

Analysis of the Relation between Short Selling and Stock Return Volatility

Shiyong Yoo* Professor, CAU Business School, Chung-Ang University

Received 27 Aug. 2014

Revised 02 Apr. 2015

Accepted 09 Jun. 2015

Abstract

Short selling is the practice of selling securities or other financial instruments that are not currently owned, and then subsequently repurchasing them in the near future to return borrowed securities to their owner. Short selling can play a positive role in the market. It increases market liquidity, contributing to efficient price discovery, and helps to expand the selection of investment strategies and risk management. However, short selling can also play a negative role, with naked short selling sometimes used to manipulate the market.

During the global financial crisis triggered by the subprime mortgage crisis in 2007, the financial authorities in many developed countries implemented short-selling restrictions to stabilize financial markets, protect investors, and aid efficient price discovery. Most studies on short selling concern their relation with stock prices (returns), with less attention paid to the relation between short selling and volatility.

In this study, we investigate the relationship between short-selling activities and stock return volatility in the Korean stock market using daily data on individual stock returns, stock trading volume by investors, and short-selling activities by investors. The sample period ranges from

* **Address:** Chung-Ang University, 84 Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul 06974, Korea; **E-mail:** sy61@cau.ac.kr; **Tel:** 82-2-820-5578.

This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2012S1A5A2A01020315). This paper received the Outstanding Paper Award at the 2014 Allied Conference of Academic Associations in Business Administration. I am grateful to two anonymous referees and the Editor Kwangwoo Park for valuable comments and suggestions.

January 2007 to November 2012. Three types of traders are considered: individual investors, institutional investors, and foreign investors. We use several volatility measures: historical volatility, range-based volatility (Garman-Klass volatility or intraday volatility), implied volatility (VKOSPI or the volatility index), and conditional volatility, which is estimated from the GJR-GARCH model. Three kinds of short-selling activity measures are adopted as the major explanatory variable: logarithm of the money value of short-selling volume, the short-selling/stock trading volume ratio, and the share of short-selling volume by trader type.

Miller (1977) and Diamond and Verrecchia (1987) suggest that policies that impose short-selling constraints increase volatility in the stock market. Such a policy was enacted during the sample period, allowing us to test the prediction that short-selling transactions as a whole increase volatility in the Korean stock market. However, the daily short-selling trading volume was found to exert a negative effect on the volatility of KOSPI index returns.

In the case of short-selling restrictions, it turns out that such restrictions serve to reduce intraday volatility, conditional volatility, and the volatility index (VKOSPI), although the effect of a short-selling ban on volatility remains inconclusive. There are two short-selling ban periods in our sample period: the eight months from October 1, 2008 to May 31, 2009 (BN1) and the three months from August 10 to November 9, 2011 (BN2). The sample data show BN1 and BN2 to have a higher and lower volatility level, respectively. After empirical analysis, the short-selling ban was found to increase intraday volatility and the VKOSPI in BN1 and to decrease them BN2, which implies that such a policy measure does not have deterministic effects on volatility.

When we classify short-selling trading volume by trader type, the short-selling volume of individual investors is observed to stabilize daily range-based volatility and the VKOSPI, whereas that of institutional investors destabilizes such volatility measures as historical volatility, range-based volatility, and the VKOSPI. Foreign investors' short-selling volume increases none of the volatility measures.

The finding that the short-selling trading activities of individual investors stabilize the stock market and those of institutional investors increase stock market volatility, whereas, in the stock market more generally, individual investors increase stock market volatility and institutional investors stabilize the market, is an interesting one. It implies that individual investors have an information advantage in short-selling trading, considering that their share of such trading volume hovers around 3%. This finding is consistent with that of Jung, Kim, and Lee (2013), who report that the short-selling trading activities of individual investors do not increase stock market volatility in Korea. Foreign investors stabilize the stock market through both short-selling transactions and stock trading activity.

With regard to policy effects, we find that short-selling restrictions reduce intraday volatility, the VKOSPI, and conditional volatility. The short-selling ban initially prompted by the global financial crisis appears to have had limited effects, although the second prohibition clearly reduced volatility. Therefore, it can be concluded that short-selling regulations can stabilize the market if implemented in appropriate and timely fashion.

A remaining puzzle is why individual investors' short-selling activities reduce volatility, whereas those of their institutional counterparts increase it. The issue requires further analysis, and is left to future research.

Keywords Short Selling, Volatility, Individual Investors, Foreign Investors, Institutional Investors

I. 서론

한국 주식시장의 공매제도는 한국 경제가 경제개방과 수출주도 정책을 통해서 성장하면서, 자본시장 발전과정에서 변화해 왔다. 한국 경제는 수출주도의 성장을 추구하면서, 1980년 이후 무역자유화를 통한 경제개방을 더욱 확대하게 된다. 주로 수입자유화 확대, 관세율 감축, 외국인직접투자 자유화 등을 주요 정책으로 실시하게 된다. 경제가 성장함에 따라 무역자유화뿐만 아니라, 자본의 자유로운 이동 역시 필요성이 증대함에 따라 자본자유화가 추진된다. 자본자유화는 자본의 유출입에 관한 법적, 제도적 제한을 축소함으로써 자본이 국가 간에 자유롭게 이동할 수 있도록 하는 조치를 의미한다. 자본자유화 대상에는 외국인 직접투자(foreign direct investment, FDI), 외국인 포트폴리오 투자(foreign portfolio investment; FPI), 증권매매, 단기 금융상품 거래 등 모든 자본거래가 포함된다. 우리나라의 자본자유화는 1980년대에 시작되었지만, 주로 실물경제에 초점을 두어 무역자유화 정책에 좀 더 우선순위가 주어졌다. 하지만, 1992년 주식시장개방을 기점으로 자본자유화가 본격화 되었으며, 1993년 외국인투자 개방 5개년 계획이 수립되었고, 1996년 OECD 가입과 1997년 외환위기를 계기로 가속화되었다. 특히 외환위기를 계기로 주식, 채권 및 단기금융 시장이 대폭 개방되었고, 외국인투자 촉진을 위해서 1998년 외국인투자제도가 개편되었고, 1999년 「외국환거래법」의 시행으로 외국인, 국내 기업과 금융기관 및 개인의 자본거래가 대폭 자유화 되어 왔다.

한국 주식시장에서 공매도는 코스피(KOSPI)200 선물 및 옵션시장이 1996년 및 1997년에 개설된 이후 실질적으로 이루어지게 된다. 즉, 1996년 9월 상장종목에 대한 유가증권 대차제도를 도입하였다.¹⁾ 그 이후 공매거래는 확대되어, 1998년 7월부터 외국금융기관에게 허용되었다.

증권대차거래(security lending and borrowing)는 대여자(lender)가 자신이 소유한 유가증권의 소유권을 차입자(borrower)에게 이전할 것을 약정하고, 차입자는 빌린 유가증권을 반환할 것을 약정함으로써 성립하는 거래이다. 대여자는 만기에 대차수수료(rebate) 수익을 누릴 수 있고, 간접적으로 대여한 주식에 대한 대여기간 동안 예탁수수료를 절감할 수 있다. 차입자는 주로 고평가된 주식이나 가격하락이 예상되는 주식을 차입하게 되고, 상환 시에

1) 실질적으로 국내 주식시장에서 공매도가 가능하게 된 시점은 1969년 2월 신용융자제도와 함께 신용대주제도가 도입되면서 부터이다.

차익을 기대하고 주식을 대차하게 된다. 차입자는 결제 부족분을 보전하거나 위험관리나 투자전략의 일환으로 주식을 차입하게 된다. 차입자는 유가증권 대차과정에서 발생하는 모든 대차수수료 이상의 수익이 발생할 것으로 예상하고 차입을 하게 된다.

공매도(short selling)란 증권대차거래의 일종으로서, 주식대차의 대부분은 주식공매도로 이루어지고 있다. 주식대차 없이 이루어지는 공매도를 무차입공매도(naked short sales)라고 하고, 주식대차를 통해서 이루어지는 공매도를 차입공매도(covered short sale)라고 한다. 한국에서는 기본적으로 무차입공매도는 금지되어 있다. 주식대차와 공매도는 시장에서 중요한 역할을 한다. 고평가된 주식을 대차하여 공매도하거나 저평가된 주식에 대한 상환 매수로 주식의 유동성을 증가시키고, 효율적인 가격발견에 기여한다. 또한 투자전략이나 위험관리 등의 선택범위를 확대시키며, 시장버블을 완화시키며, 상승목적의 시세조종(market manipulations)을 제한하는 역할을 한다. 그러나 무차입 공매도는 시세조종의 수단으로 악용될 수도 있다. 그리고 하락장세의 공매도는 가격하락을 가속화시켜 시장의 변동성을 증가시키고 시장의 불안감을 확대재생산할 수도 있다. 그래서 대부분의 국가의 금융규제당국은 시장의 안정과 투자자보호를 위해서 금융위기 기간에는 공매도를 규제하기도 한다.

2007년 서브프라임 모기지사태(subprime mortgage crisis)로 촉발된 글로벌 금융위기(global financial crisis)기간 동안 많은 국가의 금융당국은 공매도 제한조치 혹은 금지조치를 실시했다. 미국의 경우, 기존의 증권거래위원회(Securities and Exchange Commission; SEC) 규정은 결제불이행 위험이 있는 공매도를 금지하고 있으나, 최장 15일까지 결제기한 연장이 가능하여 실질적으로 무차입 공매도가 가능했었다. 그러나 금융위기가 악화되자 추가 급락과 공매도로 인한 변동성 확대 등에 대응하여 공매도 관련 규제를 강화하였다. 즉, 2008년 7월 21일부터 8월 12일까지, 19개 대형 금융주에²⁾ 대하여 무차입 공매도를 금지하였다.³⁾ 그리고 2008년 9월 17일, 새로운 강화된 공매도 금지조치를 발표했다. 이 조치는 2008년 9월 19일부터 10월 8일 사이에 작동했다. 모든 금융주에 대한 공매도를 금지했으며,⁴⁾ 공매

2) BNP Paribas Securities Corp, Bank of America Corp, Barclays PLC, Citigroup Inc, Credit Suisse Group, Daiwa Securities Group Inc, Deutsche Bank Group AG, Allianz SE, Goldman Sachs Group Inc, Royal Bank ADS, HSBC Holdings Plc ADS, JPMorgan Chase & Co, Lehman Brothers Holdings Inc, Merrill Lynch & Co Inc, Mizuho Financial Group Inc, Morgan Stanley, UBS AG, Freddie Mac, Fannie Mae.
3) 미국 SEC의 이 긴급조치(Emergency Order)는 2008년 7월 15일 발표되었으며, 7월 29일에 연장되어 8월 12에 폐지되었다.
4) 초기에 SEC는 원래 799개의 금융주에 대한 공매도를 금지했으며, 거래소 자율로 추가할 수 있게 허용함에 따라 1,000개 이상의 금융주에 대한 공매가 금지되었다.

후 3일(T+3) 안에 상환하도록 하여 무차입공매도를 금지시켰다. 그리고 기관투자자와 헤지펀드들의 일부 공매 포지션에 대해서는 공시의무를 부과했다.

영국의 경우, 기존에는 공매도에 대하여 특별한 규제가 없었다. 하지만, 최근의 글로벌 금융위기 기간을 거치면서 금융감독청(Financial Service Authority; FSA)은 공매도로 인한 시장혼란 우려를 인정하고 美 SEC와 보조를 맞춰 관련 규제를 강화하였다. 2008년 9월 18일부터 2009년 1월 16일 사이의 기간에 대해서 금융주에 대한 추가적인 순매도 포지션(net short position) 확대를 금지하였다. 그리고 2008년 9월 23일부터 해당 기업 유통주식의 0.25%를 초과하는 순매도 포지션을 보유한 경우에는 매일 공시토록 하는 조치를 시행하였다. 독일의 경우, 미국이나 영국의 조치와 발맞추어서 2008년 9월 20일부터 12월 31일까지 11개 금융주에 대하여 공매도를 금지시켰다.

글로벌 금융위기 기간 동안, 한국의 금융위원회는 2008년 10월 1일부터 2009년 5월 31일까지 공매도를 금지시켰다.⁵⁾ 이 공매도 금지 조치는 비금융주에 한해서 2009년 6월 1일부터 해지했다. 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 금융업종 해당 주식 92개(유가증권시장 71개, 코스닥시장 21개)에 한하여 공매도 금지조치가 유지되었다.⁶⁾ 자본시장법에 따라 무차입공매도는 원칙적으로 금지되고 있기 때문에, 2009년 6월 1일부터는 비금융주에 대한 차입공매도가 허용된 것이다.

2011년 8월, 미국의 경기둔화 및 신용등급 하락, 그리고 유럽 재정위기 확산 위험 증가로 국내 KOSPI 주가가 크게 급락하게 되었다. 그래서 금융위원회는 다시 2011년 8월 10일부터 2011년 11월 9일까지 3개월간 유가증권시장 및 코스닥시장 전체 상장종목에 대해 한시적으로 공매도 전면 금지조치 시행한다. 이 당시에 금융주는 여전히 공매도는 금지되고 있는 상태였다. 그리고 2011년 11월 10일부터 비금융주에 대한 공매도 금지 조치는 해제되었지만, 금융주에 대한 금지조치는 지속되었다. 그리고 이러한 금융주의 공매도 금지 규제는 2013년 11월 14일부터 해제된다. 따라서 한국의 경우, 2008년 10월 1일부터 8개월간, 2011년 8월 10일부터 3개월간, 금융주 및 비금융주에 대한 공매도가 전면 금지되며, 전면 금지기간 이후에는 비금융주에 대한 공매도 금지조치는 해제되었지만, 금융주에 대한 공매제한 조치는

5) 유동성공급자, 거래소 상장 ETF, ELW, 주식선물 및 장외파생상품 헤지를 위한 차입공매도는 예외로 허용했다.

6) 금융주에 대해서는 예외적으로 허용되는 헤지목적의 차입공매도만이 가능했다. 헤지목적으로 차입공매도하는 경우, 증빙내역을 한국거래소의 시장감시위원회에 의무적으로 제출해야 한다.

2013년 11월 14일부터 해제되었다.

공매도 금지제도와 관련하여, 공매도 제약(constraint, restriction)과 공매도 금지(ban, prohibition)를 구분할 필요가 있다(Diamond and Verrecchia, 1987; 이하 DV). 공매도 제약은 차입자 입장에서 대차수수료, 대차거래 중개수수료, 담보비용 및 담보인정비용, 공매대금 사용제한, 업틱룰(up-tick rule) 등과 같은 대차거래비용이 이에 해당된다. 공매도 제약이 있는 경우, 공매거래자는 대부분 정보거래자(informed trader)이다. 물론 비정보 거래자들도 유동성 확보를 위해서 공매도 포지션을 취하기도 한다. 공매거래자는 추가 하락을 전망하고 주식을 대차하여 매도하고, 예상대로 주가가 하락하면 주식을 매수하여 대역자에게 상환해야 하기 때문이다. 그리고 이러한 주식 공매도 과정에서 기대되는 수익이 거래비용보다 큰 경우에만 공매도를 실시하게 되는 것이다. 그리고 이러한 공매도 제약이 있는 경우, 유동성거래를 하는 비정보거래자(uninformed trader)는 공매도 포지션을 취하지 않게 된다. 따라서 공매도 제약이 존재하는 경우, 거래비용이 높을수록, 비정보거래자에 비해서 정보 거래자의 거래비중이 높기 때문에, 공매도의 정보 효율성은 높다고 할 수 있다. 하지만 공매도 금지의 경우, 모든 종류의 공매도가 금지되기 때문에, 정보거래자라 할지라도 공매도 포지션을 취할 수 없게 되는 것이다.

규제당국의 공매도 제한 내지 공매도 금지의 목적은 증권시장의 안정화를 통한 투자자 보호나 공정한 가격형성 등인데, 이는 공매도 제한 내지 금지 조치로 주가가격의 수준뿐만 아니라 추가 변동성 안정적 형성에도 목적이 있음을 의미한다. 하지만 대부분의 연구가 공매도와 주가와와의 관계에 관한 것들이며 상대적으로 공매도와 변동성에 관한 연구들은 상대적으로 작다. 본 연구에서는 공매도거래활동과 변동성 간의 관계를 살펴보고자 한다. 그리고 본 연구에서는 투자자별 주식거래정보 역시 변동성에 영향을 미친다는 기존의 연구(유시용, 2014)를 반영하여, 투자자별 주식거래정보를 통제변수로 추가하기로 한다. 이를 통해서 좀 더 강건한 결과를 도출하고자 한다. 또한, 주식시장 전체의 변동성뿐만 아니라, 공매도 금지 대상이었던 금융산업의 변동성에 대해서도 동일한 분석을 하여, 한층 더 강건한 결과 도출을 시도하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 공매도관련 기존의 연구들을 살펴보고자 한다. 그리고 제III장에서는 실증분석으로서, 사용한 데이터, 모형설정, 모형추정결과 및 해석 등을 다루고자 한다. 그리고 제IV장에서는 본 연구를 요약하고자 한다.

II. 기존 연구 및 가설 설정

1. 기존 연구

규제당국은 공매도 금지조치가 주로 급격한 주가하락을 방지하여 시장을 안정시키고 투자자들을 보호하기 위해서 취해진다. 하지만 학계에서의 관심은 이보다 더 광범위하다. 공매도와 관련된 기존 연구들은 크게 두 가지 부류로 나눌 수 있는데, 첫 번째로, 공매도와 주가수익률의 관계에 관한 연구들이다. 두 번째로, 공매도와 시장품질(market quality)과 관련된 연구들이다.

먼저 공매도와 주가수익률 관련 이론적 연구로서는 Miller(1977)와 DV(1987) 등이 있다.⁷⁾ Miller(1977)의 경우, 의견분산(divergence of opinion)이 존재하는 경우에 주가가격이 어떻게 결정되는가를 서술했다. 의견분산은 주식의 수요곡선에 반영되는데, 수요곡선의 각 점들은 이질적인 투자자들(횡축)과 주식의 가격에 대한 그들의 추정치(종축)들의 조합을 나타낸다. 그래서 수요곡선이 가파를수록 의견분산의 정도가 큼을 의미하며, 완만할수록 의견분산의 정도가 작은 것을 의미한다. 단기적으로 주식의 공급곡선의 수직으로 고정되어 있기 때문에, 수요곡선이 의견분산의 정도가 커서 가파른 경우가 의견분산의 정도가 작은 완만한 수요곡선의 경우에 비해서 가격 변동성이 더 크다고 할 수 있다. Miller(1977)의 이론에서 공매도는 수직인 주식의 단기 공급곡선을 오른쪽으로 이동시키는 역할을 한다. 그리고 공매도가 발생하는 경우, 낙관적인 투자자 수는 감소하고 비관적 투자자의 수가 증가하기 때문에, 의견분산의 정도는 감소하게 되고, 따라서 수요곡선은 이전보다는 완만하게 된다. 결과적으로 공매도는 주식의 공급곡선을 우측으로 이동시키고 수요곡선을 완만하게 변화시켜서 주가가격은 하락하게 된다. Miller(1977)는 공매도 제약이 존재하는 경우, 부정적인 정보가 반영되지 않아 의견분산의 정도가 유지되면서, 주가가격이 고평가 상태로 유지된다. 특히 위험한 주식일수록 공매도 제약으로 인한 주가가격 고평가 정도가 더 크다고 지적했다. Miller(1977)의 이론에서 주가가격의 변동성은 직접적으로 언급되지 않았지만, 공매도가 허용되는 경우, 비관적인 투자자의 숫자가 증가하기 때문에, 수요곡선이 의견분산의 정도가 상대적으로 작은 완만한 형태를

7) 대부분의 실증연구들은 위의 두 연구에 기초해서 가설들을 설정하고 검정을 시도하고 있다. 또 다른 공매도 관련 이론연구로서 Hong and Stein(2003)과 Jarrow(1980) 등이 있다.

때기 때문에, 주가수익률의 변동성은 작게 된다. 반대로 공매도 제약이 존재하는 경우, 부정적인 정보가 반영되지 않아서 수요곡선에 변화가 없기 때문에, 상대적으로 주가수익률의 변동성은 크게 된다.

DV(1987)의 모형은 공매도 제약으로 인한 균형가격으로부터의 이탈에 관한 연구라기보다는 공매도 제약이 사적정보(private information)가 주가에 반영되는 속도에 미치는 영향에 관한 연구이다. DV 모형은 합리적 기대모형에 기초를 두고 있기 때문에, 공매도 제약이 정보적 거래를 감소시킬 수는 있지만, 주식가격의 편의를 초래하지는 않는다. DV 모형에서는 공매도 제약으로 비정보거래자들이 공매거래를 하지 않고, 정보거래자들만 공매거래를 할 때, 공매거래의 정보효율성은 향상된다. 특히 부정적인 정보에 대한 정보 효율성은 상대적으로 더 증가하게 된다.⁸⁾ DV 모형 역시 주가수익률 변동성에 대해서 다루고 있지는 않다. 하지만 내포하고 있는 내용은 다음과 같다. 공매도 제약이 존재하는 경우, 비정보거래자들이 공매거래로부터 배제되기 때문에, 공매거래의 정보효율성이 증가하며, 부정적 정보가 주가에 반영되는 속도가 빨라지기 때문에 변동성은 증가하게 된다. 공매도 금지의 경우, 모든 종류의 공매도가 금지되기 때문에, 사적정보가 시장가격에 반영되는 속도는 느리게 되며, 변동성은 감소하게 된다. 따라서 공매도 금지의 경우, 변동성은 상대적으로 가장 많이 감소하게 되며, 공매도 제약이 존재하고 정보거래자들만이 공매거래를 하게 되는 경우, 변동성은 상대적으로 가장 많이 증가하게 된다. 그리고 정보거래자들과 비정보거래자들이 모두 공매도에 참여하는 경우, 정보거래자의 수와 비정보거래자 수의 비율에 따라서, 변동성은 위의 두 경우의 사이에서 결정될 것이다. DV는 또한 해당 주식을 기초자산으로 하는 옵션시장이 존재하는 경우, 공매제약이 완화되기 때문에, 정보효율성이 증가된다고 주장하였다. 즉 옵션이 존재하는 경우, 공매거래는 변동성을 증가시키게 될 것이다.

공매도와 주가수익률과의 관계에 관한 최근의 연구로는 Boehme and Danielsen(2006), Boulton and Braga-Alves(2012), Diether, Lee, and Werner(2009), Doran and Jiang (2014), Figlewski and Webb(1993), Henry and McKenzie(2006), 이준서, 빈기범, 장광익 (2011) 등이 있다. 주로 공매도가 주가수익률의 예측능력, 공매도의 전략의 성과평가, 공매도와

8) 하지만 DV는 현실가능성은 낮지만, 공매제약이 존재하는 경우, 반대의 결과도 언급하고 있다. 즉, 정보거래자 수와 비정보거래자 수의 비율이 유지되는 상태로, 정보거래자와 비정보거래자가 일부가 동시에 공매거래에서 배제되면, 공매거래의 정보효율성은 오히려 감소한다고 주장했다. 특히 부정적 정보에 대한 공매거래의 정보효율성은 긍정적 정보에 비해서 상대적으로 더 감소하게 된다는 것을 보였다.

주가수익률 간의 인과관계 등에 관한 연구들이다. 공매도로 인한 주가수익률 하락은 주로 제한적으로 나타났으며, 공매도 제한 내지 공매도 금지는 주식이격 고평가를 유발하는 것으로 나타나고 있다.⁹⁾ 시장품질에 관한 다양한 변수들을 설정하여 공매도 금지가 시장의 효율성에 미치는 영향을 주로 분석했다. 공통된 결과는 공매도 제한 내지 공매도 금지는 스프레드와 거래비용을 증가시키고 거래감소와 유동성 감소를 초래한다고 보고하고 있다.

규제당국의 공매도 금지 조치의 목적은 증권시장의 안정성 및 공정한 가격형성인데, 이는 공매도 제한 내지 금지 조치로 주식이격의 수준뿐만 아니라 주가 변동성 안정적 형성에도 목적이 있음을 의미한다. 하지만 대부분의 연구가 공매도와 주가와 관계에 관한 것들이며 상대적으로 공매도와 변동성에 관한 연구들은 상대적으로 작다. 공매도 제한 내지 금지가 주가수익률의 변동성에 미치는 영향에 관한 최근 연구는 주로 공매도와 시장품질과의 관계에 관한 연구에서 부수적으로 많이 발견된다. 시장품질을 나타내는 변수로서 변동성, 스프레드, 유동성 등을 활용하고 있기 때문이다. Diether et al.(2009)은 미국의 SEC의 공매도 규제 완화가 시장품질에 어떤 영향을 미치는지를 실증분석했다. 글로벌 금융위기 이전, 미국의 SEC가 공매도 규제 완화를 추진하는 과정에서, 공매도의 가격테스트를 일정기간 일정 주식들(pilot stocks)에 대해서 정지시키는 공매도 규제를 일시적으로 완화했는데,¹⁰⁾ 이 공매도 규제의 일시적 완화가 시장품질에 미치는 영향을 분석했다. 결과, 공매도 규제가 일시적으로 완화된 주식들에 대해서 공매도 수준은 증가했지만, 일별수준에서는 주가수익률이나 변동성에는 영향이 없는 것으로 나타났다. NYSE에 등록된 일시적 공매도규제 완화 주식들에 대해서, 일증자료(high frequency data)를 통해서 살펴본 결과, 스프레드와 일증변동성이 증가한 것으로 나타났다.

9) 공매도와 시장품질과의 관계에 관한 최근의 연구로는 Beber and Pagano(2013), Alexander(2008), Boehmer, Jones, and Zhang(2012), Boehme and Danielsen(2006), Bris(2008), Chang and Yu(2007), Clifton and Snape(2008), Diether et al.(2009), Hamson, Wanzare, and Smith(2008), Hansson and Fors(2009), Kolasinski, Reed, and Thornock(2009), Phillips(2011), Jung, Kim, and Lee(2013) 등이 있다.

10) 1938년 공매도 규제가 처음 채택된 이후 시장의 발달을 고려하여 공매도 규제를 업데이트하기 위하여, SEC는 2004년 6월부터 Regulation SHO를 고려하게 된다. 주요 내용은 인도실패를 방지하고 무차입공매도의 남용 가능성을 억제하는 것과 제한의 효율성과 필요성을 평가하기 위하여 일정한 그룹의 증권에 대한 SEC와 SRO(Self-Regulatory Organization)의 공매도 가격테스트를 일시적으로 정지하는 것 등이다. SEC는 대형 주식의 약 1/3에 대해 공매도 가격테스트 제한의 폐지를 연구하기 위한 일정기간 동안의 파일럿 프로그램(Rule 202T-Pilot Program)을 실시하였다. 파일럿의 목적은 공매도 가격테스트 제한의 폐지가 시장에서 폐지의 대상이 된 증권에 어떠한 영향을 미치는가를 관찰하는 것이다. 공매도 데이터는 이 파일럿 기간 동안 일반공매도와 SEC 스텝이 공매도 가격테스트 제한을 폐지한 결과를 관찰할 수 있도록 공개적으로 이용할 수 있게 만들어졌다. 2007년 7월, SEC는 모든 '공매도 가격테스트 제한'(short sale price test restrictions)을 폐지하였다. 그래서 1934년 증권거래법에 근거한 Rule 10a-1, NYSE의 업틱룰(uptick rule) 혹은 틱테스트(tick test)와 NASDAQ의 '매수 가격테스트(bid price test)' 등은 폐지되었다.

글로벌 금융위기로 SEC는 2008년 7월 15일, 19개 대형 금융주에 대하여 무차입 공매도를 금지하는 내용의 긴급조치(Emergency Order)를 발표한다. 이 조치는 2008년 7월 21일부터 8월 12일까지 작동했다. 그리고 2008년 9월 19일부터 10월 8일 사이에는 모든 금융주에 대한 공매도를 금지되었다. Kolasinski et al.(2009)은 위의 19개 금융주에 대한 무차입공매도 긴급조치와 모든 금융주에 대한 공매도 금지조치가 주식시장품질에 미치는 영향을 실증분석했다. 두 조치 모두 시장품질을 저하시켰으며, 특히 공매도 금지조치는 유동성을 감소시키고 공매의 정보성을 증가시키는 것으로 나타났다. 그리고 DV(1987)의 예측과 같이, 정보거래자들은 공매제약이 존재할 때 대안으로서 옵션시장을 활용하는 것으로 나타났다. Boehmer et al.(2012)은 SEC의 공매도 금지조치 기간과 조치 전후 기간에 걸쳐, 공매금지 주식과 공매가능 주식의 다양한 유동성지표를 비교하였다. 스프레드, 가격효과, 일중변동성(intraday volatility)¹¹⁾ 등으로 추정된 시장품질은 공매도 금지 주식에 대해서는 심각하게 저하되는 것으로 나타났다. 공매금지기간에 일중변동성은 모두 증가하는데, 공매금지 주식의 변동성은 공매허용 주식의 변동성보다 유의적으로 더 크게 증가하는 걸로 나타났다. Doran and Jiang(2014)은 공매도 제약이 존재하는 경우, 투자자의 과신(overconfidence)이 높은 고유변동성(idiosyncratic volatility) 주식의 주가를 과대평가되는 모형을 제시했다. 그래서 공매도 제약이 완화되는 경우, 고유변동성이 높은 주식들은 고유변동성이 낮은 주식보다 더 공매도가 많이 되며, 가격 하락폭도 더 크다는 것을 실증적으로 보였다.

Bris(2008)는 SEC의 19개 금융주에 대한 무차입공매도 금지조치에 대한 다양한 영향을, 공매허용 비교 금융주식과 비교하여 실증분석을 했다. Bris(2008)는 긴급조치가 실행된 이후 무차입공매가 금지된 19개의 금융주는 일중변동성 하락과 스프레드의 증가 등으로 시장품질이 저하된 것으로 나타났다. Bris 역시 Diether et al.(2009)의 방법론을 따라서 다양한 일중변동성지표를 사용했다.¹²⁾ 이러한 일중변동성 지표들의 증가는 시장품질의 향상을 의미한다. Bris(2008)의 변동성 관련 결과는 다른 연구들과는 반대되는 결과이다. Hansson and Fors(2009)는 영국의 FSA의 공매도 금지기간(2008년 9월 18일부터 2009년 1월 16일)과 전후

11) (일중 최고가격과-일중 최저가격)/(거래량가중 평균가격)

12) square absolute return open to close = $100 \times \ln(S_t^O/S_t^C)$, 여기서 S_t^O 는 t시점의 종가(close price), S_t^C 는 t시점의 개시가(open price)를 나타낸다. square absolute return close to close = $100 \times \ln(S_t^C/S_{t-1}^C)$; trade price range = $(S_t^{high} - S_t^{low})/S_t^{high}$, 여기서 S_t^{high} 는 t시점의 최고가격을, S_t^{low} 는 최저가격을 각각 나타낸다. negative semi-variance = 주가수익률이 부(-)일 때의 분산; positive semi-variance = 주가수익률이 정(+일 때의 분산.

기간에 대해서, 공매도 금지 주식 중 23개 주식과 나머지 321개의 주식을 대상으로, 수익률과 시장품질의 차이를 비교했다.¹³⁾¹⁴⁾ 변동성 추정은 5분단위 주기수익률의 제곱의 합으로 정의된 실현변동성(realized volatility)을 사용하였다. 공매금지 주식의 공매금지 기간 동안의 변동성은 공매금지 이전 기간에 비해서 크게 증가하였음을 발견하였다. 공매허용 주식 역시 공매금지 기간 동안의 변동성이 금지 이전기간에 비해서 증가했으나, 증가폭은 공매금지 주식의 경우에 비해서 작았다. 이 결과는 미국의 경우를 대상으로 연구한 Boehmer et al. (2012)의 결과와 일치한다.

국내 연구 중 황선웅, 조영석(2011)은 2008년 1월부터 2009년 10월까지의 국내 주식대차 거래자료를 활용하여, 주식시장 변동성과의 관계를 GARCH 모형을 통해서 분석하였다. 그러나 실제로 추정된 모형설정은 공매도관련 변수 변화율의 변동성이 KOSPI200지수 수익률 변동성과 다른 공매도관련 변수 변화율의 변동성에 미치는 영향을 분석한 것이다. 그리고 충분한 통제변수를 설정하지 않았기 때문에, 강건한 결과라고 보기에는 어렵다. Jung et al.(2013)은 2007년 1월부터 2008년 8월까지의 한국거래소의 일별자료를 활용해서 2008년 1월 21일부터 개인투자자에게 공매가 허용된 시점 전후, 공매도 가능주식과 그렇지 않은 주식 등을 기준으로 변동성, 왜도, 매매호가 스프레드(bid-ask spread), 분산비율(variance ratio) 등을 비교 하였다. 이들은 공매가 허용된 주식들의 변동성이 허용시점 이후 증가했다는 사실을 발견하지 못하였다. 하지만 이들의 연구의 취약점은 개인투자자들에게 공매가 허용된 시점 전후, 공매허용 여부 등을 기준으로 한 단순한 비교분석이며, 개인투자자들의 공매거래량과의 관계를 분석한 것은 아니다. 더욱이, 개인투자자들에게 공매가 허용되었다 하더라도, 개인투자자들의 공매 비중이 평균 0.21%로 다른 투자자들에 비해 아주 미미하기 때문에, 개인투자자들이 주요 변화를 가져왔다고 할 수는 없다. 하지만 이들의 연구결과, 개인투자자의 공매거래가 변동성을 증가시킨다는 발견하지 못했다고 보고하고 있다. 공매도와 횡단면적 변동성의 일종인 고유 변동성과 관계에 대해서 분석한 국내 연구도 있다. 장병훈, 안희준(2015)의 연구에서 개인 투자자의 공매도와 기업고유위험은 정(+)의 관계, 기관의 경우에는 부(-)의 관계를 보이는

13) 시장품질 변수로서, 비정상 수익률, 호가 스프레드, 변동성, 거래량 등을 사용했다.

14) 영국 주식시장의 공매도 금지 관련 연구로서, Clifton and Snape(2008)가 있다. Clifton and Snape(2008)는 영국의 주식시장을 대상으로, 2008년 9월 18일부터 2009년 1월 16일 사이의 기간에 추가적인 순매도 포지션(net short position)이 금지된 34개의 금융주와 공매허용 78개의 FTSE100지수 내의 주식을 비교했다. 스프레드는 공매금지 기간에 증가했는데, 공매금지 주식의 스프레드 증가가 공매허용 주식의 스프레드 증가보다 더 큰 것으로 나타났다. 그리고 공매금지 주식의 공매금지 기간의 유동성이 급격하게 저하하는 것으로 나타났다.

것으로 나타났다.

2. 가설 설정

기존의 이론 및 실증연구에서, 공매도거래활동과 변동성간의 관계를 확정하기는 쉽지 않다. 본 연구에서는 어떤 이론을 직접적으로 검정하기보다는, 직접적인 이론보다는 이론에서 암묵적으로 제시하는 결론을 가설로 설정하여 실증분석을 통해서 확인해보고자 한다. 왜냐하면, Miller(1977)나 DV의 모형의 가설을 검정하려면, 의견분산이나 사적정보의 주가반영속도에 관한 대리변수를 설정해야 하는데, 이것은 쉬운 일은 아니기 때문이다.

공매도 규제가 변동성에 미치는 영향에 대해서는 Miller(1977)와 DV(1987)의 연구에서 암묵적으로 제시하는 결론이 서로 상반된다. 즉 Miller(1977)의 경우, 공매도 제약은 의견분산의 정도가 증가하여 가파른 수요곡선이 되어 변동성은 증가하게 된다. 공매도가 허용되는 경우는 반대로 변동성이 감소하게 된다. DV(1987)의 연구에서는 정보거래자와 비정보거래자의 상대적 공매거래 참여비율에 따라서 부정적 정보의 반영속도가 결정된다. 그래서 공매금지는 사적 정보가 반영속도가 감소하여 변동성이 가장 많이 감소하게 된다. 그리고 공매도 제약규제는 정보거래자만 공매도거래에 참여하여 사적 정보 반영속도가 빨라져서 변동성이 증가한다. 공매도가 허용되는 경우는 정보거래자와 비정보거래자의 공매도 참여비율에 따라서 사적정보 반영속도가 결정되며, 이에 따라 변동성의 증감여부가 결정된다.

따라서 공매도 제약의 경우에 대해서 Miller(1977)와 DV(1987) 모두 변동성이 증가한다고 제시하고 있다. 본 연구에서 고려하는 국내 주식시장의 표본기간의 경우, 공매금지 기간을 제외하고는 대부분 공매도 제약이 존재하는 기간에 해당된다. 따라서 시장 전체 공매거래의 경우, 변동성을 증가시킨다고 가정할 수 있다. 이를 기반으로 시장 전체 공매거래와 공매도 규제정책과 관련된 가설들을 다음과 같이 설정하고자 한다.

가설 1: 시장 전체적으로 공매거래는 변동성을 증가시킨다.

가설 2: 공매도 제약정책은 변동성을 증가시킨다.

그리고 공매도 금지나 공매도 허용에 대해서는 Miller(1977)와 DV(1987)가 서로 상반된

결론을 제시하고 있어서 공매도 금지가 변동성에 미치는 영향은 확정적이지 않다. 따라서 공매도 금지정책관련 가설 3은 다음과 같이 설정하고자 한다.

가설 3: 공매도 금지정책의 변동성의 증감에 대한 영향은 확정적이지 않다.

투자자별 공매거래가 변동성에 미치는 영향에 대해서는 이론적인 모형이나 실증연구가 많이 존재하지는 않아서, 가설 설정이 쉽지는 않다. 따라서 본 연구에서는 기존의 한국 주식 시장의 투자자별 거래와 변동성에 관한 연구를 바탕으로 가설을 설정하고자 한다. 개인 투자자의 주식거래는 시장변동성을 증가시켜 시장을 교란하고, 외국인투자자와 기관투자자의 주식거래는 변동성을 감소시켜 시장을 안정화하는 역할을 담당하고 있다는 기존의 연구결과(유시용, 2014; 길재욱, 김나영, 손용세, 2009)를 바탕으로 투자자별 공매도거래와 변동성에 관해서 다음과 같이 가설을 설정하고자 한다.

가설 4-1: 개인투자자의 공매도거래는 시장변동성을 증가시킨다.

가설 4-2: 기관투자자의 공매도거래는 시장변동성을 감소시킨다.

가설 4-3: 외국인투자자의 공매도거래는 시장변동성을 감소시킨다.

본 연구에서는 위와 같은 가설을 중심으로 실증분석 결과를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 데이터 및 주요 변수

본 연구에서는 2007년 1월부터 2012년 11월까지의 일별자료를 사용하고자 한다. 거래소(KRX)의 개별 주가수익률, 주식별 투자자별 거래대금, 주식별 투자자별 공매도 대금 등의 자료를 사용한다. 최종적으로 사용하는 자료의 관측수는 1373개이다.

그리고 표본 기간 동안, 두 번이 공매금지 조치가 취해졌다. 즉, 2008년 10월 1일부터 2009년 5월까지 8개월간, 2011년 8월 10일부터 11월 9일까지 3개월간, 금융주 및 비금융주에 대한 공매도가 전면적으로 금지되었다. 전면 금지기간 이후에는 비금융주에 대한 공매도 금지조치는 해제되었지만, 금융주에 대한 공매제한 조치는 유지되고 있다. 첫 번째 공매도 금지 기간, 두 번째 공매도 금지 기간을 각각 BN1(공매도 금지기간 1), BN2(공매도 금지기간 2)로 나타내기로 한다. 그리고 첫 번째 공매도 금지 기간과 두 번째 공매도 금지 기간 사이를 터미변수 PO1로 나타내고, 두 번째 공매금지 기간 이후 기간을 터미변수 PO2로 나타내기로 한다. 따라서, PO1와 PO2는 공매도 제약기간을 나타내는 기간터미변수들이다.

종속변수인 변동성 추정치는 역사적변동성(historical volatility), 일중변동성, 변동성지수, 조건부 변동성(conditional volatility) 등을 고려하기로 한다. 역사적변동성은 주가수익률의 과거 23일 간의 표준편차로 추정한다. 그리고 변동성지수는 거래소의 변동성지수인 VKOSPI를 사용하기로 한다. 일중변동성은 Garman and Klass(1980)가 제시한 방법을 따라서 다음과 같이 추정된다.

$$DV_{it} = \sqrt{0.5 \ln(P_t^h/P_{t-1}^l) - (2 \ln 2 - 1) [\ln(P_t^c/P_{t-1}^o)]^2}, \quad (1)$$

여기서, P_t^h 는 주식의 t 일의 일중 최고가, P_t^l 는 최저가, P_t^o 는 시가, P_t^c 는 종가를 나타낸다.

공매거래활동변수들(SA)은 크게 세 가지 부류를 고려해보고자 한다. 공매도 금액의 로그값, 투자자별 공매도 금액 구성비율, 공매도 금액/주식거래대금 비율. 공매도 금액의 로그값 변수로는 S , S^{in} , S^{it} , S^{fr} 등이 고려된다. S 는 일별 공매금액 합계의 로그값, S^{in} 는 개인투자자의 공매도 금액의 로그값, S^{it} 는 기관투자자의 공매금액의 로그값, S^{fr} 는 외국인투자자의 공매도 금액의 로그값을 각각 나타낸다. 그리고 투자자별 공매도 금액 구성비율 변수로는 SI^{in} , SI^{it} , SI^{fr} 등이 있다. SI 는 투자자별 공매도 금액 구성비율을 나타내며, 상첨자는 투자자 유형을 나타낸다. 공매도 금액/주식거래대금 비율변수로는 ST , ST^{in} , ST^{it} , ST^{fr} 등이 있다. ST 는 공매도 금액/주식거래대금 비율을 나타내며, 상첨자는 위와 같이 투자자 유형을 나타낸다.

그리고 통제변수로 사용되는 코스피 주식의 거래활동변수(TA)에는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용된다. 투자자별 순매수율(E)에는 E^{in} , E^{it} , E^{fr} 등이 고려된다. 상첨자는 투자자 유형을 나타낸다. 순매수율은 $(100 \times \ln(\text{매수금액}/\text{매도금액}))$

으로 계산된다. 그리고 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)은 주식매도대금 중에서 투자자별 구성비를 의미하며, VS^{in} , VS^{it} , VS^{fr} 등이 있다.

주요 변수의 기초통계는 <표 1>에 요약되어 있으며, 변동성 추이는 <그림 1>에, 그리고 주요 설명변수의 시계열 추이는 <그림 2>에서 나타나있다. 투자자별 공매도 구성비율을 보면, 표본기간에 대해서 외국인투자자가 77%, 기관이 19%, 개인이 3% 정도의 비중을 각각 차지하고 있다. 국내 공매도의 경우, 대부분 외국인 주도로 이루어졌음을 시사하고 있다.

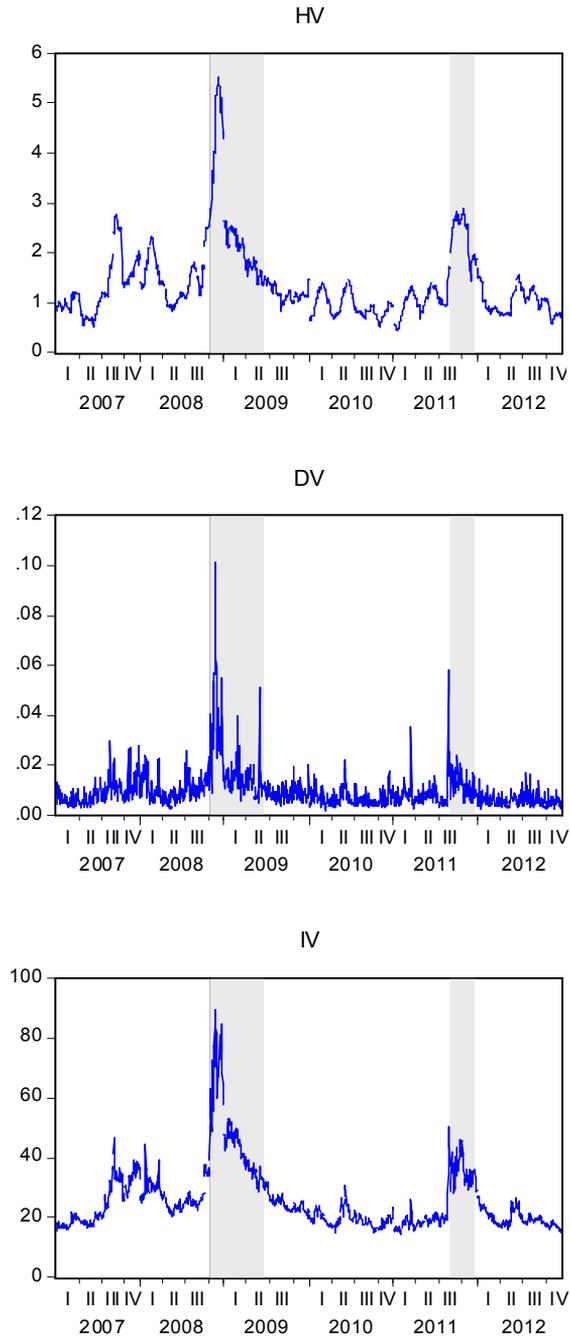
그리고 공매금지 구간(BN1, BN2)에 대해서, 역사적변동성(HV), 일중변동성(DV), 변동성 지수(IV) 등은 감소추세를 나타내고 있다(<그림 1> 참조). 하지만 이러한 감소추세가 공매도 금지로 인한 것인지 혹은 다른 요인에 의한 것인지는 분석의 대상이다. 다른 요인을 통제하고서도 변동성이 감소하였다면, 공매도 금지 정책의 효과가 있다고 할 수 있다.

<표 1> 주요 변수의 기초통계

	평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
HV	1.37	5.52	0.44	0.75	2.49	11.65
DV	0.01	0.10	0.00	0.01	4.47	37.13
IV	25.72	89.30	14.50	10.76	2.35	10.30
S	18.66	20.53	0.00	1.27	-3.58	37.62
S^{in}	13.24	17.39	0.00	5.61	-1.86	4.64
S^{it}	16.57	19.31	0.00	0.97	-4.34	65.80
S^{fr}	17.61	20.46	0.00	4.30	-3.59	14.80
ST	0.02	0.09	0.00	0.01	0.73	4.25
ST^{in}	0.00	0.01	0.00	0.00	0.93	5.66
ST^{it}	0.01	0.06	0.00	0.00	4.02	38.36
ST^{fr}	0.04	0.24	0.00	0.03	1.63	7.37
SI^{in}	0.03	0.20	0.00	0.03	1.07	4.77
SI^{it}	0.19	1.00	0.00	0.23	2.52	8.51
SI^{fr}	0.77	0.99	0.00	0.23	-2.39	8.16
VS^{in}	0.49	0.69	0.25	0.07	-0.40	3.09
VS^{it}	0.27	0.50	0.14	0.04	0.50	5.68
VS^{fr}	0.24	0.49	0.07	0.07	0.62	3.05

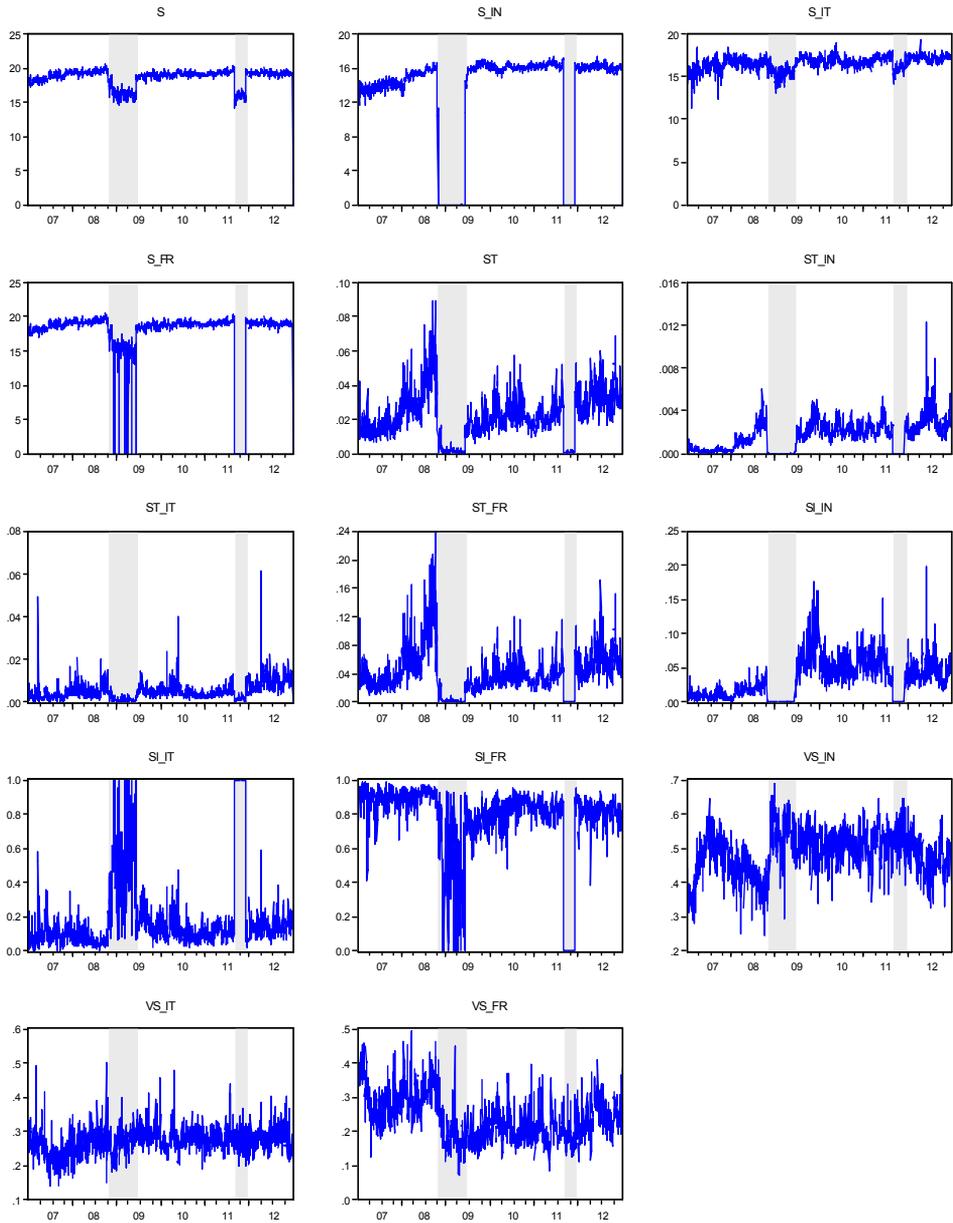
주) HV : 역사적 변동성, IV : 변동성지수 VKOSPI, DV : 일중변동성, S : 공매금액 합계의 로그값, S^{in} : 개인투자자의 공매도 금액의 로그값, S^{it} : 기관투자자의 공매도 금액의 로그값, S^{fr} : 외국인투자자의 공매도 금액, SI^{in} : 개인투자자의 공매도 금액 구성비율, SI^{it} : 기관투자자의 공매도 금액 구성비율, SI^{fr} : 외국인투자자의 공매도 금액 구성비율, ST : 공매도 금액/주식거래대금 비율, ST^{in} : 개인의 공매도 금액/주식거래대금 비율, ST^{it} : 기관의 공매도 금액/주식거래대금 비율, ST^{fr} : 외국인의 공매도 금액/주식거래대금 비율, VS^{in} : 개인의 주식매도대금 구성비율, VS^{it} : 기관의 주식매도대금 구성비율, VS^{fr} : 외국인의 주식매도대금 구성비율.

〈그림 1〉 주요 변동성 추이



주) HV: 역사적 변동성, DV: 일중변동성, IV: 변동성지수.
 음영부분은 공모도 금지 기간.

〈그림 2〉 주요 설명변수의 시계열 추이



주) 음영부분은 공모도 금지 기간.

S : 공모금액 합계의 로그값, S^{in} : 개인투자자의 공모도 금액의 로그값, S^{it} : 기관투자자의 공모도 금액의 로그값, S^{fr} : 외국인투자자의 공모도 금액, SI^{in} : 개인투자자의 공모도 금액 구성비율, SI^{it} : 기관투자자의 공모도 금액 구성비율, SI^{fr} : 외국인투자자의 공모도 금액 구성비율, ST : 공모도 금액/주식거래대금 비율, ST^{in} : 개인의 공모도 금액/주식거래대금 비율, ST^{it} : 기관의 공모도 금액/주식거래대금 비율, ST^{fr} : 외국인의 공모도 금액/주식거래대금 비율, VS^{in} : 개인의 주식매도대금 구성비율, VS^{it} : 기관의 주식매도대금 구성비율, VS^{fr} : 외국인의 주식매도대금 구성비율.

2. 모형설정

지금까지의 최근 미국과 영국의 공매제한 내지 공매금지과 변동성 간의 관계에 관한 연구는 주로 공매금지 대상 주식과 공매허용 주식을 공매금지 기간별 비교하는 방법에 의존한 것이다. 실증분석 결과는 서로 상반된 결과가 많은 편이다. 그러나 이러한 결과는 변동성의 증가나 변화가 단순한 시기구분과 공매금지 대상 여부에 따라 결정된다는 모형설정에 기초하고 있다. 실제로 변동성 전이효과(volatility spillover)에 관한 기존의 연구들은 세계 금융시장의 동조화가 심화됨에 따라서 한 시장의 변동성은 다른 시장의 변동성에 영향을 받게 되며, 혹은 서로 연관되어 있다고 밝히고 있다.¹⁵⁾ 따라서 변동성에 영향을 미치는 적절한 통제변수들을 선택해야, 공매도가 변동성에 미치는 영향을 좀 더 정확하게 추정할 수 있게 되는 것이다. 특히나 소규모 개방경제인 한국의 경우, 국내 금융시장의 개방화로 국제금융시장으로의 통합화가 진전되면서, 주가수익률 변동성은 다른 금융시장의 변동성에 크게 영향을 받고 있는 것으로 알려져 있다.¹⁶⁾

따라서 본 연구에서는 최근 국내 주시시장에 실시된 두 번의 공매도 금지 기간에 대해서, 공매금지 주식과 공매허용 주식과 KOSPI 등의 변동성에 어떤 차이가 있는지를, 그리고 그러한 변동성을 설명하는 적절한 통제변수를 설명변수로 추가하여 분석하고자 한다. 본 연구에서 선택한 통제변수는 투자자별 코스피 주식의 거래량 정보이다. 유시용(2014)의 연구에서, 코스피 주식시장의 변동성이 코스피 주식거래량뿐만 아니라 코스피200 선물 및 옵션의 거래량에 의해서 영향을 받는다는 것을 보였다. 본 연구에서는 공매도거래활동이 코스피 주식변동성에 미치는 영향에 초점을 맞추기 위해서, 투자자별 코스피 거래량만을 통제변수로 고려하기로 한다.

본 연구에서 고려하고 있는 종속변수로서 변동성 추정치는 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수, 그리고 조건부 변동성 등이다. 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등에 대해서는 선형회귀분석모형을 이용하고, 조건부 변동성은 GJR-GARCH 모형(Glosten, Jaganathan, and Runkle, 1993)을 이용하고자 한다.

역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등을 위한 모형설정은 다음과 같이 선형회귀식

15) Engle(2002), Diebold and Yilmaz(2009).

16) 유시용, 고종양(2009), 유시용(2010).

이다.¹⁷⁾

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t, \quad (2)$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치인 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등을 나타내고, SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동을 나타낸다. 통제변수로서는 KOSPI 주식의 거래활동변수 TA_{t-1} 와 기간더미변수 D 를 활용한다. 종속변수인 변동성은 역사적변동성(HV), 변동성지수인 VKOSPI(IV), 그리고 일중변동성(DV) 등이 사용된다. 공매거래활동변수들(SA)은 공매도 절대금액의 로그값(S), 투자자별 공매도 금액 구성비율(ST), 공매도 금액/주식거래대금 비율(ST) 등이다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 전면적 공매금지기간(BN1, BN2)과 각각 공매금지 이후 기간(PO1, PO2) 등이 사용된다.¹⁸⁾ 특히 금지기간 이후의 기간더미변수 PO1과 PO2는 공매제약을 나타내는 더미변수들이다.

조건부 변동성에 대해서는, 코스피지수의 수익률의 이분산성 모형으로 GJR-GARCH 모형 (Glosten et al., 1993)을 활용하고자 한다.

$$r_t = c + \epsilon_t, \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \sigma_{t-1}^2 + \beta \epsilon_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1} \cdot \epsilon_{t-1}^2 + a SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J b_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L d_l D_{t,l},$$

여기서, $\epsilon_t = \sigma_t z_t$, $z_t \sim iid(0,1)$, I_t 는 지시함수(indicator function)로서, $\epsilon_t < 0$ 이면 1의 값을 가지고, 나머지 경우에는 0의 값을 가진다. r_t 는 t 일의 코스피 지수수익률, SA_{t-1} 는 $t-1$ 일의 공매거래활동을 나타낸다. 그리고 통제변수로 코스피 주식의 거래활동변수(TA)와

17) 본 연구에서는 반영하지는 못했지만, 분석기간에 대해 주식시장의 변동성이 상대적으로 높은 시기와 낮은 시기를 구분하여 분석하면, 공매도거래활동이 주가수익률 변동성에 미치는 영향을 좀 더 구체적으로 살펴볼 수 있다는 심사자의 지적은 고려해 볼만하다.

18) 설명변수 중 더미변수들과 상관관계가 높은 경우, 다중공선성문제를 회피하기 위해서 더미변수를 삭제하기로 한다. 일부 공매도 금액의 로그값 변수의 경우 공매도 금지기간과 상관관계가 높게 나타나고 있다. 일별 공매도 금액의 로그값(S), 개인투자자의 일별 공매도 금액의 로그값(S^{im})은 공매도 금지기간 1(BN1)과 -0.68 및 -0.79의 상관관계를 나타내고 있다. 외국인투자자의 일별 공매도 금액의 로그값(S^{fr}), 기관과 외국인의 공매도 금액 중 구성비중(S^{it} , S^{fr}) 등은 공매도 금지기간 2(BN2)과 각각 -0.90, 0.75, -0.74의 상관관계를 나타내서, 더미변수 BN2를 모형설정에서 삭제하기로 한다. 개인의 공매도 금액 구성비중(ST^{im})은 공매도 금지 이후 첫 번째 기간(PO1)과 0.63의 상관관계를 나타내고 있어, ST^{im} 변수와 PO1변수가 동시에 고려되는 경우 PO1 변수를 모형설정에서 제외하기로 한다.

기간더미변수(D)가 사용된다.

강건성 검증의 일환으로, 주식시장 전체의 변동성뿐만 아니라, 공매도 금지 대상이었던 금융산업의 변동성에 대해서도 추정식 (2)와 추정식 (3)을 활용하여 실시하고자 한다. 즉, 금융산업지수의 역사적 변동성, 일중변동성에 대해서는 추정식 (2), 그리고 금융산업지수의 조건부 변동성에 대해서는 추정식 (3)을 활용하여 동일한 분석을 실시하고자 한다.

3. 추정결과

먼저 종속변수가 각각 코스피 수익률의 역사적 변동성, 일중변동성, 그리고 변동성지수 등이고, 설명변수는 공매도 금액(로그값, S), 투자자별 공매도 금액 구성비율(ST), 공매도 금액/주식거래대금 비율(ST)인 경우의 추정결과는 각각 <표 2>~<표 4>에 정리되어 있다. 그리고 코스피지수 수익률에 대한 GJR-GARCH 모형의 추정결과는 <표 5>에 정리되어 있다.

시장 전체적인 공매도거래금액(S)은 전반적으로 변동성을 감소시키는 것으로 나타났다. 시장 전체 공매도거래금액(S)은 통계적으로 유의하게 일중변동성(DV)을 감소시키는 것으로 나타났지만, 역사적변동성(HV)이나 변동성지수(IV)에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다(<표 2> 참조). 그리고 코스피지수 수익률에 대한 GJR-GARCH 모형의 추정결과에서도, 시장 전체 공매도거래금액은 조건부 변동성에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(<표 5> 참조). 따라서 시장 전체적으로 공매거래는 변동성을 감소시킨다는 가설 1은 한국 주식시장에서 기각된다. 그리고 강건성 검증의 일환으로 금융산업지수에 대한 동일한 실증분석 결과, 공매도 금액은 금융산업지수의 일중변동성(<표 6> 참조)과 조건부 변동성(<표 9> 참조)에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 시장 전체적으로 공매거래는 변동성을 감소시킨다는 가설 1은 금융산업지수에 대한 강건성 검증에서도 기각된다. 개인 투자자의 공매도거래금액은 일중변동성과 변동성지수에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(<표 2> 참조). 그리고 개인투자자의 공매도 금액은 조건부 변동성에도 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(<표 5> 참조). 단지 공매도 금액/주식거래대금비율은 조건부 변동성에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 개인투자자의 공매도거래는 변동성을 증가시킨다는 가설 4-1은 기각된다. 강건성 검증의 일환인 금융산업지수에 대한 분석의 결과도 유사한 결과를 보이고 있다. 개인투자자의 공매도 금액은 금융산업지수의 일중변동성에 부(-)의

영향을 보이고 있으나(〈표 6〉 참조), 개인투자자의 공매도 금액/주식거래대금비율은 금융산업 지수의 역사적 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다(〈표 7〉 참조). 금융산업지수 수익률의 조건부 변동성에 대해서는, 개인의 공매도 금액과 개인의 공매도 금액 구성비율은 조건부 변동성을 감소시키는 것으로 나타났다(〈표 9〉 참조).

〈표 2〉 회귀식 추정결과: 설명변수 = 공매도 금액의 로그값

설명	종속	역사적변동성(HV)		일중변동성(DV)		변동성지수(IV)	
시장공매 (S)	래그	0.99***	래그	0.66***	래그	0.97***	
	S	0.00	S	-0.001***	S	-0.11	
	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00	
	E^{fr}	-0.0004***	E^{fr}	0.00	E^{fr}	0.00	
	$BN2$	0.01	$BN2$	-0.002**	$BN2$	-0.47	
	$PO1$	0.00	$PO1$	-0.001***	$PO1$	-0.30*	
	$PO2$	-0.01	$PO2$	-0.001***	$PO2$	-0.37**	
개인공매금액 (S^{in})	래그	0.99***	래그	0.62***	래그	0.95***	
	S^{in}	0.00	S^{in}	-0.0003***	S^{in}	-0.07***	
	E^{in}	0.001**	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00	
	VS^{in}	-0.08	VS^{in}	0.00	VS^{in}	0.23	
	$BN2$	0.00	$BN2$	-0.003***	$BN2$	-0.84**	
	$PO1$	0.00	$PO1$	0.00	$PO1$	-0.17	
	$PO2$	-0.01	$PO2$	-0.001**	$PO2$	-0.27	
기관공매금액 (S^{it})	래그	0.98***	래그	0.59***	래그	0.95***	
	S^{it}	0.01***	S^{it}	0.001***	S^{it}	0.20**	
	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	
	VS^{it}	-0.01	VS^{it}	0.00	VS^{it}	-0.26	
	$BN1$	0.02*	$BN1$	0.005***	$BN1$	1.34***	
	$BN2$	0.01	$BN2$	0.00	$BN2$	0.31	
	$PO1$	-0.02**	$PO1$	-0.001***	$PO1$	-0.40**	
외국인공매 금액 (S^{fr})	$PO2$	-0.02**	$PO2$	-0.002***	$PO2$	-0.56***	
	래그	0.98***	래그	0.60***	래그	0.95***	
	S^{fr}	0.00	S^{fr}	0.00	S^{fr}	-0.01	
	E^{fr}	-0.001***	E^{fr}	-0.00001**	E^{fr}	0.00	
	VS^{fr}	0.06	VS^{fr}	0.00	VS^{fr}	-0.01	
	$BN1$	0.02*	$BN1$	0.004***	$BN1$	0.97***	
	$PO1$	0.00	$PO1$	0.00	$PO1$	-0.28	
$PO2$	0.00	$PO2$	-0.001***	$PO2$	-0.37*		

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.

모형설정 회귀식은 다음과 같다:

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t,$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치를 나타내고, 코스피지수의 역사적변동성(HV), 변동성지수인 VKOSPI(IV), 그리고 일중변동성(DV) 등이 사용된다. 관심 설명변수인 SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동으로서 시장 및 투자자별 공매도 절대금액의 로그값(S)이 사용된다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 공매금지기간($BN1$, $BN2$)과 각각 공매금지 이후 기간($PO1$, $PO2$) 등이 사용된다.

개인투자자의 공매도 금액은 일중변동성, 변동성지수, 조건부 변동성을 등을 감소시키는 것으로 나타나, 통상 개인투자자들이 주식시장에서 변동성을 증가시킨다는 기존의 연구(유시용, 2014; 길재욱 외, 2009)와 상반된 결과를 보이고 있다. 유시용(2014)에서 개인투자자의 주식, 선물, 옵션 등의 거래가 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다. 전체 공매도거래 중 개인투자자 비중이 3% 정도밖에 되지 않은 상황에서, 이는 공매시장에 참여하는 개인투자자는 정보거래자일 가능성이 높다는 것을 의미한다. 그리고 본 결과는 한국거래소의 공매자료를 대상으로 연구한 결과, 개인투자자의 공매거래가 변동성을 증가시킨다는 것을 발견하지 못했다는 Jung et al.(2013)의 결과와도 어느 정도 일치한다고 할 수 있다.

〈표 3〉 회귀식 추정결과: 설명변수 = 투자자별 공매도 금액 구성비율

설명	종속	역사적변동성(HV)		일중변동성(DV)		변동성지수(IV)	
개인 [SI^{in}]	래그	0.99***	래그	0.61***	래그	0.95***	
	SI^{in}	0.02	SI^{in}	-0.01	SI^{in}	-5.22	
	E^{in}	0.001**	E^{in}	0.00	E^{in}	-0.01	
	VS^{in}	-0.09*	VS^{in}	0.00	VS^{in}	0.18	
	$BN1$	0.01	$BN1$	0.004***	$BN1$	0.96***	
	$BN2$	0.02	$BN2$	0.00	$BN2$	0.09	
	$PO2$	-0.01	$PO2$	-0.001***	$PO2$	-0.18	
기관 [SI^{it}]	래그	0.99***	래그	0.61***	래그	0.95***	
	SI^{it}	-0.01	SI^{it}	0.00	SI^{it}	0.34	
	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	
	VS^{it}	-0.01	VS^{it}	0.00	VS^{it}	-0.30	
	$BN1$	0.01	$BN1$	0.003***	$BN1$	0.98***	
	$PO1$	-0.01	$PO1$	-0.0007**	$PO1$	-0.25*	
	$PO2$	-0.01	$PO2$	-0.001***	$PO2$	-0.36**	
외국인 [SI^{fr}]	래그	0.98***	래그	0.60***	래그	0.95***	
	SI^{fr}	-0.01	SI^{fr}	0.00	SI^{fr}	-0.24	
	E^{fr}	-0.0005***	E^{fr}	-0.00001**	E^{fr}	0.00	
	VS^{fr}	0.05	VS^{fr}	0.00	VS^{fr}	-0.06	
	$BN1$	0.02	$BN1$	0.004***	$BN1$	0.92***	
	$PO1$	0.00	$PO1$	0.00	$PO1$	-0.31*	
	$PO2$	0.00	$PO2$	-0.001***	$PO2$	-0.40**	

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.

모형설정 회귀식은 다음과 같다:

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치를 나타내고, 코스피지수의 역사적변동성(HV), 변동성지수인 VKOSPI(IV), 그리고 일중변동성(DV) 등이 사용된다. 관심 설명변수인 SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동으로서 투자자별 공매도 금액 구성비율(SI)이 사용된다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 공매금지 기간(BN1, BN2)과 각각 공매금지 이후 기간(PO1, PO2) 등이 사용된다.

기관투자자의 공매도 금액은 주식시장의 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등을 모두 증가시키는 것으로 나타났다(〈표 2〉 참조). 기관투자자의 공매도 금액/주식거래대금 비율도

〈표 4〉 회귀식 추정결과: 설명변수 = 공매도 금액/주식거래대금 비율

설명	종속	역사적변동성(HV)		일중변동성(DV)		변동성지수(IV)	
공매금액/ 주식거래대금 [ST]	래그	0.98***	래그	0.60***	래그	0.95***	
	ST	0.04	ST	0.01	ST	1.30	
	E ⁱⁿ	0.00	E ⁱⁿ	0.00	E ⁱⁿ	0.00	
	E ^{fr}	-0.0005***	E ^{fr}	-0.00002**	E ^{fr}	0.00	
	BN1	0.02	BN1	0.004***	BN1	1.04***	
	BN2	0.02	BN2	0.00	BN2	0.18	
	PO1	0.00	PO1	0.00	PO1	-0.28*	
	PO2	-0.01	PO2	-0.001***	PO2	-0.39**	
	래그	0.99***	래그	0.61***	래그	0.95***	
	ST ⁱⁿ	4.36	ST ⁱⁿ	-0.07	ST ⁱⁿ	-72.64	
개인 [ST ⁱⁿ]	E ⁱⁿ	0.0007***	E ⁱⁿ	0.00	E ⁱⁿ	0.00	
	VS ⁱⁿ	-0.05	VS ⁱⁿ	0.00	VS ⁱⁿ	-0.08	
	BN1	0.02	BN1	0.004***	BN1	0.99***	
	BN2	0.02	BN2	0.00	BN2	0.10	
	PO1	-0.01	PO1	0.00	PO1	-0.16	
	PO2	-0.02	PO2	-0.001**	PO2	-0.22	
기관 [ST ^{it}]	래그	0.98***	래그	0.61***	래그	0.95***	
	ST ^{it}	1.48**	ST ^{it}	0.08	ST ^{it}	18.90	
	E ^{it}	0.00***	E ^{it}	0.00	E ^{it}	0.00	
	VS ^{it}	-0.04	VS ^{it}	0.00	VS ^{it}	-0.64	
	BN1	0.01	BN1	0.004***	BN1	1.14***	
	BN2	0.01	BN2	0.00	BN2	0.25	
외국인 [ST ^{fr}]	PO1	-0.01	PO1	-0.001*	PO1	-0.26	
	PO2	-0.02*	PO2	-0.002***	PO2	-0.44**	
	래그	0.98***	래그	0.60***	래그	0.95***	
	ST ^{fr}	-0.08	ST ^{fr}	0.00	ST ^{fr}	-0.79	
	E ^{fr}	-0.0005***	E ^{fr}	-0.00001*	E ^{fr}	0.00	
	VS ^{fr}	0.09	VS ^{fr}	0.00	VS ^{fr}	-0.10	
외국인 [ST ^{fr}]	BN1	0.02*	BN1	0.004***	BN1	0.94***	
	BN2	0.02	BN2	0.00	BN2	0.09	
	PO1	0.01	PO1	0.00	PO1	-0.31*	
	PO2	0.00	PO2	-0.001**	PO2	-0.38***	

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.

모형설정 회귀식은 다음과 같다.

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t,$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치를 나타내고, 코스피지수의 역사적변동성(HV), 변동성지수인 VKOSPI(IV), 그리고 코스피지수의 일중변동성(DV) 등이 사용된다. 관심 설명변수인 SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동으로서 시장 및 투자자별 공매도 금액/주식거래대금 비율(ST)이 사용된다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 공매금지 기간(BN1, BN2)과 각각 공매금지 이후 기간(PO1, PO2) 등이 사용된다.

〈표 5〉 GJR-GARCH 모형 추정결과(코스피 지수수익률)

유형	설명	공매도 금액		공매도 금액/주식거래대금 비율		투자자별 공매도 금액 구성비율	
시장 (S)	ϵ^2	-0.03**	ϵ^2	-0.04***			
	I	0.21***	I	0.22***			
	σ^2	0.86***	σ^2	0.85***			
	S	-0.03**	ST	-0.41			
	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00			
	E^{it}	0.00	E^{it}	-0.001*			
	E^{fr}	0.00	E^{fr}	0.22**			
	BN2	0.12	BN2	0.28**			
	PO1	-0.04	PO1	-0.03			
	PO2	-0.04*	PO2	-0.04			
개인 (S ⁱⁿ)	ϵ^2	-0.04***	ϵ^2	-0.06***	ϵ^2	-0.02	
	I	0.22***	I	0.23***	I	0.20***	
	σ^2	0.87***	σ^2	0.86***	σ^2	0.85***	
	S^{in}	-0.01*	ST^{in}	29.28***	SI^{in}	-0.17	
	E^{in}	0.00*	E^{in}	0.00**	E^{in}	0.003***	
	VS^{in}	0.12	VS^{in}	0.42**	VS^{in}	-0.10	
	BN2	0.08	BN1	0.20**	BN1	0.20**	
	PO1	-0.04*	BN2	0.26**	BN2	0.28**	
	PO2	-0.04*	PO1	-0.12***	PO1	-0.01	
			PO2	-0.12***			
기관 (S ^{it})	ϵ^2	-0.07***	ϵ^2	-0.06***	ϵ^2	-0.06***	
	I	0.23***	I	0.24***	I	0.25***	
	σ^2	0.87***	σ^2	0.85***	σ^2	0.86***	
	S^{it}	0.06***	ST^{it}	4.21	SI^{it}	0.27***	
	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	
	VS^{it}	0.22	VS^{it}	-0.14	VS^{it}	-0.05	
	BN1	0.27***	BN1	0.24***	BN1	0.10	
	BN2	0.30***	BN2	0.30**	PO1	-0.06**	
	PO1	-0.11***	PO1	-0.06**	PO2	-0.08***	
	PO2	-0.14***	PO2	-0.09***			
외국인 (S ^{fr})	ϵ^2	-0.05***	ϵ^2	-0.05***	ϵ^2	-0.05***	
	I	0.23***	I	0.23***	I	0.24***	
	σ^2	0.86***	σ^2	0.86***	σ^2	0.86***	
	S^{fr}	-0.01*	ST^{fr}	0.40	ST^{fr}	-0.28***	
	E^{fr}	-0.002***	E^{fr}	-0.002**	E^{fr}	-0.002***	
	VS^{fr}	-0.42**	VS^{fr}	-0.52**	VS^{fr}	-0.28	
	BN1	0.12	BN1	0.18**	BN1	0.09	
	PO1	-0.06**	BN2	0.22*	PO1	-0.08***	
	PO2	-0.06**	PO1	-0.07**	PO2	-0.08***	
			PO2	-0.07***			

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.
추정식은 다음과 같다:

$$r_t = c + \epsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha\sigma_{t-1}^2 + \beta\epsilon_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1} \cdot \epsilon_{t-1}^2 + aSA_{t-1} + \sum_{j=1}^J b_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L d_l D_{t,l}$$

여기서, $\epsilon_t = \sigma_t z_t$, $z_t \sim iid(0, 1)$, I_t 는 지시함수(indicator function)로서, $\epsilon_t < 0$ 이면 1의 값을 가지고, 나머지 경우에는 0의 값을 가진다. r_t 는 t 일의 코스피 지수수익률, SA_{t-1} 는 $t-1$ 일의 공매거래활동을 나타낸다. 주요 설명변수인 공매거래활동변수로서는 시장 및 투자자별 공매도 금액의 로그값, 투자자별 공매도 금액 구성비율, 시장 및 투자자별 공매도 금액/주식거래대금 비율 등이 사용된다. 통제변수로 코스피 주식의 거래활동변수(TA)와 기간더미변수(D)가 사용된다.

코스피의 역사적 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다(〈표 4〉 참조). 그리고 기관투자자의 공매도 금액과 공매금액/주식거래대금 비율은 코스피 수익률의 조건부 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다(〈표 5〉 참조). 따라서 국방부 직할부대 및 기관투자자의 공매도거래는 변동성을 증가시킨다는 가설 4-2는 기각된다.

〈표 6〉 회귀식 추정결과(금융산업지수): 설명변수 = 공매도 금액

설명	종속		일종변동성(DV)	
	역사적변동성(HV)			
시장공매도 금액 (S)	래그	0.98***	래그	0.61***
	S	0.00	S	-0.001***
	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00
	E^{fr}	-0.001***	E^{fr}	-0.00002**
	BN2	-0.01	BN2	-0.003***
	PO1	-0.01	PO1	-0.001***
	PO2	-0.02	PO2	-0.002***
개인공매도 (S ⁱⁿ)	래그	0.97***	래그	0.54***
	S^{in}	-0.004	S^{in}	-0.0005***
	E^{in}	0.001**	E^{in}	0.00
	VS^{in}	-0.10	VS^{in}	0.00
	BN2	-0.03	BN2	-0.01***
	PO1	0.00	PO1	0.00
	PO2	-0.01	PO2	-0.001**
기관공매도 (S ^{it})	래그	0.97***	래그	0.49***
	S^{it}	0.01***	S^{it}	0.001***
	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00
	VS^{it}	-0.03	VS^{it}	0.00
	BN1	0.08*	BN1	0.01***
	BN2	0.02	BN2	0.00
	PO1	-0.02**	PO1	-0.001***
외국인공매도 (S ^{fr})	PO2	-0.04**	PO2	-0.003***
	래그	0.97***	래그	0.51***
	S^{fr}	0.00	S^{fr}	0.00
	E^{fr}	-0.001***	E^{fr}	-0.00003**
	VS^{fr}	0.07	VS^{fr}	0.00
	BN1	0.07*	BN1	0.01***
	PO1	0.00	PO1	0.00
	PO2	-0.010	PO2	-0.002***

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.
추정식은 다음과 같다:

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치를 나타내고, 금융산업지수(Fn_Guide의 금융 FGSC40)의 역사적변동성(HV)과 금융산업지수의 일종변동성(DV) 등이 사용된다. 관심 설명변수인 SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동으로서 시장 및 투자자별 공매도 금액(로그값)이 사용된다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 공매금지기간(BN1, BN2)과 각각 공매금지 이후 기간(PO1, PO2) 등이 사용된다.

〈표 7〉 회귀식 추정결과(금융산업지수): 설명변수 = 공매도 금액/주식거래대금 비율

설명	종속	역사적변동성(HV)		일중변동성(DV)	
공매금액/ 주식거래대금 (ST)		래그	0.97***	래그	0.51***
		ST	0.09	ST	0.01
		E^{in}	0.00	E^{in}	0.00
		E^{fr}	-0.001***	E^{fr}	-0.00003***
		$BN1$	0.07***	$BN1$	0.01***
		$BN2$	0.02	$BN2$	0.00
		$PO1$	0.00	$PO1$	0.00
		$PO2$	-0.02	$PO2$	-0.002***
개인 (ST^{in})		래그	0.97***	래그	0.51***
		ST^{in}	7.03*	ST^{in}	0.09
		E^{in}	0.001**	E^{in}	0.00
		VS^{in}	-0.04	VS^{in}	0.00
		$BN1$	0.06***	$BN1$	0.01***
		$BN2$	0.03	$BN2$	0.00
		$PO1$	-0.02*	$PO1$	-0.001*
		$PO2$	-0.04**	$PO2$	-0.002**
기관 (ST^{it})		래그	0.97***	래그	0.51***
		ST^{it}	2.02*	ST^{it}	0.07
		E^{it}	0.00	E^{it}	0.00
		VS^{it}	-0.07	VS^{it}	0.00
		$BN1$	0.07***	$BN1$	0.01***
		$BN2$	0.02	$BN2$	0.00
		$PO1$	-0.01	$PO1$	0.00
		$PO2$	-0.03***	$PO2$	-0.002***
외국인 (ST^{fr})		래그	0.97***	래그	0.51***
		ST^{fr}	-0.05	ST^{fr}	0.00
		E^{fr}	-0.001***	E^{fr}	-0.00002***
		VS^{fr}	0.09	VS^{fr}	0.00
		$BN1$	0.07***	$BN1$	0.01***
		$BN2$	0.03	$BN2$	0.00
		$PO1$	0.00	$PO1$	0.00
		$PO2$	-0.01	$PO2$	-0.002***

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.

추정식은 다음과 같다:

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치를 나타내고, 금융산업지수(Fn_Guide)의 금융 FGSC40)의 역사적변동성(HV)과 금융산업지수의 일중변동성(DV) 등이 사용된다. 관심 설명변수인 SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동으로서 시장 및 투자자별 공매도 금액/주식거래대금 비율이 사용된다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 공매금지 기간(BN1, BN2)과 각각 공매금지 이후 기간(PO1, PO2) 등이 사용된다.

기관투자자의 공매거래가 변동성을 증가시키는 것은 금융산업지수에 대한 강건성 검증 결과에서도 확인된다. 기관투자자의 공매도 금액은 금융산업지수의 역사적 변동성과 일중 변동성을 증가시키며(〈표 6〉 참조), 기관투자자의 공매금액/주식거래대금 비율은 금융산업지수의 역사적 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다(〈표 7〉 참조). 금융산업지수의 조건부 변동성에 대해서도, 기관투자자의 공매도 금액과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다(〈표 9〉 참조).

〈표 8〉 회귀식 추정결과(금융산업지수): 설명변수 = 투자자별 공매도 금액 구성비율

설명	종속		일중변동성(DV)	
	역사적변동성(HV)			
개인 [ST^{in}]	래그	0.97***	래그	0.52***
	ST^{in}	0.01	ST^{in}	-0.01
	E^{in}	0.001*	E^{in}	0.00
	VS^{in}	-0.12*	VS^{in}	0.00
	$BN1$	0.06***	$BN1$	0.01***
	$BN2$	0.03	$BN2$	0.00
	$PO2$	-0.02	$PO2$	-0.001***
기관 [ST^{it}]	래그	0.97***	래그	0.51***
	ST^{it}	0.01	ST^{it}	0.00
	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00
	SV^{it}	-0.03	SV^{it}	0.00
	$BN1$	0.05***	$BN1$	0.01***
	$PO1$	-0.02	$PO1$	-0.001*
	$PO2$	-0.02**	$PO2$	-0.002***
외국인 [ST^{fr}]	래그	0.97***	래그	0.51***
	ST^{fr}	-0.03	ST^{fr}	0.00
	E^{fr}	-0.001***	E^{fr}	-0.00003***
	VS^{fr}	0.07	VS^{fr}	0.00
	$BN1$	0.06***	$BN1$	0.01***
	$PO1$	0.00	$PO1$	0.00
	$PO2$	-0.020	$PO2$	-0.002***

주) ***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.

추정식은 다음과 같다:

$$\sigma_t = c_0 + c_1\sigma_{t-1} + \alpha SA_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L \delta_l D_{t,l} + \epsilon_t,$$

여기서, σ_t 는 t 시점의 변동성 추정치를 나타내고, 금융산업지수(Fn_Guide의 금융 FGSC40)의 역사적 변동성(HV)과 금융산업지수의 일중변동성(DV) 등이 사용된다. 관심 설명변수인 SA_{t-1} 는 $t-1$ 시점의 공매거래활동으로서 투자자별 공매도 금액 구성비율이 사용된다. 통제변수인 코스피 주식의 거래활동변수(TA)로는 투자자별 순매수율(E)과 투자자별 주식매도대금 구성비율(VS)이 사용되며, 또 다른 통제변수인 기간더미변수는 두 번의 공매금지 기간(BN1, BN2)과 각각 공매금지 이후 기간(PO1, PO2) 등이 사용된다.

〈표 9〉 GJR-GARCH 모형 추정결과(금융산업지수 수익률)

유형	설명	공매도 금액		공매도 금액/주식거래대금 비율		투자자별 공매도 금액 구성비율	
시장	ϵ^2	0.00	ϵ^2	0.00			
	I	0.12***	I	0.12***			
	σ^2	0.92***	σ^2	0.89***			
	S	-0.05**	ST	-0.27			
	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00			
	E^{it}	0.00	E^{fr}	0.00			
	E^{fr}	0.00	$BN1$	0.56***			
	$BN2$	-0.15	$BN2$	0.08			
	$PO1$	-0.03	$PO1$	-0.06*			
	$PO2$	-0.06**	$PO2$	-0.10***			
개인	ϵ^2	0.00	ϵ^2	-0.01	ϵ^2	0.12***	
	I	0.13***	I	0.13***	I	0.02	
	σ^2	0.90***	σ^2	0.88***	σ^2	0.52***	
	S^{in}	-0.03***	ST^{in}	-5.63	ST^{in}	-14.16***	
	E^{in}	0.00	E^{in}	0.00	E^{in}	0.02***	
	VS^{in}	-0.21	VS^{in}	-0.30	VS^{in}	-1.63*	
	$BN2$	-0.30**	$BN1$	0.63**	$BN1$	0.39	
	$PO1$	-0.01	$BN2$	0.13	$BN2$	-0.45	
	$PO2$	-0.05*	$PO1$	-0.05	$PO2$	-0.90***	
			$PO2$	-0.10**			
기관	ϵ^2	-0.01	ϵ^2	-0.01	ϵ^2	-0.01	
	I	0.12***	I	0.12***	I	0.12***	
	σ^2	0.88***	σ^2	0.89***	σ^2	0.88***	
	S^{it}	0.05**	ST^{it}	0.20	ST^{it}	0.20	
	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	E^{it}	0.00	
	VS^{it}	0.89*	VS^{it}	0.59	VS^{it}	0.59***	
	$BN1$	0.74***	$BN1$	0.59***	$BN1$	0.57***	
	$BN2$	0.14	$BN2$	0.09	$PO1$	-0.09**	
	$PO1$	-0.13***	$PO1$	-0.08**	$PO2$	-0.14***	
	$PO2$	-0.20***	$PO2$	-0.13***			
외국인	ϵ^2	0.00	ϵ^2	0.00	ϵ^2	0.00	
	I	0.13***	I	0.12***	I	0.12***	
	σ^2	0.88***	σ^2	0.89***	σ^2	0.88***	
	S^{fr}	-0.01	ST^{fr}	0.15	ST^{fr}	-0.29*	
	E^{fr}	0.00	E^{fr}	0.00	E^{fr}	0.00	
	VS^{fr}	0.17	VS^{fr}	0.12	VS^{fr}	0.33	
	$BN1$	0.60***	$BN1$	0.62***	$BN1$	0.63***	
	$PO1$	-0.05	$BN2$	0.12	$PO1$	-0.07	
	$PO2$	-0.10***	$PO1$	-0.06	$PO2$	-0.13***	
			$PO2$	-0.11***			

주) ***, **, *, 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미함.

추정식은 다음과 같다:

$$r_t = c + \epsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\sigma_{t-1}^2 + \beta\epsilon_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1} \cdot \epsilon_{t-1}^2 + aSA_{t-1} + \sum_{j=1}^J b_j TA_{t-1,j} + \sum_{l=1}^L d_l D_{t,l},$$

여기서, $\epsilon_t = \sigma_t z_t$, $z_t \sim iid(0, 1)$, I_t 는 지시함수(indicator function)로서, $\epsilon_t < 0$ 이면 1의 값을 가지고, 나머지 경우에는 0의 값을 가진다. r_t 는 t 일의 금융산업지수(Fn_Guide의 금융 FGSC40)의 지수수익률, SA_{t-1} 는 $t-1$ 일의 공매거래활동을 나타낸다. 주요 설명변수인 공매거래활동변수로서는 시장 및 투자자별 공매도 금액의 로그값, 투자자별 공매도 금액 구성비율, 시장 및 투자자별 공매도 금액/주식거래대금 비율 등이 사용된다. 통제변수로 코스피 주식의 거래활동변수(TA)와 기간더미 변수(D)가 사용된다.

기관투자자의 공매거래가 변동성을 증가시킨다는 결과 역시 국내 주식시장을 대상으로 한 기존의 연구결과(유시용, 2014; 길재욱 외, 2009)와 상반되는 결과이다.

외국인투자자의 공매거래가 주식시장의 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다(〈표 2〉~〈표 4〉). 하지만, 외국인 투자자의 공매도 금액과 공매도 금액 구성비율이 주식시장의 조건부 변동성을 감소시키는 것으로 나타났다(〈표 5〉 참조). 따라서 외국인투자자의 공매거래는 변동성을 감소시킨다는 가설 4-3은 채택된다.

그리고 금융산업지수에 대한 강건성 검증 결과, 외국인투자자의 공매도 금액 구성비율이 금융산업의 조건부 변동성을 감소시키는 것으로 나타났다(〈표 9〉 참조). 이러한 결과는 주식 시장에서 외국인투자자가 변동성을 감소시킨다는 기존의 연구결과(유시용, 2014; 길재욱 외, 2009)와도 일치하고 있다. 공매도 제약기간은 공매도 금지 기간 이후, 금융주를 제외하고는 나머지 주식들에 대해서는 공매도가 허용된 기간으로서, PO1과 PO2 기간터미 변수들이 이에 해당된다. 공매도 제약을 나타내는 기간터미 변수들(PO1, PO2)의 통계적으로 유의한 추정 계수들은 모두 부(-)의 값을 나타내고 있다. 따라서 가설 2는 채택된다. 이 결과는 금융산업 지수의 변동성 종속변수인 경우에도 동일하게 나타나고 있다. 이러한 결과는 공매도 제약정책이 시장을 안정화시키는 역할을 한다는 것을 의미한다. 공매도 제약정책의 경우, 역사적 변동성에는 통계적으로 유의한 영향이 없고, 일중변동성, 변동성지수, 조건부 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 이는 공매도 제약정책이 단기적으로 일중변동성에, 조건부적으로 조건부 변동성에, 미래지향적으로 변동성지수에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 따라서 일부 주식의 공매금지와 같은 공매도 제약정책은 변동성을 감소시킨다고 할 수 있다. 공매도 금지 기간 터미변수의 경우, 공매도 금지기간 1(BN1)의 경우 전반적으로 정(+)의 값을 나타낸 반면, 공매도 금지기간 2(BN2)의 경우 전반적으로 부(-)의 값을 나타내고 있다(〈표 2〉~〈표 4〉). 조건부 변동성을 대상으로 한 경우, 통계적으로 유의한 전면적 공매금지정책 효과는 모두 정(+)의 값을 나타내고 있다(〈표 5〉 참조). 따라서 공매도 금지정책이 변동성에 미치는 영향은 확정적이지는 않다. 따라서 가설 3은 채택된다.

강건성 검증 일환으로 공매도 금지정책이 금융산업의 변동성에 미치는 영향을 분석한 경우, 공매도 금지기간 1(BN1)의 경우 정(+)의 효과를, 공매도 금지기간 2(BN2)의 경우 부(-)의 효과를 나타내고 있다. 하지만 변동성별로 분석해보면, 일중변동성과 변동성지수에 대해서는,

공매도 금지정책은 공매도 금지기간 1(BN1)의 경우 통계적으로 정(+)의 값을 나타낸 반면, 공매도 금지기간 2(BN2)의 경우 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 나타내고 있다. 즉, 공매도 전면금지정책은 일중변동성이나 변동성지수에 영향을 미친다는 것이다. 표본기간 중, 첫 번째 전면적 공매금지정책(BN1)은 일중변동성 및 변동성지수를 증가시킨 반면, 두 번째 전면적 공매금지정책(BN2)은 일중변동성 및 변동성지수를 감소시켰다고 할 수 있다. 글로벌금융 위기에 해당되는 공매도 금지기간 1(BN1)의 경우 전면적으로 공매도를 금지시켜도 변동성감소 효과는 제한적이라고 할 수 있다. 하지만, 글로벌 금융위기 기간이 아닌 경우, 전면적 공매금지 정책(BN2)은 시장을 안정화시키는 효과가 있다고 할 수 있다.

IV. 결 론

공매도(short selling)란 증권대차거래의 일종으로서, 자신이 소유하지 않은 주식을 대차하여 매도하는 것을 의미한다. 공매도는 시장의 유동성을 증가시키고, 효율적인 가격발견에 기여하고, 투자전략이나 위험관리 등의 선택범위를 확대시키며, 시장버블을 완화시키며, 상승 목적의 시세조종(market manipulations)을 제한하는 역할을 한다. 그러나 무차입 공매도는 시세조종의 수단으로 악용될 수도 있다. 2007년 서브프라임 모기지사태(subprime mortgage crisis)로 촉발된 글로벌 금융위기(global financial crisis)기간 동안 많은 국가의 금융당국은 금융시장을 안정화시키고자 공매도 제한조치 혹은 금지조치를 실시했다.

규제당국의 공매도 제한 내지 공매도 금지의 목적은 증권시장의 안정화를 통한 투자자보호나 공정한 가격형성 등인데, 이는 공매도 제한 내지 금지 조치로 주시가격의 수준뿐만 아니라 주가 변동성 안정적 형성에도 목적이 있음을 의미한다. 하지만 대부분의 연구가 공매도와 주가와와의 관계에 관한 것들이며 상대적으로 공매도와 변동성에 관한 연구들은 많지 않다. 그래서 본 연구에서는 공매도거래활동과 변동성 간의 관계를 살펴보았다.

실증분석을 위해서 기존의 이론적 연구(Miller, 1977; DV, 1987)와 실증분석(유시용, 2014; 길재욱 외, 2009)을 바탕으로 가설을 다음과 같이 설정하였다. 가설 1: 시장 전체적으로 공매거래는 변동성을 증가시킨다. 가설 2: 공매도 제약정책은 변동성을 증가시킨다. 가설

3: 공매도 금지정책의 변동성의 증감에 대한 영향은 확정적이지 않다. 가설 4-1: 개인투자자의 공매도거래는 시장변동성을 증가시킨다. 가설 4-2: 기관투자자의 공매도거래는 시장변동성을 감소시킨다. 가설 4-3: 외국인투자자의 공매도거래는 시장변동성을 감소시킨다. 본 연구에서 사용된 자료는 2007년 1월부터 2012년 11월까지의 거래소(KRX)의 개별 주가수익률, 주식별 투자자별 거래대금, 주식별 투자자별 공매도 대금 등의 일별자료들이다. 종속변수인 변동성은 역사적변동성, 일중변동성, 변동성지수 등 다양한 변동성 추정치를 사용하였다. 그리고 설명변수인 공매도거래활동변수로는 공매도 금액(로그값), 공매도 금액/주식거래대금비율, 투자자별 공매도 금액 구성비율 등을 고려하였다. 이러한 공매도활동변수와 변동성간의 관계를 포트폴리오별, 투자자별로 세분하여 추가적으로 분석하였다. 그리고 기초자산인 코스피주식의 거래활동도 변동성에 영향을 미치기 때문에(유시용, 2014), 통제변수로 반영하였다.

실증분석 결과, 시장 전체적으로 공매거래는 변동성을 감소시키는 것으로 나타났다(가설 1기각). 그리고 공매도 제약정책이 시장을 안정화시키는 것으로 나타났다(가설 2 기각). 공매도 제약정책의 경우, 단기적으로 일중변동성, 조건부적으로 조건부 변동성, 미래지향적으로 변동성지수 등을 감소시키는 것으로 나타났다. 공매도 금지정책이 변동성에 미치는 영향은 확정적이지는 않다(가설 3 채택). 하지만 변동성별로 분석해보면, 일중변동성과 변동성지수에 대해서는, 공매도 금지정책은 공매도 금지기간 1(BN1)의 경우 통계적으로 정(+)¹의 값을 나타낸 반면, 공매도 금지기간 2(BN2)의 경우 통계적으로 유의한 부(-)²의 값을 나타내고 있다. 이는 공매도 금지 정책으로 일중변동성과 변동성지수가 첫 번째 금지기간(BN1)에는 증가했으며, 두 번째 금지기간(BN2)에는 감소했음을 의미한다.

투자자별 공매거래가 변동성에 미치는 영향을 분석할 결과, 개인투자자의 공매도 거래금액은 일중변동성과 변동성지수에 부(-)³의 영향을 미치는 것으로 나타났다(가설 4-1 기각). 주식 시장에서 개인투자자들이 변동성을 증가시킨다는 기존의 연구(유시용, 2014; 길재욱 외, 2009)와 상반된 결과를 보이고 있지만, 개인투자자의 공매거래가 변동성을 증가시킨다는 것을 발견하지 못했다는 Jung et al.(2013)의 결과와도 어느 정도 일치한다고 할 수 있다. 기관투자자의 공매도 금액은 주식시장의 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등을 모두 증가시키는 것으로 나타났다(가설 4-2 기각). 반면에, 외국인투자자의 공매거래는 주식시장의 역사적 변동성, 일중변동성, 변동성지수 등에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 외국인투자자의 공매도 금액과 공매도 금액 구성비율이 주식시장의 조건부

변동성을 감소시키는 것으로 나타났다(가설 4-3 채택). 외국인투자자는 주식거래뿐만 아니라 공매도거래에서도 시장을 안정시키는 것으로 나타났다.

정책적 함의로서, 공매도 제약정책은 일증변동성, 변동성지수, 조건부 변동성 등을 감소시키는 것으로 나타났으며, 공매도의 전면적 금지는 글로벌 금융위기 시에는 효과가 제한적이었지만, 두 번째 전면적 금지정책은 변동성을 감소시킴으로 효과적이었다고 할 수 있다. 따라서 규제당국의 판단에 따라 공매도 관련 규제정책들을 적절하게 실시함으로써 시장을 안정화시킬 수 있을 것이다. 본 연구의 결과들 중에서, 개인투자자의 공매도거래가 변동성을 감소시키는 반면, 기관투자자의 공매도거래는 변동성을 증가시키는 실증분석결과는 추가 분석을 요구하는 퍼즐들이다. 본 연구의 데이터로는 추가적인 분석이 불가능하기 때문에, 향후 연구과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 길재욱, 김나영, 손용세, “한국 주식시장의 투자주체별 거래행태에 관한 분석,” 증권학회지, 제35권 제3호 (2009), pp. 77-106.
- (Translated in English) Khill, J., N. Kim, and Y. Sohn, “The Impact of the Investors’ Trading Behavior on the Return and the Volatility in the Recent Korean Stock Market,” *The Journal of Korean Securities Association*, Vol. 35, No. 3 (2009), pp. 77-106.
- 유시용, “국내외 금융시장의 변동성을 이용한 KOSPI200 실현변동성 예측력 향상에 관한 연구,” 유라시아연구, 제7권 제4호 (2010), pp. 53-81.
- (Translated in English) Yoo, S., “Enhancing the Prediction Power of Realized Volatility Using Volatilities of Other Financial Markets,” *The Journal of Eurasian Studies*, Vol. 7, No. 4 (2010), pp. 53-81.
- 유시용, “국내 금융시장간 투자자 유형별 거래량과 변동성,” 선물연구, 제22권 제1호 (2014), pp. 91-115.
- (Translated in English) Yoo, S., “Volatility and Trading Volumes of Trader Types in KOSPI200 Index, Futures, and Options Markets,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 22, No. 1 (2014), pp. 91-115.
- 유시용, 고중양, “KOSPI 실현변동성 예측력 제고에 관한 연구,” 선물연구, 제17권 제1호 (2009), pp. 21-49.
- (Translated in English) Yoo, S. and J. Koh, “A Research on Enhancing Forecasting Power for the Realized Volatility of KOSPI200,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 17, No. 1 (2009), pp. 21-49.
- 이준서, 빈기범, 장광익, “주가와 공매도간 인과 관계에 관한 실증 연구,” 증권학회지, 제39권 제3호 (2011), pp. 449-489.
- (Translated in English) Yi, J., K. Binh, and G. Jang, “The Causal Relationship

- between Stock Price and Short Sales: Evidence from the Korean Stock Market,” *The Journal of Korean Securities Association*, Vol. 39, No. 3 (2011), pp. 449–489.
- 장병훈, 안희준, “기업고유위험과 공매도: 한국주식시장에 대한 실증분석,” *재무연구*, 제28권 제2호 (2015), pp. 269–307.
- (Translated in English) Chang, P. and H. Ahn, “Idiosyncratic Risk and Short Sales: Evidence from the Korea Exchange,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28, No. 2 (2015), pp. 269–307.
- 황선웅, 조영석, “주식대차거래와 주식시장 변동성에 관한 연구,” *재무관리연구*, 제28권 제1호 (2011), pp. 11–38.
- (Translated in English) Hwang, S. and Y. Cho, “A Study on the Relationship between Stock Lending & Borrowing Transaction and Stock Market Volatility,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 28, No. 1 (2011), pp. 11–38.
- Alexander, G. J., “The Effect of the Uptick Rule on Spreads, Depths, and Short Sale Prices,” *Journal of Trading*, Vol. 3, No. 2 (2008), pp. 38–44.
- Beber, A. and M. Pagano, “Short-Selling Bans around the World: Evidences from the 2007–2009 Crisis,” *Journal of Finance*, Vol. 68, No. 1 (2013), pp. 343–381.
- Boehme, R. D. and B. R. Danielsen, “Short Sale Constraints, Dispersion of Opinion, and Overvaluation,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 2 (2006), pp. 45–487.
- Boehmer, E., C. M. Jones, and X. Zhang, “Shackling Short Sellers: The 2008 Shorting Ban,” *Working Paper*, SSRN Electronic Library (2012).
- Boehmer, E., C. M. Jones, and X. Zhang, “Which Shorts Are Informed?,” *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 2 (2008), pp. 491–527.
- Boulton, T. J. and M. V. Braga-Alves, “Naked Short Selling and Market Returns,” *Journal of Portfolio Management*, Vol. 8, No. 3 (2012), pp. 133–142.

- Bris, A., “Short Selling Activity in Financial Stocks and the SEC July 15th Emergency Order,” *Working Paper*, IMD, Switzerland (2008).
- Chang, J. W. and Y. H. Yu, “Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market,” *Journal of Finance*, Vol. 62, No. 5 (2007), pp. 2097–2121.
- Clifton, M. and M. Snape, “The Effect of Short-Selling Restrictions on Liquidity: Evidence from the London Stock Exchange,” *Working Paper*, London Stock Exchange (2008).
- Diebold, F. X, and Kamil Yilmaz, “Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets,” *Economic Journal*, Vol. 119 (2009), pp. 158–171.
- Diamond, D. W. and R. E. Verrecchia, “Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 18 (1987), pp. 277–311.
- Diether, K. B., K. H. Lee, and I. M. Werner, “It’s SHO Time! Short-Sale Price Tests and Market Quality,” *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 1 (2009), pp. 37–73.
- Doran, J. S. and D. Jiang, “Short-Sale Constraints and the Idiosyncratic Volatility Puzzle: An Event Study Approach,” *Journal of Empirical Finance*, Vol. 28 (2014), pp. 36–59.
- Engle, R., “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, No. 3 (2002), 339–350.
- Figlewski, S. and G. P. Webb, “Options, Short Sales, and Market Completeness,” *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 2 (1993), pp. 761–777.
- Garman, M. B. and M. J. Klass, “On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data,” *Journal of Business*, Vol. 53, No. 1 (1980), pp. 67–78.
- Glosten, L. R., R. Jaganathan, and D. E. Runkle, “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks,”

- Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5 (1993), pp. 1779–1801.
- Hanson, D., M. Wanzare, and G. Smith, “Has the Short Selling Ban Reduced Liquidity in the Australian Stock Market?,” *Finsia Journal of Applied Finance*, No. 4 (2008), pp. 14–21.
- Hansson, F. and E. R. Fors, “Get Shorty? Market Impact of the 2008–09 U.K. Short Selling Ban,” *Working Paper*, Economics No. 365, School of Business, Economics, and Law, University of Gothenburg (2009).
- Henry, Ó. T. and M. McKenzie, “The Impact of Short Selling on the Price–Volume Relationship: Evidence from Hong Kong,” *Journal of Business*, Vol. 79, No. 2 (2006), pp. 671–691.
- Hong, H. and J. C. Stein, “Differences of Opinion, Short Sales Constraints, and Market Crashes,” *Review of Financial Studies*, Vol. 16, No. 2 (2003), pp. 487–525.
- Jarrow, R., “Heterogeneous Expectations, Restrictions on Short Sales, and Equilibrium Asset Prices,” *Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5 (1980), pp. 1105–1113.
- Jung, C. S., W. Kim, and D. W. Lee, “Short Selling by Individual Investors: Destabilizing or Price Discovering,” *Pacific–Basin Finance Journal*, Vol. 21, No. 1 (2013), pp. 1232–1248.
- Kolasinski, A. C., A. V. Reed, and J. R. Thornock, *Prohibitions versus Constraints: The 2008 Short Sales Regulations*, University of North Carolina, 2009.
- Miller, E. M., “Risk, Uncertainty, and Divergency Of Opinion,” *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4 (1977), pp. 1151–1168.
- Phillips, B., “Options, Short–sale Constraints and Market Efficiency: A New Perspective,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 2 (2011), pp. 430–442.