

공매도 금지 해제공시가 시장가치에 미치는 영향* - 금융주를 중심으로 -

주강진** · 염명훈*** · 백재승****

국문 요약: 2008년 리만브라더스(Lehman Brothers) 파산으로 촉발된 글로벌 금융시장의 불안정성 심화로 인해 한국 주식시장에서는 2008년 10월 1일부터 공매도가 금지되었다. 그 후 주식시장과 시장 변동성이 안정됨에 따라서 2009년 6월 1일부터 비금융주에 대한 공매도 금지가 해제되었으나, 금융주에 대한 공매도 금지는 2013년 11월 14일에야 시행되었다. 본 연구는 공매도 금지 해제공시가 주가와 거래량에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 금융위원회의 금융주 공매도 금지 해제 공시일인 2013년 11월 13일을 기준으로 주가와 거래량의 변동을 살펴보았다. 사건연구를 활용한 실증분석 결과는 다음과 같다. 금융주 공매도 금지의 해제 공시일을 기준으로 금융주의 주가와 거래량을 살펴본 결과, 첫째, 공매도 금지의 해제 공시일 전후의 금융주의 수익률은 시장수익률보다 낮았다. 둘째, 비정상누적초과주가수익률은 기업의 규모와는 양(+)의 관계를 가지며, 시장에 대한 민감도는 음(-)의 관계를 가지는 것을 확인하였다. 셋째, 공매도 금지의 해제 공시일 전후의 금융주의 거래량은 시장 거래량 대비 상대적으로 적은 것으로 조사되었다. 이는 금융주의 주가하락으로 인하여 거래량이 위축되어 있는 상황이 반영된 것으로 해석된다. 본 연구는 기존의 연구와 달리 공매도 제한이 주식시장 전체가 아닌 일부 산업에 국한된 상황에서 공매도 금지 해제공시가 미치는 영향을 분석하였다. 이를 대상으로 공매도 금지 해제 이후 주가와 거래량의 변화를 사건연구 방법을 활용하여 분석한 것은 시장참여자에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다(**핵심 주제어:** 공매도, 금융주, 사건연구, 주가수익률, 거래량).

목 차

I. 서 론	V. 실증분석 결과
II. 문헌연구	VI. 강건성 검증
III. 한국 주식시장 공매도 정책	6.1 초과수익률에 대한 검증
IV. 연구방법	6.2 초과거래량에 대한 검증
4.1 초과수익률에 대한 분석	VII. 결 론
4.2 초과거래량에 대한 분석	<참 고 문 헌>
	<Abstract>

* 연구에 유익한 도움을 주신 키움증권(주) 권용원 대표와 한국외대 국제경영학과 대학원 박사과정 세미나에 참석하여 좋은 코멘트를 주신 여러분께 감사드립니다. 본 연구는 2013학년도 한국외국어대학교 교내 학술 연구비의 지원을 받았습니다.

** 한국외국어대학교 대학원(제1저자, peea7@naver.com).

*** 한국외국어대학교 대학원(공동저자, starbroker@kiwoom.com).

**** 한국외국어대학교 국제금융학부 교수(교신저자, jbaek@hufs.ac.kr).

I. 서론

본 연구에서는 공매도 금지의 해제공시가 주가와 거래량에 미치는 영향을 살펴보았다. 2008년 글로벌 금융위기 당시 한국을 비롯한 많은 국가가 공매도를 금지하는 정책을 시행하였다. 한국거래소는 유가증권시장업무규정의 개정을 통하여 2008년 10월 1일부터 한시적으로 유가증권시장 및 코스닥시장 전체 상장종목에 대하여 공매도를 금지했다. 2009년 들어 금융위기가 안정되면서 공매도 금지는 완화되었다. 한국의 금융위원회는 2009년 6월 1일부터 비금융주에 대한 공매도 금지를 해제시켰으나 금융시장의 불확실성 지속으로 금융주에 한하여 공매도 금지를 유지했다.¹⁾ 금융주에 대한 공매도 금지는 금융시장의 상황이 안정됨에 따라서 최근인 2013년 11월 14일에 해제되었고, 이와 더불어 금융위원회와 금융감독원, 한국거래소는 공매도 제도의 순기능을 제고하고 부작용을 최소화하기 위한 공매도 제도 개선방안을 마련하였다.

공매도 금지의 해제공시가 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 연구는 공매도 관련 기존문헌에서 시도되지 않았던 사건연구(event study) 방법을 독창적으로 활용하였다. 특히 금융주라는 일부 산업에 한하여 공매도가 제한된 상황에서 공매도 금지 해제공시가 미치는 영향을 조사하였는데, 기존에 관련된 연구가 거의 진행되지 않았기 때문에 본 연구가 기여하는 바가 있다고 판단된다.

현재까지 진행된 공매도에 관한 연구는 주로 공매도 제한에 따른 주가변화를 분석하고 있다. Miller(1977), Jarrow(1980)가 공매도의 제한이 주가를 고평가시킨다는 연구를 진행한 이래로 공매도의 제한은 부정적 정보 전달을 제한하여 주가를 고평가로 유지한다는 Diamond(1987), Figlewski와 Webb(1993) 등의 연구가 있다. Jones와 Lamont(2002)는 공매도를 수행하는데 수반되는 비용의 관

점에서 연구하였고, Chang 등(2007)은 홍콩 주식시장을 대상으로, Boehmer 등(2008)은 미국 뉴욕증권거래소(NYSE : New York Stock Exchange)를 대상으로 공매도 제한의 영향을 연구하였다.

본 연구에서는 금융주에 대한 공매도 금지의 해제 공시일 전후의 금융주의 주가와 거래량의 변화를 살펴보았다. 공매도 관련 기존문헌들이 주로 공매도 제한에 따른 주가수익률의 변화 분석에만 초점을 맞췄던 것과 달리 본 연구는 일부 산업에 국한하여 공매도가 제한된 상황에서 부분적 공매도 해제공시가 시장에 미치는 영향을 사건연구 방법을 활용하여 시장 대비 초과수익률과 초과거래량을 조사하고 검증하였다.

실증분석결과 공매도 해제 공시일을 기준으로 하여 금융주의 초과수익률과 초과거래량은 음(-)의 값을 나타냈다. 대부분의 금융주에서 초과수익률이 음(-)의 값을 나타냈으며, A증권의 경우 금융주 공매도 해제 공시일에만 시장 대비 -6.2%의 저조한 수익률을 기록하였고, 공시일을 포함한 전후 21일 동안의 누적초과수익률 역시 대체로 음(-)의 값을 나타냈다. 또한 거래량의 경우 금융주의 공매도 금지의 해제공시로 인하여 금융주의 거래량이 시장 거래량 대비 높을 것으로 예상하였지만 분석결과는 예상과는 반대로 금융주의 거래량이 상대적으로 적은 것으로 나타났다. 금융주의 경우 시장 대비 상대적으로 주가가 하락하여 시장의 관심이 낮아짐으로써 거래량이 적은 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 공매도에 관련된 국내외 선행연구를 검토한 후에 제3장에 국내시장에서의 공매도 정책에 대하여 정리하였으며, 제4장과 제5장에서는 공매도 금지 해제공시가 주가와 거래량에 미치는 영향을 살펴보기 위한 연구방법을 정리하고 실증 분석하였다. 제6장에서는 강건성 분석을 실시하였고, 제7장에서 연구를 요약하고 결론을 도출했다.

1) 금융주는 유가증권시장에 상장된 금융업종의 주식을 의미한다. 즉 은행주, 증권주, 보험주 등을 포함한다.

II. 문헌연구

공매도는 크게 두 가지로 나누어 설명할 수 있다. 무차입 공매도(naked short selling)는 소유하지 않은 증권을 매도하는 것이며, 차입공매도(borrowing short selling)는 차입한 증권으로 결제하는 매도를 의미한다.²⁾ 한국 주식시장에서 아직까지 무차입공매도(naked short selling)는 허용되지 않는다. 공매도를 인위적으로 제한할 경우 개별 기업에 부정적으로 영향을 미칠 수 있는 시장의 정보가 주가에 제한적으로 전달됨에 따라서 주가가 정상가치보다 고평가될 가능성이 높다는 외국 문헌연구는 다음과 같다. Miller(1977)는 공매도 제한이 없는 상황에 비하여 공매도 제한이 있는 경우 위험자산의 가격이 상대적으로 높다고 하였다. Jarrow(1980) 역시 공매도의 제한은 위험자산의 가격을 상승시킨다고 하였다.

Diamond(1987)는 공매도의 제한은 정보 전달 속도를 제약하는 효과가 있다고 주장하였고, 특히 공매도 제약 상황에서 부정적인 뉴스의 전달은 주가하락을 제한한다고 하였다. Figlewski와 Webb(1993)은 공매도가 제한적인 주식시장에서 옵션거래는 거래와 정보의 효율성에 기여한다는 실증 분석을 하였다. 그 결과로 주식시장에서 공매도를 제한할 경우 부정적 뉴스가 주가에 바로 반영되기 어려운데, 옵션거래는 이러한 부정적 뉴스의 전달에 대한 제한을 줄이는 역할을 한다고 하였다. Jones와 Lamont(2002)는 공매도를 수행하는데 발생하는 비용에 관한 연구에서 공매도 수요가 많은 주식의 경우 높은 공매도 비용이 발생하며, 이 때문에 공매도에 높은 비용을 지급하는 주식의 공매도 수익률이 낮아질 수 있는데, 이는 공매도 제한이 주가를 고평가시킨다는 의미라고 하였다. Ofek 등(2004)은 공매도가 제한된 상황에서 차익거래와 풋-콜 패리티(put-call parity)에 관하여 연구하였는데, 공매도 제한으로 풋-콜 패리티의 불균형이

발생할 수 있다고 하였다. Bris 등(2007)은 전 세계 46개 주식시장의 횡단면 시계열 분석을 통하여 공매도 제한이 시장의 효율성에 미치는 영향을 살펴 보았다. 공매도가 허용되는 국가에서 주가에 부정적인 정보는 기업의 주가에 더 많은 영향을 미쳤고, 공매도가 허용되지 않는 국가에서 주가에 부정적인 정보는 상대적으로 주가에 미치는 영향력이 작았다고 하였다.

Chang 등(2007)은 홍콩주식시장의 표본을 사용하여 공매도의 제한으로 주가가 고평가된다는 것을 실증 분석하였고, Boehmer 등(2008)은 미국 NYSE의 거래량(volume)의 12.9%가 공매도라고 하였다. 공매도가 집중된 주식은 연간기준으로 15.6% 성과가 낮았으며, 정보 효율성이 높은 기관에 의하여 집중적으로 공매도가 이루어진 주식은 연간기준으로 19.6% 성과가 낮다고 하였다. 이처럼 공매도는 시장의 효율성을 제고시키는 역할을 한다고 하였다. 하지만 Hong과 Stein(2003)은 투자자 간의 의견 차이에 바탕을 둔 시장붕괴이론 관점에서 공매도 제한은 시장 비관론자의 시장참여를 제한하여 시장 비관론자의 정보가 주가에 반영되는 것을 제한하지만, 시장이 급락하는 국면에서 반영되지 못한 정보들이 시장에 반영될 경우 시장은 패닉상황에 처할 수 있다고 하였다.

본 연구에서는 한국 주식시장에서 2013년 11월 13일에 있었던 금융주 공매도 금지 해제공시로 인한 주가와 거래량 변화를 살펴보았는데, Angel 등(2003)은 나스닥 시장에서 거래되는 주식에 대한 공매도에 관한 연구에서 공매도는 낮은 수익률을 보이는 주식보다 높은 수익률을 보이는 주식에서 발생하는 경향이 있으며, 또한 유동성이 낮은 주식보다 유동성이 높은 주식에서 공매도가 활발하다고 하였다. Henry와 McKenzie(2006)는 공매도가 허용된 상황에서의 거래량과 변동성 간의 관계를 홍콩시장의 자료를 사용하여 실증 분석하였다.

김경수(2011)는 리만브라더스(Lehman Brothers) 파산 사태 당시 아시아 주식시장이 동반 하락 동조화를 보였다고 하였다. 한국은 공매도 금지와 금

2) 차입공매도를 covered short selling이라고도 한다.

지의 해제를 경험했음에도 불구하고 공매도가 시장에 미치는 영향에 관한 연구가 많지 않으며, 한국 금융당국의 공매도 정책은 선진국의 공매도 정책을 뒤쫓는 상황으로 보인다. 김종오(2000)는 공매도가 발생한 이후의 가격 추이를 분석함으로써, 한국 주식시장에서 공매도의 정보거래(informed trading) 여부를 연구하였다. 분석결과, 공매도가 분명한 정보거래임을 발견하였으며, 거래량이 많을수록 정보거래의 역할이 향상된다고 하였다. 김종오(2009)는 증권거래소 전 종목의 일별 자료를 사용한 공매도 결정요인에 관한 연구에서, 개인을 기관 및 외국인과 구별하고, 시장 전체와 개별종목의 요인으로 나누어 공매도에 미치는 영향을 살펴본 결과, 기관이나 외국인의 경우 시장 전체에 관한 정보가 공매도 결정요인으로 큰 영향을 미친다고 하였다. 이준서 등(2010)의 연구는 VAR모형과 도구변수를 활용한 회귀분석을 통해 공매도와 주가 간의 인과관계를 분석하였다. 분석결과, 공매도로 인한 시장 또는 개별종목의 주가하락을 발견하지 못하였지만 주가와 공매도가 인과관계가 있다고 주장하였고, 특히 주가에 부정적인 뉴스로 인한 주가하락은 공매도의 원인이 된다고 하였다. 박기봉(2011)은 공매도 주문을 수행하는 동기에 관한 연구에서 공매도 제한 여부에 따라서 표본 기간을 나누어 분석한 결과, 공매도 제한이 해제된 이후에 공매도의 동기가 분명하게 나타난다고 하였다. 엄윤성(2012)은 에널리스트의 투자의견 하향과 공매도 간의 인과관계에 대하여 연구한 결과, 에널리스트의 투자의견 하향과 비정상 수익률 간에는 유의한 음(-)의 관계가 있으며, 특히 코스닥시장에서 투자의견 하락일 직전에 비정상수익률이 유의한 음(-)의 값을 나타냈는데, 이는 에널리스트의 투자의견 하향 정보가 사전에 유출되었을 가능성이 있다고 하였다. 최용준 · 김철중(2014)은 주식시장의 상황별로 공매도가 변동성에 미치는 영향을 살펴본 결과, 주식시장의 변동성이 높았던 시기에서 공매도 비중과 주가수익률의 변동성 간의 유의한 양(+)의 관계가 더욱 분명하다고 하였다.

Ⅲ. 한국 주식시장 공매도 정책

공매도는 매도시점 이전에 차입하여 결제할 주식을 확보하고 행하는 차입공매도와 투자자가 주식을 전혀 갖고 있지 않은 상태에서 매도 주문을 내는 무차입공매도로 구분되는데, 한국의 자본시장법과 동법 시행령 그리고 한국거래소 유가증권(코스닥)시장 업무규정은 무차입공매도를 금지하고 있다. 무차입공매도를 금지하는 이유는 공매도가 인위적인 주가하락을 도모하는 시세조정 수단으로 활용될 우려가 있기 때문이다. 공매도 이후 결제주식을 확보하지 못할 경우 결제 불이행 가능성이 있다.

자본시장법은 차입공매도를 주문할 때 투자자는 투자 중개업자에게, 투자 중개업자는 거래소에 차입공매도라는 표시를 하여 알려야 하고, 투자 중개업자가 차입공매도 주문을 받을 때 차입공매도 여부 및 결제가능여부를 확인하게 규정하였다. <표 1>은 2008년 이후 국내 공매도 정책과 관련한 내용을 정리한 것이다.

2008년 9월 15일 리만브라더스 파산으로 촉발된 글로벌 금융위기에 대한 해결책으로 기대를 모았던 2008년 9월 29일의 미국 구제금융법안의 하원 부결로 인한 시장불안에 대응하여 한국 주식시장에서 2009년 10월 1일부터 한시적으로 공매도를 금지한다고 2009년 9월 29일에 금융위원회에서 발표하였다. 이를 위하여 한국거래소는 유가증권시장업무규정 제17조와 코스닥시장업무규정 제9조의 2항의 개정을 통해 거래소가 공매도 비중이 높은 종목과 시장안정 및 투자자 보호를 위해 필요한 종목에 대하여 공매도를 제한할 수 있도록 하였다. 이 규정에 따라서 한국거래소는 유가증권시장과 코스닥시장 전체종목에 대하여 2008년 10월 1일부터 차입공매도를 한시적으로 금지했다. 2008년 당시 한국 외에도 전 세계 곳곳에서 공매도 제한 조치를 취하였는데, 미국의 경우 2008년 7월 Fannie Mae 등 19개 금융주에 대하여 무차입공매도를 금지시켰고, 2008년 9월에는 799개 금융주 등에 대한

〈표 1〉 2008년 이후 한국 주식시장 공매도 정책

	내 용	비 고
2008.9.30	‘한시적 공매도 금지’ 발표	금융위원회
2008.10.1	‘한시적 공매도 금지’ 적용	
2009.5.20	‘비금융주에 대한 공매도 제한조치 해지’ 발표	금융위원회
2009.6.1	‘비금융주에 대한 공매도 제한조치 해지’ 적용	
2013.11.13	‘금융주 공매도 금지의 해제’ 발표	금융위원회
2013.11.14	‘금융주 공매도 금지의 해제’ 적용	
2013.12.19	‘공매도 제도 개선방안’ 발표 - 결제불이행시 미수 동결 조치대상 확대 - 공매도 미실행 확약제도 개선	한국거래소

주) 2008년 9월 30일, 2009년 5월 20일, 2013년 11월 13일 금융위원회 보도자료 및 2013년 12월 19일의 한국거래소 보도 자료를 참고하였다.

일체의 공매도 금지 정책을 시행하였다. 영국은 2008년 9월, 32개 금융주에 대한 공매도를 금지했다. 그 외 프랑스, 독일, 호주, 싱가포르, 러시아 등이 2008년 9월에 공매도 금지 정책을 시행하였다. 2008년 리만브라더스의 파산으로 촉발된 시장의 불안정성은 2009년에 들어서면서 호전되는 모습을 보였다. 급락하던 주가와 급등하였던 시장 변동성이 안정되는 상황을 고려하여 한국의 금융위원회는 2008년 10월 1일부터 시행된 공매도 제한조치를 비금융주에 한하여 2009년 6월 1일부터 해제하였다. 하지만 공매도 금지의 원인이 금융시장에서 촉발된 점과 전 세계 금융시장의 불확실성이 남아 있다는 점을 감안하여 금융주에 대한 공매도 금지는 유지하기로 하였다.

2013년 11월 13일 금융위원회는 2008년 10월 1일부터 시행되어 온 금융주 공매도 금지를 2013년 11월 14일부터 해제할 것을 승인 의결하였다. 이와 더불어 공매도 잔고 공시의무 부과와 공매도 잔고 보고의무 위반자에 대한 제재근거를 신설하였고, 한국거래소에서 매일 종목별 공매도 잔고내역을 공시하는 등의 공매도 제도 개선방안을 발표하였다. 금융주의 공매도 금지 해제의 배경은 주식시장의 안정성 회복이었다.

한편 한국거래소는 2013년 12월 19일에 공매도 제도 개선 관련 증권시장 업무규정의 개정을 발표하여 결제 불이행시 미수 동결 즉, 매도증권 사전 납부 조치대상을 확대하였고, 공매도 미실행 확약 계약에 대해서도 공매도가 발생한 경우에는 착오 여부에 관계없이 사전확인인무를 90일간 부과하도록 개선하였다.

IV. 연구방법

4.1 초과수익률에 대한 분석

Miller(1977)와 Jarrow(1980)는 공매도를 제한할 경우, 공매도 제한이 없는 경우에 비하여 위험자산의 자산가치가 고평가된다고 하였고, 그 후 Miller(1977), Jarrow(1980)의 연구를 지지하는 Diamond(1987), Figlewski와 Webb(1993), Boehmer 등(2008)의 연구가 있었다. 전 세계 금융시장에 충격을 안겼던 글로벌 금융위기로 2008년 10월 1일부터 한국 주식시장의 공매도가 금지되었다. 그 후 2009년 6월 1일부터 금융주를 제외한 비금융주의 공매도가 허용되었지만, 금융주의 공매도 금지는 2013년 11월 14일에 해제되었고 관련된 공시는

2013년 11월 13일에 발표되었다. 이 때문에 공매도 제한으로 상대적 고평가 되었던 금융주에 대한 재평가가 이루어질 것으로 예상하였다. 따라서 첫 번째 가설은 다음과 같다.

가설 1: 금융주에 대한 공매도 금지의 해제를 공시할 경우, 이 정보는 개별 금융주의 주가수익률에 음(-)의 영향을 미친다.

본 연구는 금융주 공매도 금지의 해제공시가 금융주의 주가수익률에 미친 영향을 시장조정 모형을 사용하여 초과수익률(AR: abnormal return)을 산출하였다. 사건연구를 위한 기준으로 금융주 공매도 금지의 해제 공시일인 2013년 11월 13일(공매도 금지의 해제 공시일)을 사건일($t=0$)으로 설정하고 공시일 전후 기간(D-10일~D+10일)에 금융주에 대한 통계적으로 유의한 초과주가수익률의 발생여부를 확인했다.

사건연구를 통하여 공매도 금지의 해제공시가 금융주의 수익률에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 개별 주식과 KOSPI 간의 AR을 식(1)과 같이 계산했다.

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt} \quad (1)$$

AR_{jt} : t 시점에서의 개별 금융주 주식 j 의 초과수익률

R_{jt} : t 시점에서의 개별 금융주 주식 j 의 일별주가수익률

R_{mt} : t 시점에서의 일별시장주가수익률

n 개 표본의 일별평균 초과주가수익률(AR)은 식(1)에 의해 계산된 개별 초과주가수익률을 이용하여 식(2)과 같이 계산했다.

$$AR_t = \frac{\sum_{j=1}^n AR_{jt}}{n} \quad (2)$$

S시점에서 M시점까지 사건기간 동안의 비정상누적초과수익률(CAR)은 여러 기간에 대해서 AR_t 를 누적하여 더함으로써 계산했다.

$$CAR_{sm} = \left(\sum_{t=s}^m AR_t \right) \quad (3)$$

검증기간동안의 AR_t (t 시점의 평균 초과수익률)에 대한 t -값은, 식(4)와 같이 계산했다.

$$t = \frac{AR_t}{\sigma_t \sqrt{n}} \quad (4)$$

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (AR_{jt} - AR_t)^2}{n-1}}$$

검증기간동안의 $CAR(t_1, t_2)$ 에 대한 t -값은, 식(5)와 같이 계산하였다.

$$t = \frac{CAR(t_1, t_2)}{\sqrt{\text{var}(CAR(t_1, t_2))}} \quad (5)$$

$$\text{단 } \text{var}(CAR(t_1, t_2)) = \sum_{t=t_1}^{t_2} \text{var}(AR_t)$$

다음으로 금융주에 대한 공매도 허용 공시로 인해 관찰된 음(-)의 비정상누적초과수익률에 어떤 개별적 특성이 영향을 주었는가를 분석하였다. 이를 위해 $CAR(-3, 1)$, $CAR(-3, 2)$, $CAR(-4, 2)$ 을 종속변수로 하고, 각 금융사들의 경영성과, 지배구조 그리고 시장의 민감도 등을 독립변수로 한 회귀분석을 실시하였다. 또한 공매도 허용 이후에 비정상 초과수익률에 공매도 거래량이 준 영향을 분석하였다. 이를 위해 공매도 허용 이후의 비정상누적초과수익률을 종속변수로 하고, 공매도 거래량을 독립변수로 설정하여 공매도 거래와 비정상누적초과

수익률 간의 관계를 확인하였다. 공매도의 거래량은 종속변수 CAR의 기간에 따라 거래량을 측정하였다. 이 때 사용한 회귀모형은 식(6)과 같다.

기업의 규모가 클수록 외부자금을 조달하기 쉬우며, 외부충격에 대하여 덜 민감할 것으로 예상하였다. 또한 기업의 규모와 CAR의 비선형적인 효과를 제어하기 위하여, 기업의 자산규모에 로그를 취한 값을 통제변수로 사용하였다(Baek et al., 2012). 그리고 Fama와 French(1993)가 시장위험 프리미엄, SMB, HML의 3요인이 기업의 기대 수익률을 잘 설명한다는 주장을 발표한 이후에 횡단면상에서 주식수익률의 움직임을 설명하는 요인으로 기업의 규모, 시장가 대비 장부가치, Beta값을 많이 이용해 왔다. 그리고 한국의 주식시장에서도 Fama와 French의 3요인 모형이 여전히 높은 설명력을 가지고 있다는 연구결과(김규영, 안제욱, 2011)에 의하여 통제변수로 Beta, Book to Market을 추가 통제변수로 설정하였다.

또한 기업 가치에 영향을 미치는 수익성의 경우 ROE를 사용하였다. 자기자본수익률이 주가설명력을 가진다는 실증 연구결과(정휘영 · 이장희, 2011)를 바탕으로 수익성의 지표로 ROE를 설정하였다. 외국인 매매정보가 시장에 영향을 준다는 연구결과(길재욱 외 2인, 2005)와 외국인투자자가 배당, 투자 및 지배구조에 영향력을 가진다는 연구결과(박경서 · 이은정, 2003)를 고려해 보통주에 대한 외국인 지분율을 통제변수로 추가하였다.

$$\begin{aligned} \text{CAR} = & \alpha + \beta_1 \text{Size} + \beta_2 \text{ROE} + \beta_3 \text{Book to} \\ & \text{Market} + \beta_4 \text{Foreign} + \beta_5 \text{Beta} + \\ & \beta_6 \text{Short Selling} \end{aligned} \quad (6)$$

단, CAR : 비정상누적초과수익률

Size : 기업의 규모

ROE : 공매도 허용 공시 직전분기
자기자본이익률

Book to Market : 장부가치 대비 시장가치

Foreign : 외국인의 지분율

Beta : 시장에 대한 민감도

Short Selling : 공매도 거래량

4.2 초과거래량에 대한 분석

금융투자업계와 에프앤가이드에 따르면 2013년 12월 들어 18일까지 유가증권시장의 전체 거래량에서 공매도 거래량이 차지하는 비중은 2.01%로 공매도 비중은 5년 4개월 내 최고치를 기록하였다. 동기간 업종별 공매도 물량은 기계 9.86%, 증권 7.23%, 운수창고 3.90%, 음식료품 3.72%, 금융업 3.15%로써 증권과 금융업을 합하면 금융주 공매도 비중은 전체 거래량의 10%를 상회하였다.³⁾ 이러한 결과는 2013년 11월 14일의 금융주 공매도 금지의 해제와 무관하지 않을 것으로 판단하였다.

Diamond(1987), Figlewski와 Webb(1993)에 의하면 공매도 금지는 부정적인 정보가 전달되는 속도를 제약하는 효과가 있다고 주장하였다. 부정적 정보는 주식의 공매도라는 행태로 반영된다고 해석할 수 있기 때문에 공매도 금지의 해제공시가 거래량에 영향을 줄 것으로 판단하고 다음과 같은 가설을 세웠다.

가설 2: 금융주에 대한 공매도 금지의 해제를 공시할 경우, 이 정보는 개별 금융주의 거래량에 양(+)의 영향을 미친다.

거래량을 분석하는 방법은 초과거래량을 사용하는 방법이 있으며 이는 초과수익률을 산출하는 방법과 마찬가지로 실제거래량에서 기대거래량을 차감하는 방법을 이용한다. 기대거래량은 과거의 평균거래량을 이용하는 방법과 초과수익률을 산출할 때에 이용한 시장모형을 이용하는 방법, 그리고 거래량 비율을 이용하는 방법이 있다. 본 연구에서는 초과거래량을 산출하기 위하여 Morse(1981)가 사

3) 연합뉴스 2013.12.20 보도를 참고하였다.

용한 거래량 시장모형을 사용하며 그 계산은 식(7)과 같다. 단, 거래량의 추정에는 공매도 해제 공시일 전 90일간의 거래량 자료를 사용하여 실시하였다.

$$V_i = a + b_i V_{mt} + e \quad (7)$$

V_i = i 주식의 t 일의 거래량 /
 i 주식의 t 일 현재 발행주식수

V_{mt} = 주식시장의 t 일의 거래량 /
주식시장의 t 일 현재 총발행주식수

e = i 주식의 t 일 시장의 거래량 회전을 잔차

V. 실증분석 결과

공매도 금지의 해제공시가 주가와 거래량에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 유가증권 시장에서 거래되고 있는 금융주와 한국종합주가지수(KOSPI)의 일별 주가, 거래량 자료를 사용하였고, 금융주 공매도 금지의 해제 공시일인 2013년

11월 13일을 기준으로 실증분석을 수행하였다. <표 2>와 같이 금융주에 속하는 개별주식의 표본은 2013년 10월 1일자 매일경제, 에프앤가이드 상장기업분석분류를 기준으로 유가증권시장에 상장되어 있는 50개의 기업으로 정하였다.

<표 2>의 Panel A는 KOSPI 상장기업 50개의 표본을 은행주, 증권주, 보험주, 종금과 소비자 금융으로 분류한 것이며, Panel B는 50개 표본 기업들의 기초통계량을 구한 값이다. 표본의 구성은 증권업(23개), 보험업(13개), 은행업(9개) 순이다. 자산과 부채는 자연로그를 취한 값이며, 현금흐름비율(Cash Flow)은 영업이익에 감가상각비를 더한 값을 자산으로 나눈 값이다. 부채비율(Debt ratio)은 부채를 자산으로 나눈 값이며, 장부가대비시가 비율(Book to Market)은 순자산 대비 시가총액을 구한 값이다. 위험도는 베타를 구하여 이용하였다. 알려진 바와 같이 비금융권 그룹에 비하여 금융회사들은 영업 특성상 부채와 부채비율이 높게 나오는 특성이 있다(평균 84% 중앙값 88%).

<표 2> 업종별 분류와 기초통계량

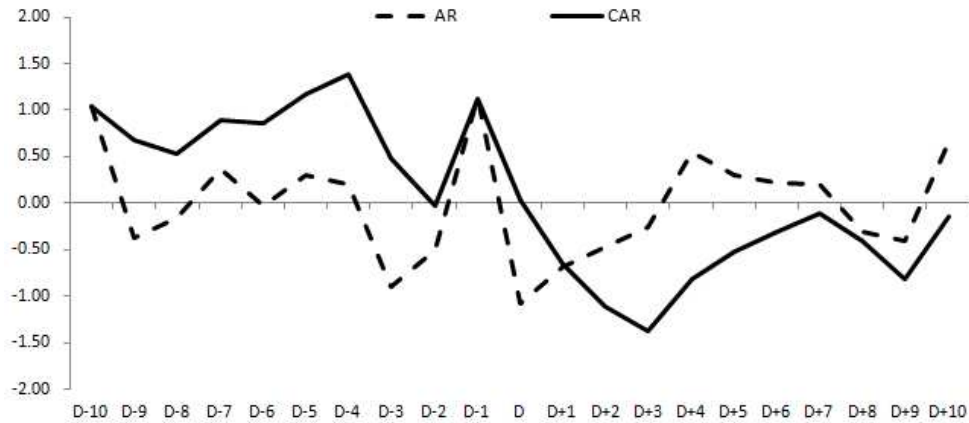
Panel A: 업종별 분류

은행업종	증권업종	보험업종	종금	소비자 금융	합 계
9	23	13	2	3	50

Panel B: 기초통계량

변수	최솟값	최댓값	평균값	중간값	표준편차
log(Asset)	13.2550	19.6015	16.2444	16.1349	1.6512
log(Debt)	12.1374	19.5283	16.0479	16.0216	1.7810
Cash Flow (=EBIT/asset)	-0.0350	0.0641	0.0104	0.0115	0.0136
ROA	-0.0259	0.0463	0.0070	0.0081	0.0103
ROE	-1.1636	0.2539	0.0355	0.0619	0.1876
Debt ratio (=debt/asset)	0.2848	0.9796	0.8382	0.8832	0.13873
Book to Market	0.1159	4.4441	1.8124	1.4913	1.0069
외국인 지분율	0	0.7376	0.1839	0.1213	0.1960
지배주주 지분율	0.0192	0.8777	0.3118	0.2488	0.2194
Beta	-0.0377	1.9362	0.7086	0.6845	0.4476

주) 표본은 유가증권시장에 상장된 금융업종으로서 2013년 10월 1일자 매일경제, 에프앤가이드의 상장기업분석분류를 기준으로 하였다.



주) AR은 금융주 공매도 금지 해제 공시일을 기준으로 한 금융주의 비정상초과수익률이며, CAR은 비정상누적초과 수익률이다.

〈그림 1〉 공매도 금지 해제 공시일 전후 비정상초과수익률 및 누적비정상초과수익률

공매도 허용 공시일을 기점으로 전후 21일 동안 유가증권 시장에서 금융주들을 중심으로 비정상수익률을 검증한 결과는 <그림 1>, <표 3> 및 <표 4>와 같다. 이들 결과에서 볼 수 있듯이 공시일 주변에서 대체로 유의한 음(-)의 주가수익률을 관찰할 수 있어 공매도 금지 해제가 당해 기업에 부정적인 주가반응을 유발하였음을 알 수 있다.

공매도 공시 이외의 당시 시장에서 다른 사건의 영향으로 인한 수익률 변화를 확인하기 위하여 공시일을 기점으로 비정상누적수익률의 변화를 확인하였다. <표 5>는 공매도 공시일(2013년 11월 13일)을 기점으로 공시일 이전 5일부터 공시일 이후 5일까지의 비정상누적초과수익률을 비교한 것이다. 금융주는 평균값과 중앙값 모두 공시일 이전 양(+)

의 수익률을 보이다가 공시일 이후 음(-)의 수익률을 기록하였다. 이에 반하여 제조업의 경우 평균값은 모두 공시일 이전과 이후 음(-)의 수익률을 기록하였으나 중앙값의 경우 음(-)의 수익률을 기록하였다가 이후에는 양(+)의 수익률을 기록하였다. 이러한 차이는 당시의 외부상황으로 해석된다.

2013년 11월 초에 발표된 미국의 경제지표가 양호한 값이 나오면서, 테이퍼링 조기실시에 관한 불안감의 확산과 급격한 유가의 상승, 그리고 프랑스의 신용등급의 하락으로 시장에 여러 가지 악재가 존재하였다. 이러한 영향으로 11월 1일, 2,039.42를 기록한 종합주가지수는 14일에는 1967.56으로 하락하였다. 그러나 15일 시장이 불안감이 해소되자 종합주가지수는 2,005.64로 회복되었다.

〈표 3〉 공매도 금지 해제 공시일 전후 비정상초과수익률 및 비정상누적초과수익률

사건일	AR	t-value	CAR	t-value
D-10	1.0460	2.00*	1.0460	2.00*
D-9	-0.3676	-1.78*	0.6784	1.91*
D-8	-0.1501	-1.03	0.5283	1.64
D-7	0.3598	1.85*	0.8881	1.90*
D-6	-0.0277	-0.43	0.8604	1.88*
D-5	0.3064	1.75*	1.1668	1.93*
D-4	0.2106	1.50	1.3774	1.94*

사건일	AR	t-value	CAR	t-value
D-3	-0.9008	-1.92*	0.4766	1.25
D-2	-0.5014	-1.97*	-0.0248	-0.08
D-1	1.1414	1.95*	1.1166	1.75*
D	-1.0763	-2.00*	0.0403	0.10
D+1	-0.6848	-1.91*	-0.6445	-1.33
D+2	-0.4708	-1.84*	-1.1153	-1.66
D+3	-0.2515	-1.20	-1.3668	-1.70*
D+4	0.5484	1.95*	-0.8184	-1.32
D+5	0.3004	1.68*	-0.5180	-0.89
D+6	0.2140	1.07	-0.3040	-0.54
D+7	0.2028	1.39	-0.1012	-0.20
D+8	-0.3110	-1.65	-0.4122	-0.79
D+9	-0.3974	-1.89*	-0.8096	-1.29
D+10	0.6682	1.81*	-0.1414	-0.32

주) AR은 금융주 공매도 금지 해제 공시일을 기준으로 한 비정상초과수익률이며, CAR은 비정상누적초과수익률이다. t-value는 AR에 대한 값이다. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타낸다.

〈표 4〉 비정상누적초과수익률

구 분	CAR(t ₁ , t ₂)	t-value	구 분	CAR(t ₁ , t ₂)	t-value
CAR(-1, 1)	-0.6197	-1.26	CAR(-2, 2)	-1.5919	-2.90**
CAR(-2, 1)	-1.1211	-2.23*	CAR(-3, 2)	-2.493	-4.84***
CAR(-3, 1)	-2.022	-4.28***	CAR(-4, 2)	-2.282	-3.77***
CAR(-4, 1)	-1.8113	-3.14***	CAR(-5, 2)	-1.9757	-2.79***
CAR(-5, 1)	-1.5049	-2.27**	CAR(-5, 5)	-1.3784	-1.39

주) CAR은 금융주 공매도 금지 해제 공시일을 기준으로 한 금융주의 비정상누적초과수익률이다. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타낸다.

〈표 5〉 공매도 허용 공시 전후 CAR의 비교

구 분	금융기업	제조업	차이값 검증 [A-B]
공시일 이전 [A]	0.2562 [-0.2064]	-0.0086 [-0.3664]	0.0006*** (0.0001***)
공시일 이후 [B]	-1.9350*** [-2.3140***]	-1.5767*** [1.7340***]	0.0072*** (0.0007***)
차이값 검증 [A-B]	0.0067*** (0.0032***)	0.0001*** (0.0001***)	

주) 공매도 허용 공시일을 기점으로 하여 이전 5일과 이후 5일 간의 CAR을 측정할 것이다. 표본은 한국거래소에 상장된 금융기업 50개, 제조업 기업 444개를 대상으로 하였다. 각 통계량은 평균값이며, 평균 아래 []은 중앙값을 나타낸다. 차이값 검증의 수치는 평균을 이용한 t-검정의 p-값이고, 아래 ()안의 수치는 중앙값을 이용한 Wilcoxon-검정의 p-값을 나타낸다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 나타낸다.

<표 5>는 공시일 이전 5일 간의 금융기업과 제조기업의 비정상누적초과수익률의 평균은 각각 0.26%, -0.01%이며, 공시일 이후 5일간의 금융업과 제조업의 누적수익률은 각각 -1.94%, -1.57%로써 공시일 이후 금융업의 비정상누적초과수익률이 제조기업에 비하여 낮은 결과를 확인할 수 있다. 또한 중앙값을 확인하여 보면 금융업은 -2.31%, 제조업은 1.73%의 수익률로 두 업종간의 차이를 확인할 수 있다.

또한 <표 5>에서 두 기간 동안에 금융업과 제조업의 비정상누적초과수익률의 차이를 검정한 결과를 볼 수 있다. 차이값 검정 결과, 공시 전후 모두 금융업과 제조업의 비정상누적초과수익률은 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 그러나 공매도의 공시 이전 시장대비 양(+)의 수익률을 보이던 금융주가 공시 이후에 시장대비 음(-)의 수익률을

기록하였다. 그리고 제조업의 경우 공시일 전후 모두 시장대비 음(-)의 수익률을 기록하였지만, 공시일 이후의 중앙값은 양(+)의 수익률을 보였다. 이는 당시 공매도의 허용공시가 금융주에만 더 부정적인 영향을 주었다고 해석된다.<표 6>은 분석에 사용된 통제변수 간의 상관관계를 측정한 것이다. 통제변수 간의 상관관계를 살펴보면, 기업의 규모와 다른 통제변수 간의 상관관계는 유의성이 있게 나타났으며, 외국인투자자의 지분율도 다른 변수들과의 상관관계가 있는 것으로 조사되었다. 특히 기업의 규모와 외국인투자자의 지분율 간의 상관계수는 높게 나타나는데 외국인투자자들은 한국 증권시장에서 금융주에 투자할 때 기업의 규모를 많이 고려한다고 해석된다.

<표 6> 상관관계 분석

변수	Size	ROE	Book to Market	Foreign	Beta
Size	1	0.3040**	-0.3130**	0.6390***	0.4357***
ROE		1	0.0367	0.2504*	-0.0098
Book to Market			1	-0.3821*	0.1531***
Foreign				1	0.2988**
Beta					1

주) Pearson 상관계수를 분석한 결과이다. Size는 기업의 규모, ROE는 공매도 허용 공시 직전 분기 자기자본이익률, Book to Market은 장부가치 대비 시장가치, Foreign은 외국인 지분율, Beta는 시장에 대한 민감도를 나타낸다.

<표 7>은 비정상누적초과수익률 결정요인에 대한 회귀분석 결과이다. 기업의 규모를 나타내는 Size변수에서는 양(+)의 방향으로 유의한 값이 나오며 베타 값에 대해서는 통계적으로 유의하게 음(-)의 값을 가진다. 즉 공매도 금지 해제 공시일을 전후로 금융기업 중 규모가 크고 시장의 민감도가 낮은 기업의 양(+)의 초과수익률이 더 크게 나타나거나 음(-)의 초과수익률이 더 적게 나온다는 것을 확인했다. 최근 시장거래대금의 감소 등의 이

유로 금융기관들의 실적이 부진하였으며, 시장에 대한 불안감으로 시장에 덜 민감한 기업을 투자자들이 선호한 것으로 해석된다.

CAR(-3,1), CAR(-3,2), CAR(-4,2)을 종속변수로 한 모든 회귀분석에서 누적수익에 영향을 주는 독립변수는 시장의 민감도와 규모라는 동일한 결과를 확인하였다.

〈표 7〉 회귀분석

	CAR(-3,1)	CAR(-3,2)	CAR(-4,2)	CAR(1,3)	CAR(1,5)	CAR(1,10)
intercept	-0.1717*** (-2.75)	-0.1924*** (-2.72)	-0.2019** (-2.42)	-0.1845*** (-2.77)	-0.2315** (-2.27)	-0.1713 (-1.61)
Size	0.0098** (2.45)	0.0106** (2.34)	0.0115** (2.15)	0.0131*** (2.94)	0.0070** (2.28)	0.0110 (1.54)
ROE	-0.0301 (-1.15)	-0.0262 (-0.88)	-0.02147 (-0.61)	-0.0234 (-0.92)	-0.0012 (0.03)	0.0089 (0.22)
Book to Market	0.0056 (1.05)	0.0060 (1.42)	0.0074 (1.04)	0.0031 (0.6675)	0.0029 (0.32)	-0.0018 (-0.18)
Foreign	0.0105 (0.34)	0.0349 (0.38)	0.0099 (0.24)	0.0256 (0.84)	-0.0179 (-0.48)	-0.0285 (-0.58)
Beta	-0.0241* (-1.99)	-0.0285** (-2.07)	-0.0295* (-1.82)	-0.0102 (-0.83)	0.0134 (0.71)	0.1960 (0.80)
Short Selling				-0.0061** (-2.74)	-0.0058 (-1.62)	-0.0025 (-0.67)
Adj-R ²	0.072	0.062	0.035	0.294	0.096	0.027
F(p-value)	1.75	1.64	1.35	3.5	1.66	0.84

주) 표본은 유가증권시장에 상장된 금융업종으로서 2013년 10월 1일자 매일경제, 에프앤가이드의 상장기업분석분류를 기준으로 하였다. 회귀분석의 종속변수는 비정상누적초과수익률 CAR(-3,1), CAR(-3,2), CAR(-4,2), CAR(1,3), CAR(1,5), CAR(1,10)이고 설명변수는 식 (6)에 기술한 바와 같다. 다만 공매도 거래량이 주가에 미치는 영향을 확인하기 위하여 공매도 거래량에 로그를 취한 값을 Short selling이란 변수로 추가하였다. 공매도 거래량은 CAR의 측정기간에 따라 측정되었다. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타낸다.

또한 공매도 허용 이후에 공매도 거래량과 비정상누적초과수익률 간의 관계를 알아보기 위하여 허용일을 기준으로 비정상누적초과수익률을 구하여 추가적인 회귀분석을 하였다. 그 결과는 CAR(1,3)을 종속변수로 하는 경우에만 공매도 거래량과 비정상누적초과수익률이 통계적으로 음(-)의 유의한 결과 값을 보여준다. 이는 공매도 거래의 허용일 이후 단기적으로 공매도 거래가 비정상누적초과수익률에 영향을 준 것을 확인하였다는 의미이다. 당시 시장이 테이퍼링 우려 해소, 프랑스의 신용등급 강등이라는 충격에서 회복되는 시점에서 공매도 허용이 금융주에 미치는 영향이 단기적으로 작용되었다고 해석할 수 있다. <표 8>은 금융주에 대한 공매도 금지를 해제하는 공시 이후의 초과거래량 결과를 보여준다. <표 8>에 의하면 금융주의 초과거래량은 공시일 당일에 양(+)의 초

과거래량을 보이지만 대체로 공시일 전후로 그 값은 음(-)의 값을 가지고 있으며, 유의수준은 공시일 이전에서 분명하게 나타났다. 단, 공시일 이후 D+7~D+10에서 초과거래량이 양(+)의 값을 나타냈는데, 공시일 이후 초과거래량의 음(-)의 값이 약화되거나 양(+)의 값을 보이는 것으로 미뤄보아 금융주 공매도 금지 해제공시가 시차를 두고 금융주의 거래량에 양(+)의 영향을 미칠 가능성이 있을 것으로 예상된다.

이는 금융주에 대한 공매도 허용으로 시장 대비 금융주 거래량의 증가를 예상한 것과는 다른 결과이다. 이는 금융주 공매도 금지 해제 공시일 이전부터 시장의 불안감이 반영되어 주가하락으로 금융주가 소외되고 거래량이 감소하였기 때문에 공시일 전후의 금융주의 초과거래량은 음(-)의 값을 보였던 것으로 해석된다.

〈표 8〉 공매도 금지 해제 공시일 전후 초과거래량

구 분	초과거래량	t-value	구 분	초과거래량	t-value
D-10	-0.0015	-1.65	D	0.0026	1.16
D-9	-0.0013	-1.48	D+1	-0.0006	-0.73
D-8	-0.0018	-1.67	D+2	-0.0007	-0.93
D-7	-0.0018	-2.03**	D+3	0.0011	0.66
D-6	-0.0018	-2.02**	D+4	-0.0002	-0.15
D-5	-0.0014	-1.65	D+5	-0.0007	-0.80
D-4	-0.0012	-1.51	D+6	-0.0002	-0.35
D-3	-0.0017	-2.53**	D+7	0.0009	0.64
D-2	-0.0023	-2.34**	D+8	0.0011	0.90
D-1	-0.0009	-0.87	D+9	0.0003	0.24
			D+10	0.0006	2.03**

VI. 강건성 검증

6.1 초과수익률에 대한 검증

강건성 검증을 위하여 초과수익률을 시장모형을 통하여 산출하여 시장에서의 반응을 확인하였다. 즉 초과수익률을 측정하기 위하여 먼저 비사건(추정) 기간을 공시일 이전 10일부터 90일 간의 시계열자료를 이용하여 아래의 식(8)의 선형회귀분석에 의한 개별주식 j 의 회계계수 a_j 와 b_j 를 추정하였다.

$$R_{jt} = a_j + b_j R_{mt} + e_{jt} \quad (8)$$

단, R_{jt} = 개별 주식 j 의 t 일의 수익률

R_{mt} = t 일의 KOSPI의 수익률

e_{jt} = 개별주식 j 의 t 일의 오차항

$$AR_{jt} = R_{jt} - (a_j + b_j R_{mt}) \quad (9)$$

단, AR_{jt} = 개별주식 j 의 t 일의 수익률

R_{jt} = t 일의 개별주식 j 의 수익률

R_{mt} = t 일의 KOSPI의 수익률

$$AR_t = \frac{\sum_{j=1}^n AR_{jt}}{n} \quad (10)$$

단, AR_t = t 시점의 평균 비정상초과수익률

AR_{jt} = 개별주식 j 의 t 일의 초과수익률

n = 표본수

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t_1}^{t_2} AR_t \quad (11)$$

단, $CAR(t_1, t_2)$ = 사건기간의 t_1 부터 t_2 시점까지의 누적초과수익률

$$t = \frac{AR_t}{\sqrt{VAR(AR_t)}} \quad (12)$$

위의 식(8)~식(12)을 통하여 계산한 AR과 CAR의 결과 값은 <표 8>과 같다. 금융주 공매도 해제 공시일을 기준으로 공시 이전에 대체로 금융주의 초과수익률이 음(-)의 값을 가지며, 초과수익률이 공시일에 가장 낮은 값을 가지는 점과 공시일 바로 전날에는 양(+)의 값을 가지는 등 시장모형을 활용하여 금융주 공매도 금지의 해제 공시일 전후의 금융주 수익률의 변화를 조사한 결과는 <표 4>와 유사한 결과를 나타내는 것을 확인했다. 결론적으로 금융주에 대한 공매도 허용 공시는 초과수익률의 산출방법에 따라 크기와 유의수준에서 약간의 차이가 났지만, 기본적인 움직임 즉, 금융주의 초과수익률의 부호에 미치는 영향력은 차이가 없었다.

6.2 초과거래량에 대한 검증

초과거래량을 산출하는 방법은 초과수익률을 산출하는 방법에 비하여 기존문헌이 아직 체계적으로 정리되어 있지는 않다. 제4장의 초과거래량의 실증분석에서 사용한 모형 외에 Harris와 Gurel(1986)의 시장거래량과 대비한 특정주식의 거래량 비율을 나타내는 식(13)과 같이 거래량의 변화를 측정하였다.

$$VR_{jt} = \frac{V}{V_{mt}} \frac{V_m}{V_j} \quad (13)$$

$$MVR_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n VR_{jt}$$

단, VR_{jt} : 증권 j 의 t 일의 표준화된 거래량

MVR_t : t 일의 평균 초과거래량

V_{jt} : 증권 j 의 t 일의 거래량

V_{mt} : t 일의 시장 전체 거래량

V_j : 공매도 금지 해제 공시일 이전 90일간 증권 j 의 일평균 거래량

V_m : 공매도 금지 해제 공시일 이전 90일간 유가증권시장 전체 일평균 거래량

거래량 비율인 VR_{jt} 은 시장 전체의 거래량 변동을 조정한 증권 j 의 t 일에 있어서 표준화된 거래량의 척도이며 만약 사건기간 중에 거래량의 변화가 없으면 이 비율의 기댓값은 1이다. 이 비율을 구한 결과는 <표 10>과 같다.

<표 9> 시장모형을 통한 비정상초과수익률과 비정상누적초과수익률

사건일	AR	t-value	CAR	t-value
D-10	0.5219	2.01*	0.5219	2.01*
D-9	-0.1352	-0.60	0.3866	1.49
D-8	-0.3810	-1.55	0.0056	0.02
D-7	0.1864	0.96	0.1912	0.51
D-6	0.0157	0.12	0.2077	0.53
D-5	0.1637	0.94	0.3714	0.89
D-4	-0.1235	-0.64	0.2479	0.54
D-3	-1.0048	-2.91***	-0.7569	-1.30
D-2	-0.0851	-0.51	-0.8420	-1.52
D-1	0.5501	1.43	-0.2919	-0.43
D	-0.9463	-3.48***	-1.2382	-1.67
D+1	0.1379	0.55	-1.1003	-1.52
D+2	-0.3191	-1.38	-1.4194	-1.81*
D+3	0.2114	0.60	-1.2080	-1.38
D+4	0.3134	1.73*	-0.8946	-0.98
D+5	-0.1162	-0.52	-1.0108	-1.01
D+6	0.5123	1.46	-0.4985	-0.46
D+7	0.4457	1.95*	-0.0528	-0.05
D+8	-0.1303	-0.58	-0.1831	-0.18
D+9	-0.2269	-1.34	-0.4099	-0.41
D+10	1.0511	2.97***	0.6412	0.66

주) AR은 공매도 금지 해제 공시일 기준으로 한 금융주의 비정상초과수익률이며, CAR은 비정상누적초과수익률이 다. t-value는 초과수익률(AR)에 대한 값이다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을 나타낸다.

<표 10>에서 거래량 비율의 중위수를 살펴보면 공시일을 전후로 하여 중위수가 1보다 작은 값을 보임으로서 금융주의 거래량이 시장 대비 적게 나타났다. 특히 공시일 6일 전부터 공시일 전날까지 일주일간의 중위수는 0.6~0.8 사이의 값을 나타내고 있어 평균적으로 공시일 이전 일주일 간은 금융주의 거래량이 시장거래량보다 30% 내외로 적었다. 통계적 유의성의 검증은 거래량이 감소한 기업의 수를 가지고 실시하였다. 금융주 공매도 허용 공시로 인하여 금융주의 거래량이 시장거래량 대비 적을 것이라는 가설을 확인하기 위하여 거래량의 비율이 1보다 작은 기업의 비율이 50% 이하일 것이라는 가설로 대체하면, 50개의 전체 기업을 대상으로 하는 경우 임계치는 유의수준 5%에서 19개사이며 1%에서는 16개사이다.

공매도 허용 공시일 전후로 하여 거래량이 유의적으로 시장거래량 대비 적었다는 <표 10>의 결과는 앞서 제5장에서 살펴본 Morse(1981) 모형에 의한 초과거래량의 결과를 지지한다. Morse의 모형을 이용한 초과거래량의 결과를 나타냈던 <표 8>에서도 초과거래량은 공시일 이전 6일 전부터 이후 6일까지 공시일을 제외하고 금융주의 거래량이 시장거래량 대비 적게 나타났다. 다만 Morse의 모형에 비하여 <표 10>의 결과 값의 유의수준이 높게 나온다. 하지만 전체적으로 보면 금융주에 대한 공매도 허용 공시는 초과거래량의 산출방법에 따라 크기와 유의도에서 약간의 차이가 났을 뿐 기본적인 움직임 즉, 금융주의 초과거래량의 부호에 미치는 영향력은 차이가 없는 것으로 확인되었다.

<표 10> 공매도 금지 해제공시 이후의 거래비율 추이

구 분	Total(50개)		
	평균	중위수	비율>1
D-10	1.14	1.12	25
D-9	1.15	0.70	15***
D-8	1.21	1.03	26
D-7	1.14	0.69	12***
D-6	0.92	0.69	12***
D-5	0.85	0.58	12***
D-4	2.26	0.83	15***
D-3	0.89	0.60	7***
D-2	0.77	0.59	12***
D-1	1.44	0.93	23
D	1.64	1.05	27
D+1	1.28	1.19	28
D+2	1.05	0.75	13***
D+3	1.13	0.63	16***
D+4	1.08	0.87	18**
D+5	2.15	0.90	19
D+6	0.88	0.58	11***
D+7	1.73	0.70	13***
D+8	2.46	0.96	24
D+9	2.20	0.83	16
D+10	2.03	1.13	26

주) 평균과 중위수는 금융사 50개의 t일의 거래량이다. 유의도를 계산하기 위하여 모비율이 0.5인 경우 표본의 수가 50개이면 $\pi = 0.5$ (즉, $\mu = 22$)를 가각하는 임계치는 정규분포의 이항분포 근사치를 적용할 경우 $n\pi - z\sqrt{n\pi(1-\pi)}$ $= 50 \times 0.5 - 1.645 \times \sqrt{50(0.5)(1-0.5)} = 19.76$ (5%의 유의수준), $50 \times 0.5 - 2.33 \times \sqrt{50(0.5)(1-0.5)} = 16.76$ (1%의 유의수준)을 이용하여 비율>1인 기업의 수로 산출하였다. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준을

나타낸다.

VII. 결 론

2008년 9월 리만브라더스 파산으로 촉발된 글로벌 금융시장 불안정성의 심화로 인하여 한국 금융시장을 포함한 전 세계 금융시장에서 주가가 급락하고 시장 변동성은 확대되었다. 또한 국가부도위험수준을 측정하는 한국 CDS(credit default swap)의 가격은 폭등하였고, 환율시장이 요동치면서 KIKO(knock-in, knock-out)가 사회문제로 부각되기도 하였다. 이렇듯 2008년 9월, 국제 금융시장 불안정성의 고조로 영국과 미국을 포함한 많은 국가가 주식시장에서 공매도를 제한하는 조치를 실행하였고, 한국 역시 2008년 10월 1일부터 주식시장에 대한 공매도를 전면적으로 제한하였다.

본 연구에서는 2008년 10월 1일부터 금지되었던 한국 주식시장의 공매도 금지에 대하여 이듬해 비금융주에 한하여 공매도를 허용하였지만, 금융주에 대한 공매도 금지는 2013년 11월에야 해제된 것에 주목하였다. 시장 전체가 아닌 시장 일부 산업에 대한 공매도 제한이 시장과 산업에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 사건연구를 활용한 공매도 금지의 부분적 해제공시에 관한 실증 연구 결과는 다음과 같다.

첫째, 공매도 금지의 해제 공시일 전후의 금융주의 수익률은 시장수익률보다 낮았다. 공시일 이전부터 금융주의 주가수익률이 음(-)의 값을 보였으며, 공시일 이후에도 3일간 계속하여 음(-)의 값을 보였다. 공시일 이전에도 음(-)의 수익률을 보인 것은 공매도 허용에 대한 공시업무를 하는 과정에서 시장에 알려진 결과로 풀이된다.

둘째, 금융주의 초과수익률에 기업의 규모는 양(+)의 방향으로 그리고 시장에 대한 민감도(Beta)는 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 확인하였다. 이는 최근에 부진한 실적을 올리는 금융사에 대하여 투자자들이 상대적으로 안정되고 주가변동에 민감하지 않은 기업을 투자대상으로 선호

하는 것이 반영된 것으로 해석된다.

셋째, 공매도 금지의 해제 공시일 전후의 금융주의 거래량은 예상과는 달리 시장 거래량 대비 적었다. 이는 공매도를 통한 거래량은 증가하였지만, 공시일 이전부터 지속적인 금융주의 주가하락으로 인하여 금융주의 거래량은 위축되었던 것으로 해석된다.

공매도 금지의 해제가 시장에 미치는 영향에 대한 본 연구는 크게 두 가지 의의를 가진다. 첫 번째는 공매도 금지 해제공시가 시장에 미치는 영향에 대한 충분한 연구가 없는 상황에서 공매도 해제 공시가 주가와 거래량에 미치는 영향에 대한 연구결과를 제시한다. 공매도가 시장의 안정성을 도모하는 중요한 주제임에도 불구하고, 국내에서 관련된 연구가 많이 다뤄지지 않았다. 공매도 제한 해제에 관한 국내의 기존연구⁴⁾가 공매도 제한이 주는 거래동기와 거래요인에 관한 연구였지만, 본 연구는 해제 후 시장의 반응에 초점을 두어 분석하였다.

두 번째 공헌은 금융정책에 대한 측면에서 금융당국이 실시한 공매도 제한 해제 정책에 대한 피드백을 주었다는 점이다. 본 연구의 결과, 공매도 해제 공시는 주가수익률과 거래량에 모두 부정적 영향을 주었다. 비록 금융업이라는 특정 산업군에 제한된 조치이며, 이에 대한 시장 전체의 반응 역시 크지는 않았지만, 공매도 제한 정책이 시장에 영향을 준다는 점은 확인할 수 있었다. 따라서 이러한 연구결과를 바탕으로 현재 추진되고 있는 공매도 관련 법규 개정과 효과적인 공매도 정책의 수립에 본 연구가 기여하길 바란다.

4) 공매도 제한의 해제에 관한 기존 연구로 박기봉(2011)을 참고하였다.

〈참 고 문 헌〉

- 김경수(2011), “글로벌 금융위기 전후의 아시아 주식시장 동조화 분석,” **기업경영연구**(한국기업경영학회), 18(2), 217-238.
- 김규영 · 안제욱 (2011), “한국주식시장에서 기대수익률 결정요인에 대한 실증분석,” **산업경제연구**(한국산업경제학회) 24(1), 465-484.
- 김종오(2000), “한국증권시장에서 공매도의 정보효과에 관한 연구,” **한국증권학회지**(한국증권학회), 26(1), 343-397.
- 김종오(2009), “투자자유형별 공매도거래의 영향요인,” **금융지식연구**(금융지식연구소), 7(2), 71-92.
- 길재욱 · 박영석 · 신진영(2005), “외국인 매매정보가 시장에 미치는 영향,” **한국경제의 분석**(한국금융경제연구원), 11(3), 1-47.
- 염윤성(2012), “에널리스트 투자 의견 하향에 대한 공매도거래 분석,” **한국증권학회지**(한국증권학회), 41(2), 309-340.
- 이준서 · 빈기범 · 장광익(2010), “주가와 공매도간인과 관계에 관한 실증 연구,” **한국증권학회지**(한국증권학회), 39(3), 449-489.
- 박경서 · 이은정(2006), “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향,” **금융동향**(한국금융연구원), 20(2), 73-113.
- 박기봉(2011), “공매도의 제한이 공매도 거래동기에 미치는 영향,” **대한경영학회지**(대한경영학회), 24(2), 723-741.
- 정휘영, 이장희(2012), “자산 공정가치 평가에 따른 자기자본 수익률의 추가설명력에 관한 실증적 연구,” **기업경영연구**(한국기업경영학회), 19(3), 71-91.
- 최용준, 김철중(2014), “시장상황별 주식공매도가 변동성에 미치는 질적 특성에 관한 연구,” **기업경영연구**(한국기업경영학회), 21(1), 85-99.
- Angel, J., S. Christophe, and M. Ferri(2003), “A Close Look at Short Selling on Nasdaq,” **Financial Analysts Journal**, 59(6), 66-74.
- Baek, J. S., K. H. Bae, J. L. Kang, W. L. Liu(2012), “Do Controlling Shareholder's Expropriation Incentive Imply a Link Between Corporate Governance and Firm Value?,” **Journal of Financial Economics**, 105, 412-435.
- Boehmer, E., C. Jones, and X. Zhang(2008), “Which Shorts Are Informed?,” **Journal of Finance**, 63(2), 491-527.
- Bris, A., W. Goetzmann, and N. Zhu(2007), “Efficiency and The Bear: Short Sales and Market around The World,” **Journal of Finance**, 62(3), 1029-1079.
- Chang, E., J. Cheng, and Y. Yu(2007), “Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market,” **Journal of Finance**, 62(5), 2097-2121.
- Diamond, D. W.(1987), “Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information,” **Journal of Financial Economics**, 18(2), 277-311.
- Figlewski, S. and G. Webb(1993), “Options, Short Sales, and Market Completeness,” **Journal of Finance**, 48(2), 761-777.
- Harris, L. and E. Gurel, 1986, “Price and Volume Effects Assets Associated with Changes in The S&P 500 List: New Evidence for The Existence of Price Pressures,” **Journal of Finance**, 41(4), 815-829.
- Henry, O. and M. McKenzie(2006), “The Impact of Short Selling on The Price-Volume Relationship: Evidence from Hong Kong,” **Journal of Business**, 79(2), 671-692.
- Hong, H. and J. Stein(2003), “Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and

- Market Crashes,” *Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525.
- Jarrow, R.(1980), “Heterogeneous Expectations, Restrictions on Short Sales, and Equilibrium Asset Prices,” *Journal of Finance*, 35(5), 1105-1113.
- Jones, C. and O. Lamont(2002), “Short Sale Constraints and Stock Return,” *Journal of Financial Economics*, 66, 207-239.
- Miller, E.(1977), “Risk. Uncertainty and Divergence of Option,” *Journal of Finance*, 32(4), 1151-1168.
- Morse, D(1981), “Price and Trading Volume Reaction surrounding Earning Announcement: A Closer Examination,” *Journal of Accounting Research*, 19(2), 374-383.
- Ofek, E., M. Richardson, and R. Whitelaw(2004), “Limited Arbitrage and Short Sales Restrictions: Evidence form Options Markets?,” *Journal of Financial Economics*, 74(2), 305-342.

〈Abstract〉

Effect of short selling on stock market : A case of short-selling ban abolishment in Korea^{*}

Kangjin Ju^{**} · Myeonghoon Yeom^{***} · Jae-Seung Baek^{****}

This paper investigates whether stock market reactions are affected by the announcement of financial market policy such as short sale ban abolishment and this announcement effect are affected by financial risks of the firms. As a result, we find that the deregulation policy such as short-selling ban abolishment is significantly related to the market value changes and firm's risk.

Short-selling in South Korea was banned in October 1, 2008 in response to increased level of uncertainty and instability in the financial market sparked by the filing of Chapter 11 by Lehman Brothers Holdings Incorporated in September 15, 2008. However, the stabilization of volatility and uncertainty in the financial market restored the legality of short-selling of non-financial shares on 1st of June 2009. Also the short-selling ban was lifted on financial shares in November 14, 2013.

We set the short-selling ban abolishment has significant effects on the market value of equity as the main hypothesis. Also, we consider that these effects are influenced by firm characteristics such as size and leverage. In order to test the hypothesis, we analyze announcement effects on the abolishment of short-selling ban on financial shares by observing the share prices and traded volumes in Korean stock market(November 13, 2013). Policy change in Korean financial market has good characteristics that are suitable to examine the value of equity of the firms following environmental policy changes.

The empirical analysis is conducted through a normal event study. This study analyzes the cumulative abnormal return (CAR) of fifty financial firms that have implemented abolishment in 2013 and investigates the effect on stock price. The time horizon sets the announcement date as an event date and observes the performance of 10 days prior and after the disclosure date.

The empirical results are summarized as follows: First, we find that the performances, measured in the rate of return, of financial shares under-perform the market. Second, the cumulative abnormal returns show positive relations with the size of the company but exhibit negative relations with the level of risk(beta). Third, the total trading volumes of financial shares are less than the market

^{*} This study is financially supported by 2013 research fund of Hankuk University of Foreign Studies.

^{**} First Author, Graduate Student, International Management, Hankuk University of Foreign Studies.

^{***} Co-author, Graduate Student, International Management, Hankuk University of Foreign Studies.

^{****} Corresponding Author, Department of International Finance, Hankuk University of Foreign Studies.

volume before and after the announcement date.

These results are consistent with the view that the decrease in the expected rate of return due to policy change is more pronounced as the financial risk of the firm increases. Our results suggest that the depreciation of financial share prices is attributable for the decline in volume.

Our research contributed to analyzing the effect of short sale ban abolishment which implemented in 2013 comparing the result of short sale ban from 2008. This paper differentiated the previous study since we analyze the market reaction following deregulation using short-selling ban abolishment. Furthermore, we show the firm based results focusing on financial industry, which is the first empirical study in Korea. The results of this research can be used as an important reference by policy-making and supervisory authority for developing the efficiency of designated market trading system in the financial market.

Key Words: Financial market policy, Short selling (ban), Event study, Stock return, Trading volume