 0.140* | −0.213* | 0.057* | −0.163* | −0.240* | −0.068* | −0.043* | −0.081* | −0.231* | 0.146* | −0.096* | −0.125* |
| 2 *EDR* | 0.096* | | −0.055* | 0.209* | −0.073* | −0.580* | −0.129* | −0.175* | −0.308* | 0.012 | 0.083* | 0.041* | 0.068* |
| 3 *lnSIZE* | −0.135* | −0.082* | | 0.218* | 0.479* | 0.238* | 0.261* | −0.230* | 0.212* | 0.159* | −0.281* | 0.410* | 0.548* |
| 4 *LEVR* | −0.145* | 0.199* | 0.226* | | −0.016 | −0.326* | 0.215* | −0.789* | −0.161* | 0.193* | 0.065* | 0.092* | 0.145* |
| 5 *BTOM* | −0.084* | −0.076* | 0.467* | 0.010 | | 0.102* | 0.230* | −0.079* | 0.082* | 0.125* | −0.381* | 0.159* | 0.318* |
| 6 *ROA* | −0.105* | −0.654* | 0.247* | −0.265* | 0.137* | | 0.195* | 0.286* | 0.513* | −0.028* | −0.204* | 0.091* | 0.060* |
| 7 *INTCOV* | −0.019 | −0.046* | 0.063* | 0.059* | 0.080* | 0.061* | | −0.202* | 0.184* | 0.145* | −0.115* | 0.114* | 0.151* |
| 8 *LR* | 0.163* | −0.089* | −0.205* | −0.603* | −0.063* | 0.076* | −0.048* | | 0.107* | −0.350* | −0.025* | −0.077* | −0.169* |
| 9 *OCF* | −0.058* | −0.364* | 0.207* | −0.149* | 0.076* | 0.539* | 0.044* | 0.007 | | 0.130* | −0.125* | 0.115* | 0.055* |
| 10 *PPE* | −0.170* | −0.013 | 0.135* | 0.191* | 0.117* | 0.037* | 0.047* | −0.262* | 0.124* | | −0.092* | 0.055* | 0.157* |
| 11 *VOL* | 0.084* | 0.132* | −0.267* | 0.065* | −0.334* | −0.223* | −0.030* | 0.018 | −0.141* | −0.095* | | −0.219* | −0.214* |
| 12 *BIG4* | −0.051* | 0.001 | 0.449* | 0.092* | 0.166* | 0.099* | 0.030* | −0.098* | 0.105* | 0.046* | −0.207* | | 0.339* |
| 13 *KOSPI* | −0.070* | 0.016 | 0.554* | 0.145* | 0.312* | 0.094* | 0.038* | −0.149* | 0.062* | 0.152* | −0.194* | 0.339* | |

1) 변수의 정의는 <Table 2>를 참조.
2) *는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

## 3. 실증분석

본 연구의 첫 번째 가설에 대해 분석한 결과를 <Table 4>에서 제시한다. 분석 결과, *COD*와 *EDR* 간 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있어 본 연구의 첫 번째 가설을 지지하는 것으로 나타난다.[5] 이러한 결과는 회계적으로 측정된 이익하방위험이 기업에 대한 추가적인 정보를 제공함으로써 기업의 신용위험에 영향을 주어 타인자본비용에 반영되는 것으로 해석할 수 있으며, 이익하방위험 지표가 투자자 입장에서 활용가능하다는 것을 보여준다. 통제변수의 경우 선행연구와 유사하게 *lnSIZE*, *LEVR*, *ROA*는 유의한 음(−)의 관계, *LR*은 유의한 양(+)의 관계를 보여준다. 한편, 앞선 상관관계 분석 결과 변수들 간 대부분 통계적으로 유의한 관련성을 제시하고 있어 다중공선성에 대한 우려가 발생할 수 있다. 이를 완화하기 위해 분산팽창요인(variance inflation factor)을 검증하였으며, 평균 2.14, 최대 1.83의 값으로 나타나 변수들 간 다중공선성에 대한 문제는 없는 것으로 판단된다.

〈Table 4〉 이익하방위험과 타인자본비용의 관련성

| 변수명 | DV=*COD* |
|---|---|
| *Intercept* | 0.242*** |
| | (5.02) |
| *EDR* | 0.151*** |
| | (4.37) |
| *lnSIZE* | −0.006*** |
| | (−3.30) |
| *LEVR* | −0.077*** |
| | (−5.37) |
| *BTOM* | −0.004* |
| | (−1.77) |
| *ROA* | −0.067*** |
| | (−2.83) |
| *INTCOV* | 0.001 |
| | (0.78) |
| *LR* | 0.004*** |
| | (2.81) |

5) 기업지배구조를 고려하기 위해 최대주주 지분율과 외국인투자자 지분율을 통제변수로 포함하여 분석을 재수행한 결과도 유사하게 나타난다(*EDR* 계수값 0.149, t값 4.34).

〈Table 4〉 이익하방위험과 타인자본비용의 관련성 (계속)

| 변수명 | DV=*COD* |
|---|---|
| *OCF* | 0.019<br>(0.66) |
| *PPE* | −0.063***<br>(−5.43) |
| *VOL* | 0.015<br>(1.39) |
| *BIG4* | 0.002<br>(0.38) |
| *KOSPI* | 0.009**<br>(1.96) |
| *INDUSTRY dummy* | *포함* |
| *YEAR dummy* | *포함* |
| No of obs. | 7,751 |
| Adj. R−sq. | 0.079 |

1) 변수의 정의는 <Table 2>를 참조.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
3) 괄호 안의 값은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값을 의미함.

한편, 첫 번째 가설과 관련하여 추가 분석한 결과를 <Table 5>에서 제시한다. 먼저, 첫 번째 열은 고정효과 모형을 이용하여 분석을 재수행한 결과를 보여준다. 분석 결과, 표본별 고정효과를 고려한 이후에도 여전히 *COD*와 *EDR* 간 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있어 <Table 4>의 결과에 대해 강건성을 부여한다. 다음으로, 두 번째 열은 본 연구의 표본기간에 Covid−19 기간이 포함되어 있어 종속변수인 타인자본비용에 영향을 줄 수 있기 때문에 Covid−19 기간을 제외한 2017년부터 2019년까지의 기업−연도만을 활용하여 분석을 재수행한 결과를 보여준다. 분석 결과, 앞선 결과와 유사하게 *COD*와 *EDR* 간 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 나타난다.

<Table 5> 이익하방위험과 타인자본비용의 관련성 (추가분석)

| Variables | DV=*COD* | |
|---|---|---|
| | (1) 고정효과 모형 | (2) Covid 기간 제외 |
| *Intercept* | 0.888*** | 0.185*** |
| | (5.12) | (3.13) |
| *EDR* | 0.138*** | 0.162*** |
| | (4.14) | (3.05) |
| *lnSIZE* | −0.028*** | −0.004* |
| | (−4.15) | (−1.90) |
| *LEVR* | −0.203*** | −0.070*** |
| | (−10.40) | (−4.03) |
| *BTOM* | −0.006 | −0.003 |
| | (−1.42) | (−1.04) |
| *ROA* | −0.010 | −0.039 |
| | (−0.48) | (−0.97) |
| *INTCOV* | 0.001 | 0.000 |
| | (0.48) | (−0.09) |
| *LR* | 0.004*** | 0.003* |
| | (3.54) | (1.71) |
| *OCF* | 0.048** | −0.003 |
| | (2.11) | (−0.07) |
| *PPE* | −0.058** | −0.053*** |
| | (−2.42) | (−4.17) |
| *VOL* | −0.005 | 0.023* |
| | (−0.50) | (1.69) |
| *BIG4* | 0.001 | 0.001 |
| | (0.26) | (0.19) |
| *KOSPI* | − | 0.013*** |
| | − | (2.62) |
| *INDUSTRY dummy* | − | *포함* |
| *YEAR dummy* | *포함* | *포함* |
| No of obs. | 7,751 | 4,304 |
| Adj. R-sq. | 0.050 | 0.066 |

1) 변수의 정의는 <Table 2>를 참조.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

3) 괄호 안의 값은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값을 의미함.

본 연구의 두 번째 가설에 대한 분석결과는 <Table 6>에서 제시한다.

〈Table 6〉 기업의 정보환경에 따른 이익하방위험과 타인자본비용의 관련성

| Variables | DV=*COD* | |
|---|---|---|
| | (1) 유가증권시장 | (2) 코스닥시장 |
| *Intercept* | 0.148** | 0.335*** |
| | (2.30) | (4.42) |
| *EDR* | 0.080 | 0.171*** |
| | (1.02) | (4.55) |
| *lnSIZE* | −0.003 | −0.010*** |
| | (−1.28) | (−3.27) |
| *LEVR* | −0.046* | −0.088*** |
| | (−1.84) | (−5.13) |
| *BTOM* | −0.005 | −0.003 |
| | (−1.53) | (−0.72) |
| *ROA* | −0.110** | −0.052* |
| | (−2.01) | (−1.94) |
| *INTCOV* | −0.002* | 0.003 |
| | (−1.74) | (1.53) |
| *LR* | 0.008*** | 0.002 |
| | (3.10) | (1.60) |
| *OCF* | 0.041 | 0.017 |
| | (0.97) | (0.46) |
| *PPE* | −0.043** | −0.073*** |
| | (−2.25) | (−4.70) |
| *VOL* | 0.017 | 0.014 |
| | (0.89) | (1.08) |
| *BIG4* | −0.002 | 0.005 |
| | (−0.34) | (0.89) |
| *INDUSTRY dummy* | *포함* | *포함* |
| *YEAR dummy* | *포함* | *포함* |
| No of obs. | 2,877 | 4,874 |
| Adj. R-sq. | 0.079 | 0.080 |

1) 변수의 정의는 <Table 2>를 참조.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

3) 괄호 안의 값은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값을 의미함.

유가증권시장에 비하여 코스닥시장의 정보불균형이 높다는 선행연구(김태규와 김인중 2017)를 바탕으로 유가증권시장 상장 그룹과 코스닥시장 상장 그룹으로 표본을 나누어 각각 분석을 재수행한다. 첫 번째 열은 유가증권시장 상장 그룹에 대한 분석 결과이며, 두 번째 열은 코스닥시장 상장 그룹에 대한 분석 결과이다. 분석 결과, 두 번째 열에서만 *COD*와 *EDR* 간 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있어 본 연구의 두 번째 가설을 지지하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 상대적으로 정보불균형이 높은 코스닥시장의 경우 이익하방위험 지표가 채권자에게 기업의 신용위험과 같은 추가적인 정보를 제공함으로써 타인자본비용과 관련성이 있는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 본 연구에서 기업의 정보환경을 유가증권시장과 코스닥시장 상장 여부로만 구분하여 분석을 수행하였기 때문에 그 해석에 주의할 필요가 있다. 한편, 앞선 첫 번째 가설에 대한 분석과 유사하게 분산팽창요인(variance inflation factor)을 검증한 결과, 평균 2.18~2.69, 최대 1.64~2.02의 값으로 나타나 변수들 간 다중공선성에 대한 문제는 없는 것으로 판단된다.

## 4. 강건성 분석

앞서 제시한 <Table 4>의 분석 결과가 내생성으로 인한 것이라는 우려가 발생할 수 있다. 따라서 본 절에서는 성향점수매칭(propensity score matching) 방법을 활용하여 분석에 사용되는 표본을 재구성한 후, 재구성된 표본만을 활용하여 분석을 재수행함으로써 내생성에 대한 우려를 완화하고자 한다. 구체적으로, 이익하방위험을 10분위[6]로 구분한 후 가장 높은 분위에 속한 표본 그룹과 그 외 분위에 속한 표본 그룹으로 표본을 구분한다. 이후 그룹 간 t-검정을 통해 그룹 간 차이가 발생하는 변수를 확인한 후, 해당 변수를 활용하여 프로빗(probit) 모형을 통해 성향점수를 산정한다. 성향점수를 산정한 후 이익하방위험이 가장 높은 분위에 속한 표본 하나에 대해 성향점수가 가장 비슷한 그 외 분위에 속한 표본을 일대일로 매칭한다. 마지막으로, 매칭된 표본만을 이용하여 분석을 재수행한다. 성향점수매칭 이후 분석을 재수행한 결과를 <Table 7>에서 제시한다.

<Table 7>의 Panel A에서는 성향점수 산정을 위해 그룹 간 차이가 나타나는 변수를 확인하는 과정을 제시한다. 성향점수매칭 이후 *ROA*, *OCF*, *VOL*을 제외한 모든 변수는 차이가 사라지는 것으로 나타난다. 또한 *ROA*, *OCF*, *VOL*의 경우에도 그 차이가 평균적으로 약 72% 줄어들었으며, <Table 7>의 Panel B 분석 결과에서 *COD*와 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있어 성향점수매칭이 적절히 이루어진 것으로 판단된다. <Table 7>의 Panel B에서는 성향점

6) 이익하방위험 외 다른 변수들에 대한 영향을 최대한 줄인 후 이익하방위험이 높을수록 타인자본비용이 높아진다는 관련성을 분석하고자 성향점수매칭을 수행한다. 이익하방위험이 잔차항을 기반으로 측정되기 때문에 높은 분위수를 사용하여 이익하방위험의 정도가 높은 표본을 구분하고자 한다. 10분위가 아닌 20분위를 적용한 경우에도 그 결과가 유사하게 나타난다.

수매칭을 수행한 표본만을 활용하여 분석을 재수행한 결과를 제시한다. 분석 결과, 앞선 분석과 동일하게 *COD*와 *EDR* 간 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있어 내생성에 대한 우려를 완화하며 <Table 4>의 결과에 대해 강건성을 부여한다.

〈Table 7〉 성향점수매칭

Panel A : 성향점수매칭 전후 t-검정

| | Before matching | | | After matching | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *EDR10분위* (N=775) | *그 외* (N=6,976) | Diff. | *EDR10분위* (N=775) | *그 외* (N=775) | Diff. |
| *lnSIZE* | 25.385 | 26.329 | −0.944*** | 25.385 | 25.474 | −0.090 |
| *LEVR* | 0.502 | 0.423 | 0.079*** | 0.502 | 0.495 | 0.007 |
| *BTOM* | 0.608 | 1.170 | −0.562*** | 0.608 | 0.631 | −0.023 |
| *ROA* | −0.198 | 0.025 | −0.223*** | −0.198 | −0.118 | −0.079*** |
| *INTCOV* | −0.087 | 0.169 | −0.256*** | −0.087 | −0.081 | −0.006 |
| *LR* | 2.151 | 2.486 | −0.335*** | 2.151 | 2.158 | −0.007 |
| *OCF* | −0.049 | 0.044 | −0.093*** | −0.049 | −0.028 | −0.021*** |
| *PPE* | 0.245 | 0.306 | −0.061*** | 0.245 | 0.256 | −0.011 |
| *VOL* | 0.583 | 0.468 | 0.115*** | 0.583 | 0.555 | 0.028** |
| *BIG4* | 0.267 | 0.380 | −0.113*** | 0.267 | 0.262 | 0.005 |
| *KOSPI* | 0.228 | 0.387 | −0.159*** | 0.228 | 0.231 | −0.003 |

Panel B : 성향점수매칭 이후 이익하방위험과 타인자본비용의 관련성

| Variables | DV=*COD* |
|---|---|
| *Intercept* | 0.525*** |
| | (4.09) |
| *EDR* | 0.233*** |
| | (4.47) |
| *lnSIZE* | −0.012** |
| | (−2.44) |
| *LEVR* | −0.205*** |
| | (−7.35) |
| *BTOM* | −0.030*** |
| | (−2.85) |
| *ROA* | −0.024 |
| | (−0.61) |
| *INTCOV* | −0.002 |
| | (−0.63) |

〈Table 7〉 성향점수매칭 (계속)

| Variables | DV=*COD* |
|---|---|
| *LR* | 0.002<br>(0.59) |
| *OCF* | −0.044<br>(−0.76) |
| *PPE* | −0.092***<br>(−4.04) |
| *VOL* | 0.006<br>(0.26) |
| *BIG4* | 0.003<br>(0.25) |
| *KOSPI* | 0.040***<br>(3.28) |
| *INDUSTRY dummy* | *포함* |
| *YEAR dummy* | *포함* |
| No of obs. | 1,550 |
| Adj. R−sq. | 0.133 |

1) 변수의 정의는 <Table 2>를 참조.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
3) 괄호 안의 값은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 회귀계수의 통계적 유의성을 나타내는 t값을 의미함.

# Ⅴ. 결 론

본 연구는 회계정보를 기반으로 측정된 이익하방위험(EDR)이 기업의 타인자본비용에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. EDR은 손실 가능성에 보다 민감한 채권자들의 위험 인식을 반영할 수 있는 회계 기반 지표로서, 기존의 대칭적 위험 측정치들이 포착하지 못하는 정보를 제공할 수 있다.

분석 결과, EDR이 높은 기업일수록 타인자본비용이 유의하게 높은 것으로 나타났으며, 이는 회계정보 기반의 하방 위험 지표가 채권자의 위험 평가에 실질적인 영향을 미친다는 점을 시사한다. 특히, 정보비대칭성이 심한 코스닥시장에서 이러한 관계가 더 뚜렷하게 나타났으며, 이는 정보환경이 열악한 상황에서 회계정보의 역할이 더욱 중요해질 수 있음을 보여준다. 이러한 결과는 회계정보가 단지 주식 투자자뿐 아니라 채권자에게도 중요한 위험 정보를 제공할 수 있다는 점에서, 회계정보의 유용성과 확장 가능성을 확인시켜 준다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 공헌이 있다. 첫째, 기존 연구들이 주로 주식시장에서의 EDR 효과에 집중한 반면 본 연구는 채권시장으로 분석 대상을 확장하였으며 회계정보와 채권시장 간 연결고리를 이론적·실증적으로 강화하였다. 둘째, 포스트 코로나 시대 대내외 불확실성이 구조적으로 상존하는 환경에서 불확실성 관련 회계지표의 정보유용성을 실증적으로 검증하였다.

## 참고문헌


고영우・이세철. 2012. “정보비대칭과 타인자본비용의 관계 연구”. 국제회계연구 제43권 : 41－64.

김태규・김인중. 2017. “정보비대칭이 기업의 배당정책에 미치는 영향 : 자본조달순서이론과 신호효과를 중심으로”. 재무관리연구 제34권 제4호 : 63－84.

박희진・신호영・고종권. 2014. “이익투명성 및 정보비대칭과 자기자본비용”. 회계저널 제23권 제4호 : 43－78.

심재연・전홍민. 2023. “회계감리지적여부가 기업의 타인자본비용에 미치는 영향 : 회계감리지적사항 및 조치를 중심으로”. 회계저널 제32권 제4호 : 163－191.

이상철. 2011. “공시품질과 타인자본비용의 관련성에 대한 연구”. 회계저널 제20권 제4호 : 1－34.

이아영・전성빈・박상수. 2008. “불성실공시가 타인자본비용에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제1호 : 127－158.

이혜미. 2020. “이익하방위험이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향”. 회계저널 제29권 제2호 : 49－85.

차정화・심원미. 2022. “제조업 기업의 투자부동산 보유가 이익하방위험에 미치는 영향 : 외국인 투자자의 역할”. 세무회계연구 제72권 : 113－137.

Bellucci, A., A. Borisov, G. Giombini, G., and A. Zazzaro. 2023. Information asymmetry, external certification, and the cost of bank debt. *Journal of Corporate Finance* 78 : 102336.

Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder. 2008. Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review* 83(1) : 1－28.

Chang, K., Y. S. Kim, Y. Li, and J. C. Park. 2022. Labor unions and real earnings management. *Journal of Corporate Finance* 75 : 102242.

Chiou, C. L., P. G. Shu. 2017. Overvaluation and the cost of bank debt. *International Review of Economics & Finance* 48 : 235－254.

Datta, S., and U. Dhillon. 1993. Bond and stock market response to unexpected earnings announcements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28 : 565－577.

DeAngelo, H., and L. DeAngelo. 1991. Union negotiations and corporate policy : A study of labor concessions in the domestic steel industry during the 1980s. *Journal of financial Economics* 30(1) : 3－43.

Derrien, F., A. Kecskés, and S. A. Mansi. 2016. Information asymmetry, the cost of debt, and credit events : Evidence from quasi－random analyst disappearances. *Journal of Corporate Finance* 39 : 295－311.

Edmonds, C. T., J. E. Edmonds, and J. J. Maher. 2011. The impact of meeting or beating analysts' operating cash flow forecasts on a firm's cost of debt. *Advances in Accounting* 27(2) : 242－255.

Fisher, P. E., and R. E. Verrecchia. 1997. The effect of limited liability on the market response to disclosure. *Contemporary Accounting Research* 14(3) : 515－541.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39(2) : 295－327.

Givoly, D., C. Hayn, and S. Katz. 2017. The changing relevance of accounting information to debtholders over time. *Review of Accounting Studies* 22(1) : 64－108.

Hamm, S. J., B. Jung, and W. J. Lee. 2018. Labor unions and income smoothing. *Contemporary Accounting Research* 35(3) : 1201－1228.

Hilary, G. 2006. Organized labor and information asymmetry in the financial markets. *Review of Accounting Studies* 11(4) : 525－548.

Huang, W., Y. Luo, and C. Zhang. 2022. Accounting－based downside risk and stock price crash risk : Evidence from China. *Finance Research Letters* 45 : 102152.

Itzkowitz, J. 2015. Buyers as stakeholders : How relationships affect suppliers' financial constraints. *Journal of Corporate Finance* 31 : 54－66.

Jensen, M. C., and C. W. Smith. 1984. *The theory of corporate finance : A historical overview*. SSRN.

Konchitchki, Y., Y. Luo, M. L. Ma, and F. Wu. 2016. Accounting－based downside risk, cost of capital, and the macroeconomy. *Review of Accounting Studies* 21 : 1－36.

Khurana, I., and K. Raman. 2003. Are fundamentals priced in the bond market? *Contemporary Accounting Research* 20 : 495－494.

Luo, Y., X. Wang, C. Zhang, and W. Huang. 2021. Accounting－based downside risk and expected stock returns : Evidence from China. *International Review of Financial Analysis* 78 : 101920.

Merton, R. C. 1974. On the pricing of corporate debt : The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance* 29(2) : 449－470.

Plummer, C. E., and S. Y. Tse. 1999. The effect of limited liability on the informativeness of earnings : Evidence from the stock and bond markets. *Contemporary Accounting Research* 16(3) : 541－574.

Prevost, A. K., R. P. Rao, and C. J. Skousen. 2008. Earnings management and the cost of debt. Working Paper.

Qi, C. Z., K. R. Subramanyam, and J. Zhang. 2010. Accrual quality, bond liquidity, and cost

of debt. Working Paper.

Sengupta, P. 1998. Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review* 73(4) : 459－474.

Sun, Z., G. Yang, and H. Bai. 2023. The spillover effect of customers' financial risk on suppliers' conservative reporting : Evidence from China. *International Review of Financial Analysis* 87 : 102576.

Ziebart, D., and S. Reiter. 1992. Bond ratings, bond yields and financial information. *Contemporary Accounting Research* 9 : 252－282.

# Earnings Downside Risk and Cost of Debt Capital*

Sungmin Jeon** · Sang Hyuk Lee***

<Abstract>

This study examines the association of accounting–based earnings downside risk (EDR) and firms' cost of debt capital. Unlike traditional risk measures that assume a symmetric distribution of earnings, EDR focuses on the likelihood of downside losses, thereby offering a more realistic reflection of investors' risk perceptions. Creditors, in particular, are exposed only to downside risk, as they do not benefit from upside gains but bear losses when firms fail to meet their interest and principal obligations. Accordingly, this study investigates whether EDR derived from accounting earnings serves as a useful indicator for creditors in assessing firm risk. Using a sample of listed Korean firms from 2017 to 2021, the results show that firms with higher EDR face significantly higher costs of debt capital. This association is especially pronounced in the KOSDAQ market, where information asymmetry is more severe, suggesting that EDR provides valuable risk signals to creditors in poor information environments. The findings highlight the relevance of accounting–based risk measures in the debt market and extend the role of accounting information.

<Key words> Earnings downside risk, Cost of debt capital, Information asymmetry

* This research was financially supported by Hansung University.

** Assistant Professor, School of Business Administration, Chonnam National University, sungmin.jeon@jnu.ac.kr, First Author

*** Assistant Professor, School of Social Science, Hansung University, tkdqur@hansung.ac.kr, Corresponding Author