

# Does Short Selling Regulate Insider Trading?\*

**Hyun Han Shin**, *Professor, Yonsei University*

**Pyung Sig Yoon\*\***, *Emeritus Professor, Chungnam National University*

## 〈Abstract〉

This study investigates the impact of short selling on the relationship between the insider net buying ratio and excess returns, as well as on insider selling volume. The research period is divided into three distinct phases: short selling allowed, short selling banned, and partial short selling. The two primary findings of the analysis are as follows. First, the profitability of insider trading, assessed through the relationship between the insider net buying ratio and excess returns, is impacted positively when short selling is banned and negatively when it is permitted. Second, the insider selling volume significantly increases following short selling bans and decreases when the same is allowed. These results suggest that short sellers function as a market discipline mechanism, regulating both the profitability and volume of insider trading. This indicates that short selling regulations wield a substantial influence on the behavior and profitability of insider trading.

*Keywords:* Short selling; Insider trading; Insider trading profitability; Short selling regulation; Market discipline

*JEL Classification:* G14, G32, G38

---

\* We thank FnGuide for providing the insider trading data for this study. We are grateful to anonymous referees for their helpful comments. This study was supported by the Yonsei University Research Fund of 2023 (University Record # 2023-22-0192).

\*\* Corresponding Author, Address: Chungnam National University, School of Business, 99 Daehak-ro, Yuseong-gu, Daejeon, Korea 34134; E-mail: psyoon@cnu.ac.kr; Tel: +82-42-821-5531; Fax: +82-42-821-8718.

Received: May 23, 2024; Revised: July 19, 2024; Accepted: August 1, 2024

## 공매도가 내부자거래를 규율하는가?\*

신 현 한 (연세대학교 교수)

윤 평 식 (충남대학교 명예교수)\*\*

### 〈 요약 〉

본 연구는 연구기간을 공매도 허용기간, 공매도 금지기간, 그리고 공매도 부분허용기간으로 구분하여, 공매도가 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성 및 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 분석한다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 내부자거래의 수익성을 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성을 기준으로 판단한 결과, 공매도 금지는 내부자거래의 수익성을 증가시키고 공매도 허용은 내부자거래의 수익성을 감소시킨다. 둘째, 공매도 금지 후 내부자 매도거래량이 증가하고 공매도 허용 후 내부자 매도거래량이 감소한다는 결과가 대체로 성립한다. 요약하면, 공매도자는 내부자거래의 수익성과 거래량을 감소시킴으로써 내부자거래를 억제하는 시장규율 메커니즘 기능을 수행하므로 공매도 규제는 내부자 거래행태와 수익성에 유의적인 영향을 미친다.

핵심 단어 : 공매도, 내부자거래, 공매도 규제, 내부자거래 수익성, 시장규율

JEL 분류기호: G14, G32, G38

\* 내부자거래 자료를 제공해 준 FnGuide에 감사드립니다. 본 논문에 대해 유익한 조언을 해 주신 익명의 심사자님께 감사의 말씀을 드립니다. 이 논문은 2024년도 연세대학교 연구비의 지원을 받아 수행된 것임(교내 과제번호 2023-22-0192).

\*\* 연락담당 저자. 주소: 대전광역시 유성구 대학로 99, 충남대학교 경상대학 경영학부, 34134;  
E-mail: psyoon@cnu.ac.kr; Tel: 042-821-5531; Fax: 042-821-8718.

## 1. 서론

2019년말 발생한 코로나19는 우리의 생활방식뿐만 아니라 금융시장에 큰 영향을 미쳤다. 각국의 금융당국이 금융시장의 안정을 위해 취한 조치는 아무 조치도 취하지 않은 국가부터 극단적으로 공매도를 전면 금지하는 국가까지 그 범위가 다양하다. 특히 우리나라는 코로나19 발생 이후 공매도를 상당한 기간 금지하는 극단적인 정책을 취하였다. 이후 주가가 60% 이상 상승하지만 정부가 강경한 공매도금지 정책을 계속 유지하자, 외국인이 한국에 대한 투자를 미루었으며 기관투자자도 리스크관리에 많은 어려움을 겪게 되었고,<sup>1)</sup> 결국 금융당국은 2021년 5월 3일부터 일부 기업(코스피200과 코스닥150 소속 기업)에 한해 공매도를 허용하였다. 그러나 공매도 일부 허용에 대해서도 개인투자자의 반대가 계속되자 정부는 공매도 불공정 문제를 해결한다는 목적에서 2023년 11월 6일부터 다시 공매도를 전면 금지하였다.

국내 금융시장은 비금융주의 경우 2008.10.1~2009.5.31과 2011.8.10~2011.11.9 기간에 그리고 금융주의 경우 2008.10.1~2013.11.13 기간에 공매도가 금지되었다. 그리고 이번 코로나19 위기로 공매도가 2020.3.16~2021.5.2 기간에 금지되었고, 이후 2021.5.3~2023.11.5 기간의 부분 금지를 거쳐, 2023.11.6~2025.3.30 기간에 전면 금지되었다.<sup>2)3)</sup> 어떤 선진 자본시장보다 우리 시장에서 공매도가 가장 장기간 금지되어, 공매도가 내부자거래에 미치는 영향을 분석할 수 있는 좋은 환경이 조성되었음에도 아직까지 이에 관한 연구는 국내에서 보고된 바가 없다. 국내 연구는 주로 공매도 금지 및 허용이 유동성, 변동성, 수익률에 미치는 영향에 제한되어 있다. FSA(2009)는 공매도 금지 및 제한 조치는 유동성 감소와 변동성 확대 등의 부작용이 수반되므로 공매도가 최소한의 기간으로 제한되어야 한다고 제안한다(Song, 2021). Choe and Lee(2012)는 공매도 금지표본에 비해 공매도 제한표본에서 일별 유동성이 더 나빠지고, 일중 변동성이 더 커졌으며, 공매도의 부정적인 정보성이 더욱 증폭되었다고 보고한다.<sup>4)</sup> Kim and Seo(2015)는 공매도 금지조치가 의견불일치와 수익률간의 관계에 미치는 영향에 대하여 분석하였으며 공매도 금지조치로 의견불일치가 큰 종목이 과대평가된다고 보고한다.<sup>5)</sup>

---

1) 블룸버그통신은 공매도 금지가 한국 주식시장의 버블을 키우고 있으며 이로 인해 외국 기관투자자들이 한국에 대한 투자를 미룬다고 보도했다(뉴스코리아, 2020.9.29.).

2) 공매도 금지는 2020.9.15일에 종료 예정이었으나 이후 2차례 연장되어 2021.5.3일 부분적으로 해제되었다. 이후 2023.11.6일부터 다시 공매도가 전면적으로 금지되었으며, 2024년 7월말 현재 2025.3.30일까지 금지가 확정되어 있다.

3) 주요 선진국의 경우 코로나19 위기로 공매도를 금지한 국가는 프랑스, 이탈리아, 벨기에, 그리스, 스페인, 오스트리아 정도이며 이들 국가 모두 2020.5.18일에 일괄 종료하였다(프랑스, 이탈리아, 벨기에의 경우 시가총액 상위 소수 종목에 한해 금지 조치함).

4) Choe and Lee(2012)는 2008년 글로벌 금융위기 후 단행됐던 공매도 규제 시기를 대상으로 주식워런트증권(ELW) 및 개별주식선물이 존재해 공매도 포지션을 합성할 수 있었던 종목을 ‘공매도 제한표본’으로, 그렇지 않은 종목을 ‘공매도 금지표본’으로 분류한다.

5) 이외에도, Ju et al.(2014)은 금융주를 대상으로 공매도금지 해제 공시일(2013.11.13)을 전후하여 주가와 거래량 변화를 분석한다.

## 공매도가 내부자거래를 규율하는가?

내부자가 사적 정보(private information)를 보유하므로 외부 투자자와 비교하면 정보 우위에 있으며 그들이 이런 정보를 이용하여 초과수익률을 실현한다는 사실은 여러 연구에서 확인되었다(Seyhun, 1986; Meulbroek, 1992; Lakonishok and Lee, 2001; Cohen et al., 2012). 내부정보를 이용한 내부자거래는 불공정거래이므로 금융당국은 불공정 내부자거래를 모니터링하고 규제한다. 또한 기업도 자발적으로 내부자거래를 제한하는 내부규정을 정하기도 한다. 예를 들어, 지배구조가 좋은 기업은 자체적으로 내부자거래를 제한하는 규정을 두기도 하고 자본시장으로부터 지배구조의 수준에 적절한 행동을 하도록 무언의 압력을 받기도 하는데, 이 경우 내부자거래의 수익성은 제약조건이 없는 기업에 비하여 크게 감소한다(Bettis, Coles, and Lemmon, 2000; Jagolinzer, Larcker, and Taylor, 2011; Skaife et al., 2013; Yoon, 2013).

정부가 법 규정을 통하여 그리고 기업이 자발적으로 내부자거래를 규제하기도 하지만, 시장 자체에서 내부자거래를 제한하는 기능이 생성되기도 한다(Chen et al., 2022). Boehmer et al.(2010)은 공매도자가 사적 정보를 보유하여 과대평가된 주식을 구별할 수 있으므로 공매도가 시장에 중요한 정보를 전달한다고 보고한다. 공매도가 정보거래라는 증거는 여러 연구에서 보고된다(Boehmer et al., 2008; Cohen et al., 2007; Woo and Kim, 2019, 2023). Woo and Kim(2019)은 공매도 건별 평균 수익률이 11.58%라고 보고하며, Woo and Kim(2023)은 개인투자자와 달리 외국인투자자와 기관투자자의 거래가 정보거래라는 증거를 제시한다. 공매도는 가격발견기능 강화, 유동성 제공, 리스크관리 수단 등 여러 순기능을 수행하는 것 이외에도 공매도는 내부자거래의 수익성을 제한하는 시장규율(market discipline) 기능을 수행할 수 있다. 내부자와 공매도자는 부정적 정보에 대해 경쟁관계에 있다(Massa, et al., 2015). 만약 공매도자가 부정적 정보를 이용하여 거래하면 정보비대칭이 감소하고 가격효율성이 증대된다. 그리고 공매도는 경영자에게 더 많은 정보를 공시하도록 유도하고 이익조정을 제한하는 효과가 있다(Chen et al., 2020; Fang et al., 2016).

따라서 공매도 금지가 해제되면 내부자의 정보우위성이 타격을 받게 되어 수익성이 감소할 수 있다. 또한 공매도가 허용되면 추가효율성이 좋아지므로 가치평가오류(misvaluation)가 감소하며, 증가한 공시정보와 감소한 이익조정도 시장에서의 정보비대칭을 완화하여 내부자거래의 수익성을 감소시킬 수 있다.<sup>6)</sup> 이처럼 공매도가 내부자거래의 수익성을 감소시킬 수 있다면 이는 공매도가 내부자거래를 규율하는 기능을 수행한다는 의미가 된다.

미국 증권거래위원회(SEC)는 Russell3000지수의 구성종목 중에서 대략 3분의 1에 해당되는 주식을 무작위로 선정하고 공매도의 제약조건을 완화하여(업틱룰 미적용) 공매도 포지션을 보다 용이하게 취할 수 있도록 조치하는 프로그램(이를 Regulation SHO로 부름)을 한시적으로

---

6) 반대의 설명도 가능하다. 내부자가 매도거래를 통해 이익을 실현할 수 있지만 내부자 매도거래는 추가하락을 야기하므로 내부자가 거래 후에도 여전히 높은 지분율을 유지하고 있으면 결과적으로 내부자의 부는 감소하게 된다. 따라서 내부자는 공매도가 가능한 상황에서 매도거래를 줄일 유인이 있는데 그럼에도 불구하고 매도거래를 한다는 것은 비용을 상쇄시킬 수 있는 충분한 이익을 얻을 수 있기 때문이다. 즉, 공매도 금지 해제는 매도거래를 감소시키고 매도거래의 수익성을 증가시킬 것으로 예측된다(Wang et al., 2022).

운영하였다. 이 파일럿프로그램은 2005년 5월 2일부터 2007년 7월 6일까지 진행되었다. 이를 대상으로 진행된 연구에 의하면, 공매도 제약조건이 완화된 파일럿기업(pilot firms)의 경우 프로그램 동안 통제기업에 비하여 상대적으로 공매도가 증가하였음을 보고한다(Grullon et al., 2015). Wang et al.(2022)은 공매도의 위협이 내부자 매도거래량을 감소시키지만, 개별 내부자매도의 수익성을 증가시킨다고(수익률이 더 부정적이라고) 보고한다, 이와 반대로, Chen et al.(2022)은 공매도 제약조건이 완화된 기업의 경우 내부자거래 수익성이 유의적으로 감소한다고 보고한다. 상반되는 결과를 보고하는 두 연구의 차이점은 Wang et al.(2022)은 내부자 매도거래만을 분석한 반면에, Chen et al.(2022)은 모든 내부자거래를 포함하여 분석하였다는 점이다.

2020년 2월 기준 우리나라 공매도 거래비중은 유가증권시장 6.7%, 코스닥시장 2.4%로, 과거 5년 평균 수준보다 상승하였지만 선진국과 비교하면 아직 낮은 수준이다. 예를 들어, 일본의 경우 2018년 이후 공매도 거래량은 40%를 상회하며 미국도 이와 비슷한 수준으로 추정된다(Song, 2021).<sup>7)</sup> 우리 시장의 경우 공매도 거래비중이 작으므로 공매도 금지 및 허용 조치가 미치는 영향은 주요 선진국과 비교하여 상대적으로 크지 않을 것으로 판단된다. 이런 불리한 상황에도 불구하고, 우리 자본시장이 공매도 금지조치를 1년 이상 유지하며 일부 기업에 한해 공매도를 허용하고 나머지 기업에 대해서는 공매도 금지를 유지하고 있었던 것은 외국 자본시장의 공매도 정책과 비교하여 이례적이지만 이는 오히려 공매도 금지 및 허용이 내부자거래의 수익성에 미치는 영향을 분석할 수 있는 귀한 기회를 제공하기도 한다.

공매도가 주요 선진국과 비교하여 우리나라에서 엄격하게 규제된 이유는 우리 금융시장의 특수성 때문으로 이해된다. 첫째, 우리나라에서 개인투자자의 비중은 약 70%이고, 이는 미국(20% 이내), 일본(20% 내외), 유럽의 주요국가(10% 이내, 이탈리아와 노르웨이 제외)와 비교하면 매우 높은 편이다. 둘째, 우리 주식시장은 상대적으로 변동성이 매우 큰데, 이는 시장 참여자의 심리가 급격하게 변할 수 있으며 외부 충격에 민감하게 반응할 가능성이 높음을 의미한다. 셋째, 개인투자자는 기관투자자 및 외국인과 비교하여 공매도 조건이 불리하고, 공매도가 기업가치에 부정적인 영향을 미친다는 인식이 매우 강하며, 정부의 정책 결정에 큰 영향을 미친다. 넷째, 정부의 공매도 금지 조치는 유동성과 장기 효율성에 초점을 맞추기보다는 개인투자자를 보호하고 시장의 단기 안정성을 유지하기 위한 수단으로 활용된다. 이런 특수한 사정으로 인해 우리의 공매도 금지는 주요 선진국의 정책과 비교하면 적용범위와 적용기간 측면에서 매우 극단적인 것이 사실이다.

본 연구는 허용기업과 비허용기업(통제기업)을 이용한 이중차분법(difference-in-difference)을 적용하여 공매도 금지의 부분 해제가 내부자거래의 수익성에 미치는 영향을 분석한다. 그리고 반대로 공매도 금지가 내부자거래의 수익성에 미치는 영향도 함께 분석한다. 이를 위해 공매도 허용기간(2019.1.1~2019.8.31), 공매도 금지기간(2020.3.16~2020.10.31), 그리고 공매도

7) Diether et al.(2009)은 2005년 기준으로 공매도 거래비중을 뉴욕증권거래소 24%, 나스닥 31%로 추정한다.

## 공매도가 내부자거래를 규율하는가?

부분허용기간(2021.5.3~2021.12.31)으로 8개월 단위로 구분하고, 12,224개의 기업-월 표본을 구성하여 분석한다. 내부자거래가 미래 수익률을 예측하는 정확성이 향상되면 내부자거래의 수익성이 증가할 것이고 이로 인해 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성이 유의적으로 증가할 것으로 예상된다. 따라서 공매도가 허용되면 두 변수간 연관성이 감소하고 공매도가 금지되면 증가하는지 여부를 검증하기로 한다. 또한 공매도의 금지와 허용이 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 검증하기 위하여 4개월 단위로 내부자 매도거래량을 분석하며 이를 위해 4,265건의 기업-4개월 표본을 구성한다.

본 연구는 공매도가 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성 및 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 분석하기 위해 두 가지 표본을 따로 구성하였으며 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 내부자거래의 수익성을 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성을 기준으로 판단한 결과, 공매도 금지는 내부자거래의 수익성을 증가시키고 공매도 허용은 내부자거래의 수익성을 감소시킨다. 그리고 이런 수익성의 변화는 회계정보의 질이 낮은 기업과 정보비대칭이 큰 기업에서 보다 뚜렷하게 나타난다. 둘째, 공매도와 내부자 매도거래량간의 관계를 분석한 결과, 공매도 금지 후 내부자 매도거래량이 증가하고 공매도 허용 후 내부자 매도거래량이 감소한다는 결과가 대체로 성립한다(공매도 허용의 경우 허용기업과 통제기업에서 모두 매도거래량이 감소함). 셋째, 국내와 국외의 기관투자자와 법인을 제외하여 내부자를 좁게 정의하면 공매도 금지가 미치는 효과는 그대로 유효하지만 공매도 허용이 미치는 효과는 크게 감소하거나 일부는 성립하지 않게 된다. 요약하면, 공매도 금지는 내부자거래의 수익성과 매도거래량을 증가시키고 반대로 공매도 허용은 내부자거래의 수익성과 매도거래량을 감소시키므로, 공매도는 내부자거래를 규율하는 기능을 수행하며, 공매도 규제는 내부자 거래행태와 수익성에 유의적인 영향을 미친다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 재무이론과 정책수립에 공헌한다. 첫째, 본 연구는 공매도의 순기능으로 알려진 가격발견, 유동성 제공, 리스크관리 수단 기능 이외에 공매도가 내부자거래를 규율하는 기능을 수행한다는 것을 국내 자료를 이용하여 최초로 보고한다. 미국 및 일본과 달리 공매도 거래의 비중이 낮은 우리나라에서 공매도가 시장규율기능을 효과적으로 수행한다는 것은 그만큼 공매도가 내부자거래를 규율하는 기능이 강건하다는 의미이다. 내부자거래가 외부 투자자의 수익률, 기업의 투자와 자금조달 결정, 공시와 이익조정 등에 부정적 영향을 미치므로 감독당국은 이를 규제하기 위하여 많은 노력을 하는데, 공매도가 내부자거래의 유인을 제약하는 시장메커니즘을 제공한다는 것은 재무이론에 공헌하는 바가 크다고 판단된다. 둘째, 공매도 금지조치를 1년 이상 시행한 것은 다른 국가에서 유례를 찾을 수 없는 강력한 조치이므로 본 연구의 결과는 미래에 유사한 상황 발생시 공매도 정책을 어떻게 시행할 것인가에 대하여 중요한 참고자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 일부 선진국들이 2008년 금융위기에서는 공매도 금지를 활용하였으나 이번 코로나19 위기에서는 공매도 금지를 활용하지 않은 것은 공매도 금지의 유용성이 높지 않았음을 암시한다(Song, 2021). 금융시장의 발전을 위해서 감독당국은 공매도 금지라는 극단적인 조치를 사용하기보다는 반대로 공매도를 활성화하여 공매도의 시장규율기능 등을 활용할 필요가 있다고 사료된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서 선행연구를 요약하고, 제3장에서 표본구성과

방법론을 소개하기로 한다. 실증 결과는 제4장에 제시되어 있으며 제5장에서 결론을 도출하기로 한다.

## 2. 기존연구

### 2.1. 내부자거래 관련

내부자거래가 주가 효율성에 공헌하는 측면이 있기도 하지만 여러 채널을 통해 기업의 가치를 감소시킬 수 있다(Chen et al., 2022). 이유는 내부자가 거래를 통해 이익을 얻게 되면 이에 상응하게 외부 투자자는 손해를 보게 되므로 이 리스크에 대한 보상으로 높은 수익률을 요구하고(Kyle, 1985), 내부자거래가 외부 투자자의 수익률을 감소시키므로 외부 투자자는 자금제공을 주저할 수 있어 과소투자(under-investment)가 발생하고(Manove, 1989), 내부자가 자신들의 이익을 위해 기업공시와 이익조정을 전략적으로 이용하기(Zhang and Zhang, 2018) 때문이다.

기업의 재무의사결정 전 내부자거래는 재무의사결정의 공시효과에 대한 정보를 제공하기도 한다. 예를 들어, Shin and Yoon(2023)은 내부자 비거래기업의 유상증자 공시효과와 공시후 장기성과가 거래기업과 비교하여 유의적으로 더 부정적이므로, 내부자거래 부재가 시장에 중요한 정보를 제공한다고 평가한다. 또한 Lim et al.(2015)은 자사주취득 이전의 내부자거래가 기업의 저평가 정도를 포함하여 추가적인 신호전달이 가능하다고 주장한다.

Yoon(2013)은 내부자 매수거래가 매도거래보다 높은 수익률을 얻으며(Jeng, et al., 2003; Lakonishok and Lee, 2001) 지배구조가 좋은 기업의 내부자는 내부자거래를 통해 지배구조가 취약한 기업의 내부자보다 더 작은 초과수익률을 얻는다고 한다.

### 2.2. 공매도 관련

공매도자가 정보보유자이며 그들이 주가 효율성을 증가시킨다는 Diamond and Verrecchia (1987) 논문과 일관적으로, 공매도는 시장에서 중요한 역할을 수행한다. 또한 Miller(1977)는 공매도 제약이 존재하면 부정적 정보가 효율적으로 반영되지 않으므로 자산 가격이 과대평가된다고 주장한다.

Diether et al.(2008)은 공매도자는 주가가 과대평가되었을 때 거래하며 이후 주가가 유의적으로 하락한다고 분석한다. Engelberg et al.(2012)은 공매도자의 정보우위성은 공개정보(public information)를 분석하고 처리하는 능력에서 나온다고 주장한다. Boehmer et al.(2010)은 공매도 거래비중이 높은 주식의 초과수익률이 음이지만 단기적인 데 반해, 공매도 거래비중은 낮지만 활발하게 거래되는 주식의 수익률은 유의적인 양이라고 보고하며, 낮은 공매도 비중과 연관된 긍정적 정보가 주가에 천천히 반영되므로 시장효율성에 대해 의문을 제기한다. Sun and Yin(2017)은 홍콩의 가족기업 자료를 분석한 결과 내부자거래가 공개되기 전에 공매도 거래량이

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

유의적으로 증가하며, 가족 내부자보다 비가족 내부자의 정보효과가 크다고 보고한다.

국내연구로는 공매도의 투자성과(Woo and Kim, 2019; 2023), 과열종목지정제도(Lee, 2020; Kim and Cho, 2021), 공시와 연관된 공매도 패턴(Cho and Park, 2014; Lee and Kim, 2020), 불공정거래 개연성(Kim and Woo, 2019; Kim, 2021)에 관한 연구 등이 있다.

### 2.3. 공매도 규제 완화가 내부자거래 등에 미치는 영향: Regulation SHO 관련 연구

미국 증권거래위원회(SEC)는 Russell3000지수의 구성종목 중에서 대략 3분의 1에 해당되는 주식을 무작위로 선정하고 공매도의 제약조건을 완화하여 2005년 5월 2일부터 2007년 7월 6일까지 공매도 포지션을 보다 용이하게 취할 수 있도록 조치하는 프로그램을 한시적으로 운영하였다. 이 파일럿프로그램(Regulation SHO)을 이용하여 공매도 규제 완화가 미치는 여러 영향에 대한 연구가 진행되었다(Angelis et al., 2013; Fang et al., 2015; Grullon et al., 2015).

Angelis et al.(2013)은 공매도 완화 조치로 인해 커지는 주식의 하방위험(downside risk)은 기업으로 하여금 더 많은 주식옵션을 부여하고 경영권보호조항을 채택하는 효과가 있다고 보고한다. Fang et al.(2015)은 공매도가 이익조정을 제한하며 가격효율성을 상승시킨다고 주장한다. Grullon et al.(2015)은 공매도가 증가하면 가격이 하락하고 특히 소기업은 주식발행과 투자를 줄이므로 공매도가 가격뿐만 아니라 기업의 자금조달과 투자결정에도 영향을 미친다고 보고한다.

공매도 규제 완화가 내부자거래에 미치는 영향은 다음과 같다. Chen et al.(2020)은 규제완화기업은 상대적으로 좋은 뉴스(경영진의 이익예측치가 애널리스트 컨센서스보다 높은 뉴스)의 공시빈도를 늘리는데 이는 공매도자의 행위를 억제하는 효과가 있다고 보고한다. Wang et al.(2022)은 공매도의 위협이 내부자 매도거래량을 감소시키지만 개별 내부자매도의 수익성을 증가시킨다고 보고한다, 이와 반대로, Chen et al.(2022)은 공매도 제약조건이 완화된 기업의 경우 내부자거래 수익성이 유의적으로 감소한다고 보고한다. Massa et al.(2015)에 의하면 공매도자가 존재하면 내부자는 공매도자와 경쟁에서 이기기 위하여 더 많은 주식을 더 빠르게 매도하는 경향이 있는데 이는 공매도자가 내부자의 거래를 가속해 정보의 전달속도를 향상시키는 간접적인 효과가 있다고 한다.

공매도가 내부자거래에 미치는 영향은 외국에서 활발하게 진행되었음에도 불구하고 국내에서 보고된 결과는 전무하다. 우리의 공매도 정책이 주요 선진국과 비교하여 매우 극단적인 점을 감안하면 이에 대한 연구가 요구되며 본 연구는 이런 요구에 부응할 것으로 기대된다.

### 2.4. 공매도 금지 및 허용 효과 관련

Ni and Pan(2011)은 공매도가 금지되면 부정적 정보가 주가에 반영되는데 시간이 더 소요된다고 보고한다. Autore et al.(2011)은 2008년 금융위기사 공매도가 금지된(기간: 2008.9.19~2008.10.8) 미국 금융주에 대해 분석한 결과 공매도 금지 조치로 주식의 유동성이 급격히 하락하며, 유동성 하락이 큰 주식의 경우 수익률 감소도 크다고 보고한다. Boehmer et al.(2013)은 공매도 금지조치 이후 미국 금융주를 분석한 결과 금지조치로 시장의 질이 크게



저하되었으며 이로 인해 소기업을 제외한 대부분의 기업이 부정적으로 영향을 받았다고 보고한다.

Choe and Lee(2012)는 2008년 1월부터 2009년 5월까지 코스피200 구성종목을 공매도 제한표본과 공매도 금지표본으로 구분하여 분석한 결과, 공매도 규제시기에 시장의 유동성이 저하되고 일중 변동성이 증가하며 공매도의 부정적 정보성이 증가한다고 보고한다. 그리고 Kim and Seo(2015)는 2008년과 2011년에 시행된 공매도 금지조치에 의해 의견불일치가 큰 종목이 과대평가된다고 보고한다.

Ju et al.(2014)은 금융주의 공매도 금지 해제공시일인 2013년 11월 13일을 기준으로 주가와 거래량 변동을 살펴본 결과 금융주의 수익률은 시장수익률보다 낮고, 거래량도 시장 거래량 대비 낮다고 보고한다. Meng et al.(2020)은 중국에서 2010년부터 점진적으로 시행된 공매도 도입을 전후하여 2007년부터 2017년까지의 자료를 분석한 결과 공매도가 부정적 정보효과, 저평가효과, 억제효과를 통해 기업의 재무적 제약에 영향을 미친다고 보고한다. 즉, 공매도는 주가 하락을 부추겨 저렴한 외부자본을 조달할 수 있는 능력을 감소시키는데 이런 재무적 제약은 신용리스크가 크거나 정보비대칭이 큰 기업의 경우 더 악화된다. 또한 주가하락으로 저평가된 시장가치로 인해 자본비용이 증가하여 재무적 제약이 악화된다. 그러나 경영진은 주가하락에 대한 경각심으로 경영효율성을 제고하여 장기적으로 재무적 제약을 완화할 수 있는 억제효과(deterrent effect)가 발생한다.

### 3. 표본 구성과 연구 방법

#### 3.1. 표본 구성

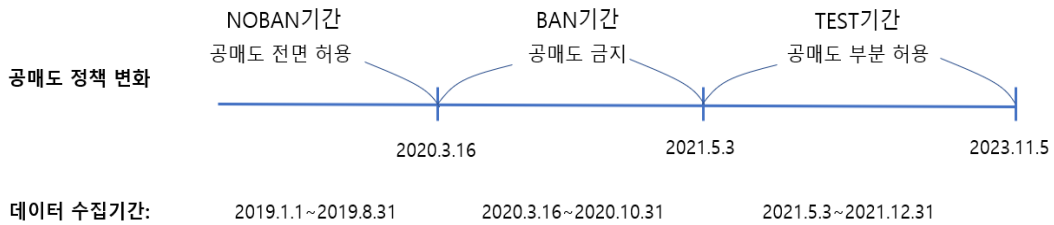
[그림 1]은 코로나19로 인해 정부가 취한 공매도 정책 변화와 해당 기간을 보여준다. 2020년 3월 15일까지 공매도가 전면 허용되었고, 2020년 3월 16일부터 2021년 5월 2일까지 공매도가 전면 금지되었고, 동년 5월 3일부터 코스피200과 코스닥150 기업에 한해 공매도가 허용되었다. 본 연구는 공매도의 금지와 허용이 내부자거래의 수익성에 미치는 영향을 측정하므로 내부자거래 규모와 수익률을 측정해야 하는데 이를 위해 데이터 수집 기간을 대략 8개월로 하여, 각각 2019.1.1~2019.8.31, 2020.3.16~2020.10.31, 2021.5.3~2021.12.31로 설정하며 각 기간을 NOBAN기간, BAN기간, TEST기간으로 부르기로 한다.<sup>8)</sup> NOBAN(공매도 허용기간), BAN(공매도 금지기간), TEST(공매도 부분허용기간)는 각각 2019년, 2020년, 2021년 자료로 구성된다.

8) 공매도가 금지된 기간은 2020.3.16~2021.5.2까지 13개월반이지만 우리가 6개월 기준의 BHAR을 계산하므로 공매도 금지기간의 BHAR 계산에 5월 2일 이후의 수익률이 포함되지 않도록 하기 위하여 2012.05.02일로부터 6개월 전인 2020.10.31일까지로 기간을 설정한다. BAN기간이 2020.3.16~2020.10.31로 정해지면 NOBAN기간과 TEST기간도 이와 상응하게 설정된다.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

[그림 1] 공매도 정책 변화와 데이터 수집 기간

이 그림은 코로나19로 인한 공매도에 대한 정책 변화와 본 연구를 위한 데이터 수집 기간을 보여준다.



본 연구는 공매도의 금지와 허용이 순매수비율과 초과수익률간의 관계 및 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 측정한다. 두 가지 주제를 검증하기 위해 본 연구는 주제별로 표본을 따로 구성한다.

첫 번째 표본은 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 관계에 대한 가설을 검증하기 위해 구성하는 표본으로 다음의 제약조건과 절차를 적용하여 구성된다.

- (1) 금융업종을 제외한다.
- (2) 내부자거래일 기준 향후 6개월 기준의 초과수익률을 계산할 수 있다. 또한 통제변수로 거래일 전 3개월 초과수익률을 계산할 수 있다.
- (3) 통제변수(PBR, ROA, 시가총액, 최대주주 지분율 등)를 구할 수 있다.
- (4) 기업별로 세 기간 중에서 적어도 두 기간에 포함되어야 한다.

해당 데이터 수집기간을 대상으로 기업-월별로 NPR(내부자 순매수비율)을 계산하고 해당 월에 내부자거래가 존재하면 그 월의 마지막 내부자거래일을 기준으로 6개월 초과수익률을 측정한 후(Chen et al., 2022), 위의 조건을 부여하여 12,224건(기업-월)의 표본을 구성한다. 12,224건은 NOBAN기간 4,410건, BAN기간 4,562건, TEST기간 3,252건으로 구성된다.

2021년 5월 3일부터 코스피200기업과 코스닥150기업에 대하여 공매도가 부분적으로 허용되었으므로 공매도가 허용된 기업(이하 허용기업) 350개와 공매도가 계속 금지된 기업(이하 통제기업)으로 구분된다.<sup>9)</sup> 금융업종과 내부자거래가 없는 기업을 제외하면 표본은 허용기업 254개와 통제기업 1,015개로 구성된다. 코스피200 구성종목은 10개 섹터별로 시가총액과 거래대금 기준으로 선정되며 연 2회 구성종목이 변경된다. 코스닥150 구성종목도 코스닥시장 특성을 잘 반영할 수 있도록 시장대표성, 유동성 및 상품성 등을 종합적으로 고려하여 선정된다. 허용기업과 통제기업(금지기업)이 동시에 존재함으로써 인해 공매도 부분 허용이 미치는 영향을 측정할 때에는 이중차분법(difference-in-difference method)을 적용하기로 한다.

<표 1>은 공매도 허용기업과 통제기업간 차이를 비교한 표이다. 정부가 코스피시장과

9) 매년 6월과 12월에 코스피200과 코스닥150의 구성종목이 변경된다. 본 연구는 2021년 5월 3일 기준 구성종목과 2021년 6월의 변경종목을 확인하여, 제외된 종목과 새로 편입된 종목은 연구에서 제외하였다.

코스닥시장의 대표기업에 한하여 공매도를 허용한 것이므로 허용기업과 통제기업간 기업특성은 큰 차이를 보인다. 즉, 허용기업은 통제기업과 비교하여 시가총액이 크고, 추가순자산비율(PBR)과 수익성이 높고, 수익률 변동성은 작고 유동성은 높다(Amihud는 낮다).<sup>10)</sup> 그러나 최대주주 지분율과 레버리지, 순매수비율(NPR)의 차이는 유의적이지 않다(변수에 대한 설명은 3.2절을 참고할 것). 변동성, 유동성, 순매수비율의 경우 2021년 1월부터 4월까지의 일별 자료를 이용하였으며, 나머지 변수의 경우 2020년말 자료를 기준으로 하였다.

〈표 1〉 허용기업과 통제기업간 차이 비교

이 표는 공매도 허용기업과 통제기업간 기업특성 차이를 비교한 표이다. PBR, mktcap, ROA, largest, leverage는 2020년말 기준이고, volatility, Amihud, NPR의 계산에는 2021.01.04부터 2021.04.30까지의 자료를 이용한다. Amihud의 경우 자연로그를 취하여 t검증을 실시한다. PBR, mktcap, leverage, ROA, Amihud, volatility의 경우 상하위 1%에 대하여 winsorization을 실시한다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 허용기업은 254개이고 통제기업은 1,015개이다.

변수	허용기업(a)	통제기업(b)	차이(a-b)	t-value
PBR	3.98	2.31	1.65	5.10 ***
mktcap	14.50	11.82	2.68	36.18 ***
ROA(%)	4.67	1.61	3.07	4.48 ***
largest	0.39	0.38	0.01	0.53
leverage	0.43	0.42	0.01	1.01
volatility(%)	2.83	3.29	-0.46	-6.16 ***
Amihud	0.00	0.07	-0.06	-5.22 ***
NPR	-0.24	-0.21	-0.03	-0.71

금융시장의 모든 기업을 대상으로 공매도 금지가 이루어졌으므로 공매도 금지가 미치는 영향을 측정하는 경우 이중차분법이 적용되지 않는다. 그러나 공매도 허용이 미치는 영향을 분석하는 경우 이중차분법을 적용하는데, 무작위 배정을 하지 않으므로 허용기업과 통제기업간의 특성에 큰 차이를 보인다. 이중차분법을 적용한 기존 연구의 대부분에서 허용기업과 통제기업간 차이가 유의적이지 않지만, 차이가 유의적이더라도 이중차분법을 적용할 수 없는 것은 아니다(Angrist and Pischke, 2015).<sup>11)</sup> 즉, 이중차분법은 허용기업과 통제기업간 유의적인 차이가 존재하더라도 적용할 수 있으며, parallel trend assumption(평행추세가정)이 성립하면 결과가 유효하다는 것을 의미한다.

10) 코스피200기업과 코스닥150기업이 시가총액과 유동성 기준으로 선정된 상위주식이므로 허용기업과 특성에서 차이가 없는 매칭기업을 선정하는 것은 불가능하므로 나머지 모든 기업을 통제기업으로 이용하기로 한다.

11) “이중차분법은 무작위 배정이 없는 상황에서 처치집단과 통제집단이 여러 가지 이유로 서로 다를 수 있다는 점을 인정한다. 그러나 때때로 처치 성과와 통제 성과는 처치가 없는 상황에서 서로 나란히 움직인다. 이런 경우에는 처치 후 궤적이 비교집단에 의해 확립된 추세로부터 벗어나는 현상이 처치효과 신호가 될 수 있다.”(Angrist and Pischke(2015)의 번역서인 ‘고수들의 계량경제학(강창희, 박상곤, 2017)’ 178쪽에서 인용함.).

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

두 번째 표본은 공매도의 금지와 허용이 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 측정한다. 내부자 매도거래비율은 매도주식수를 전년도말 발행주식수로 나누어 구하며 4개월 단위로 측정한다. 4개월 단위로 나누는 이유는 Wang et al.(2022)은 3개월 단위로 측정하지만 본 연구의 데이터 수집기간 8개월을 2개의 기간으로 나누는 것이 편리하기 때문이다. 표본은 4,265건(기업-4개월)으로 구성되며, 이는 기간별로 NOBAN기간 1,443건, BAN기간 1,553건, TEST기간 1,269건으로 구성된다.

두 표본의 기간별 건수를 정리하면 <표 2>와 같다.

<표 2> 두 가지 표본의 기간별 구성비율

이 표는 본 연구가 구성한 두 가지 표본의 기간별 표본 수를 보여준다. NOBAN기간, BAN기간, TEST기간은 각각 2019.1.1~2019.8.31, 2020.3.16~2020.10.31, 2021.5.3~2021.12.31로 구성된다.

표본	표본 수(기간별, 합계)				비고
	NOBAN기간	BAN기간	TEST기간	합계	
1	4,410 (36.1%)	4,562 (37.3%)	3,252 (26.6%)	12,224	기업-월 기준
2	1,443 (33.8%)	1,553 (36.4%)	1,269 (29.7%)	4,265	기업-4개월 기준

### 3.2. 내부자거래 측정 지표 및 통제변수

내부자 거래지표로 가장 많이 이용되는 측정치는 다음과 같이 계산하는 순매수비율(net purchase ratio: NPR)이며(Lakonishok, and Lee, 2001; Czirake, Lyandres, and Michaely, 2021; Park and Shin, 2022; Yoon, 2013), 본 연구도 이를 이용하기로 한다.

$$NPR = \frac{\text{내부자매수거래량} - \text{내부자매도거래량}}{\text{내부자매수거래량} + \text{내부자매도거래량}} \quad (1)$$

NPR의 최대값은 +1이고 최소값은 -1이다. NPR=1은 모든 내부자거래가 매수임을 의미하고 NPR=-1은 모든 내부자거래가 매도임을 의미한다.

내부자거래 자료는 FnGuide의 내부자거래 데이터이다. 이 데이터베이스는 최대주주, 10% 이상 주주, 5% 이상 주주, 기타 주주에 대한 모든 거래를 포함하고 있다. 우리나라 자본시장법 제172조(내부자의 단기매매차익 반환)는 “주권상장법인의 임원, 직원 또는 주요주주가 특정증권등을 매수한 후 6개월 이내에 매도하거나 특정증권등을 매도한 후 6개월 이내에 매수하여 이익을 얻은 경우에는 그 법인은 그 임직원 또는 주요주주에게 그 단기매매차익을 그 법인에게 반환할 것을 청구할 수 있다”고 규정한다. 여기서 주요주주는 10% 이상을 소유한 주주 외에도 사실상 지배주주라 하여 10% 미만을 소유하더라도 회사의 경영에 영향력을 행사할 수 있는 주주도 포함한다. 기관투자자의 경영참여가 증가하는 경향이므로 본 연구는 먼저 내부자를 넓게 정의하고 분석한 후에 그 결과가 기관투자자(법인 포함)를 제외한 강건성 분석에서도

여전히 유효한지 살펴보기로 한다.<sup>12)</sup>

본 연구는 월별로 내부자거래(장내매수와 장내매도)를 대상으로 NPR을 계산한다. 기존의 연구가 내부자의 거래량이 100주 미만이면 정보효과가 미미하다고 보고되어 이를 분석에서 제외하므로(Seyhun, 1986; Park and Shin, 2022; Yoon, 2013) 본 연구도 100주 미만을 제외하고 계산한다.

내부자거래의 수익성은 내부자거래일 기준 6개월(125거래일) 동안의 매입보유초과수익률과 Fama-French 3요인모형에 의한 초과수익률로 계산한다.<sup>13)</sup>  $T$ 일 동안의 매입보유초과수익률 (buy-and-hold abnormal return: BHAR)은 식 (2)와 같이 계산된다.

$$BHAR = \prod_{t=1}^T (1 + r_{j,t}) - \prod_{t=1}^T (1 + r_{m,t}) \quad (2)$$

단,  $r_{j,t}$ 는  $j$ 기업의  $t$ 일의 수익률, 그리고  $r_{m,t}$ 는  $t$ 일의 주가지수 수익률이다. 시장수익률로 코스피지수 또는 코스닥지수를 이용한다.

두 번째 초과수익률은 Fama-French의 3요인 모형인 식 (3)에 의해 계산된다.

$$r_{j,t} - r_{f,t} = \alpha_j + \beta_j(r_{m,t} - r_{f,t}) + \gamma_jSMB_t + \delta_jHML_t + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

식 (3)에서 SMB는 기업규모에 의한 포트폴리오 수익률 차이이고 HML은 장부가/시가 비율에 의한 포트폴리오 수익률 차이이다(Fama and French, 1993). 그리고  $r_{f,t}$ 는  $t$ 일의 무위험이자율로 3년 만기 국고채 수익률을 365로 나누어 사용한다. 식 (3)에 의해 계산된 6개월 초과수익률을 FF3CAR6m으로 표기한다.

그리고 두 번째 표본을 대상으로 계산하는 내부자 매도거래비율(*Insider Sales Ratio*)은 4개월 단위로 매도주식수를 전년도말 발행주식수로 나누어 구한다.

통제변수는 기존의 내부자거래 연구에서 사용한 주요 변수를 중심으로 구성한다.

- (1) PBR(price-to-book ratio): 주가순자산비율로 시장가치를 측정하는 변수이다. 전년도말 기준으로 보통주의 주가를 주당 장부가치로 나누어 구한다.

12) 내부자거래에 관한 국내 실증연구에서 내부자거래는 통상 최대주주, 임원, 주요주주의 장내거래로 정의된다(Yoon, 2013; Lim et al., 2015; Lim and Park, 2018, 2020; Cheon et al., 2019; Park and Shin, 2022; Kim, 2023). 반면에 Cheung and Ki(2018), Jo and Moon(2018)은 내부자를 임원으로 좁게 정의하고, Lee et al.(2015), Kim and Kim(2019), Shin and Yoon(2023)은 FnGuide 내부자데이터를 이용하며 내부자를 5% 이상 주주까지 포함한다. 그리고 일부 연구에서는 장내거래뿐만 아니라 장외거래도 포함한다.

13) 내부자거래 연구에서 BHAR은 통상 6개월과 1년 기준으로 계산한다(Lakonishok, and Lee, 2001; Yoon, 2013; Grullon, Michenaud, and Weston, 2015; Czirake, Lyandres, and Michaely, 2021). 그런데 각주 8)에서 설명했듯이 공매도 금지기간의 BHAR 계산에 공매도 허용기간의 수익률이 이용되지 않아야 하므로 본 연구에서는 6개월 기준으로 BHAR을 계산하고, 결과가 3개월 BHAR의 경우에도 성립하는지 확인하기로 한다.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

- (2) mktcap: 이 변수는 규모효과를 통제하기 위한 변수로 보통주 주가에 발행주식수를 곱한 후 자연로그를 취하여 구한다.
- (3) ROA: 기업의 수익성을 측정하는 지표로 영업이익을 총자산으로 나누어 구한다.
- (4) leverage: 기업의 레버리지를 통제하기 위한 변수로 총부채를 총자산으로 나누어 구한 부채구성비율이다.
- (5) largest: 최대주주의 지분율로 특수관계인의 지분을 포함하여 계산한다.
- (6)  $BHAR_{before}$ : 내부자거래 전 3개월 동안의 매입보유초과수익률로 계산한다. 이 변수는 주식의 과대/과소평가 여부와 내부자의 반전투자전략(contrarian investment strategy)을 반영하기 위한 변수이다.
- (7) volatility: 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률의 표준편차로 계산한 변동성이다. 이 변수는 정보비대칭을 통제하기 위한 변수이다.
- (8) Amihud: Amihud(2002)의 비유동성(illiquidity) 측정치로 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률과 거래대금을 이용하여 다음과 같이 측정한다. 유동성이 낮을수록 이 비율이 높다.

$$Amihud = \frac{1}{100} \left( \sum_{t=-100}^{-1} \frac{|r_{j,t}|}{\text{거래대금}_{j,t}} \right) \times 10^9 \quad (4)$$

〈표 3〉 기초 통계량

이 표는 분석에 이용되는 변수들의 기초통계량을 보여준다. PBR은 보통주의 주가를 주당 장부가치로 나눈 비율이고, mktcap는 보통주 가격에 발행주식수를 곱한 후 자연로그를 취한 값이다. ROA는 영업이익을 총자산으로 나누고, leverage는 총부채를 총자산으로 나누어 구한다. largest는 최대주주의 지분율이고  $BHAR_{before}$ 는 내부자거래 전 3개월 동안의 매입보유초과수익률이고, volatility는 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률의 표준편차이고 Amihud는 식 (4)에 의해 계산된 비유동성 측정치이다. 기업재무변수는 전년도말 기준이다. PBR, leverage, ROA, Amihud, BHAR, FF3CAR의 경우 상하위 1%에 대하여 winsorization을 실시한다. NPR은 식 (1)에 의해 월별로 계산한 내부자 순매수비율이다. BHAR6m은 내부자거래 후 6개월 동안의 매입보유초과수익률이고 FF3CAR6m은 파마-프렌치 3요인모형에 의해 계산된 6개월 초과수익률이다. 모든 변수의 개수는 12,224개이다.

변수	평균	퍼센타일			표준편차
		5%	50%	95%	
PBR	2.008	0.334	1.164	6.507	2.423
mktcap	12.525	10.427	12.254	15.562	1.622
ROA	0.036	-0.111	0.037	0.166	0.083
leverage	0.427	0.101	0.428	0.771	0.204
largest	0.389	0.129	0.378	0.665	0.378
$BHAR_{before}$	0.047	-0.279	-0.009	0.574	0.279
volatility	0.031	0.013	0.029	0.058	0.015
Amihud	1.088	0.000	0.014	0.293	8.459
NPR	-0.063	-1.000	-0.132	1.000	0.843
BHAR6m	0.018	-0.427	-0.038	0.665	0.360
FF3CAR6m	0.018	-0.400	-0.014	0.559	0.294

<표 3>은 첫 번째 표본을 대상으로 본 연구에 이용되는 여러 변수의 기초 통계량을 보여준다. 순매수비율인 NPR은 - 0.063이고 6개월 기준 BHAR과 FF3CAR은 모두 1.8%이다. 총자산영업이익률(ROA)은 3.6%이고 PBR은 2배이며 최대주주 지분율은 39%이다.<sup>14)</sup> 두 표본이 모두 동일한 기간에서 구성되므로 두 번째 표본도 기초 통계량은 유사하다.

<표 4>는 첫 번째 표본을 대상으로 주요 변수간 피어슨 상관계수를 보여준다. 종속변수인 BHAR6m과 FF3CAR6m간의 상관계수가 0.9로 가장 높고, 통제변수간에는  $BHAR_{before}$ 과 volatility간 상관계수가 0.32로 가장 높다.

<표 4> 상관계수

이 표는 변수간 상관계수를 보여준다. PBR은 보통주의 주가를 주당 장부가치로 나눈 비율이고, mktcap는 보통주 가격에 발행주식수를 곱한 후 자연로그를 취한 값이다. ROA는 영업이익을 총자산으로 나누고, leverage는 총부채를 총자산으로 나누어 구한다. largest는 최대주주의 지분율이고  $BHAR_{before}$ 는 내부자거래 전 3개월 동안의 매입보유초과수익률이고, volatility는 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률의 표준편차이고 Amihud는 식 (4)에 의해 계산된 비유동성 측정치이다. 기업채무변수는 전년도말 기준이다. PBR, leverage, ROA, mktcap, Amihud, BHAR, FF3CAR의 경우 상하위 1%에 대하여 winsorization을 실시한다. NPR은 식 (1)에 의해 월별로 계산한 내부자 순매수비율이다. BHAR6m은 내부자거래 후 6개월 동안의 매입보유초과수익률이고 FF3CAR6m은 파마-프렌치 3요인모형에 의해 계산된 6개월 초과수익률이다. 모든 변수의 개수는 12,224개이다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

변수	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪
① NPR	-										
② PBR	-0.04***	-									
③ mktcap	0.04***	0.17***	-								
④ ROA	0.02*	-0.19***	0.18***	-							
⑤ largest	0.01	-0.24***	0.00	0.12***	-						
⑥ leverage	0.03***	-0.00	-0.03***	-0.18***	-0.13***	-					
⑦ $BHAR_{before}$	-0.18***	0.02*	-0.08***	-0.01	-0.01	0.00	-				
⑧ volatility	-0.17***	0.19***	-0.18***	-0.21***	-0.13***	0.06***	0.32***	-			
⑨ Amihud	0.03***	0.04***	-0.24***	0.02**	-0.12***	0.15***	0.02**	-0.06***	-		
⑩ BHAR6m	0.09***	-0.04***	-0.05***	0.03***	0.01	0.02*	-0.08***	-0.01	0.06***	-	
⑪ FF3CAR6m	0.09***	-0.01	-0.07***	0.04***	0.01	-0.01	-0.07***	-0.02*	0.08***	0.90***	-

14) <표 3>의 평균 PBR은 2.008이고 <표 1>에서 2020년말 기준으로 계산한 허용기업과 통제기업의 PBR은 3.98과 2.31로 매우 높다. <표 1>과 <표 3>에서 PBR이 높게 나온 이유는 다음 두 가지이다. 첫째, 연도별 PBR을 2001년부터 2021년까지 계산하면 21년간 평균은 0.98인데 2020년말에 1.81로 가장 높다(상하위 1%에 대하여 winsorization 실시, 금융업 제외). 둘째, 2020년말 기준으로 PBR 계산이 가능한 기업(금융업 제외)은 3,149개인데 표본에 포함된 1,269개 기업의 PBR은 2.63인데 반해 표본에 포함되지 않은 1,880개 기업의 PBR은 1.20으로 그 차이는 유의적이다(t-value=12.63). 즉 PBR이 높은 기업의 내부자가 낮은 기업의 내부자보다 내부자거래를 많이 한다는 것을 추론할 수 있다.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

### 3.3. 검증가설과 분석모형

#### 3.3.1. 공매도가 순매수비율과 초과수익률간 관계에 미치는 영향

Boehmer et al.(2010)은 공매도자가 사적 정보를 보유하여 과대평가된 주식을 구별할 수 있으므로 공매도가 시장에 중요한 정보를 전달한다고 보고한다. 즉, 주식이 과대평가되면 공매도량이 늘어나고 이는 주가하락으로 이어진다. 내부자 또한 외부 투자자에 비해 우월한 정보를 보유하는데 그들이 이러한 정보를 이용하여 초과수익률을 실현한다는 사실은 여러 연구에서 확인되었다(Seyhun, 1986; Lakonishok and Lee, 2001; Cohen et al., 2012). 같은 맥락에서 내부자가 매도거래를 하면 이 정보는 주가에 반영되어 주가는 하락한다. 결국, 공매도자와 내부자는 부정적 정보에 대해 경쟁관계에 있게 된다.

공매도자의 거래는 시장의 정보비대칭을 감소시키고 가격효율성을 제고하는데, 금융당국이 시장의 안정성을 도모하기 위하여 공매도를 금지하면 내부자는 경쟁자없이 정보를 독점하게 되므로 내부자거래의 정보성이 증가하며 이에 상응하게 수익성도 증가하게 된다. 반대로, 공매도가 금지에서 허용으로 정책이 변경되면 내부자의 새로운 경쟁자 출현으로 내부자거래의 수익성은 감소하게 된다. 또한 공매도는 경영자로 하여금 보다 많은 정보를 공시하도록 유도하고 이익조정을 제한하는 효과가 있는데(Chen et al., 2020; Fang et al., 2016), 증가한 공시정보와 감소한 이익조정도 시장에서의 정보비대칭을 완화하여 내부자거래의 수익성을 감소시킬 수 있다.

2021년 5월 3일부터 코스피200기업과 코스닥150기업에 한해 공매도가 허용됨에 따라 허용기업과 통제기업(금지기업)이 동시에 시장에서 존재하게 되므로 두 기업의 비교를 통하여 공매도 허용이 내부자거래의 수익성에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 따라서 다음과 같은 첫 번째 가설이 설정된다.<sup>15)</sup>

가설 #1: 공매도가 일부 기업에 한해 허용되면 내부자거래의 수익성은 통제기업과 비교하여 허용기업에서 상대적으로 더 많이 감소한다.

회계정보의 질이 우수하면 자본시장은 주식의 가치를 보다 정확하게 평가할 수 있고 이는 정보비대칭을 감소시키므로 내부자의 정보 우위성이 감소한다. 따라서 공매도 정책에 의해 영향을 받는 내부자거래의 수익성 정도가 회계정보의 질이 우수한 기업보다 회계정보의 질이 열등한 기업에서 뚜렷하게 나타날 것으로 예상된다. 같은 맥락에서, 정보비대칭이 작은 기업은 큰 기업에 비하여 주식의 가치를 상대적으로 정확히 평가할 수 있으므로 내부자의 정보 우위성이 감소한다. 따라서 공매도 정책에 따른 수익성 감소가 정보비대칭이 큰 기업에서 뚜렷하게 나타난다. 따라서 다음과 같은 두 번째 가설이 설정된다.

15) 여기서 내부자거래의 수익성이 통제기업과 비교하여 허용기업에서 상대적으로 더 많이 감소한다는 표현의 정확한 의미는 다음과 같다: TEST기간에서 통제기업에 나타난 내부자거래 수익성의 변화가 허용기업에서 그만큼 발생한다고 가정하고 계산한 반사실적 값(counterfactual outcome)을 기준으로 허용기업의 수익성이 더 많이 하락한다.



가설 #2: 허용기업의 경우 내부자거래 수익성 감소는 회계정보의 질이 상대적으로 낮은 기업과 정보비대칭이 큰 기업에서 보다 뚜렷하다.

회계정보의 질을 판단하는 기준으로 재량적 발생액(discretionary accruals)을 이용하며 이를 측정하기 위해 수정 Jones모형(1995)에 기업성과(ROA)를 반영한 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용한다. 그리고 정보비대칭의 대응치로 수익률의 변동성을 이용하기로 한다.

세 번째 가설은 첫 번째 가설과 정반대의 상황이다. 공매도가 허용되어 내부자거래의 수익성이 감소한다면, 반대로 공매도가 금지되면 내부자거래의 수익성은 증가할 것으로 예상된다.

가설 #3: 가설 #1과 반대로 공매도가 금지되면 내부자거래의 수익성은 증가한다.

첫 번째 표본을 대상으로 가설 #1-#3을 검증한다. 내부자거래의 수익성, 즉 내부자거래가 미래 수익률을 예측할 수 있는 능력을 측정하기 위하여 내부자의 순매수비율과 미래 초과 수익률간의 관계를 이용하기로 한다. 이 방법은 Lakonishok and Lee(2001), Frankel and Li(2004), and Chen et al.(2022)이 취한 방법이다. 가설 #1(내부자거래의 수익성은 통제기업과 비교하여 공매도가 허용된 기업에서 상대적으로 더 많이 감소함)을 검증하기 위한 모형은 식 (5)와 같다. 이를 위해 표본의 BAN기간(2020년 7개월반)과 TEST기간(2021년 8개월)을 대상으로 다음 회귀식을 이용한다. 종속변수로 6개월 매입보유초과수익률(BHAR)과 파마-프렌치 3요인모형에 의한 누적초과수익률(FF3CAR)을 이용한다.

$$\begin{aligned}
 BHAR = & \beta_0 + \beta_1 NPR + \beta_2 TEST + \beta_3 APPLY + \beta_4 TEST \times APPLY & (5) \\
 & + \beta_5 NPR \times TEST + \beta_6 NPR \times APPLY + \beta_7 NPR \times TEST \times APPLY \\
 & + controls + industryFE + \epsilon
 \end{aligned}$$

여기서 *TEST*는 TEST기간에 속하면 1의 값을 갖는 더미변수이고, *APPLY*는 TEST기간에서 공매도가 허용된 기업이면 1의 값을 갖는(반대로 공매도가 계속 금지된 통제기업이면 0의 값을 갖는) 더미변수이다. *Controls*는 앞에 제시된 통제변수이고 *industryFE*는 산업별 고정효과를 통제하기 위한 더미변수이다. 우리가 관심있는 변수는  $NPR \times TEST \times APPLY$ 이며  $\beta_7$ 이 음으로 유의적이면 가설 #1이 지지된다. 내부자거래의 수익성은 내부자 순매수비율의 미래 수익률 예측능력에 의해 결정되므로, 내부자거래의 수익성이 감소하게 된다면 순매수비율과 초과수익률간의 연관성도 감소할 것으로 예상된다.

두 번째 가설은 회계정보의 질과 정보비대칭의 크기에 따라 두 그룹으로 구분하여 식 (5)를 적용한 후  $\beta_7$  계수의 차이에 대해 유의성을 검증하기로 한다.

공매도가 금지되면 내부자거래의 수익성이 증가한다는 세 번째 가설을 검증하기 위해 표본에서 NOBAN기간(2019년 8개월)과 BAN기간(2020년 7개월반)에 대해 다음 회귀식을 적용한다.  $\beta_3$ 가 유의적으로 양이면 세 번째 가설을 지지하게 된다. 여기서 *BAN*은 BAN기간에 속하면 1의 값을 갖는 더미변수이다.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

$$BHAR = \beta_0 + \beta_1 NPR + \beta_2 BAN + \beta_3 NPR \times BAN + controls + industryFE + \epsilon \quad (6)$$

### 3.3.2. 공매도가 내부자 매도거래량에 미치는 영향

공매도자와 내부자는 정보에 대해 경쟁관계에 있다. 만약 시장의 안정성을 확보한다는 명분하에 공매도가 금지되면, 정보비대칭이 심해지고 가격효율성은 낮아질 것이다. 또한 내부자는 정보 획득면에서 더욱 유리해지므로 내부자 매도거래의 수익성이 향상되고 이들은 이러한 기회를 이용하기 위하여 매도거래를 증가시킬 것으로 예상된다. 같은 논리로 공매도가 허용되면 내부자 매도거래의 수익성이 하락하므로 매도거래량은 감소할 것으로 예상된다.

반면에 Massa et al.(2015)은 공매도자의 존재는 내부자로 하여금 보다 많은 거래를 빠르게 하도록 유인한다고 제안한다. 이유는 만일 내부자가 거래를 하지 않고 기다리면 경쟁관계에 있는 공매도자는 내부자거래의 수익성을 악화시키기 때문에 내부자는 빠르게 거래하여 공매도자를 선제공격하기 때문이다. 공매도가 허용되면 내부자 매도거래량이 감소한다는 첫 번째 설명(Wang et al., 2022)과 달리, Massa et al.(2015)은 공매도가 허용되면 내부자 매도거래량은 증가할 것으로 예상한다.

두 가지 상충된 설명이 가능하므로 공매도의 금지와 허용이 내부자 매도거래량에 미치는 영향은 실증적 문제가 되며 다음과 같은 네 번째 가설이 도출된다.

가설 #4A: 공매도가 금지되면 내부자 매도거래량은 증가하고 반대로 공매도가 허용되면 내부자 매도거래량은 감소한다.

가설 #4B: 공매도가 금지되면 내부자 매도거래량은 감소하고 반대로 공매도가 허용되면 내부자 매도거래량은 증가한다.

네 번째 가설을 검증하기 위한 모형은 식 (7)과 같으며 분석을 위해 두 번째 표본을 이용한다. 여기서 종속변수 *InsiderSalesRatio*은 내부자 매도주식수를 발행주식수로 나눈 내부자 매도거래비율로 4개월 단위로 계산한다. 공매도 금지가 미치는 영향은 식 (7A)로 검증하고, 공매도 허용이 미치는 영향은 식 (7B)로 검증한다.

$$InsiderSalesRatio = \beta_0 + \beta_1 BAN + controls + industryFE + \epsilon \quad (7A)$$

$$InsiderSalesRatio = \beta_0 + \beta_1 TEST + \beta_2 APPLY + \beta_3 TEST \times APPLY + controls + industryFE + \epsilon \quad (7B)$$

식 (7A)에서  $\beta_1$ 이 양으로 유의적이고 식 (7B)에서  $\beta_3$ 가 음으로 유의적이면 가설 #4A가 지지된다.

## 4. 실증 결과

### 4.1. 공매도 정책과 내부자거래의 수익성

#### 4.1.1. 공매도 허용이 미치는 영향

먼저 2021년 5월 3일부터 코스피200기업과 코스닥150기업에 한해 적용된 공매도의 허용이 내부자거래의 수익성에 미치는 영향을 분석해 보자. 공매도가 허용된 허용기업(APPLY=1)과

(표 5) 회귀분석(BAN기간과 TEST기간에 적용)

NPR은 식 (1)에 의해 월별로 계산한 내부자 순매수비율이다. BHAR6m은 내부자거래 후 6개월 동안의 매입보유초과수익률이고 FF3CAR6m은 파마-프렌치 3요인모형에 의해 계산된 6개월 초과수익률이다. TEST는 공매도 부분허용기간(2021.5.3~2021.12.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이고, APPLY는 TEST기간에서 공매도 허용기업(코스피200기업과 코스닥150기업)의 경우 1의 값을 갖는 더미변수이다. 회귀식은 다음과 같다.

$$BHAR = \beta_0 + \beta_1 NPR + \beta_2 TEST + \beta_3 APPLY + \beta_4 TEST \times APPLY + \beta_5 NPR \times TEST + \beta_6 NPR \times APPLY + \beta_7 NPR \times TEST \times APPLY + controls + industryFE + \epsilon$$

PBR은 보통주의 주가를 주당 장부가치로 나눈 비율이고, mktcap는 보통주 가격에 발행주식수를 곱한 후 자연로그를 취한 값이다. ROA는 영업이익을 총자산으로 나누고, leverage는 총부채를 총자산으로 나누어 구한다. largest는 최대주주의 지분율이고  $BHAR_{before}$ 는 내부자거래 전 3개월 동안의 매입보유초과수익률이고, volatility는 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률의 표준편차이고 Amihud는 식 (4)에 의해 계산된 비유동성 측정치이다. 기업재무변수는 전년도말 기준이다. PBR, leverage, ROA, Amihud, BHAR, FF3CAR의 경우 상하위 1%에 대하여 winsorization을 실시한다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 변수의 개수는 7,814개(BAN 4,562건, TEST 3,252건)이다.

	BHAR6m		FF3CAR6m	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>NPR</i>	0.044	4.61 ***	0.034	4.96 ***
<i>TEST</i>	0.039	3.45 ***	-0.039	-4.29 ***
<i>APPLY</i>	0.152	7.75 ***	0.072	5.07 ***
<i>TEST</i> × <i>APPLY</i>	-0.040	-2.20 **	0.054	3.78 ***
<i>NPR</i> × <i>TEST</i>	0.014	1.21	0.012	1.24
<i>NPR</i> × <i>APPLY</i>	0.002	0.08	-0.028	-1.95 *
<b><i>NPR</i> × <i>TEST</i> × <i>APPLY</i></b>	<b>-0.082</b>	<b>-3.31 ***</b>	<b>-0.041</b>	<b>-2.11 **</b>
<i>BHAR<sub>before</sub></i>	-0.115	-5.93 ***	-0.063	-3.88 ***
<i>PBR</i>	-0.008	-3.93 ***	0.001	0.75
<i>mktcap</i>	-0.032	-6.39 ***	-0.029	-7.45 ***
<i>leverage</i>	0.089	3.72 ***	0.016	0.86
<i>ROA</i>	-0.019	-0.31	-0.005	-0.10
<i>largest</i>	0.153	4.91 ***	0.119	4.89 ***
<i>volatility</i>	0.010	0.02	-0.950	-2.74 ***
<i>Amihud</i>	0.003	2.50 **	0.004	4.96 ***
<i>kosdaq</i>	0.024	1.95 *	0.012	1.32
절편	0.167	2.16 **	0.262	4.51 ***
industry FE		사용		사용
Adj R-sq		0.045		0.049
F-value		12.86 ***		14.06 ***

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

공매도가 계속 금지된 통제기업(APPLY=0)에 대해 이중차분법(difference-in-difference method)을 적용하며 적용 결과는 <표 5>와 같다. 이는 BAN기간과 TEST기간에 속한 7,814개 기업-월에 식 (5)를 적용한 결과이다.

먼저 NPR은 기존 연구와 일관성있게 초과수익률과 정의 유의적인 관계를 갖는다(Cziraki, et al., 2021; Shin and Yoon, 2023). 우리가 가장 관심을 갖는 변수인  $NPR \times TEST \times APPLY$ 는 음이고 적어도 5%에서 유의적이다. BHAR6m의 경우 t-value는 -3.31이고 FF3CAR6m의 경우 t-value는 -2.11이다. 이는 통제기업에 비하여 상대적으로, 허용기업의 경우 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성이 감소하여 내부자거래의 수익성이 더 많이 감소한다는 첫 번째 가설을 지지하는 결과이다. 통제변수의 경우, 기업규모가 클수록, 거래 전 초과수익률이 클수록 초과수익률이 낮으며, 내부지분율이 높을수록, 그리고 유동성이 낮을수록(Amihud가 높을수록) 초과수익률이 높게 나타났다. PBR과 변동성의 경우 유의성이 일관성있게 나타나지 않았다.

#### 4.1.2. 강건성 검증과 평행추세분석

우리는 결과의 강건성을 담보하기 위하여 다섯 가지 추가 검증을 실시하였으며 결과는 거의 변함이 없다. 강건성 검증 결과를 자세하게 표로 보고하는 것은 생략하기로 한다.

- ① **허용기업만을 대상으로 수익성이 감소하는지 확인:** 통제기업과 다른 허용기업의 특성이 내부자거래의 수익성에 영향을 미칠 수 있으므로 이런 가능성을 배제하기 위하여  $APPLY=1$ 인 허용기업 2,292건의 기업-월 자료만을 대상으로 BHAR6m에 대하여 적용한 결과,  $NPR \times TEST$ 의 계수는 -0.032이고 이는 여전히 음으로 유의적이다(t-value=-3.35).<sup>16)</sup>
- ② **매수거래와 매도거래로 구분:** 공매도량이 증가하면 이는 부정적 뉴스를 시장에 전달하고 반대로 공매도량이 감소하면 이는 오히려 긍정적 뉴스를 시장에 전달할 수 있다(Boehmer et al., 2010). 그러나 공매도량이 많지 않은 우리 시장에서 공매도 감소가 긍정적 뉴스를 전달한다는 기존연구가 없는 상황에서, 공매도 허용으로 인한 내부자거래의 수익성 감소가 내부자 매수거래보다 매도거래에서 보다 뚜렷하게 나타날 것으로 예상된다. 이를 검증하기 위하여 NPR의 부호를 이용하여 표본을 매수거래(n=3,477건)와 매도거래(n=4,337건)로 구분하여 분석한 결과, 매수거래의 경우  $NPR \times TEST \times APPLY$ 은 음으로 유의적이지 않지만(t-value=-0.99), 매도거래의 경우  $NPR \times TEST \times APPLY$ 은 음으로 5%에서 유의적이다(t-value=-2.56).
- ③ **초과수익률을 3개월 기준으로 계산함:** BHAR과 FF3CAR를 3개월 기준으로 계산하면 BHAR3m의 경우  $NPR \times TEST \times APPLY$ 는 -0.0415이고 5% 수준에서 유의적이다(t-value=-2.38). 그러나 FF3CAR3m의 경우 음이지만 유의적이지 않다(t-value=-1.48).
- ④ **BAN기간과 TEST기간을 5.3~10.31로 일치시킴:** 3월에는 주주총회 일정이 집중되어

16) 통제기업(n=5,522)만을 대상으로 회귀분석한 결과,  $NPR \times TEST$ 의 계수는 0.014이고 전혀 유의적이지 않다(t-value=1.21).

있어 전후로 내부자거래가 유의적인 수익률을 낼 가능성이 있는데, 이를 통제하기 위하여 BAN기간과 TEST기간을 5월 3일부터 10월 31일로 제한하여 BHAR6m에 적용한 결과(n=4,272)  $NPR \times TEST \times APPLY$ 는 음으로 여전히 유의적이다(t-value=-3.34).

- ⑤ **개별주식선물과 개별주식옵션이 상장되어 있는지 여부:** 2021년 4월 말 기준으로 개별주식 선물이 상장되어 있으면 공매도가 금지되어 있더라도 선물에 매도포지션을 취하여 공매도 포지션을 합성할 수 있고, 또는 개별주식 풋옵션을 이용하여 유사한 효과를 얻을 수 있다.<sup>17)</sup> 이런 주식의 경우 공매도가 허용되더라도 주식선물이 상장되지 않은 주식과 비교하여 상대적으로 공매도 허용의 효과가 뚜렷하게 나타나지 않을 수 있다. 이를 검증하기 위하여 개별주식선물이 상장되어 있는지의 여부에 따라 두 그룹으로 나누어 BHAR6m에 대해 회귀분석한 결과, 주식선물 상장기업의 경우(n=1,354)  $NPR \times TEST$ 는 음으로 유의적이지 않지만(t-value=-1.14), 주식선물 비상장기업의 경우(n=6,454)  $NPR \times TEST \times APPLY$ 는 음으로 유의적이다(t-value=-3.07).<sup>18)</sup> 또한 <표 5>에 개별주식선물 또는 개별주식옵션이 상장된 주식의 경우 1의 값을 갖는 더미변수를 추가로 사용하더라도 결과는 거의 영향을 받지 않는다.

앞에서 이중차분법은 허용기업과 통제기업간 유의적인 차이가 존재하더라도 적용할 수 있으나, 결과가 유효하려면 평행추세가정이 성립해야 한다고 설명하였다. 이를 위해 BAN기간을 두 기간으로 나누고 첫 번째 기간은 벤치마크기간으로 이용하고,  $BAN_2$ 는 2020.7.1~2020.10.31이면 1의 값을 갖는 더미변수로 정의한다. 그리고 TEST기간 8개월을 동등하게 두 기간으로 나누고,  $TEST_1$  ( $TEST_2$ )은 2021.5.3~2021.8.31(2021.9.1~2021.12.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수로 정의한다. 평행추세분석 결과는 <표 6>과 같다. 평행추세가정이 성립하려면  $NPR \times BAN_2 \times APPLY$ 의 계수는 비유의적이고,  $NPR \times TEST_1 \times APPLY$ 과  $NPR \times TEST_2 \times APPLY$ 의 계수는 음으로 유의적이어야 한다.

분석 결과  $NPR \times BAN_2 \times APPLY$ 의 계수는 비유의적인데, 이는 BAN 첫 번째 기간과 비교하여 두 번째 기간에서 허용기업과 통제기업간의 순매수비율과 초과수익률간의 연관성 차이가 유의적이지 않음을 의미한다. 그리고  $NPR \times TEST_1 \times APPLY$ 과  $NPR \times TEST_2 \times APPLY$ 는 BAN 첫 번째 기간과 비교하여 TEST의 두 기간에서 연관성 차이를 검증한다. 계수가 TEST의 첫 번째 기간에서는 음으로 유의적이지만 두 번째 기간에서는 유의적이지 않는데, 이는 공매도 허용이 내부자거래에 미치는 영향이 단기적임을 의미한다. <표 6>의 결과는 평행추세가정이 부분적으로 성립함을 보여준다.

17) 2021년 4월 말 기준 개별주식선물은 150개이고 개별주식옵션은 36개이다. 개별주식옵션의 기초자산 36개에는 모두 개별주식선물이 상장되어 있다.

18) 주식선물 상장기업이지만 코스피200기업과 코스닥150기업에 속하지 않은 기업은 다우기술이 유일하므로 APPLY를 포함한 식 (5)를 적용하기 어려워 다우기술을 제외하고  $NPR \times TEST$ 로 유의성을 검증하였다. 그러나 주식선물 비상장기업의 경우에는 식 (5)를 적용하였다.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

〈표 6〉 평행추세분석

BAN2는 2020.7.1~2020.10.31이면 1의 값을 갖는 더미변수이고, TEST1(TEST2)은 2021.5.3.~2021.8.31(2021.9.1~2021.12.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 변수의 개수는 7,814개(BAN 4,562건, TEST 3,252건)이다.

	BHAR6m		FF3CAR6m	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>NPR</i> × <i>BAN2</i> × <i>APPLY</i>	0.045	0.96	0.025	0.80
<i>NPR</i> × <i>TEST1</i> × <i>APPLY</i>	-0.099	-2.04 **	-0.070	-1.98 **
<i>NPR</i> × <i>TEST2</i> × <i>APPLY</i>	-0.005	-0.11	0.000	0.01
통제변수	사용		사용	
industry FE	사용		사용	
Adj R-sq	0.037		0.043	
F-value	9.67 ***		10.93 ***	

#### 4.1.3. 공매도 금지가 미치는 영향

이번에는 공매도를 금지하는 정책이 내부자거래의 수익성을 증가시키는지, 즉 순매수비율과 초과수익률간의 연관성이 증가하는지 분석해 보자. 이를 위해 NOBAN기간과 BAN기간에 속하는 8,972건의 기업-월 자료를 이용하며 결과는 <표 7>과 같다.

*NPR*×*BAN*은 <표 5>에서의 결과와 반대로 양으로 적어도 5%에서 유의적이다. BHAR6m의 경우 t-value는 3.04이고 FF3CAR6m의 경우 t-value는 2.05이다.<sup>19)</sup> 결론적으로, <표 5>와 <표 7>은 공매도가 금지되면 내부자거래의 수익성이 증가하고 공매도가 허용되면 내부자거래의 수익성이 감소한다는 일관성있는 결과를 보여준다. 이는 가설 #1과 #3을 모두 지지하는 결과이다.

#### 4.2. 내부자거래의 수익성이 회계정보의 질과 정보비대칭에 의해 영향을 받는가?

Chen et al.(2022)은 내부자거래의 수익성 변화가 회계정보의 질이 낮은 기업과 내부자거래에 대한 제약조건이 없는 기업에서 보다 명확하게 나타난다고 보고한다. Wang et al.(2022)도 공매도가 내부자거래의 수익성에 미치는 영향이 기소위험이 크고, 미디어커버리지가 많은 기업에서 강하다고 보고한다. Alldredge and Blank(2019)에 의하면 내부자 군집거래는 기업 규모가 작고 정보비대칭이 높은 경우에 더 많이 발생한다고 한다.

본 연구는 재량적 발생액을 기준으로 중앙값보다 높은 기업을 회계정보의 질이 낮은 기업으로, 그리고 volatility(수익률 변동성)를 기준으로 중앙값보다 큰 기업을 정보비대칭이 큰 기업으로 구분하고 공매도가 내부자거래의 수익성에 차별적으로 영향을 미치는지 분석하였으며 그 결과는 <표 8>과 같다. 재량적 발생액 추정에는 수정 Jones모형(1995)에 기업성과(ROA)를 반영한 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용한다.

19) 3개월 기준으로 초과수익률을 계산하면 *NPR*×*BAN*은 BHAR3m의 경우 유의적이지 않지만(t-value=0.79), FF3CAR3m의 경우 5% 수준에서 유의적이다(t-value=2.11).

〈표 7〉 회귀분석(NOBAN기간과 BAN기간에 적용)

NPR은 식 (1)에 의해 월별로 계산한 내부자 순매수비율이다. BHAR6m은 내부자거래 후 6개월 동안의 매입보유초과수익률이고 FF3CAR6m은 파마-프렌치 3요인모형에 의해 계산된 6개월 초과수익률이다. BAN은 공매도 금지기간(2020.3.16~2020.10.31)이던 1의 값을 갖는 더미변수이다. 회귀식은 다음과 같다.

$$BHAR = \beta_0 + \beta_1 NPR + \beta_2 BAN + \beta_3 NPR \times BAN + controls + industryFE + \epsilon$$

PBR은 보통주의 주가를 주당 장부가치로 나눈 비율이고, mktcap는 보통주 가격에 발행주식수를 곱한 후 자연로그를 취한 값이다. ROA는 영업이익을 총자산으로 나누고, leverage는 총부채를 총자산으로 나누어 구한다. largest는 최대주주의 지분율이고  $BHAR_{before}$ 는 내부자거래 전 3개월 동안의 매입보유초과수익률이고, volatility는 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률의 표준편차이고 Amihud는 식 (4)에 의해 계산된 비유동성 측정치이다. 기업재무변수는 전년도말 기준이다. PBR, leverage, ROA, Amihud, BHAR, FF3CAR의 경우 상하위 1%에 대하여 winsorization을 실시한다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 변수의 개수는 8,972건(NOBAN 4,410건, BAN 4,562건)이다.

	BHAR6m		FF3CAR6m	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>NPR</i>	0.024	4.62 ***	0.021	4.32 ***
<i>BAN</i>	0.032	3.38 ***	0.042	5.78 ***
<b><i>NPR × BAN</i></b>	<b>0.030</b>	<b>3.04 ***</b>	<b>0.016</b>	<b>2.05 **</b>
<i>BHAR<sub>before</sub></i>	-0.091	-4.42 ***	-0.055	-3.82 ***
<i>PBR</i>	-0.011	-4.61 ***	-0.003	-1.43
<i>mktcap</i>	0.002	0.55	-0.009	-3.91 ***
<i>leverage</i>	0.055	2.56 **	-0.005	-0.30
<i>ROA</i>	0.120	1.96 **	0.098	2.00 **
<i>largest</i>	0.048	1.70 *	0.040	1.81 *
<i>volatility</i>	1.156	2.64 ***	0.078	0.22
<i>Amihud</i>	0.003	3.74 ***	0.002	4.29 ***
<i>kosdaq</i>	0.079	7.53 ***	0.065	7.89 ***
절편	-0.299	-5.49 ***	-0.062	-0.29
industry FE	사용		사용	
Adj R-sq	0.037		0.043	
F-value	13.85 ***		16.02 ***	

먼저 패널 A는 BAN기간과 TEST기간을 대상으로 공매도의 허용이 내부자거래의 수익성에 미치는 영향이 회계정보의 질에 의해 영향을 받는지 분석하기 위하여 회계정보의 질이 낮은 기업과 높은 기업으로 구분하여 분석한 결과이다.  $NPR \times TEST \times APPLY$ 는 회계정보의 질이 낮은 기업의 경우 음으로 유의적이지만(t-value=-3.91), 회계정보의 질이 높은 기업의 경우 음이지만 전혀 유의적이지 않다(t-value=-0.69). 그리고 두 계수의 차이는 1% 수준에서 유의적이다(F-value=7.47, p-value=0.0063).

패널 B는 공매도의 허용이 내부자거래의 수익성에 미치는 영향이 정보비대칭의 크기에 의해 영향을 받는지 분석하기 위하여 정보비대칭이 큰 기업과 작은 기업으로 구분하여 분석한 결과이다( $NPR \times TEST \times APPLY$ 에 대한 결과만 보고하고 나머지 변수에 대한 결과는 생략함). 두 경우에서 모두  $NPR \times TEST \times APPLY$ 은 음으로 유의적이지만, 계수의 차이가

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

〈표 8〉 회계정보의 질과 정보비대칭의 크기가 내부자거래의 수익성에 미치는 영향

종속변수는 BHAR6m이다. NPR은 식 (1)에 의해 월별로 계산한 내부자 순매수비율이다. TEST는 공매도 부분허용기간(2021.5.3~2021.12.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이고, APPLY는 TEST기간에서 공매도 허용기업(코스피200기업과 코스닥150기업)의 경우 1의 값을 갖는 더미변수이고, BAN은 공매도 금지기간(2020.3.16~2020.10.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이다. 회귀식은 다음과 같다.

$$\text{패널 A\&B: } BHAR = \beta_0 + \beta_1 NPR + \beta_2 TEST + \beta_3 APPLY + \beta_4 TEST \times APPLY + \beta_5 NPR \times TEST + \beta_6 NPR \times APPLY + \beta_7 NPR \times TEST \times APPLY + \text{controls} + \text{industryFE} + \epsilon$$

$$\text{패널 C\&D: } BHAR = \beta_0 + \beta_1 NPR + \beta_2 BAN + \beta_3 NPR \times BAN + \text{controls} + \text{industryFE} + \epsilon$$

재량적 발생액이 중앙값 이상이면 회계정보의 질이 낮은 그룹으로 분류된다. volatility가 중앙값 이상이면 정보비대칭이 큰 그룹으로 분류된다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: 회계정보의 질에 의한 구분(BAN기간과 TEST기간에 적용, n=7,814)

	회계정보의 질이 낮음		회계정보의 질이 높음	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>NPR</i>	0.053	4.18 ***	0.036	2.53 **
<i>TEST</i>	0.036	2.43 ***	0.042	2.50 **
<i>APPLY</i>	0.262	8.50 ***	0.065	2.57 **
<i>TEST</i> × <i>APPLY</i>	-0.094	-3.27 ***	0.007	0.29
<i>NPR</i> × <i>TEST</i>	0.015	0.96	0.009	0.51
<i>NPR</i> × <i>APPLY</i>	0.007	0.22	-0.004	-0.17
<b><i>NPR</i>×<i>TEST</i>×<i>APPLY</i></b>	<b>-0.151</b>	<b>-3.91 ***</b>	<b>-0.021</b>	<b>-0.69</b>
통계변수		사용		사용
industry FE		사용		사용
n		3,863		3,951
Adj R-sq		0.072		0.045
F-value		11.28 ***		7.67 ***
F-test for difference in coefficients on <i>NPR</i> × <i>TEST</i> × <i>APPLY</i> : <b>F=7.47(p=0.0063) ***</b>				

패널 B: 정보비대칭에 의한 구분(BAN기간과 TEST기간에 적용, n=7,814)

	정보비대칭이 큼		정보비대칭이 작음	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b><i>NPR</i>×<i>TEST</i>×<i>APPLY</i></b>	<b>-0.162</b>	<b>-3.55 ***</b>	<b>-0.070</b>	<b>-2.15 **</b>
Adj R-sq		0.096		0.043
F-value		15.76 ***		7.45 ***
F-test for difference in coefficients on <i>NPR</i> × <i>TEST</i> × <i>APPLY</i> : <b>F=4.87(p=0.027) **</b>				

패널 C: 회계정보의 질에 의한 구분(NOBAN기간과 BAN기간에 적용, n=8,972)

	회계정보의 질이 낮음		회계정보의 질이 높음	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<i>NPR</i>	0.022	2.96 ***	0.025	3.48 ***
<i>BAN</i>	0.064	4.73 ***	0.006	0.46
<b><i>NPR</i>×<i>BAN</i></b>	<b>0.040</b>	<b>2.87 ***</b>	<b>0.022</b>	<b>1.60</b>
통계변수		사용		사용
industry FE		사용		사용
n		4,430		4,542
Adj R-sq		0.039		0.043
F-value		8.15 ***		9.41 ***
F-test for difference in coefficients on <i>NPR</i> × <i>BAN</i> : <b>F=2.59(p=0.11)</b>				



패널 D: 정보비대칭에 의한 구분(NOBAN기간과 BAN기간에 적용, n=8,972)

	정보비대칭이 큼		정보비대칭이 작음	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b><i>NPR</i>×<i>BAN</i></b>	<b>0.027</b>	<b>1.76 *</b>	<b>-0.001</b>	<b>-0.04</b>
Adj R-sq	0.070		0.035	
F-value	14.49 ***		7.79 ***	
F-test for difference in coefficients on <i>NPR</i> × <i>BAN</i> : <b>F=24.68(p&lt;0.0001) ***</b>				

커서 차이는 5%에서 유의적이다(F-value=4.87, p-value=0.027).

패널 C는 공매도 금지가 내부자거래의 수익성에 미치는 영향이 회계정보의 질에 의해 영향을 받는지 확인하기 위한 회귀분석이다. 패널 A와 마찬가지로, 회계정보의 질이 낮은 기업의 경우 양으로 유의적이지만(t-value=2.87) 회계정보의 질이 높은 경우 양이지만 유의적이지 않다. 그러나 패널 A와 달리, 두 계수의 차이는 유의적이지 않다. 한편, 정보비대칭이 큰 기업과 작은 기업으로 나누어 분석하면(패널 D) 두 계수의 차이는 매우 유의적이다(F-value=24.68, p-value<0.0001).<sup>20)</sup>

<표 8>의 결과는 내부자거래 수익성의 변화가 회계정보의 질이 낮은 기업과 정보비대칭이 큰 기업에서 보다 뚜렷하게 나타나며, 공매도가 금지되는 경우뿐만 아니라 공매도가 허용되는 경우에도 유효함을 보인다. 이는 가설 #2를 지지하는 결과이다.

### 4.3. 공매도 정책과 내부자 매도거래량

공매도 금지가 내부자 매도거래량을 증가시킬지 아니면 감소시킬지는 모두 설명이 가능하므로 이는 실증적 이슈라고 앞에서 설명하였다. 내부자 매도거래비율 *InsiderSalesRatio*은 4개월 단위로 매도주식수를 전년도말 발행주식수로 나눈 값으로, 평균(중앙값)은 1.85%(0.75%)이다. <표 9>는 공매도 정책이 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 분석하기 위하여 두 번째 표본(n=4,265)을 대상으로 회귀분석과 paired t-test를 실시한 결과이다.

패널 A의 회귀분석에 의하면, *InsiderSalesRatio*에 유의적인 영향을 미치는 통제변수는 시가총액, 레버리지, 그리고 최대주주 지분율이다. 시가총액이 클수록 또한 최대주주의 지분율이 높을수록 내부자 매도거래비율은 낮아진다. 이는 규모가 크고 경영권이 안정적인 기업일수록 내부자 매도거래량이 작음을 의미한다. 한편, 내부자의 반전투자전략을 통제하는  $BHAR_{be,fore}$ 는 유의적이지 않다.

패널 A에서, 공매도 금지 후 내부자 매도거래비율은 유의적으로 증가하지만(t-value=3.08), 공매도가 허용되면 허용기업의 내부자 매도거래비율은 통제기업에 비하여 유의적으로 감소하지

20) 유가증권시장 기업에 비하여 코스닥시장 기업은 상대적으로 회계정보의 질이 낮고 정보비대칭이 클 것으로 예상된다. 따라서 유가증권시장과 코스닥시장으로 구분하여 내부자거래 수익성에 미치는 영향을 분석한 결과, 공매도가 부분적으로 허용되는 경우 *NPR*×*TEST*×*APPLY*는 유가증권시장에서 음으로 유의적이지 않지만(t-value=-0.26) 코스닥시장에서 음으로 유의적이다(t-value=-3.34). 반대로 공매도가 금지된 경우 *NPR*×*BAN*은 유가증권시장과 코스닥시장에서 모두 양으로 유의적이다(각각의 t-value는 2.34와 1.95임).

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

〈표 9〉 공매도 정책이 내부자 매도거래량에 미치는 영향

종속변수인 *InsiderSalesRatio*는 4개월 단위로 내부자 매도주식수를 전년도말 발행주식수로 나눈 값이다. TEST는 공매도 부분허용기간(2021.5.3~2021.12.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이고, APPLY는 TEST기간에서 공매도 허용기업(코스피200기업과 코스닥150기업)의 경우 1의 값을 갖는 더미변수이고, BAN은 공매도 금지기간(2020.3.16~2020.10.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이다. 회귀식은 다음과 같다.

$$InsiderSalesRatio = \beta_0 + \beta_1 BAN + controls + industryFE + \epsilon$$

$$InsiderSalesRatio = \beta_0 + \beta_1 TEST + \beta_2 APPLY + \beta_3 TEST \times APPLY + controls + industryFE + \epsilon$$

PBR은 보통주의 주가를 주당 장부가치로 나눈 비율이고, mktcap는 보통주 가격에 발행주식수를 곱한 후 자연로그를 취한 값이다. ROA는 영업이익을 총자산으로 나누고, leverage는 총부채를 총자산으로 나누어 구한다. largest는 최대주주의 지분율이고  $BHAR_{before}$ 는 내부자거래 전 3개월 동안의 매입보유초과수익률이고, volatility는 내부자거래 전 -100일부터 -1일까지의 수익률의 표준편차이고 Amihud는 식(4)에 의해 계산된 비유동성 측정치이다. 기업재무변수는 전년도말 기준이다. PBR, leverage, ROA, Amihud의 경우 상하위 1%에 대하여 winsorization을 실시한다. 중앙값에 대해서는 Wilcoxon signed rank test를 적용한다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: 회귀분석 결과

	공매도 금지		공매도 허용	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>BAN</b>	<b>0.003</b>	<b>3.08</b> ***		
TEST			-0.005	-3.08 ***
APPLY			0.007	3.76 ***
<b>TEST×APPLY</b>			<b>0.002</b>	<b>0.93</b>
$BHAR_{before}$	-0.004	-1.28	-0.000	-0.35
PBR	-0.000	-0.88	-0.000	-1.10
mktcap	-0.003	-6.85 ***	-0.005	-7.64 ***
leverage	0.015	4.96 ***	0.009	2.96 ***
ROA	0.004	0.52	0.006	0.65
largest	-0.000	-5.11 ***	-0.000	-5.04 ***
volatility	0.116	1.75 *	0.062	1.02
Amihud	0.000	1.80 *	0.000	1.24
kosdaq	0.000	0.67	0.001	0.68
절편	0.044	6.32 ***	0.083	8.43 ***
industry FE		사용		사용
Adj R-sq		0.066		0.072
F-value		9.85 ***		9.00 ***
n		2,996		2,822

패널 B: Paired t-test 결과(BAN vs. NOBAN)

	BAN	NOBAN	차이		+/-
			평균	중앙값	
<i>InsiderSalesRatio</i> (n=622)	0.0212	0.0163	0.0049 (t=3.62) ***	0.0024 ***	378/244

패널 C: Paired t-test 결과(TEST vs. BAN)

	TEST	BAN	차이		+/-
			평균	중앙값	
<i>InsiderSalesRatio</i> (허용기업, n=155)	0.0113	0.0163	-0.0050 (-3.01) ***	-0.0031 ***	50/105
<i>InsiderSalesRatio</i> (통제기업, n=406)	0.0154	0.0211	-0.0057 (-3.04) ***	-0.0019 ***	163/242

않는다. 오히려 *TEST*는 음수이고 *TEST*×*APPLY*는 유의적이지 않지만 양인데, 이는 허용기업의 감소가 통제기업에 비하여 작다는 것을 의미한다.

허용기업(n=678)과 통제기업(n=2,144)을 따로 분석하면(결과 보고는 생략함), 허용기업의 경우 *TEST* 계수는 -0.0028(t-value=-1.81)인 반면, 통제기업의 경우 *TEST* 계수는 -0.0044(t-value=-2.97)이다. 이는 회귀분석에서 *TEST*×*APPLY*가 양인 것과 일치하는 결과이다.

패널 B의 BAN기간과 NOBAN기간에 대한 paired t-test 결과는 패널 A의 결과와 일관성있게 *InsiderSalesRatio*의 변화가 양으로 유의적이다.<sup>21)</sup> 매도거래비율이 1.63%에서 2.12%로 증가하며 이는 1%에서 유의적이다.

패널 C는 *TEST*기간과 BAN기간에서 허용기업과 통제기업에 대해 paired t-test를 적용한 결과로 두 그룹에서 매도거래비율이 유의적으로 감소함을 보여준다. 요약하면, <표 9>는 대체로 가설 #4A를 지지하는 결과이지만, 매도거래비율은 허용기업뿐만 아니라 계속 공매도가 금지된 통제기업에서도 모두 감소한다.

*InsiderSalesRatio*는 허용기업의 경우 1.63%에서 1.13%로 감소하는 반면에 통제기업의 경우 2.11%에서 1.54%로 감소한다. 시가총액이 크고 유동성이 높은 허용기업에서 내부자 매도거래비율이 유의적으로 낮은 것(1.63% vs 2.11%, t-value=-2.47)은 자본시장의 감시를 많이 받는 대기업과 관심기업에서, 자체적으로 내부자거래를 제한하는 규정과 시장으로부터의 무언의 압력으로 인해 내부자 거래량이 적은 것으로 예상된다(Yoon, 2013). 그러나 통제기업의 경우 공매도가 계속 금지되고 있음에도 불구하고 내부자 매도거래가 유의적으로 감소한 데에는 다른 이유가 있을 것으로 추정되나 정확한 원인은 명확하지 않다.<sup>22)</sup>

<표 9>는 공매도 금지 후 내부자 매도거래량이 증가하고 공매도 허용 후 내부자 매도거래량이 감소한다는 결과가 대체로 성립함을 보여준다. 이 결과는 Wang et al.(2022)의 예측과 일치하지만 Massa et al.(2015)의 예측과는 반대이다. 우리의 결과가 Massa et al.의 결과와 차이나는 이유는 미국 시장에 비하여 우리 시장은 개인투자자의 비중이 높고, 변동성이 크며, 공매도에 대한 부정적 인식이 강하여 공매도 규제가 엄격하고, 공매도 금지를 개인투자자 보호조치로 간주하기 때문으로 보인다.

#### 4.4. 내부자를 좁게 정의하는 경우

기관투자자가 내부정보에 의해 거래하기 보다는 자산배분 등의 이유로 거래할 가능성이 크기 때문에 국내 및 외국의 기관투자자와 법인을 제외하고 내부자를 최대주주 또는 5% 이상 주주인 개인과 임원으로 정의하기로 한다.<sup>23)</sup>

21) 기업별로 BAN기간과 NOBAN기간에서 *InsiderSalesRatio*의 평균을 각각 구하고 두 평균값을 이용하여 paired t-test를 실시한다. *TEST*기간과 BAN기간에서도 동일한 방식으로 검증한다.

22) 통제기업의 BAN기간과 *TEST*기간간  $BHAR_{t,fore}$ 에 대한 차이를 검증한 결과 전혀 유의적이지 않다.

23) 내부자를 5% 이상 개인주주를 제외한 최대주주(개인)와 임원으로 정의하면 <표 10> 패널 A  $BHAR_{6m}$ 의  $NPR \times TEST \times APPLY$ 와 패널 C의 *BAN*의 유의성이 10%로 하락한다.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

〈표 10〉 내부자를 좁게 정의하는 경우의 강건성 검증

이 표는 내부자를 국내 및 외국 기관투자자와 법인을 제외한 최대주주 또는 5% 이상 주주인 개인과 임원으로 정의하고 <표 5>, <표 7>, <표 9>를 재검증한 결과이다. 모든 회귀분석에서 통제변수와 산업별 더미변수를 사용한다. TEST는 공매도 부분허용기간(2021.5.3~2021.12.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이고, APPLY는 TEST기간에서 공매도 허용기업(코스피200기업과 코스닥150기업)의 경우 1의 값을 갖는 더미변수이고, BAN은 공매도 금지기간(2020.3.16~2020.10.31)이면 1의 값을 갖는 더미변수이다. BHAR6m은 내부자거래 후 6개월 동안의 매입보유초과수익률이고 FF3CAR6m은 파마-프렌치 3요인모형에 의해 계산된 6개월 초과수익률이다. 패널C에서 종속변수는 4개월 단위로 내부자 매도주식수의 절대값을 전년도말 발행주식수로 나눈 *Insider Sales Ratio*이다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: <표 5>의 재검증

	BHAR6m		FF3CAR6m	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b><i>NPR</i>×<i>TEST</i>×<i>APPLY</i></b>	<b>-0.064</b>	<b>-2.05 **</b>	<b>-0.036</b>	<b>-1.52</b>
통제변수 & industry FE	사용		사용	
Adj R-sq	0.101		0.098	
n	3,560		3,560	
F-value	11.00 ***		10.70 ***	

패널 B: <표 7>의 재검증

	BHAR6m		FF3CAR6m	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b><i>NPR</i>×<i>BAN</i></b>	<b>0.039</b>	<b>2.75 ***</b>	<b>0.030</b>	<b>2.61 ***</b>
통제변수 & industry FE	사용		사용	
Adj R-sq	0.061		0.055	
n	3,644		3,644	
F-value	7.73 ***		7.00 ***	

패널 C: <표 9>의 재검증

	공매도 금지		공매도 허용	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b><i>BAN</i></b>	<b>0.002</b>	<b>2.03 **</b>		
<b><i>TEST</i>×<i>APPLY</i></b>			<b>0.004</b>	<b>2.91 ***</b>
통제변수 & industry FE	사용		사용	
Adj R-sq	0.073		0.087	
n	1,408		1,548	
F-value	5.64 ***		6.45 ***	

첫 번째 표본은 12,224개에서 5,203개로 감소한다. 패널 A와 B는 공매도 금지가 내부자거래의 수익성을 증가시키고 공매도 허용이 내부자거래의 수익성을 감소시킨다는 <표 5>와 <표 7>의 결과가 대체로 성립됨을 보여준다. 부연하면, 공매도 금지가 내부자거래의 수익성을 증가시킨다는 결과는 여전히 1% 수준에서 유의적이지만, 공매도 허용이 수익성에 미치는 부정적 영향은 성립하지만 유의성은 상당히 감소한다.

그리고 두 번째 표본은 4,265개에서 2,152개로 감소한다, 패널 C는 공매도 금지 후 내부자 매도거래량이 증가하고 공매도 허용 후 내부자 매도거래량이 감소한다는 <표 9>의 결과가 공매도 허용 후에는 성립하지 않음을 보인다. paired t-test에서 매도거래량은 허용기업의 경우 유의적으로 감소하지 않지만, 통제기업의 경우 유의적으로 감소한다(결과 보고는 생략함).

요약하면, 공매도 금지가 미치는 영향은 내부자 범위와 무관하게 강건하게 성립하지만, 공매도 부분 허용이 미치는 영향은 내부자를 좁게 정의하면 수익성의 감소효과는 유의성이 상당히 감소하고 매도거래량의 감소효과는 전혀 유의하지 않게 된다.

## 5. 결론

본 연구는 공매도가 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성 및 내부자 매도거래량에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 공매도 허용기간(2019.1.1~2019.8.31), 공매도 금지기간(2020.3.16~2020.10.31), 그리고 공매도 부분 허용기간(2021.5.3~2021.12.31)으로 8개월 단위로 구분하고, 주제별로 각각 다른 표본을 구성한다. 두 표본은 각각 12,224건(기업-월)의 순매수비율 자료, 4,265건(기업-4개월)의 내부자 매도거래량 자료로 구성된다. 특히 2021년 5월 3일 공매도가 일부 기업에 한해 허용된 사건을 전후하여 허용표본과 통제표본으로 구성하고 이중차분법을 적용한다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 내부자거래의 수익성을 내부자 순매수비율과 초과수익률간의 연관성을 기준으로 판단한 결과, 공매도 금지는 내부자거래의 수익성을 증가시키고 공매도 허용은 내부자거래의 수익성을 감소시킨다. 그리고 이러한 수익성의 변화는 회계정보의 질이 낮은 기업과 정보비대칭이 큰 기업에서 보다 뚜렷하게 나타난다. 둘째, 공매도와 내부자 매도거래량간의 관계를 분석한 결과, 공매도 금지 후 내부자 매도거래량이 증가하고 공매도 허용 후 내부자 매도거래량이 감소한다는 결과가 대체로 성립한다. 여기서 공매도 허용의 경우 허용기업과 통제기업에서 모두 매도거래량이 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 국내와 국외의 기관투자자와 법인을 제외하여 내부자를 좁게 정의하면 공매도 금지가 미치는 효과는 그대로 유효하지만, 공매도 허용이 미치는 효과는 크게 감소하며 매도거래량의 감소효과는 성립하지 않게 된다. 요약하면, 공매도 금지는 내부자거래의 수익성과 매도거래량을 증가시키고 반대로 공매도 허용은 내부자거래의 수익성과 매도거래량을 감소시키므로 공매도는 내부자거래를 규율하는 기능을 수행한다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 재무이론과 정책수립에 공헌한다. 첫째, 본 연구는 공매도의 순기능으로 알려진 가격발견, 유동성 제공, 리스크관리 수단 기능 이외에 공매도가 내부자거래를 규율하는 기능을 효과적으로 수행한다는 것을 국내 자료를 이용하여 최초로 보고한다. 내부자거래가 외부 투자자의 수익률, 기업의 투자와 자금조달 결정, 공시와 이익조정 등에 부정적 영향을 미치므로 감독당국은 이를 규제하기 위하여 많은 노력을 하는데, 공매도가 내부자거래의 유인을 제약할 수 있는 시장메커니즘을 제공한다는 것은 재무이론에 공헌하는 바가 크다고 사료된다.

## 공매도가 내부자거래를 규율하는가?

둘째, 일부 선진국가들이 2008년 금융위기에서는 공매도 금지를 활용하였으나 이번 코로나19 위기에서는 공매도 금지를 활용하지 않은 것은 공매도 금지의 유용성이 높지 않았음을 암시하는데, 본 연구가 보고하는 공매도의 시장규율기능은 미래에 유사한 상황 발생시 공매도 정책을 어떻게 시행할 것인가에 대하여 중요한 참고자료로 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

Meng et al.(2020)은 중국에서 2010년부터 시행된 공매도 도입 전후를 분석한 결과 공매도가 부정적 정보효과, 저평가효과, 억제효과를 통해 기업의 재무적 제약에 영향을 미친다고 보고한다. 따라서 후속연구로 우리 기업도 공매도로 인해 추가하락, 외부자금 조달비용 증가, 재무적 제약 악화 등의 부정적 영향을 받는지, 아니면 장기적으로 경영진의 효율성이 증가하고 재무적 제약이 완화되는 긍정적 영향을 받는지 분석할 필요가 있다.

글로벌 금융위기, 코로나19 위기 등의 상황에서 주요 선진국은 공매도를 전혀 금지하지 않거나 아주 짧은 기간만 금지한 반면, 우리나라는 상당 기간 공매도를 금지하는 극단적인 조치를 취하였다. 특히 2020년 1월부터 현재 2024년 6월까지의 54개월 동안 공매도가 전면 허용된 기간은 2.5개월에 지나지 않고, 나머지는 30개월의 부분 금지 기간과 21.5개월의 전면 금지 기간으로 구성된다. 공매도 금지 기간이 가장 긴 나라가 우리나라라는 사실은 공매도가 주식의 가격과 유동성 및 변동성, 차익거래, 내부자거래, 자본비용, 재무적 제약 등에 미치는 영향을 분석할 수 있는 귀한 기회를 제공하므로 향후 이에 대한 수준 높은 연구가 나오기를 기대한다.

## References

- Allredge, D., and B. Blank, 2019, Do Insiders Cluster Trades with Colleague?: Evidence from Daily Insider Trading, *Journal of Financial Research*, Vol. 42 (2), pp. 331-360.
- Angelis, D., G. Grullon, and S. Michenaud, 2013, Downside Risk and the Design of CEO Incentives: Evidence from a Natural Experiment, *Working Paper*.
- Angrist, J., and J. Pischke, 2015, *Mastering 'Metrics: The Path from Cause to Effect*, Princeton University Press.
- Autore, D., R. Billingsley, and T. Kovacs, 2011, The 2008 Short Sale Ban: Liquidity, Dispersion of Opinion, and the Cross-section of Returns of US Financial Stocks, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35 (9), pp. 2252-2266.
- Bettis, C., J. Coles, and M. Lemmon, 2000, Corporate Policies Restricting Trades by Insiders, *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, pp. 191-220.
- Boehmer E., C. Jones, and X. Zhang, 2008, Which Shorts Are Informed? *Journal of Finance*, Vol. 63 (2), pp. 491-527.
- Boehmer, E., C. Jones, and X. Zhang, 2013, Shackling Short Sellers: The 2008 Shorting Ban, *Review of Financial Studies*, Vol. 26 (6), pp. 1363-1400.
- Boehmer, E., Z. Huszar, and B. Jordan, 2010, The Good News in Short Interest, *Journal of Financial Economics*, Vol. 96 (1), pp. 80-97.
- Chen, X., Q. Cheng, T. Luo, and H. Yue, 2020, Short Sellers and Long Run Management Forecasts, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 37 (2), pp. 802-828.
- Chen, X., Q. Cheng, T. Luo, and H. Yue, 2022, Short Sellers and Insider Trading Profitability: A Natural Experiment, *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 41 (3), article 106936.
- Cheon, Y., M. Kim, and J. Lee, 2019, Confirmation Effect of Insider Purchases on the Persistence of Past Earnings Changes, *Korea Business Review*, Vol. 48 (2), pp. 463-492.
- Cheung, J., and D. Ki, 2018, The Effect of Insider Trading Type(Sell and Buy) on Stock Trading Behavior and Disclosure Strategy, *Korean Accounting Journal*, Vol. 27 (3), pp 1-37.
- Cho, S., and S. Park, 2014, Bond Rating Changes and Short Sale, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 43 (3), pp. 499-542.
- Choe, H., and H. Lee, 2012, Short Sales Restriction versus Short Sale Prohibition: Different Effects on Market Efficiency, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 25 (2), pp. 161-202.

공매도가 내부자거래를 규율하는가?

- Cohen L., C. Malloy, and L. Pomorsky, 2012, Decoding Inside Information, *Journal of Finance*, Vol. 67, pp. 1009-1043.
- Cohen L., K. Diether, and C. Malloy, 2007, Supply and Demand Shifts in the Shorting Market, *Journal of Finance*, Vol. 62 (5), pp. 2061-2096.
- Cziraki, P., E. Lyandres, and R. Michaely, 2021, What Do Insiders Know? Evidence from Insider Trading around Share Repurchases and SEOs, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 66, article number 101544, pp. 1-24.
- Diamond, D., and R. Verrecchia, 1987, Constraints on Short Selling and Asset Price Adjustment to Private Information, *Journal of Financial Economics*, Vol. 18 (2), pp. 277-311.
- Diether, K., K. Lee, and I. Werner, 2009, Short-sale Strategies and Return Predictability, *Review of Financial Studies*, Vol. 22 (2), pp. 575-607.
- Engelberg, J., A. Reed, and M. Ringgenberg, 2012, How are Shorts Informed? Short Sellers, News, and Information Processing, *Journal of Financial Economics*, Vol. 105 (2), pp. 260-278.
- Fama, E., and K. French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56.
- Fang, V., A. Huang, and J. Karpoff, 2016, Short Selling and Earnings Management, *Journal of Finance*, Vol. 71 (3), pp. 1251-1294.
- Financial Services Authority(FSA), 2009, Temporary Short Selling Measures, *Consultation Paper*.
- Frankel, R., and X. Li, 2004, Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 37 (2), pp. 229-259.
- Grullon, G., S. Michenaud, and J. Weston, 2015, The Real Effects of Short-selling Constraints, *Review of Financial Studies*, Vol. 28 (6), pp. 1737-1767.
- Jagolinzer, A., D. Larcker, and D. Taylor, 2011, Corporate Governance and the Information Content of Insider Trades, *Journal of Accounting Research*, Vol. 49, pp. 1249-1274.
- Jeng, L., A. Metrick, and R. Zeckhauser, 2003, Estimating the Returns to Insider Trading: A Performance-Evaluation Perspective, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85 (2), pp. 453-471.
- Jo, E., and H. Moon, 2018, Misvaluation, Insider Trading and Financial Statement Comparability, *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, Vol. 60 (2), pp. 221-258.
- Ju, K., M. Yeom, and J. Baek, 2014, Effect of Short Selling on Stock Market: A Case of Short-selling Ban Abolishment in Korea, *Korean Corporation Management Review*, Vol. 21 (4), pp. 63-82.



- Kim, D., and Y. Cho, 2021, A Study on the Information Effect of the Over-Short Selling Designation System, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 38 (4), pp. 85-112.
- Kim, I., and T. Kim, 2019, Resale of Treasury Shares and Insider Trading, *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 32 (3), pp. 967-983.
- Kim, J., 2021, A Study on the Possibility of Unfair Trades from the Predictability Traders in the Short Selling, *Korean Journal of Financial Engineering*, Vol. 20 (3), pp. 115-149.
- Kim, J., and M. Woo, 2019, Possible Unfair Trades Using Short-Sale, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 48 (1), pp. 105-128.
- Kim, J., and S. Seo, 2015, The Effect of Short Sale Ban on the Relation between Disagreement and Stock Returns, *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 23 (2), pp. 155-182.
- Kim, T., 2023, Institutional Investment Horizons and Insider Trading, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 40 (4), pp. 27-52.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley, 2005, Performance Matched Discretionary Accruals Measures, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, pp. 163-197.
- Kyle, A., 1985, Continuous Auctions and Insider Trading, *Econometrica*, Vol. 53 (6), pp. 1315-1331.
- Lakonishok, J., and I. Lee, 2001, Are Insider Trades Informative? *Review of Financial Studies*, Vol. 14, pp. 79-111.
- Lee, H., and J. Kim, 2020, A Study on the Relationship between Earning Surprise and Short-Selling, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 37 (4), pp. 55-82.
- Lee, K., J. Yoo, and J. Park, 2015, The Differential Market Reaction from Insider Trading Information Before and After the Financial Investment Services and Capital Markets Act, *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, Vol. 57 (3), pp. 107-142.
- Lee, W., 2020, The Effect of KRX Halts on Overheated Short-selling Stocks, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 49 (5), pp. 741-776.
- Lim, B., and S. Park, 2018, Insider Herding and Stock Price Performance, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 47 (6), pp. 893-923.
- Lim, B., and S. Park, 2020, Insider Trade Clustering and Stock Price Crashes, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 37 (3), pp. 1-38.
- Lim, B., S. Park, and P. Yoon, 2015, The Interaction Effects of Share Repurchase and Insider Trading, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28 (3), pp. 351-384.
- Manove, M., 1989, The Harm from Insider Trading and Informed Speculation, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104 (4), pp. 823-845.
- Massa, M., W. Qian, W. Xu, and H. Zhang, 2015, Competition of the Informed: Does the Presence of Short Sellers Affect Insider Selling? *Journal of Financial Economics*, Vol. 118 (2), pp. 268-288.

- Meng, Q., X. Li, K. Chan, and S. Gao, 2020, Does Short Selling Affect a Firm's Financial Constraints? *Journal of Corporate Finance*, Vol. 60, 101531.
- Meulbroek, L., 1992, An Empirical Analysis of Illegal Insider Trading, *Journal of Finance*, Vol. 47 (5), pp. 1661-1699.
- Miller, E., 1977, Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion, *Journal of Finance*, Vol. 32 (4), pp. 1151-1168.
- Ni, S., and J. Pan, 2010, Trading Puts and CDS on Stocks with Short Sale Ban, *Working Paper*, Hong Kong University of Science and Technology.
- Park, J., and J. Shin, 2022, A Study on the Relationship between Insider Trading and Stock Repurchase Firms, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 51 (3), pp. 335-358.
- Seyhun H., 1986, Insider Profits, Cost of Trading, and Market Efficiency, *Journal of Financial Economics*, Vol. 16 (2), pp. 189-212.
- Shin, H., and P. Yoon, 2023, Does Absence of Insider Trades Before Seasoned Equity Offerings Provide Information to the Market? *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 52 (6), pp. 947-978.
- Skaife, H., D., Veenman, and D. Wangerin, 2013, Internal Control over Financial Reporting and Managerial Rent Extraction: Evidence from the Profitability of Insider Trading, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 55 (1), pp. 91-110.
- Song, M., 2021, *Short Sales Controversy and Future Research Direction*, Research Report 2021-05, Korea Institute of Finance.
- Sun, H., and S. Yin, 2017, Information Leakage in Family Firms: Evidence from Short Selling around Insider Sales, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 47, pp. 72-87.
- Wang, K., R. Wang, K. Wei, B. Zhang, and Y. Zhou, 2022, Insider Sales under the Threat of Short Sellers: New Hypothesis and New Tests, *Accounting Review*, Vol. 97 (2), pp. 427-451.
- Woo, M., and M. Kim, 2019, Performance of Short-Selling Strategy, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 48 (3), pp. 371-391.
- Woo, M., and M. Kim, 2023, The Impact of Investor Type on Short Selling Performance: An Analysis of Individual Investors, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 52 (1), pp. 109-137.
- Yoon, P., 2013, Does Corporate Governance Affect the Profitability of Insider Trading? *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 30 (2), pp. 169-202.
- Zhang, I., and Y. Zhang, 2018, Insider Trading Restrictions and Insiders' Supply of Information: Evidence from Earnings Smoothing, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 35 (2), pp. 898-929.