

주가와 공매도간 인과관계에 관한 연구

이준서 (동국대학교)

장광익(매일경제신문사)

<요약>

본 연구는 최근 한국을 비롯한 세계 각국이 취한 공매도금지 조치의 유효성에 대해 검증하고자 한다. 이를 위해 다양한 방법론을 통한 공매도와 주가하락간 인과관계에 대해 실증분석을 실시한다. 즉 시장전체와 개별기업, 벡터자기회귀모형(VAR)을 통한 그랜저 인과관계와 도구변수(IV)를 활용한 동시대적 인과관계, 그리고 공매도규모와 공매도증분금액 등 3가지 차원을 조합한 8가지 경우에 대한 분석을 실시한다.

연구결과 시장전체 차원이나 개별주식 차원 모두에서 공매도로 인한 주가하락은 발견되지 않았다. 반면 주가하락으로 인한 공매도 발생은 VAR을 통한 그랜저인과관계 분석에서는 시장전체 차원에서 유의적인 결과를 보였으며 개별기업들도 절반이상에서 이 같은 현상이 나타났다. 또한 IV를 활용한 동시대적 인과관계에서도 나쁜 뉴스로 인한 주가하락이 공매도에 대해 동시대적 원인을 제공하는 것으로 나타났다. 이와 함께 공매도가 주가하락을 유발하는 기업에 대한 특징을 조사, 이들은 인과관계가 반대인 기업에 비해 상대적으로 기업규모가 크고, 유동성이 높고, 공매도 대금이 크고, 외국인 비중이 높은 것으로 조사됐다. 특히 이들은 시장베타는 낮은 반면 개별위험은 높아 시장에 대한 민감도보다 개별종목 정보에 대한 반응이 더 강한 종목이라는 사실이 밝혀졌다.

본 연구는 2006년1월부터 공매도금지 직전이 2008년9월까지 총 678일간의 기업별, 일별 공매도 자료를 이용했다는 점에서 그 의의가 높다고 할 수 있다. 지난해 6월까지 기업별 일별 공매자료는 발표된 바 없고 다만 월별 대차잔량(short interest)만이 발표되었을 뿐이다. 이에 따라 본 논문은 국내에서 정확한 자료를 근거로 공매도와 주가의 관계를 살펴본 최초의 연구라고 할 수 있다. 또한 본 연구는 시의성 있는 주제로 정책적 시사점을 제시한다고 할 수 있다. 즉 공매도가 주가하락에 영향을 미치기보다 주가하락이 공매도에 영향을 미친다는 실증분석 결과를 토대로 공매도 금지조치에 대한 평가를 내릴 수 있을 것으로 보인다.

주요단어: 공매도, VAR, 그랜저인과관계, 도구변수, 동시대적인과관계

* 본 논문은 2009년도 재무관련 5개학회 공동학술대회 발표용으로 작성되었다. 아직 초안이므로 저자의 허락없는 인용을 피해주시기 바라며 발전적 논평은 환영한다.

1. 서론

2007년 중반부터 표면화된 미국의 서브프라임모기지 사태는 2008년 하반기 전세계를 금융위기로 몰아넣었다. 세계적인 대형 투자은행(IB)은 물론 각국의 상업은행까지 파산위기에 처했고 이 같은 금융위기는 실물경제로 전이되면서 각국은 심각한 경기침체에 직면하게 되었다. 미국을 비롯한 유럽 각국은 최근의 경제상황을 1929년 대공황 이후 100년 만에 찾아온 최악의 금융위기로 규정하고 전례없는 비상조치들을 취해 나갔다. 공매도 규제조치도 그 중 하나이다.

2007년 9월 19일 미국 증권거래위원회(SEC)는 공매도가 주가하락을 더욱 심화시킨다는 판단아래 Fannie Mae, Freddie Mac을 포함한 19개 투자은행 주식에 대해 공매도 금지조치를 취했다. 대차된 주식 없이 공매도를 하는 '무대차공매도(naked short sale)'를 30일간 금지하는 내용이 주요 골자였다. 미국의 공매도 규제조치에 발맞추어 영국 금융감독청(FSA)도 금융주에 대한 무대차공매도뿐만 아니라 대차 공매도까지 금지했다. 이후 러시아, 아일랜드, 호주, 벨기에, 스위스, 룩셈부르크, 독일, 네덜란드, 캐나다, 프랑스, 스페인 등 세계 각국도 줄줄이 공매도 규제에 동참했다.

한국도 예외는 아니었다. 2007년 11월 1일 장중 한때 사상 최고치인 2085까지 치솟았던 KOSPI는 급락을 거듭하면서 2008년 10월 27일에는 892 까지 곤두박질쳤다. 정부당국은 이 같은 과도한 주가폭락의 한 원인으로 외국인에 의한 공매도를 지적했고 결국 2008년 10월 1일 사상 처음으로 전면적인 공매도 금지조치를 내렸다.

이 같이 세계 각국이 공통적으로 취했던 공매도 규제조치는 과연 주가 하락 폭을 완화시키는데 일조를 할 수 있을까? 즉 공매거래는 실제로 시장의 비정상적인 붕괴를 가져온다고 할 수 있을까? 이에 대한 선행연구는 그다지 많지 않다. 또한 연구결과도 크게 엇갈리고 있다. Franklin and Gale(1991)과 Bernardo and Welch(2004) 등은 공매제도가 잠재적으로 주식시장의 혼란을 야기시킬 수 있다고 주장한다. 이들은 실제 금융위기는 유동성 부족으로 인한 것보다 금융위기에 대한 두려움으로 발생할 가능성이 높다고 지적하고 다른 투자자가 지켜보는 가운데 미리 주식을 매도하는 공매는 이 같은 두려움을 증폭시키는 역할을 한다고 지적한다.

반면 공매제한으로 인해 주가의 하락 폭이 더욱 커진다는 연구결과도 발표된 바 있다. Hong and Stein(2003)은 공매를 제한하면 부정적 정보가 드러나지 않아 단기적으로는 주가 하락 폭을 둔화시킬 수 있을지 모르지만 결국 시장에서 이를 인지한 이후에는 오히려 더 큰 폭의 하락을 가져와 시장붕괴로까지 이어진다고 주장한다.

이와 관련, 최근에는 공매도가 시장기능을 마비시킨다는 가설에 대해 중도적

인 입장을 취하는 논문들이 발표되고 있다. Bris, Goetzmann, and Zhu (2007)는 공매도가 금지되는 경우 시장전체 차원에서는 하락 폭 둔화가 발견되는 반면 개별증권 차원에서는 그렇지 않다고 밝혔다. Chang, Cheng, and Yu(2007)도 홍콩주식시장에서의 공매도금지와 주가와와의 관계에 대한 연구에서 공매도금지가 폐지되는 경우 개별 종목들의 양의 비대칭도는 약해지는 반면 변동성은 오히려 증대된다고 밝혀 공매금지의 긍정적인 측면과 부정적인 측면을 동시에 부각시켰다.

실무에서도 공매도와 시장붕괴의 관련성에 대해 정반대의 시각이 대립하고 있다. 일부에서는 공매도 규제조치가 거래량과 신규자금 유입을 위축시켜 시장변동성을 더욱 확대, 오히려 가격하락 폭을 증대시킨다며 공매도 규제조치에 대한 무용론을 제기한다. 이들은 미국에서 지난 2007년 업틱룰(up-tick rule)을 폐지한 예를 들면서 공매도로 인한 급격한 가격하락을 막기 위해 '공매도를 실시할 경우 현재가보다 낮은 가격으로 매도주문을 할 수 없다'는 업틱룰조차도 하락장에서 가격하락을 제한하는 기능을 갖지 못한다고 지적한다.

하지만 일부전문가들은 주가하락기에 공매도는 주가를 내재가치 이상으로 과도하게 끌어내려 일부종목의 경우 치명적인 손실을 발생시켜 시장전체를 마비시킬 수도 있다고 주장한다. 이들은 공매도가 손실 가능금액이 무제한인 위험한 투자이며 통상적인 규제에 의한 거래비용도 크다며 공매규제를 옹호한다.

이에 따라 본 논문에서는 국내시장에서 실시된 전면적인 공매도 금지조치가 과연 주가의 하락 폭을 완화시켜 주식시장을 연착륙시킬 수 있는가를 알아보고자 한다. 이는 공매도가 전체 주식시장이나 개별 종목의 주가에 대해 필요이상으로 과도한 하락을 이끄는가를 살펴봄으로써 검증될 수 있다. 이를 위해서는 공매도금지 전후의 시장수익률을 감안한 개별종목의 주가하락 폭의 비교를 통해 공매도금지의 유효성 여부를 판단할 수 있지만 보다 근본적인 문제의 본질을 파악하기 위해 공매도와 주가와와의 원인, 결과관계를 살펴보고자 한다. 즉 과도한 공매도가 주가폭락을 유발하는지, 혹은 반대로 주가 하락이 공매도 거래를 부추기는지를 검증한다. 공매도로 인해 주가가 하락할 수 있지만 반대로 주가가 하락함에 따라 공매도가 활성화될 수도 있기 때문이다. 또는 주가가 비정상적으로 상승하는 경우 오히려 차익실현을 위해 오히려 공매가 발생할 수도 있을 것이다. 실제로 Diether, Lee, and Werner(2008)는 주가가 하락한 종목이 아닌 오히려 주가가 상승한 종목에서 공매도가 발생한다는 연구결과를 발표한 바 있다.

본 연구는 공매도가 하나의 거래유형으로 정착되기 시작한 2006년 1월 2일부터 공매도 금지조치가 취해지기 전일인 2008년 9월 30일까지 총 678 거래일 중 공매도일이 100일 이상인 기업 215개의 기업별, 일별 공매도 자료를 사용한다. 검증

내용은 시장전체의 공매도와 주가와와의 인과관계, 개별종목의 공매도와 주가와와의 인과관계를 살펴본다. 공매도는 공매도 금액과 함께 일일 공매도대금 수준의 잠재적 비정상성을 감안해 공매도 증분도 함께 고려한다. 방법론은 원인관계 분석에서 가장 많이 이용되는 그랜저인과관계를 사용하는데 본 자료가 시계열자료이므로 여러 시계열 변수를 분석하는데 유용한 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용한다. 또한 공매도와 주가간 동시대적 인과관계를 살펴보기 위해 도구변수(Instrument variable:IV)를 활용한 검증도 실시한다. 즉 시장전체와 개별기업, VAR를 통한 인과관계와 IV를 활용한 동시대적 인과관계, 그리고 공매도규모와 공매도증분금액 등 3가지 차원을 조합한 8가지 경우에 대해 분석을 실시한다. 이와 함께 공매도가 주가하락을 이끄는 기업, 또는 주가하락이 공매도를 이끄는 기업들의 특성에 대해서도 살펴본다.

본 연구는 기업별, 일별 공매도 자료를 이용했다는 점에서 그 의의가 높다고 할 수 있다. 지난해 6월까지 한국거래소(KRX)에서는 공식적으로 일별 전체 공매도 거래규모 또는 월별 개별기업의 대차잔량(short interest)¹⁾만을 발표했을 뿐 기업별 월별 실제 공매도 거래규모는 밝히지 않았다. 따라서 본 논문은 국내에서 정확한 자료를 근거로 공매도와 주가의 관계를 살펴본 최초의 연구라고 할 수 있다.

또한 본 연구는 공매도와 주가와와의 직접적인 인과관계를 살펴보았다는 점에서도 공헌도가 있다고 할 수 있다. 대부분의 연구는 공매도가 주가에 미치는 일방적인 영향을 분석한데 비해 본 연구는 공매도와 주가간의 쌍방향적 영향 및 동시대적 상호작용을 살펴봄으로써 공매도와 주가간의 원인 결과 관계를 보다 명확하게 살펴보았다.

이와 함께 본 연구는 시의성 있는 주제로 정책적 시사점을 제시한다고 할 수 있다. 전 세계가 급격한 주식시장 폭락을 방지하기 위해 공통적으로 실시한 공매도금지조치에 대한 실증적 분석을 통해, 정부정책에 대한 실효성을 검증할 수 있는 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구를 요약하고 3장에서는 국내 공매도시장에 대한 개괄적인 현황을 살펴본다. 4장에서는 연구내용 및 방법론에 대해 설명을 하고 5장에서는 연구결과를 기술한다. 6장에서는 결론 및 한계점에 대해 서술한다.

2. 선행연구

공매도와 관련된 대부분의 연구들은 공매제한에 따른 주식이격 결정에 관한 것들이다. 즉 공매가 제한된 기업들에 대해 공매가 허용되는 경우 주가의 변화 분석을

1) 대차거래량에서 상환거래량을 공제한 미상환잔량

통해 공매가 주가에 미치는 영향을 검증하였다. 연구 결과 공매도는 중장기적으로 주가에 미치는 영향이 미미한 것으로 밝혀졌다. 이에 따라 인위적인 공매도 제한조치는 주가에 미치는 부정적인 정보를 제한해 오히려 주가를 고평가시킨다고 주장한다.²⁾ 즉, 공매도 규제조치는 시장의 주요 역할중 하나인 가격발견(price discovery) 기능을 제한해 주가에 거품을 생성시켜 시장을 왜곡시킨다는 것이다. 한걸음 더 나아가 공매도는 오히려 주가가 과도하게 상승하여 본질가치에서 벗어났을 때 또는 기업에 대한 부정적인 정보가 있는 경우 기업가치가 주가에 제대로 반영되는데 긍정적인 역할을 한다는 주장도 제기된다. 반면 물론 공매도 금지조치가 풀려 공매도가 허용되면 개별 주식가격 수익률의 급격한 하락이 있을 수 있다는 연구결과도 발표된 바 있다³⁾.

이같이 공매제한이 주식가격에 어떤 영향을 미치는가에 대한 연구는 많이 진행되어 왔지만 본 연구에서 살펴보고자 하는 급락장에서 공매도가 시장의 붕괴를 초래하는지에 대한 선행연구는 그다지 많지 않아 아직 연구과제로 남아있다. Hong and Stein(2003)은 공매도를 제한하는 조치는 부정적 정보가 시장에 반영되지 못하게 하거나 반영되는 속도를 늦춰 금융시장의 붕괴까지도 초래할 수 있다고 지적한다. Bris et al.(2007)도 주식 가격하락이 지속될 때 공매도자는 이익을 실현함과 동시에 대주를 상환하기 위한 수요를 창출하여 오히려 공매를 허용하는 것이 가격하락을 완화시킬 수도 있다고 주장한다. Chang et al.(2007)도 주식 공매도는 주가가 과대평가됐거나 악재에 대한 정보가 발생할 때 이루어져 공매도를 통해 주가는 좀 더 빨리, 효율적으로 적정 가격을 찾아간다고 주장한다. 하지만 Bris et al.(2007)은 같은 논문에서 개별 종목에 대한 공매도 제한조치를 취하는 전세계 46개 시장에 대한 분석을 통해 공매도를 금지시킨 시장의 수익률은 그렇지 않은 시장수익률보다 더 높고 과도한 마이너스 수익률을 보이는 개별 종목 수도 더 적다는 사실을 밝혀냈다. 또한 Chang et al.(2007)도 공매도 금지로 인해 과도하게 하락하는 주식 종목 수가 현저하게 줄어들었다는 연구결과를 발표했다. 이같이 시장이 급속도로 하락하는 경우 시장의 붕괴를 막기 위한 공매도 금지조치의 효과성에 대해 찬반양론이 팽팽하게 맞서고 있다.

한편 공매도와 주가와 관계의 관계를 보다 자세히 살펴보기 위한 두 변수간의 인과관계에 대한 연구는 거의 없는 것으로 파악된다. Bhattacharya and Gallinger(1991)가 유일한 연구로써 공매와 미래시장 전체수익률간 및 시장조성자

2) Miller(1977), Jarrow(1980), Diamond and Verrecchia(1987), Figlewski and Webb(1993), Jones and Lamont(2002), Chang et al.(2007), Diether et al.(2007), Cohen et al.(2007), Boehmer et al.(2008), Ofek et al.(2009), 등

3) Angel et al(2003), Henry and McKenzie(2006)

(specialist)와 다른 시장참여자에 의한 공매도간의 인과관계에 대해 살펴보았다. ARIMA를 통한 연구분석 결과 시장조성자의 공매도는 시장참여자의 공매를 이끄는 반면 공매와 미래시장 수익률 간에는 통계적으로 유의한 인과관계가 존재하지 않는 것으로 드러났다. 이 같이 개별종목에 대한 공매와 수익률간의 인과관계를 분석한 선행연구가 없는 것은 공매도에 대한 시계열 자료획득이 어렵기 때문인 것으로 풀이된다. 미국에서도 한국과 마찬가지로 월별로 기업별 대차잔량만을 공시할 뿐 기업별로 정확한 공매수량에 대한 정보는 공시하고 있지 않다.

국내의 경우도 공매도와 관련해 발표된 논문은 김종오(2000)와 송치승(2006) 등 지극히 미미한 수준이다. 김종오(2000)는 IFB/KSE의 일증자료를 이용해 1996년 11월 25일부터 1997년 12월 27일까지 공매거래가 발생한 후의 가격 조정 양상을 분석하였다. 하지만 공매도를 신용대주(개인들이 증권사에서 빌려오는 대차거래)와 같은 개념으로 사용해 정확한 의미의 공매도 개념과 통계를 사용하지 못했다. 또한 공매도에 따른 추가변화를 일증자료로 파악, 공매도에 대한 의사결정이 일증보다는 일단위로 이루어진다는 현실을 간과한 측면이 있었다⁴⁾. 송치승(2006)도 2000년 1월부터 2002년 12월까지 공매와 수익률간의 관련성을 분석하였으나 이 연구 역시 공매도금액 대신 대차잔량비율(미상환대차잔량/전체 발행주식수)을 사용, 제한적인 연구결과를 보였다. 두 논문 모두 '대차거래 후 시장에서 주식을 매도하는' 진정한 의미의 공매도 자료를 사용하지 못했고 공매도 거래는 최근에 비로소 활성화된 측면이 있기 때문에 연구결과 해석에 대해 한계점이 존재한다고 할 수 있다.

3. 국내 주식공매도 제도 및 현황

3.1. 공매도 제도

국내의 경우 공매도 제도는 유가증권시장 업무규정 제 17조(공매도 호가의 제한)와 18조(공매도 호가의 가격제한) 등에서 규정하고 있다. 그러나 지난해 10월 전면적인 공매도 금지조치가 이루어진 후 모법인 자본시장통합법 181조에는 공매도를 금지하고 있다.

공매도가 금지되기 전 국내의 공매도 제도는 다른 국가에 비해 비교적 엄격한 편이었다. <표 1>에서 보는 바와 같이 국내의 경우 up-tick rule을 적용, 이론상 공매도가 주가를 끌어내리지 못하도록 했다. 또한 공매도자가 매도하고자 하는 주식 물량을 확실히 확보하지 않은 상태에서 공매도를 시행할 수 있는 무대차 공매도(naked short sale)도 불허하였다. 이와 함께 회사내부의 정보를 갖고 있는 주요주주

4) Diether, Lee, and Werner(2008) 참조

등에 대해 공매도 참가를 금지시켰다.

<표 1> 공매도 제도

규제법률	증권거래법 유가증권시장업무규정
공매도 참가자	거래소 및 상장사 임직원, 주요주주 제외
공매도 거래중개기관	에탁결제원, 증권회사, 증권금융회사
공매도 결제이행 보증수단	결제증권의 보유 및 결제가능성에 대한 확인서
공매도 호가 규제	이전 거래가보다 높은 가격으로 호가
공매도 호가의 표시	의무적으로 표시

이 같은 보수적인 공매도제도 운영에도 불구하고 세계 각국이 주식시장 붕괴를 우려, 공매도를 금지하기 시작하면서 금융위원회는 시장안정과 투자자 보호를 위해 필요한 종목에 대해 공매도를 제한 할 수 있도록 했고 한국거래소는 2008년 10월 1일 유가증권시장 및 코스닥시장 전체 상장 종목에 대하여 주식공매도를 금지시켰다. 또 그동안 예외적으로 허용해왔던 장외 공매도와 거래상대방을 미리 지정해 대량으로 주식을 매매하는 '블록딜식 공매도'도 2008년 12월부터 전면 금지시켰다. 다만 ELW, ETF, 주식선물·옵션, 유동성 공급자(LP)의 시장조성행위 및 시장의 원활한 거래를 위해 거래소가 인정하는 경우 등에 대해서는 예외로 공매도를 인정하고 있다.

3.2. 공매도 현황

국내시장에서 공매도 규모는 <표2>에서 보는 바와 같이 2006년까지 매우 안정적이었다. 일일 평균 거래규모는 1천억원 미만이었고 공매도가 실시된 종목의 전체 매도금액에서 차지하는 비율도 1% 내외에 그쳤다. 하지만 주가가 하락하기 시작한 2007년 중반이후 주식 공매도는 점차 증가, 2007년 일일 거래규모가 1천억원을 상회하였고 실제 글로벌 주식시장 불안이 시작됐던 2008년 들어서는 그 규모가 급속도로 증가하였다. 특히 7월 이후 하반기로 접어들면서 일일 공매도 거래규모가 2천억원을 넘어서고 전체매도금액에 대한 공매도금액 비율도 5%에 이르게 되었다. 하지만 정부가 공매도 전면 금지조치를 취한 후 10월 한달 동안 외국인 등이 공매도하기 위해 빌려간(대차거래) 주식 잔액은 무려 17조원이나 줄었고 실제 이루어진 공매도 금액도 350억원으로 감소했다.

<표 2> 유가증권시장의 공매도 현황

Panel A. 연도별 공매도 현황 (단위: 조원, %)

	2004	2005	2006	2007
공매도(A)	3.8	5.7	9.5	21.1
전체거래대금*(B)	361.4	563.4	714.9	1,252.8
비중(A/B)	1.1	1.0	1.3	1.7

Panel B. 최근 월별 공매도 현황 (단위 : 억원, %)

	공매도 금액	전체 매도금액	비율	
'08년	1월	1,769	56,034	3.2
	2월	1,136	47,688	2.4
	3월	1,445	48,802	3.0
	4월	1,515	57,777	2.6
	5월	1,756	60,333	2.9
	6월	1,707	47,468	3.6
	7월	1,949	48,627	4.0
	8월	2,010	39,218	5.1
	9월	2,353	57,635	4.1
	10월**	350	51,711	0.7

주: *는 당해 연도 중 공매도가 있었던 종목의 전체 거래대금

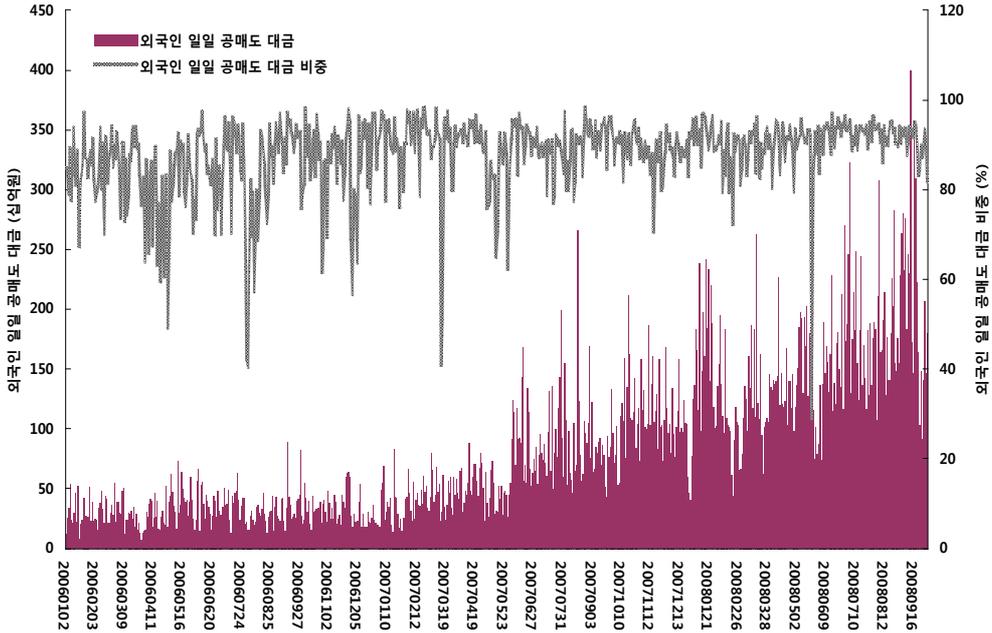
**는 ELW, ETF, 주식선물·옵션, 유동성 공급자(LP)의 시장조성행위 및 시장의 원활한 거래를 위해 거래소가 인정한 경우

자료: 금융감독원

2007년 이후 본격화된 공매도 거래에서 관찰되는 특징 중의 하나는 공매도가 외국인들에 의해 주도됐다는 것이다. 이에 따라 외국인이 주가하락 원인의 주범이며 외국인의 공매도를 제한하자는 주장까지 제기되었다. 실제로 본 연구의 표본기간인 2006년 1월 2일부터 2008년 9월 30일까지 678 거래일 동안 외국인의 총누적 공매도 대금은 유가증권시장에서 약 55조원에 이른다. 이는 유가증권시장에서 기관의 공매도대금 5조 8,500억원, 개인의 8,700억원을 훨씬 상회하는 상당히 큰 규모이다. <그림 1>에서 보는바와 같이 유가증권시장에서 전체 공매도 일일대금 중 외국인의 공매도 대금 비중은 거의 90% 이상을 차지하고 있으며 외국인에 의한 일일 공매도 대금은 2008년 접어들면서 매일 1천억원에서 3천억원 수준을 유지하고 있다. 특히 공매도가 금지되기 직전인 9월말에는 3천억원을 상회하기도 하였다.

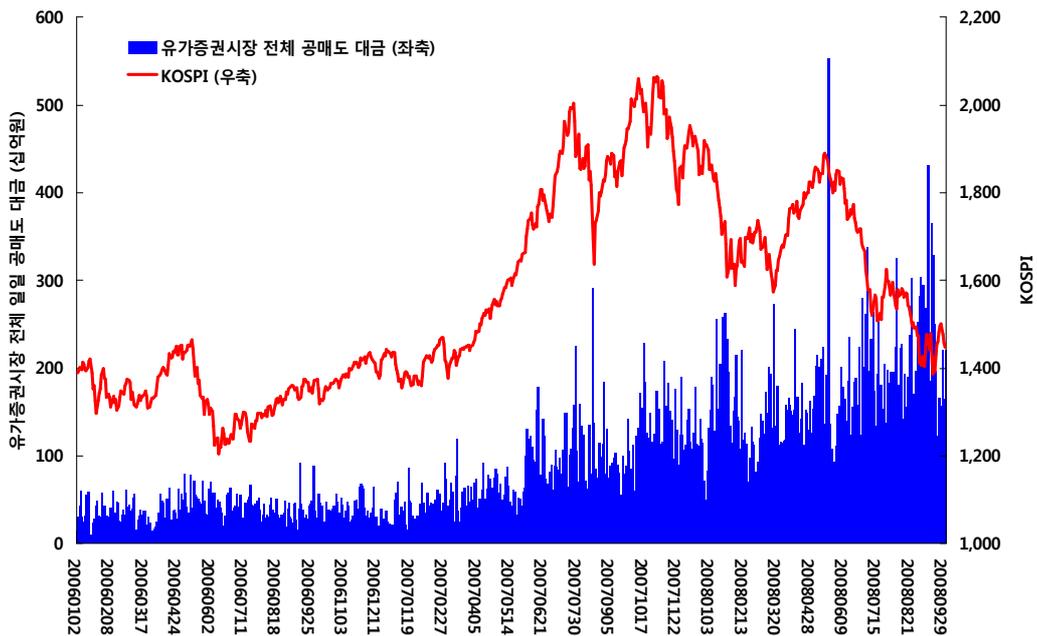
한편 공매도 대금과 주가지수와의 관계는 매우 밀접한 것으로 나타나고 있다. <그림 2>에서와 같이 주가는 2007년 하반기부터 대세하락기로 접어들었고 이에 따라 공매도도 증가세를 보이고 있다. 전반적인 추세로 보았을 때 주가 하락세가 먼저 발견된 후 공매도가 발생하는 것처럼 보이지만 일자별로 살펴보면 공매도가 급격히 증가한 일자와 KOSPI 폭락일자가 상당히 일치함을 관찰할 수 있다.

<그림 1> 유가증권시장에서 외국인의 공매도 규모 및 비중 추이



주: 1) 2006년 1월 2일부터 2008년 9월 30일(678 거래일) 기간의 시계열 그림
 2) 외국인 공매도 대금 비중은 해당일 유가증권시장 전체 공매도 대금 중 외국인에 의한 유가증권시장 공매도 대금이 차지하는 비중을 나타냄

<그림 2> KOSPI 지수 및 유가증권시장 전체 공매도 대금의 일별 추이



4. 표본선정 및 방법론

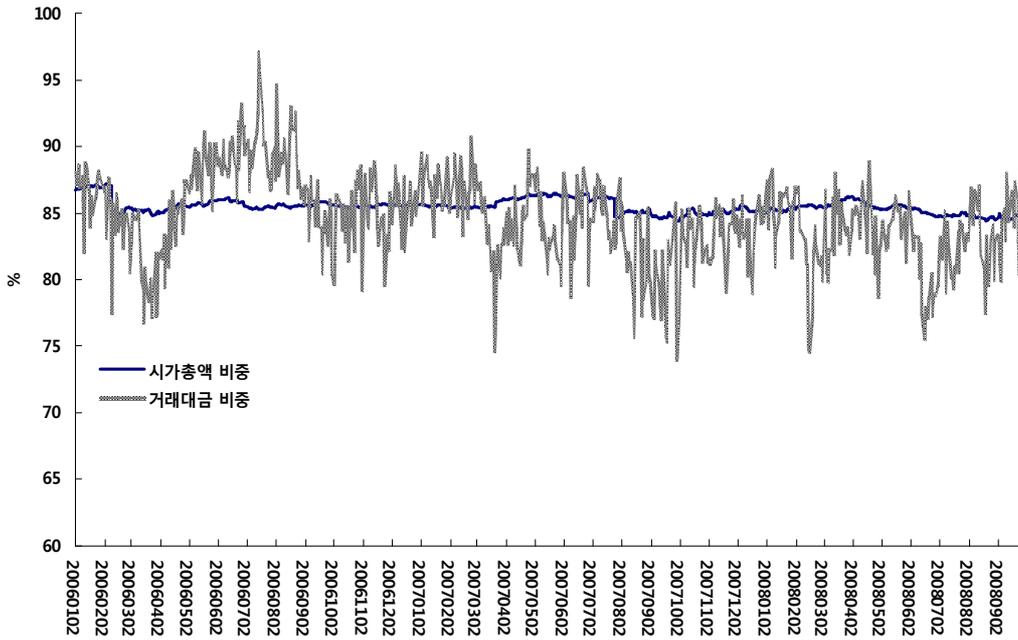
4.1. 표본선정

본 연구는 공매도가 하나의 거래유형으로 정착되기 시작한 2006년 1월 2일부터 공매도 금지조치가 취해지기 전일인 2008년 9월 30일까지 총 678 거래일을 표본기간으로 한다. 이 기간 중 다음과 같은 기준을 충족하는 기업에 한해 표본으로 선정하였다. i)유가증권시장에 상장되어 있는 기업 ii)코스닥시장에서 유가증권시장으로 이전한 기업의 경우 동일 기간에 코스닥시장 또는 유가증권시장 중 하나에 상장되어 있는 기업 iii) 일별 공매도 수량 및 대금, 일별 주가, 일별 거래대금, 일별 시가총액 등의 자료가 확보 가능한 기업 iv) 공매도가 발생한 거래일이 100일 이상인 기업. 단 이 기간 중 기업분할이나 합병이 발생한 기업은 제외했고 해당 기업이 보통주와 우선주를 발행했을 경우 우선주는 제외하고 보통주만을 고려하였다. 일별 공매도 수량 및 대금, 일별 공매도 거래대금과 관련된 자료는 한국거래소로부터 제공받았고 개별 기업의 주가, 거래대금, 시가총액 자료는 FnGuide로부터 제공받았다.

이 같은 표본선정 기준을 통해 추출된 표본기업의 수는 총 215개이다. 이들 표본 기업들은 <그림 3>에서 보는 바와 같이 거래대금이나 시가총액 측면에서 전체 유가증권시장 규모의 80% 이상을 차지, 시장을 대표한다고 할 수 있다. 따라서 공매도는 시가총액이 크고, 거래규모가 큰 유동성이 상대적으로 풍부한 대기업에 대해서 이루어지고 있다는 것을 추론할 수 있다.

표본과 관련된 기초통계량은 <표 3>에 요약되어 있다. 표본기업에 대한 일일 공매도 규모의 시계열 특성을 살펴보면 총 678일 표본기간 중 이들 기업들의 평균공매도 금액은 854억원, 중앙값은 606억원으로 우측 꼬리가 긴 분포임을 알 수 있다. 또한 횡단면으로 분석한 개별기업별 공매도 규모를 살펴보면 평균공매도 금액은 3억7천만원, 중앙값은 5천만원으로 역시 우측의 긴 꼬리를 갖는 분포이다. 최대 일일 공매도 거래규모를 나타낸 기업은 삼성전자로 일평균 46억7천만원을 나타냈고 이 기간 중 누적 총 공매도 규모는 3천억원에 이른다. <표 4>는 공매도 규모 상위 10대 기업들의 일일 공매도거래액과 공매도 거래일 수, 표본기간 중의 총 누적 공매도금액을 제시한다.

<그림 3> 표본기업의 유가증권시장에서의 비중 추이



- 주: 1) 표본기업 215개 기업의 보통주 시가총액 합이 유가증권시장 시가총액에서 차지하는 비중의 일별 추이
 2) 표본기업 215개 기업의 보통주 거래대금 합이 유가증권시장 거래대금에서 차지하는 비중의 일별 추이

<표 3> 표본기업에 대한 기초통계량

	일자별 표본기업의 공매도 대금의 합	기업별 일평균 공매도 금액
표본수 (개)	678	215
평균 (십억원)	85.44	0.37
표준편차 (십억원)	65.15	0.82
최소값 (십억원)	0.00	0.00
1/4 분위수 (십억원)	35.77	0.01
중앙값 (십억원)	60.58	0.05
3/4 분위수 (십억원)	123.49	0.30
최대값 (십억원)	540.57	4.67
왜도	1.59	3.86
초과침도	4.50	13.09
Jarque-Berra 통계량 [p-값]	845.45 [0.0000]	2,730.68 [0.0000]

<표 4> 공매도 상위 10대 기업

	일평균 공매도 대금 (십억원)	누적공매도 대금 합 (십억원)	공매도 거래 발생 거래일 수
삼성전자	4.6717	3167.413	631
LG전자	4.6345	3142.191	637
현대차	4.5309	3071.950	636
하이닉스	4.5061	3055.136	646
POSCO	4.3973	2981.369	651
현대중공업	4.1364	2804.479	583
LG디스플레이	2.9310	1987.218	650
신한지주	2.2827	1547.671	571
삼성중공업	1.5788	1070.426	534
두산중공업	1.5216	1031.645	475

4.2. 방법론

본 연구는 주가와 공매도간의 상호 인과관계에 대해 살펴본다. 즉 주가가 공매도에 영향을 미치는지, 공매도가 주가에 영향을 미치는지, 또는 동시에 상호영향을 주고받는지를 분석한다.

이를 위해 VAR(vector autoregression)을 통한 그랜저인과관계(granger causality) 및 도구변수(IV:instrument variable)를 활용한 동시대적 인과관계(contemporaneous causation) 등 두 가지 방법론을 사용한다. 그랜저검증은 인과관계 분석에서 가장 일반적으로 사용되는 방법론이다. 본 연구의 경우 215개 기업의 주가 및 공매도 규모가 시계열자료로 일종의 패널데이터이므로 여러 시계열 변수를 분석하는데 유용한 VAR 모형을 통해 그랜저인과관계를 검증하고자 한다. VAR은 모형설정 상 자신의 과거 데이터뿐 아니라 타 변수의 과거데이터도 해당 변수에 대한 설명변수로 포함되기 때문에 그랜저 인과관계를 검증하는 실증 모델로 많이 사용되고 있다.

하지만 VAR 모형을 통한 그랜저 인과관계의 경우 타 변수의 과거데이터 설명변수에 포함되지만 현재데이터는 포함되지 않아 만약 두 변수간 동시대적 인과관계가 존재한다면 검증이 불가능하다. 실제로 주식시장에서 두 변수간 어떤 인과관계가 존재하는 경우 동시대적인 관계일 가능성이 높다. 이 같은 그랜저 인과관계의 한계점을 극복하기 위해 IV 활용을 통한 추정치를 계산해 동시대적 인과관계에 대한 검증도 실시한다. 즉 동시대적인 인과관계를 검증할 때 가장 문제가 되는 것은 변수간 내생성인데 내생변수(endogenous variable)에 대한 과거치를 IV로 사용, 보다 명확한 변수간 인과관계를 규명한다.

검증은 시장전체와 215개 개별종목으로 나누어 이루어진다. 즉 시장전체 지

수와 시장전체 공매도 및 각각의 개별종목 주가와 개별종목 공매도간의 인과관계를 분석한다. 또한 공매도대금 수준이 일별로 비정상성이 나타났을 수 있다는 가정하에 공매도증분에 대해서도 분석을 실시한다. 이에 따라 i)VAR을 통한 시장전체 지수와 시장전체 공매도규모간의 그랜저인과관계 ii)VAR을 통한 시장전체 지수와 시장전체 공매도증분간의 그랜저인과관계 iii)VAR을 통한 개별종목 주가와 개별종목 공매도규모간의 그랜저인과관계 iv)VAR을 통한 개별종목 주가와 개별종목 공매도증분간의 그랜저인과관계 v)IV추정치를 통한 시장전체 지수와 시장전체 공매도규모간의 동시대적인과관계 vi)IV 추정치를 통한 시장전체 지수와 시장전체 공매도증분간의 동시대적인과관계 vii)IV추정치를 통한 개별종목 주가와 개별종목 공매도규모간의 동시대적인과관계 viii)IV추정치를 통한 개별종목 주가와 개별종목 공매도증분간의 동시대적인과관계 등 총 8가지에 대한 실증분석이 이루어진다.

4.2.1. VAR을 통한 그랜저 인과관계

주가 및 공매도와 관련된 두 변수를 각각 r_{it} 및 s_{it} 이라고 할 때, 변수의 시계열을 감안한 VAR(p)는 다음의 식(1)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{cases} r_{it} = \alpha_i + \beta_i^1 r_{i,t-1} + \dots + \beta_i^p r_{i,t-p} + \gamma_i^1 s_{i,t-1} + \dots + \gamma_i^p s_{i,t-p} \\ \quad + \kappa_i^0 r_t^{\text{KOSPI}} + \dots + \kappa_i^q r_{t-q}^{\text{KOSPI}} + \mu_i^0 s_t^{\text{KOSPI}} + \dots + \mu_i^q s_{t-q}^{\text{KOSPI}} + \epsilon_{it} \\ s_{it} = \psi_i + \delta_i^1 s_{i,t-1} + \dots + \delta_i^p s_{i,t-p} + \eta_i^1 r_{i,t-1} + \dots + \eta_i^p r_{i,t-p} \\ \quad + \lambda_i^0 r_t^{\text{KOSPI}} + \dots + \lambda_i^q r_{t-q}^{\text{KOSPI}} + \nu_i^0 s_t^{\text{KOSPI}} + \dots + \nu_i^q s_{t-q}^{\text{KOSPI}} + \xi_{it} \end{cases} \quad (1)$$

$$\epsilon_{it} \sim (0, \sigma_{\epsilon_i}^2), \xi_{it} \sim (0, \sigma_{\xi_i}^2), \text{corr}(\epsilon_{it}, \xi_{it}) = \rho_i$$

여기서 r_{it} 는 기업 $i(=1,2,\dots,215)$ 의 $t(=1,2,\dots,678)$ 일의 주식수익률이다. r_{it} 의 경우 주가 자체는 비정상 시계열이므로 이를 분석에 사용할 수 없어 이를 로그차분하여 주식수익률로 전환한다⁵⁾. s_{it} 는 기업 i 의 t 일 공매도 대금이며 r_t^{KOSPI} 및 s_t^{KOSPI} 는 t 일의 KOSPI 지수의 일일 수익률 및 시장 전체 공매도 대금을 나타낸다.

그랜저 인과성에 대한 검증은 다음의 두 가지 귀무가설의 검정을 통해 이루어진다. 먼저 공매도가 주가를 그랜저 인과하는지, 즉 s_{it} 가 r_{it} 를 그랜저 인과하는지를 검정하기 위해서 다음의 귀무가설을 설정한다.

5) 즉, $r_{it} = 100 \cdot [\ln(p_{it}) - \ln(p_{i,t-1})]$ 이다.

$$H_0 : \gamma_i^1 = \gamma_i^2 = \dots = \gamma_i^p = 0$$

이 귀무가설은 s_{it} 가 r_{it} 를 그랜저 인과하지 않음을 의미한다. 따라서 이 귀무가설을 기각할 때 공매도가 주가를 그랜저 인과한다고 결론지을 수 있다.

두 번째로 주가가 공매도를 그랜저 인과하는지, 즉 r_{it} 가 s_{it} 를 그랜저 인과하는지 검정하기 위해서는 다음의 귀무가설을 설정한다.

$$H_0 : \eta_i^1 = \eta_i^2 = \dots = \eta_i^p = 0$$

역시 이 귀무가설이 기각될 때 주가가 공매도를 그랜저 인과한다고 할 수 있다.

그랜저 인과관계 검정을 수행하기 위해서는 p 로 표시된 VAR의 차수를 결정해야 하는데 일반적으로 다음 식(2)와 같이 계산되는 AIC(Akaike information criterion)을 최소화하는 값으로 결정된다.

$$AIC(p) = \ln |\hat{\Omega}_p| + \frac{2n^2p}{T} \quad (2)$$

한편 공매도 금액이 아닌 공매도 증분을 고려한다면 식(1)에서 s_{it} 대신 기업 i 의 t 일의 공매도 증분인 d_{it} 를 사용하며⁶⁾ s_t^{KOSPI} 대신 시장 전체 공매도 증분 $d_t^{\text{KOSPI}} (= s_t^{\text{KOSPI}} - s_{t-1}^{\text{KOSPI}})$ 을 사용한다.

4.2.2. IV 추정치를 통한 동시대적 인과관계

VAR모형은 비교적 단순하고 명료한 반면 앞에서 지적했듯이 동시대적 인과관계를 규명하는데 제한점이 있다. 따라서 도구변수를 활용해 새로운 회귀식을 도출한 후 그 추정치를 근거로 공매도와 주가와 동시대적 인과관계를 살펴본다.

우선 공매도가 주가에 동시대적 영향을 미치는 관계는 다음의 식 (3)을 통해 모형화된다.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_t^{\text{KOSPI}} + \gamma_i s_{it} + \epsilon_{it}, \quad \epsilon_{it} \sim (0, \sigma_i^2) \quad (3)$$

6) 즉, $d_{it} = s_{it} - s_{i,t-1}$ 이다.

식(3)에서 계수 γ 가 유의하게 0보다 작다면 공매도가 주가를 하락시키는 동시대적 영향이 있다고 할 수 있다. 이를 검증하기 위해 식(3)의 모형을 추정해야 하는데, 이때 ‘내생성’ 문제가 발생한다. 즉, 공매도가 외생적으로 주어지는 변수가 아니라 주가수익률과 함께 동시적으로 결정되는(jointly determined) 내생변수(endogenous variable)일 가능성이 높다는 것이다. 이 같은 내생성 문제를 해결하기 위해 IV를 이용한 2SLS(2 stage least squares) 기법으로 계수를 추정한다. 도구변수로는 시계열 자료에서 일반적으로 사용되는 내생변수의 과거치를 사용한다. 따라서, 식(3)에서 공매도 s_{it} 가 내생변수라면 그것의 과거치인 $\{s_{i,t-1}, s_{i,t-2}, \dots, s_{i,t-k}\}$ 를 도구변수로 활용할 수 있다. IV 추정 방법론에 따라 식(3)을 추정했을 때, γ 에 대한 추정치인 $\hat{\gamma}_{IV}$ 가 통계적으로 유의하게 음수로 추정된다면 공매도가 주가에 동시대적으로 하락 효과를 미친다고 할 수 있다.

주가가 공매도에 동시대적 영향을 미치는 관계는 다음 식 (4)에 의해 분석된다.

$$s_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{it} + \gamma_i r_t^{\text{KOSPI}} + \delta_i s_t^{\text{KOSPI}} + u_{it}, u_{it} \sim (0, \sigma_i^2) \quad (4)$$

식 (4)에서 공매도의 경우는 개별 종목에 대한 주가뿐만 아니라 시장전체지수에 대해서도 반응할 수 있고 또한 시장 전체적인 공매도 규모에도 영향 받을 수 있어 식 (3)과는 달리 s_t^{KOSPI} 변수가 추가되었다.

한편 공매도는 대부분 좋은 뉴스(good news)보다는 나쁜 뉴스(bad news)에 대해 반응을 하므로 이를 나누어 분석하면 더 효율적인 검증결과를 도출할 수 있다. 즉 개별종목과 시장전체에 나쁜 뉴스가 발생하는 경우를 각각 분리하여 주가 수익률과 공매도의 관계를 살펴본다. 이 같은 검증은 식 (5)를 통해 모형화될 수 있다.

$$s_{it} = \delta + \beta_i^1 r_{it} + \beta_i^2 r_{it} I_{\{r_{it} \leq 0\}} + \gamma_i^1 r_t^{\text{KOSPI}} + \gamma_i^2 r_t^{\text{KOSPI}} I_{\{r_t^{\text{KOSPI}} \leq 0\}} + \delta_i s_t^{\text{KOSPI}} + \epsilon_{it}, \epsilon_{it} \sim (0, \sigma_i^2) \quad (5)$$

여기서 $I_{\{ \cdot \}}$ 는 $\{ \cdot \}$ 의 조건이 만족되면 1, 그렇지 않으면 0을 나타내는 지시함수(indicator function)이다.

주가가 공매도에 미치는 동시대적 영향을 검증하기 위한 식(4)와 식(5)의 추정에서도 개별 종목 수익률 r_{it} 의 내생성을 고려해 과거치를 도구변수 삼아 IV 추정치를 도출할 수 있다. 또한 VAR 모형에서와 마찬가지로 동시대적 영향관계에 관한 논의에서도 공매도 거래대금 수준 s_{it} 대신 공매도 거래대금 증분 d_{it} 을 사용하여 분석한다.

5. 연구결과

5.1. 시장지수와 시장 전체 공매도에 대한 분석

5.1.1. VAR을 통한 그랜저 인과 관계

(a) 공매도규모를 이용한 분석

시장 수익률 r_t^{KOSPI} 과 시장 전체 공매도 규모 s_t^{KOSPI} 간의 관계에 대해 식(1)에서 시장변수만을 포함시킨 식(6)의 VAR(p) 모형을 이용하여 분석하였다. AIC를 가장 작게 하는 최적시차는 $p^* = 6$ 인 것으로 나타났다.

$$\begin{cases} r_t^{\text{KOSPI}} = \alpha + \kappa^1 r_{t-1}^{\text{KOSPI}} + \dots + \kappa^p r_{t-p}^{\text{KOSPI}} + \mu^1 s_{t-1}^{\text{KOSPI}} + \dots + \mu^p s_{t-p}^{\text{KOSPI}} + \epsilon_t \\ s_t^{\text{KOSPI}} = \psi + \lambda^1 s_{t-1}^{\text{KOSPI}} + \dots + \lambda^p s_{t-p}^{\text{KOSPI}} + \nu^1 r_{t-1}^{\text{KOSPI}} + \dots + \nu^p r_{t-p}^{\text{KOSPI}} + \xi_t \end{cases} \quad (6)$$

분석결과 시장전체 측면에서 보았을 때 주가는 공매도 규모를 그랜저인과하지만 반면 공매도 규모는 주가를 그랜저인과하지 않는 것으로 드러났다. <표 5>에서 보는 바와 같이 주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설이 강하게 기각되는 반면 반대의 경우는 기각시키지 못하는 것으로 나타났다.

<표 5> KOSPI 수익률과 시장전체 공매도 수준과의 그랜저 인과 관계 검증

최적 시차	귀무가설	F-통계량 [p-값]
p = 6	주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다 ($H_0: \nu^1 = \nu^2 = \dots = \nu^p = 0$)	6.4057 [0.0000]
	공매도가 주가를 그랜저 인과하지 않는다 ($H_0: \mu^1 = \mu^2 = \dots = \mu^p = 0$)	1.5883 [0.1478]

(b) 공매도대금 증분을 이용한 분석

시장 수익률 r_t^{KOSPI} 와 시장 전체 공매도 증분 d_t^{KOSPI} 간 관계에 대해서는 AIC를 가장 작게 하는 최적시차는 $p^* = 5$ 인 것으로 조사됐다. 연구결과는 <표 6>에 나타난 바와 같이 시장수익률과 시장전체 공매도대금과의 관계와 유사하였다. 시장전체의 주가는 시장전체의 공매도대금 증분을 그랜저인과하는 반면 시장전체의 공매도대금 증분은 시장전체의 주가를 그랜저인과하지 않았다.

즉 시장전체 측면에서 보았을 때 VAR을 통한 인과관계 분석결과 시장지수의 하락은 공매도를 이끌지만 공매도로 인해 전체 주식시장이 하락하지는 않는 것으로 드러났다.

<표 6> KOSPI 수익률과 시장전체 공매도 증분과의 그랜저 인과 관계 검정

최적 시차	귀무가설	F-통계량 [p-값]
$p = 5$	주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다 ($H_0: \nu^1 = \nu^2 = \dots = \nu^p$)	7.4315 [0.0000]
	공매도가 주가를 그랜저 인과하지 않는다 ($H_0: \mu^1 = \mu^2 = \dots = \mu^p$)	1.4526 [0.2034]

5.1.2. IV 추정치를 통한 동시대적 인과관계

시장 전체 지수 및 공매도간 동시대적 상호 영향력을 분석하기 위해 앞서 제시한 개별종목에 관한 식 (3)(4)(5)을 시장전체의 분석을 위해 아래와 같이 변형시킨다. 시장전체의 경우는 시장전체의 공매도규모가 설명변수로 포함시킬 수 없으므로 설명변수들이 줄어든다.

$$r_t^{\text{KOSPI}} = \alpha + \gamma s_t^{\text{KOSPI}} + \epsilon_t, \epsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (7)$$

$$s_t^{\text{KOSPI}} = \delta + \beta r_t^{\text{KOSPI}} + u_t, u_t \sim (0, \sigma^2) \quad (8)$$

$$s_t^{\text{KOSPI}} = \delta + \beta^1 r_t^{\text{KOSPI}} + \beta^2 r_t^{\text{KOSPI}} I_{\{r_t^{\text{KOSPI}} \leq 0\}} + v_t, v_t \sim (0, \sigma^2) \quad (9)$$

(a) 공매도규모를 이용한 분석

동시대적 인과관계를 분석하기 위해 식(7)에서 설명변수인 시장 전체 공매도 수준 s_t^{KOSPI} 에 대해 $s_{t-1}^{\text{KOSPI}}, s_{t-2}^{\text{KOSPI}}, s_{t-3}^{\text{KOSPI}}, s_{t-4}^{\text{KOSPI}}$ 등을 IV로 사용하여 IV 추정치를 측정하였다. <표 7>의 panel A에서 보는 바와 같이 계수 $\widehat{\gamma}_{IV}$ 는 음수를 보이기는 하지만 어떠한 IV를 사용하더라도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

결국 VAR을 통한 그랜저인과관계의 결과와는 다르게 시장 전체 공매도가 시장 지수에 대해 동시대적 인과관계를 갖지 못하는 것으로 밝혀졌다.

<표 7> 종속변수에 대한 IV 추정치 결과

Panel A. s_t^{KOSPI} 에 대한 IV 추정치 결과

	IV: $\{s_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}$	IV: $\{s_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2$	IV: $\{s_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3$	IV: $\{s_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$
α	0.0999 (0.92)	0.0944 (0.90)	0.1309 (1.27)	0.1221 (1.19)
$\widehat{\gamma}_{IV}$	-0.0010 (-1.00)	-0.0010 (-0.99)	-0.0014 (-1.44)	-0.0013 (-1.34)

Panel B. r_t^{KOSPI} 에 대한 IV 추정치 결과

	IV: $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$
δ	***90.9635 (5.09)	***91.2409 (4.99)	***91.3311 (5.82)	***92.3087 (9.23)
$\widehat{\beta}_{IV}$	315.2922 (0.64)	323.6736 (0.65)	274.4210 (0.66)	169.4328 (0.76)

Panel C. $r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}$ 에 대한 IV 추정치 결과

	IV: $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}, r_{t-1}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^2$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^3$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$
δ	100.6762 (0.47)	33.2036 (0.70)	***41.1334 (3.65)	***44.4281 (4.43)
$\widehat{\beta}_{IV}^1$	347.1178 (0.76)	240.6435 (1.29)	***64.6024 (33.25)	***73.2751 (3.71)
$\widehat{\beta}_{IV}^2$	19.1802 (0.05)	-113.4569 (-1.26)	***-99.6883 (-4.71)	***-93.4994 (-5.07)

주: 1) panel A에서는 s_t^{KOSPI} 에 대해 $\{s_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}, \{s_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2, \{s_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3, \{s_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$ 을, panel B에서는 r_t^{KOSPI} 에 대해 $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$ 을, panel C에서는 r_t^{KOSPI} 에 대해 $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}, r_{t-1}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^2, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^3, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$ 를 IV로 취한다.

2) ***는 양측 1%에서 유의함을 나타낸다.

다음으로 주가의 공매도에 대한 동시대적 인과 관계를 분석하기 위해 식 (8)에서 IV 추정치를 계산, Panel B에서 그 결과를 보여주고 있다. Panel A의 결과와 동일하게 어떠한 IV를 취해도 $\widehat{\beta}_{IV}$ 는 유의하지 않은 것으로 드러났다. 즉 시장 지수의

공매도에 대한 동시대적 영향력도 없는 것으로 밝혀졌다.

하지만 공매도는 나쁜 뉴스에 대해 반응을 하므로 이를 나누어 분석하면 더 효율적인 검증결과를 도출할 수 있을 것이라는 논리로 제시된 식(9)를 이용한 분석에서는 $\{r_{t-j}^{KOSPI}, r_{t-j}^{KOSPI} I_{\{r_{t-j}^{KOSPI} \leq 0\}}\}_{j=1}^3$ 및 $\{r_{t-j}^{KOSPI}, r_{t-j}^{KOSPI} I_{\{r_{t-j}^{KOSPI} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$ 을 IV로 사용할 경우, Panel C에서 보는 바와 같이 $\hat{\beta}_{IV}^2$ 의 계수는 유의한 음의 값을 갖고 $\hat{\beta}_{IV}^1$ 은 유의한 양의 값을 취하는 것으로 추정되었다. 즉 나쁜 뉴스가 공시되는 경우 시장 지수가 시장 전체 공매도 규모에 대해 동시대적 인과관계를 갖는다고 할 수 있는 것이다.

(b) 공매도대금 증분을 이용한 분석

시장 전체 공매도 수준이 아닌 증분 변수를 이용할 경우에는 식(7)(8)(9)에서 s_t^{KOSPI} 대신 d_t^{KOSPI} 를 대입하여 IV를 활용한 추정치를 계산한다.

추정결과 <표 8>에서 보는 바와 같이 공매도대금을 이용해서 분석한 것과는 달리 공매도대금 증분과 시장지수간에는 어떠한 동시대적인 인과관계도 존재하지 않는 것으로 드러났다. 특히 나쁜 시장뉴스에 대해 시장 지수가 시장 전체 공매도 규모에 대해 동시대적 인과관계를 갖는다는 앞의 연구결과를 지지하지 못하였다. 이는 공매도대금 증분은 누적개념이 아닌 일일개념으로 나쁜 뉴스가 시장에 공시되는 경우 전날의 공매도금액과의 차이인 공매도 증분과는 별다른 동시대적인 인과관계가 존재하지 않기 때문으로 해석할 수 있다.

즉 시장전체 측면에서 보았을 때 IV를 활용한 동시대적 인과관계 분석결과 시장전반에 대해 악재가 발생할 경우 KOSPI 하락이 시장전체의 공매도 규모 증가에 동시대적으로 영향을 미칠 뿐 반대의 경우는 인과관계가 성립하지 않는 것으로 밝혀졌다. 또한 공매도증분과 주가하락의 경우 아무런 동시대적 인과관계가 존재하지 않는 것으로 드러났다.

<표 8> 종속변수에 대한 IV 추정치 결과

Panel A. d_t^{KOSPI} 에 대한 IV 추정치 결과

	IV: $\{d_{t-1}^{KOSPI}\}$	IV: $\{d_{t-j}^{KOSPI}\}_{j=1}^2$	IV: $\{d_{t-j}^{KOSPI}\}_{j=1}^3$	IV: $\{d_{t-j}^{KOSPI}\}_{j=1}^4$
α	0.0054 (0.10)	0.0053 (0.10)	0.0058 (0.11)	0.0040 (0.07)
$\hat{\gamma}_{IV}$	0.0004 (0.17)	-0.0020 (-0.93)	-0.0011 (-0.57)	-0.0012 (-0.63)

Panel B. r_t^{KOSPI} 에 대한 IV 추정치 결과

	IV: $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$
δ	0.1575 (0.07)	0.3253 (0.17)	0.3760 (0.17)	0.1226 (0.04)
$\widehat{\beta}_{IV}$	22.2611 (0.33)	-13.0589 (-0.25)	-25.3090 (-0.44)	43.2237 (0.60)

Panel C. $r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}$ 에 대한 IV 추정치 결과

	IV: $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}, r_{t-1}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^2$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^3$	IV: $\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$
δ	-41.2307 (-0.44)	15.0108 (1.50)	4.7002 (0.63)	3.6795 (0.61)
$\widehat{\beta}_{IV}^1$	-113.7054 (-0.57)	-39.1163 (-1.00)	-18.6118 (-1.41)	-13.0677 (-1.10)
$\widehat{\beta}_{IV}^2$	-81.9425 (-0.45)	28.2715 (1.49)	8.4661 (0.60)	6.4949 (0.59)

- 주: 1) panel A에서는 d_t^{KOSPI} 에 대해 $\{d_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}, \{d_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2, \{d_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3, \{d_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$ 을, panel B에서는 r_t^{KOSPI} 에 대해 $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}\}, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^2, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^3, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}\}_{j=1}^4$ 을, panel C에서는 r_t^{KOSPI} 에 대해 $\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}}, r_{t-1}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-1}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^2, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^3, \{r_{t-j}^{\text{KOSPI}}, r_{t-j}^{\text{KOSPI}} I_{\{r_{t-j}^{\text{KOSPI}} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$ 를 IV로 취한다.
2) ***는 양측 1%에서 유의함을 나타낸다.

5.2. 개별 종목에 대한 분석

5.2.1. VAR을 통한 그랜저 인과 관계

(a) 공매도규모를 이용한 분석

개별종목에 대한 주가수익률과 공매도 규모간의 그랜저 인과관계는 앞의 식 (1)을 이용해 검증하였다. 각 기업별로 VAR(p) 모형에 적합한 최적 차수 p 를 선정하고, 선정된 VAR(p)에 근거하여 그랜저 인과 관계 검정을 실시하였다. 215개 기업에 대해 이 같은 검정을 실시하면 주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 F-통계량 및 그 p-값이 도출되고 또한 반대로 공매도가 주가를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 F-통계량 및 그 p-값이 도출될 것이다. 개별종목별 주가와 공매도간 그랜저 인과관계 검정결과 도출된 p-값 분포의 기초통계량은 <표 9>에 요약되어 있다.⁷⁾

7) 각 기업별로 그랜저 인과관계 검정 F-통계량은 서로 다른 차수의 VAR에 기반하기 때문에 기업별 비교를 위해서는 F-통계량보다 그랜저 인과 관계의 유의성 판단 기준이 되는 F-통계량의 p-값을 비교해 보는 것이 좋다.

<표 9> 개별종목의 주가와 공매도간 그랜저 인과관계 검정 p값 분포

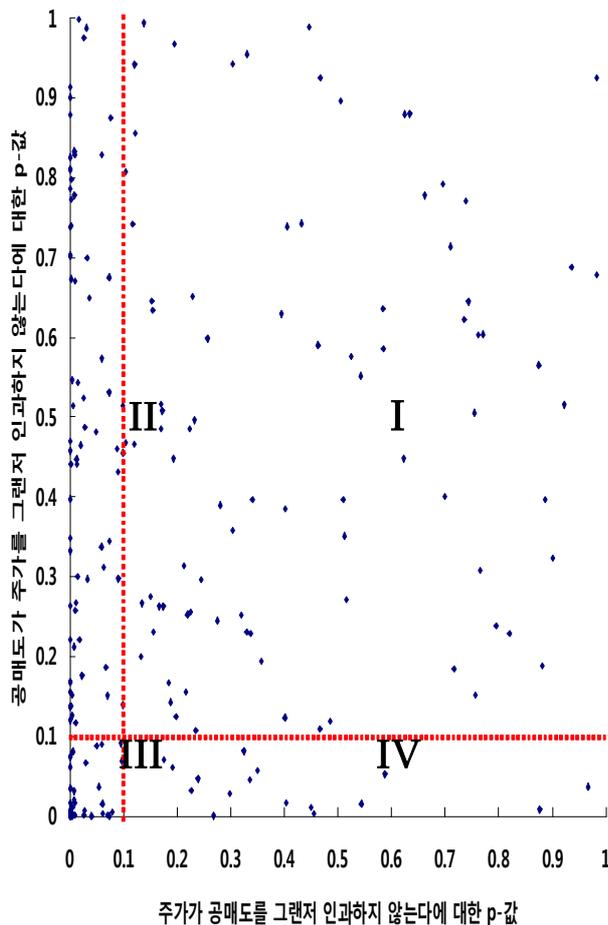
요약통계량	주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설 p-값	공매도가 주가를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설 p-값
표본크기	215	215
평균	0.22	0.38
표준편차	0.27	0.30
최소값	0.00	0.00
1/4 분위수	0.01	0.10
중앙값	0.09	0.31
3/4 분위수	0.34	0.63
최대값	0.98	1.00
왜도	1.26	0.43
초과침도	0.47	-1.06
자크-베라 통계량 [p-값]	57.97 [0.0000]	16.64 [0.0002]

주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 p-값의 중앙값은 0.09이고 평균은 0.22이다. 반대로 공매도가 주가를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 p-값의 중앙값은 0.31이고 평균은 0.38이다. 즉 주가가 공매도를 그랜저인과하는 종목 수가 공매도가 주가를 그랜저인과하는 종목 수보다 많은 것이다. 특히 절반 이상의 개별종목에서 주가가 공매도를 그랜저인과한다는 사실이 발견된 것은 시사하는 바가 크다고 할 수 있을 것이다.

이를 개별종목별로 자세히 살펴보면 주가가 공매도를 견인하지 않는다는 귀무가설에 대해 52%의 기업의 p-값이 0.1 이하를 기록한 반면 공매도가 주가를 이끌지 않는다는 귀무가설에 대해서는 25%의 기업만이 이를 기각시켰다. 즉 215개 기업 중 112개 종목에서는 주가가 공매도를 견인하는 것으로 나타난 반면 공매도가 주가를 견인하는 것으로 나타난 종목은 54개에 그친 것으로 나타났다.

한편 변수 x 와 변수 y 에 대한 그랜저 인과 관계의 결과는 두 변수간 (i) 아무 관계가 없다, (ii) x 가 y 를 그랜저 인과하지만 반대는 아니다, (iii) y 가 x 를 그랜저 인과하지만 반대는 아니다, (iv) x 가 y 를 그랜저 인과하고, 동시에 y 가 x 를 그랜저 인과한다는 총 4가지 중 하나에 해당된다. 이 같이 보다 구체적인 그랜저인과관계를 알아보기 위해 두 가지 귀무가설에서 산출된 p-값의 결합분포(joint distribution)를 살펴보았다.

<그림 4> 두 귀무가설 p-값의 결합분포



<그림 4>는 이러한 두 가지 종류 p-값의 결합분포를 나타내고 있다. 결합분포는 통계적 유의성에 따라 점선을 이용하여 평면을 4등분할 수 있다. 1사분면에 위치한 기업들은 주가와 공매도간 아무 관계가 없는 경우이며 반대로 3사분면 기업들은 주가가 공매도를 인과하며, 동시에 공매도가 주가를 인과하는 경우이다. 2사분면 기업들은 주가가 공매도를 인과하지만 반대는 아닌 경우이며 4사분면 기업들은 공매도가 주가를 인과하지만 반대는 아닌 경우이다.

각 사분면에 위치한 기업들의 종목 수와 비율은 1사분면에 87개(전체의 40%), 2사분면에 74개(34%), 3사분면에 38개(18%), 4사분면에 16개(7%)등 이다. 본 연구에서 관심의 대상이 되는 영역은 2사분면과 4사분면이다. 즉 215개 기업 중 74개 기업은 주가가 공매도를 그랜저 인과하지만 공매도가 주가를 그랜저인과 하지는 않은 것이며, 반대로 불과 16개 기업만이 공매도가 주가를 그랜저 인과하지만 주가가 공매도를 인과하지는 않는 것이다. 이 같은 각 사분면에 대한 분석결과 주가가 공매도를 그랜저 인과한다고 단언하기는 어렵지만 공매도가 주가를 그랜저 인과하는

경우보다 그 빈도에서 5배 정도 많다는 것을 알 수 있다.

(b) 공매도대금 증분을 이용한 분석

개별종목의 공매도대금 규모와 주가수익률간의 그랜저 인과관계는 앞의 식 (1)에서 s_{it} 대신 d_{it} 를 대입해 검정할 수 있다. 분석결과는 공매도규모와 주가수익률간의 그랜저인과관계 결과와 거의 유사한 것으로 나타났다.

주가가 공매도를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 F-통계량 p-값의 경우 0.1이하를 보인 기업은 215개 중 110개(51%)인 반면 공매도가 주가를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설에 대해서는 67개(31%) 기업에서 0.1이하의 p-값을 나타냈다. 공매도규모와 주가수익률간의 그랜저인과관계 결과와 비교해 보았을 때 주가가 공매도를 이끈다는 기업 수는 거의 동일한 반면 공매도가 주가를 이끈다는 기업의 수는 다소 증가한 것으로 밝혀졌다.

또한 p-값의 결합분포에서도 1사분면에 80개(전체의 37%), 2사분면에 68개(전체의 32%), 3사분면에 41개(전체의 19%), 4사분면에 26개(12%)의 기업이 분포, 68개 기업은 주가가 공매도를 그랜저 인과하나, 그 반대는 아닌 것으로 나타난 것이며, 반대로 26개 기업에 대해서는 공매도가 주가를 그랜저 인과하나, 그 반대는 아닌 것으로 조사됐다. 공매도규모와 주가수익률간의 인과관계 검정과 비교해 보았을 때, 2사분면에 속한 기업의 수는 감소한 반면 4사분면에 속한 기업의 수는 증가했다⁸⁾.

(C) 기업특성에 따른 주가와 공매도간 그랜저 인과 관계

앞에서 실행한 p-값의 개별분포 및 결합분포를 통한 분석으로는 특정 기업들의 주가와 공매도간 관계를 정확히 파악하기 어렵다. 즉 어떤 특성을 가지는 기업들이 주가가 공매도를 이끄는지, 공매도가 주가를 이끄는지, 또는 주가가 공매도와 동시에 영향을 미치는지 알 수 없다. 이에 따라 각 사분면에 속한 기업들을 추출해 실제 해당 기업들의 여러가지 특성을 살펴보고자 한다. 특히 주가가 공매도를 유발시키지만 그 반대는 성립하지 않는 2사분면과 공매도가 주가의 하락을 이끌지만 그 반대는 성립하지 않는 4사분면에 속한 기업들의 특성을 비교하는 것은 의미 있는 일이라고 할 수 있다. 각 사분면에 속한 기업들의 리스트는 공매도 대금 순위 순으로 정리하여 <부록>에 첨부하였다.

8) 구체적인 주가와 공매도간 그랜저 인과 관계 검정을 위한 p-값의 분포표나 두 귀무가설 p-값의 결합분포 도표는 공매도규모와 주가의 그랜저인과관계의 분포 표 및 도표와 거의 유사하므로 생략한다.

각 사분면에 속하는 기업들의 '주가가 공매도를 인과하지 않는다'는 귀무가설에 대한 p-값과 '공매도가 주가를 인과하지 않는다'는 귀무가설에 대한 p-값의 평균과 중앙값은 <표 10>과 같다. 표에서 보면, 전자의 경우 평균값과 중앙값 모두 3사분면이 2사분면보다 작고 4사분면이 1사분면보다 작다. 또한 후자의 경우도 평균과 중앙값 모두 3사분면이 4사분면보다 작고 2사분면이 1사분면보다 작다. 이는 주가(공매도)가 공매도(주가)를 그랜저인과하는 경우 동시에 공매도(주가)가 주가(공매도)를 그랜저인과하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 주가(공매도)가 공매도(주가) 더 크다고 해석할 수 있다. 즉 두 방향의 인과관계가 모두 성립하는 경우 한 방향의 인과관계가 성립하는 경우보다 성립하는 인과관계의 정도가 더 강하다고 할 수 있는 것이다.

<표 10> 각 사분면 p-값의 평균 및 중앙값

		1사분면	2사분면	3사분면	4사분면
주가가 공매도를 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 p-값	평균	0.4366	0.0235	0.0234	0.4179
	중앙값	0.3947	0.0086	0.0062	0.3424
공매도가 주가를 인과하지 않는다는 귀무가설에 대한 p-값	평균	0.4926	0.4901	0.0265	0.0353
	중앙값	0.4848	0.4628	0.0089	0.0343

보다 구체적으로 2사분면에 속한 기업과 4사분면에 속한 기업의 특성을 살펴보면 기업규모, 유동성, 공매도 대금, 외국인 비중, 시장베타 등에서 모두 4사분면의 기업이 2사분면의 기업보다 평균과 중앙값이 모두 큰 것으로 나타났다. 반면 개별위험(idiosyncratic risk)의 경우는 2사분면의 기업들이 4사분면의 기업들보다 큰 것으로 나타났다. 즉 공매도가 주가하락을 유발하는 기업은 주가하락이 공매도를 유발하는 기업에 비해 상대적으로 기업규모가 크고, 유동성이 크고, 공매도 대금이 크고, 외국인 비중이 높으며 시장베타도 큰 반면 개별위험은 작은 것으로 밝혀졌다.

<표 11>은 2사분면과 4사분면에 속하는 기업들의 특성지표별 평균과 중앙값을 요약하였다. 기업규모는 일별 시가총액의 평균으로 측정하였고 유동성은 일별 거래대금의 평균이며 공매도 규모는 그 자체의 평균으로, 외국인 비중은 일별 외국인 소유 비중의 평균으로 측정하였다. 시장베타와 개별위험은 시장모형을 이용해 추정하였고 개별위험은 $\sqrt{250}$ 을 곱해 연율화하였다.

<표 11> 2사분면과 4사분면 기업의 특성

		2사분면	4사분면
시가총액 (백만원)	평균	1,968.02	6,993.77
	중앙값	672.05	1,117.59
거래대금 (십억원)	평균	13.69	31.02
	중앙값	4.47	5.48
공매도대금 (십억원)	평균	0.24	0.47
	중앙값	0.02	0.07
외국인 비중 (%)	평균	19.90	26.42
	중앙값	15.65	23.04
시장베타	평균	1.05	1.20
	중앙값	1.05	1.24
개별위험 (%)	평균	41.62	40.05
	중앙값	40.84	38.12

2사분면과 4사분면 기업의 특성에서 특이한 점은 시장베타와 개별위험의 크기가 반대라는 점이다. 개별종목 정보에 대한 반응보다는 시장동조화가 상대적으로 강한 종목에서 공매도가 주가하락의 원인이 되는 경향이 있고, 반대로 시장에 대한 반응보다는 개별종목 정보에 대한 반응이 상대적으로 강한 종목들은 주가하락이 공매도의 원인이 되는 경향이 나타난다 즉, 시장에 민감한 종목은 공매도가 주가를 이끄는 경향이 강하고, 시장에 덜 민감한 종목은 주가가 공매도를 견인하는 것이다.

이 같은 현상은 실제 각 사분면에 속해있는 기업들을 파악해 보면 더욱 명확해진다. 예를 들어 4사분면에 속해있는 기업들은 한라공조, 삼성전자, 대한해운, 현대하이스코, 풍산홀딩스 등으로서 시장에서 통상 경기침체에 민감한 종목들로 인식되는 기업들이다. 또한, STX조선, 동부화재, 동부제철 등은 금융위기가 고조되던 2008년 그룹차원의 유동성 위기가 제기되었던 기업들이다.

개별종목 측면에서의 VAR을 통한 인과관계 분석결과를 요약하면 주가하락이 공매도의 원인이 되는 기업은 조사대상 기업의 25%에 불과했으나 반대로 공매도가 주가하락에 영향을 미치는 기업은 절반이 넘는 것으로 드러났다. 또한 공매도 증분과 주가하락의 관계도 이와 유사하게 나타났다. 이 같은 결과를 토대로 기업들의 공매도와 주가와 상호관계를 개별적으로 분석한 결과 공매도가 주가하락에 영향을 미치는 기업들은 그 반대의 기업들에 비해 기업규모, 유동성, 공매도 대금, 외국인 비중, 시장베타는 높은 반면 개별위험은 낮은 것으로 밝혀졌다.

5.2.2. IV 추정치를 통한 동시대적 인과관계

(a) 공매도규모를 이용한 분석

먼저 표본기업 215개 기업 각각에 대하여 공매도의 주가에 대한 동시대적 영향력을 행사하는지를 검증하기 위해 식 (3)을 이용한다. 설명변수인 공매도 변수 s_{it} 의 내생성을 고려하여 $\{s_{i,t-j}\}_{j=1}^4$ 를 도구변수로 활용, IV 추정치를 산출하였다. 연구결과 공매도 대금 계수의 IV 추정치($\widehat{\gamma}_{IV}$)의 t-값이 10%유의수준인 -1.64보다 작은 경우는 25개 기업(11.6%)에 불과했다⁹⁾. 이에 따라 개별 종목 관점에서 공매도가 주가에 대해 동시대적 하방 영향을 가지고 있다고 보기에는 어려운 것으로 밝혀졌다.

다음으로 주가의 공매도에 대한 동시대적 영향력에 대한 분석은 식 (4)와 (5)를 이용한다. 시장수익률은 외생변수로 보았고 해당 종목 주가수익률 r_{it} 와 $r_{it}I_{\{r_{it} \leq 0\}}$ 을 내생변수로 간주, 식(4)에서는 $\{r_{i,t-j}\}_{j=1}^4$ 을, 식(5)에서는 $\{r_{i,t-j}\}_{j=1}^4$ 와 $\{r_{i,t-j}I_{\{r_{i,t-j} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$ 을 IV로 사용하였다. 식(4) 모형의 연구결과 시장수익률 계수의 IV추정치($\widehat{\gamma}_{IV}$)의 경우 t-값이 10%수준에서 유의한 기업은 10개였고 개별종목 수익률 계수의 IV추정치 ($\widehat{\beta}_{IV}$)의 경우도 23개 기업(10.1%)에 불과했다¹⁰⁾. 따라서 주가도 공매도에 대해 동시대적 영향을 가지지 않은 것으로 나타났다.

하지만, 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스를 분리하여 비대칭적 효과를 반영한 식(5) 모형의 추정 결과는 크게 상이하게 나타났다. 시장의 나쁜 뉴스 계수의 IV 추정치 ($\widehat{\gamma}_{IV}^2$)은 10% 유의성을 감안했을 때 16개 기업에 불과, 앞의 결과와 유사하게 나타났다지만 개별 종목의 나쁜 뉴스 계수의 IV 추정치($\widehat{\beta}_{IV}^2$)의 경우는 음의 유의한 t-값을 갖는 기업이 98개(46%)로 크게 증가하였다¹¹⁾. 즉 시장의 전반적인 나쁜 뉴스가 개별 기업 공매도에 동시대적 영향을 미치지 않지만 개별 기업 자체의 나쁜 뉴스는 해당 기업 공매도에 동시대적으로 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 특히 기업별로 분석해보면 <그림 4>에서 2사분면에 있는 74개 기업 중 34개 기업에서 개별기업의 나쁜 뉴스 계수에 대한 IV 추정치가 유의하게 나타났다. 이는 주가하락이 공매도를 발생시키는 근본적인 원인은 기업의 개별 정보에 대한 반응이라고 해석할 수 있다. <그림 5>는 개별기업의 나쁜 뉴스 계수에 대한 IV 추정치의 t-값 분포를, <표 12>

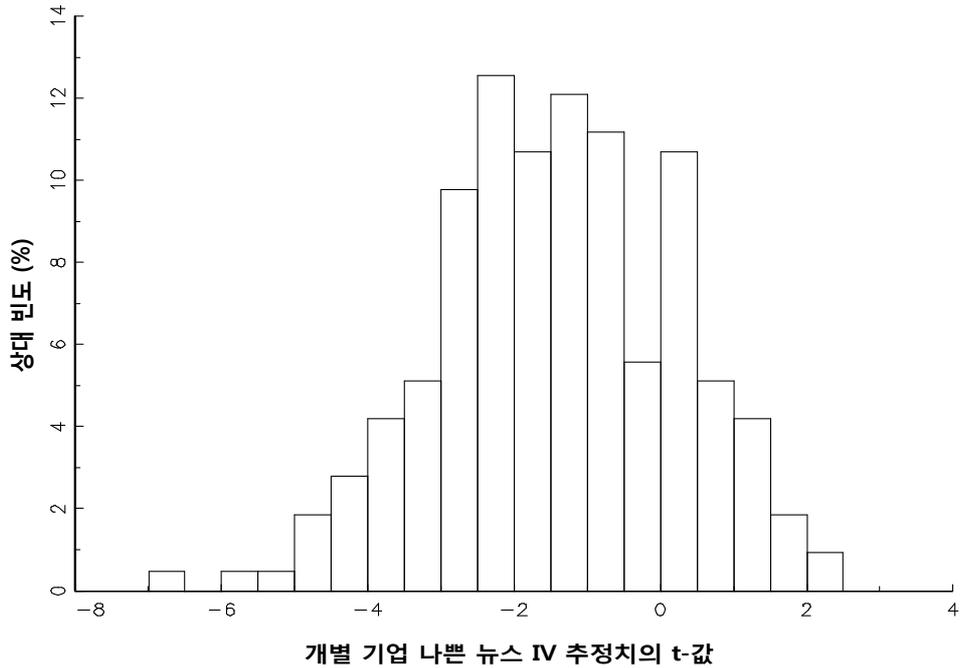
9) 5%수준에서 유의한 t-값을 보인 기업 수는 14건(6.5%)이었다.

10) 5%수준에서 유의한 t-값을 보인 기업 수는 개별종목 수익률 계수의 경우 12개, 시장수익률 계수의 경우 6개이었다.

11) 5%수준에서 유의한 t-값을 보인 기업 수는 83건(39%)이었다.

는 t-값의 요약통계량을 제시한다.

<그림 5> 개별 기업 나쁜 뉴스 계수에 대한 IV 추정치($\hat{\beta}_{IV}^2$)의 t-값 분포



<표 12> IV 추정치의 t-값 요약

요약통계량	시장의 나쁜 뉴스 계수 IV 추정치($\hat{\gamma}_{IV}^2$) t-값	개별 기업의 나쁜 뉴스 계수 IV 추정치($\hat{\beta}_{IV}^2$) t-값
표본크기	215	215
평균	0.50	-1.45
표준편차	1.44	1.65
최소값	-3.49	-7.74
1/4 분위수	-0.50	-2.50
중앙값	0.55	-1.44
3/4 분위수	1.49	-0.30
최대값	4.65	2.49
왜도	-0.18	-0.24
초과침도	0.01	0.30
자크-베라 통계량 [p-값]	1.18 [0.5556]	2.75 [0.2531]

이상의 개별종목의 주가수익률과 공매도 규모간 분석을 통해 도출할 수 있는 결과는 공매도가 주가에 대해 동시적 인과관계로 영향을 미치지 않지만 반대로 주가는 상대적으로 공매도에 동시대적 음의 인과관계를 가진다고 할 수 있다. 두 경우의 상대비율을 보면 주가가 공매도에 동시대적 영향을 미치는 정도가 4배에 달한다. 특히 시장의 전반적 나쁜 뉴스보다는 개별 종목 자체의 나쁜 뉴스에 반응한다는 사실을 밝혀냈다. 이는 현실적으로 공매도는 시장 전체의 분위기나 뉴스가 아닌 개별 종목 자체의 뉴스, 그 중에서도 나쁜 뉴스에 반응하므로 시장 전체 상황이 악화되는 경우 공매도가 증가한다는 일반의 통념은 지지되지 않는다는 시사점을 제시한다.

(b) 공매도대금 증분을 이용한 분석

앞서 분석과 마찬가지로 여기서는 공매도 대금 수준 변수가 아닌 증분 변수를 이용하여 분석한 결과를 제시한다. 식 (3)(4)(5)에서 s_{it} 대신 d_{it} 를 대입하여 공매도대금의 경우와 동일한 분석을 실시했다. 도구변수로는 d_{it} 에 대해서는 $\{d_{i,t-j}\}_{j=1}^4$, r_{it} 와 $r_{it}I_{\{r_{it} \leq 0\}}$ 에 대해서는 $\{r_{i,t-j}\}_{j=1}^4$ 및 $\{r_{i,t-j}I_{\{r_{i,t-j} \leq 0\}}\}_{j=1}^4$ 이 사용된다.

분석 결과는 앞의 공매도 규모의 경우와 거의 유사한 것으로 나타났다. 공매도증분의 주가에 대한 동시대적 영향력을 검증하기 위한 설명변수인 공매도 증분의 계수가 음의 값으로 유의한 기업은 18개, 주가의 공매도증분에 대한 동시대적 영향력을 검증하기 위한 설명변수인 시장수익률 계수가 음의 값으로 유의한 경우는 16개, 개별 기업 수익률 계수가 음의 값으로 유의한 경우는 13개에 불과했다. 또한 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스를 분리하여 비대칭적 효과를 반영한 식 (6)의 추정 결과도 시장 나쁜 뉴스의 t-값이 음의 값으로 유의한 기업은 25개에 그쳤다.

한 가지 특이한 사실은 개별 종목 나쁜 뉴스 계수의 t-값이 음의 값으로 유의한 경우가 단 한 개 기업에 불과, 공매도 규모의 경우와 상당한 차이를 보인다는 점이다. 이는 시장으로 흘러들어오는 새로운 뉴스, 그 중에서도 나쁜 뉴스로 인해 공매도가 발생한다면 새로운 뉴스는 발생당일 공매도에 반영되지 공매도증분과는 별 관련이 없는 것이라고 해석할 수 있다.

지금까지 5장에서 실시한 8가지의 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, VAR를 통한 그랜저 인과관계 검정 결과 시장전체의 경우 주가지수 하락이 공매도를 강하게 이끄는 것으로 나타났다. 개별 기업 차원에서도 전체 주식의 112개 종목(52%)에서 주가하락이 공매도의 원인이 되는 것으로 밝혀졌다. 공매도 규모가 아닌 공매도 증분과 주가하락간의 관계도 유사한 결과가 도출됐다. 하지만 시장

전체 차원이나 개별기업 모두에서 공매도가 주가하락을 이끌지는 않는 것으로 조사됐다. 개별주식의 경우 불과 54개 종목(25%)에서만 공매도가 주가하락의 원인을 제공하는 것으로 나타났고 시장전체의 경우도 유의하지 않은 것으로 조사됐다. 이 같은 결과는 시사하는 바가 상당히 의미있는 것으로 최근 각국 정부가 주가하락을 막기 위해 공매도를 금지시킨 정책에 대한 비판논리를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

둘째, VAR를 통한 그랜저 인과관계의 한계를 보완하고자 실시한 IV를 통한 동시대적 원인분석에서도 시장전체와 개별주식 모두에서 공매도가 주가에 동시대적 영향을 주지 않는 것으로 밝혀졌다. 또한 시장전체와 개별주식 모두에서 주가하락도 공매도에 동시대적 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 하지만 나쁜 뉴스를 분리하여 살펴본 주가와 공매도간의 동시대적 영향 분석에서는 시장차원에서 볼 때 시장 전체의 나쁜 뉴스로 인한 주가하락이 공매도에 동시대적 원인관계를 제공하는 것으로 나타났다. 개별기업의 경우도 98개 기업에서 개별 기업의 나쁜 뉴스와 관련된 주가가 공매도에 동시대적 영향을 미치는 것으로 조사됐다. 반면 개별기업 차원에서 보았을 때 시장의 나쁜 뉴스는 공매도에 별 영향을 미치지 않는 것으로 밝혀졌다. 한편 공매도증분의 경우는 이 같은 동시대적 영향이 나타나지 않았다.

셋째, 주가가 공매도에 영향을 미치는 기업과 반대로 공매도가 주가에 영향을 미치는 기업들의 개별 특성을 조사한 결과 공매도가 주가하락을 유발하는 기업은 주가하락이 공매도를 유발하는 기업에 비해 상대적으로 시가총액, 거래규모, 공매도 대금, 외국인 비중이 높은 것으로 조사됐다. 특히 전자의 기업들은 후자의 기업들에 비해 시장베타는 높은 반면 개별위험은 낮은 것으로 조사됐다. 이는 공매도가 주가를 이끄는 기업은 대개 시장동조화가 상대적으로 강한 종목이며 반대로 주가가 공매도의 원인이 되는 기업은 시장에 대한 민감도보다 개별종목 정보에 대한 반응이 강한 종목이라는 사실을 의미한다.

6. 결론 및 시사점

100년만의 경제위기에 직면한 전 세계 각국은 정책적으로 발빠른 비상조치들을 취했고 그 정책의 일환으로 주식시장에 대해 주가폭락을 막기 위한 공매도 규제조치를 내렸다. 한국도 2008년 10월 1일부터 한시적으로 전 종목에 대해 공매도 금지조치를 취했다.

본 연구는 이 같은 공매도금지 조치가 과연 타당했는가에 대한 의문에서 시작됐다. 단순한 검정을 위해서는 공매도금지 전후의 개별종목의 초과수익률을 관찰하면 되겠지만 보다 근본적인 해답을 찾기 위해 과연 주가와 공매도간에 어떤 인과

관계가 존재하는가를 다양한 방법론을 통해 분석해 보았다. 2006년 1월 2일부터 공매도 금지조치가 내려지기 전일인 2008년 9월 30일까지 678일간의 215개 종목의 일별 종목별 공매도 자료를 이용해 시장전체와 개별기업, VAR를 통한 인과관계와 IV를 통한 동시대적 인과관계, 그리고 공매도규모와 공매도충분금액 등 3가지 차원을 조합해 8가지 경우에 대한 분석을 실시했다.

분석 결과 시장전체 차원이나 개별주식 차원 모두에서 공매도로 인한 주가 하락은 발생하지 않았으며 반대로 주가하락은 공매도의 원인이 되는 것으로 밝혀졌다. 개별 기업 차원에서는 불과 54개 종목에서만 공매도가 주가하락을 이끈 것으로 조사됐고 시장 차원에서도 공매도의 주가하락에 대한 통계치가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 주가하락으로 인한 공매도 발생의 경우는 시장전체에서 유의하게 나타났으며 개별기업의 경우도 절반이상에서 동일한 현상이 관찰됐다.

또한 이 같은 결과는 IV를 통한 동시대적 인과관계에서도 유사하게 나타났다. 시장전체와 개별주식 모두에서 공매도가 주가하락에 동일한 일자에 영향을 주지 않는 것으로 밝혀졌다. 뿐만 아니라 동시대적인 인과관계에서는 주가하락도 공매도에 영향을 주지 않는 것으로 조사됐다. 다만 나쁜 뉴스를 분리하여 분석한 결과 나쁜 뉴스로 인한 주가하락은 공매도에 동시대적 원인을 제공하는 것으로 나타났다. 개별기업의 경우는 시장의 나쁜 뉴스는 공매도에 영향을 미치지 않은 반면 개별 기업의 나쁜 뉴스는 공매도에 동시대적 영향을 미친 것으로 조사됐다.

이와 함께 공매도가 주가하락을 유발하는 기업은 주가하락이 공매도를 유발하는 기업에 비해 상대적으로 기업규모가 크고, 유동성이 높고, 공매도 대금이 크고, 외국인 비중이 높은 것으로 조사됐다. 특히 주가하락이 공매도의 원인이 되는 기업들은 인과관계가 반대의 기업들에 비해 시장베타는 낮은 반면 개별위험은 높아 시장에 대한 민감도보다 개별종목 정보에 대한 반응이 더 강한 종목이라는 사실이 밝혀졌다.

이 같은 연구결과를 토대로 국내에서 취해진 공매도 금지조치는 효과성이 크지 않다고 결론지을 수 있다. 즉 공매도가 주가하락에 영향을 미치기보다 주가하락이 공매도에 영향을 미친다는 실증분석 결과 공매도 금지조치에 대한 논리적인 반박을 할 수 있을 것으로 보인다. 더구나 주가하락이 공매도의 원인이 되는 기업들조차도 시장위험보다 개별위험에 더 민감하게 반응하는 종목인 것으로 조사돼 종목별 공매도 금지가 아닌 시장전체 종목에 대한 공매도 금지조치가 과연 타당했는가에 대해 부정적인 결론을 도출할 수 있는 것으로 판단된다.

<참고문헌>

- 김종오, 2000, 한국증권시장에서 공매의 정보효과에 관한 연구, 증권학회지 26, 344-393.
- 송치승, 2006, 주식대차에 의한 공매 동기와 수익률, 증권학회지 35-6, 1-37.
- Angel, J.J., S.E. Christophe, and M.G. Ferri, 2003, A Close Look at Short Selling on Nasdaq, *Financial Analysts Journal* 59 6, 66-74.
- Bhattacharya, A.K., and G. E. Galliner, 1991, Causality tests of short sales on the New York Stock Exchange, *Journal of Financial Research* 14, 277-286.
- Bernardo, A. E., and I. Welch, 2004, Liquidity and financial market runs, *Quarterly Journal of Economics* 119, 135-158.
- Boehmer, E., C.M. Jones, and X. Zhang, 2008, Which Shorts Are Informed?, *Journal of Finance* 63 2, 491-527.
- Bris, Arturo, William Goetzmann, and Ning Zhu, 2007, Efficiency and the bear: Short sales and market around the world, *Journal of Finance* 62, 1029-1079.
- Chang, E.C., J.W. Cheng, and Y. Yu, 2007, Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market, *Journal of Finance* 62 5, 2097-2121.
- Cohen, L., K.B. Diether, and C.J. Malloy, 2007, Supply and Demand Shifts in the Shorting Market, *Journal of Finance* 62 5, 2061-2096.
- Diamond, Douglas W. and Robert E. Verrecchia, 1987, Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information, *Journal of Financial Economics* 18, 277-311.
- Diether, K.B., K.H. Lee, and I.M. Werner, 2008, Short-Sale Strategies and Return Predictability, *Review of Financial Studies* 22, 575-607.
- Figlewski, S. and G.P. Webb, 1993, Options, Short Sales, and Market Completeness, *Journal of Finance* 48, 761-777.
- Franklin, A., and D. Gale, 1991, Arbitrage, short sales, and financial innovation, *Econometrica* 59, 1041-1068
- Henry, O.T. 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.C. Stein, 2003, Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes, *Review of Financial Studies* 16, 487-525.

- Jarrow, R., 1980, Heterogeneous Expectations, Restrictions on Short Sales, and Equilibrium Asset Prices, *Journal of Finance* 35, 1105-1113.
- Jones, Charles M. and Owen A. Lamont, 2002, Short sale constraints and stock return, *Journal of Financial Economics* 66, 207-239.
- Miller, Edward, 1977, Risk. Uncertainty and Divergence of Option, *Journal of Finance* 32, 1151-1168.
- Ofek, E., M. Richardson, and R. Whitelaw, 2009, Limited arbitrage and short sales restrictions: Evidence form options markets?, *Journal of Financial Economics*, forthcoming

<부록> 유의수준 10%하의 각 사분면 해당 기업

	1사분면	2사분면	3사분면	4사분면
기업	현대차	하이닉스	LG전자	삼성전자
	POSCO	LG디스플레이	두산중공업	삼성중공업
	현대중공업	현대건설	GS건설	STX조선
	신한지주	신세계	삼성SDI	동국제강
	동양제철화학	현대산업	삼성증권	동부화재
	한국전력	S-Oil	SK텔레콤	대한해운
	기아차	삼성테크윈	한진해운	롯데칠성
	우리금융	대우증권	KT	대신증권
	현대제철	현대모비스	LG화학	LG화학
	삼성전기	대림산업	SK	한미약품
	두산인프라코어	고려야연	현대미포조선	현대하이스코
	삼성화재	제일모직	LG생활건강	삼양사
	LG	두산	우리투자증권	동원제철
	대우조선해양	대한항공	하나금융지주	한국기초
	NHN	외환은행	현대증권	한국쌍용
	기업은행	강원랜드	KCC	쌍용화학
	삼성물산	농심	대신증권	
	대우건설	대우인터내셔널	한진중공업홀딩스	
	KT&G	LS	대한전선	
	호남석유	제일기획	한미약품	
	CJ	KTF	STX엔진	
	삼성엔지니어링	코리안리	한성	
	한국타이어	SK케미칼	STX	
	엔씨소프트	호텔신라	SK네트웍스	
	하이트홀딩스	금호석유	한솔제지	
	현대상선	LG데이콤	코오롱	
	부산은행	삼성정밀화학	아시아나항공	
	한화석화	롯데제과	대성산업	
	GS	태평양	삼호	
	대구은행	동아제약	HMC투자증권	
	금호산업	케이피케이미칼	S&T대우	
	웅진코웨이	태영건설	계룡건설	
	효성	LG생명과학	동부증권	
	현대백화점	금호전기	E1	
	한화	유진투자증권	세하	
	오리온	한화증권	롯데손해보험	
	유한양행	KISCO홀딩스	SK가스	
	현대해상	웅진홀딩스	케이씨텍	
	동양중금증권	세아베스틸		
	에스원	경남기업		
	LIG손해보험	대교		
	금호타이어	농심		
	현대오토넷	교보증권		
	남해화학	교보증권		
	메리츠화재	현대엘리베이		
	대우차판매	동양기전		
	LG상사	S&T중공업		
	쌍용차	코오롱건설		
	LG산전	휴켄스		
	SKC	상용양회		
	한국가스공사	글로벌미스		
	대덕전자	현대H&S		
	LG텔레콤	대상		
	SK증권	다우기술		
	CJ CGV	대한통운		
	두산건설	신도리코		
	전북은행	신성홀딩스		
	대웅제약	KTB투자증권		
	한진약품	태광산업		
	한일시멘트	일양약품		
	성신양회	동부건설		
	빙그레	카프론		
	종근당	동부한농		
	고려개발	화성산업		
	한솔LCD	넥센타이어		
	삼천리	메리츠증권		
	대한유화	한라건설		
	동양메이저	롯데삼강		
	영원무역	전기조차		
	NH투자증권	신양제네스		
	웅진케미칼	현대상사		
	S&T홀딩스	자화전자		
	울진화학	영풍전자		
	셀러	영원시스템즈		
	롯데도파	평주신세계		
	일진홀딩스			
	중외제약			
	오뚜기			
	삼영전자			
	대덕GDS			
	한미반도체			
	부산가스			
	FnC코오롱			
	세아제강			
	퍼시스			
동원F&B				

