

## 우리나라 주식시장에서의 군집행태 검증\*

김 상 환\*\*

군집행태(herding behavior)는 금융자산의 시장가격을 펀더멘탈한 가치에서 벗어나게 하기 때문에 장기적으로 시장불안정을 유발하는 원인으로 지적되고 있다. 게다가 전통적인 재무이론과 행태재무이론 간의 투자자 행동에 대한 학술적 논쟁에도 군집행태는 중요한 의미를 갖는다. 이러한 중요성에도 불구하고 우리나라 시장에 대한 기존의 실증연구는 펀드매니저의 군집성향에만 초점을 두어 왔다. 본 연구는 Chang, Cheng, and Khorna(2000)의 군집행태식을 이용한 군집행태 검증을 처음으로 시도하였고 분위수회귀모형을 이용하여 분포의 다양한 영역에서의 군집행태 발생 여부를 검토하였다.

검증결과를 요약하면 대형주에서는 군집행태가 유의적으로 나타나지 않았으나 중형주와 소형주에서 매우 강한 군집행태가 나타남을 확인하였다. 시장 상승기와 하락기의 군집행태를 분석한 결과에서는 시장이 상승할 때에는 유의적인 군집행태가 발견되지 않았으나 시장이 하락할 때에는 매우 유의적인 군집행태가 나타났다. 이는 시장이 급락할 때 나타나는 투자자의 공포심이 군집행태를 유발하는 주요 원인임을 시사하며, 투자자 심리를 강조하는 행태재무이론을 지지하는 증거로 볼 수 있다. 분위수회귀모형으로 추정된 결과를 보면, 대형주는 모든 분위수에서 군집행태 계수추정치가 유의적이지 않았던 반면 중형주와 소형주에서는 왼쪽 꼬리부분과 오른쪽 꼬리부분에서 군집행태가 강하게 나타났다. 특히, 중형주 시장에서는 10% 이하의 낮은 분위수에서 강한 군집행태가 발견되었고, 소형주에서는 50% 이상의 모든 분위수에서 군집행태가 강하게 나타났다.

핵심주제어: 군집행태, 군집행태추정모형, 횡단면 산포도, 행태재무이론, 분위수 회귀모형

경제학문헌목록 주제분류: C12, G11, G14

\* 이 논문은 2011년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원을 받아 연구되었다. 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

\*\* 충북대학교 경제학과 부교수, 전화: (043) 261-2214, E-mail: swkim7@chungbuk.ac.kr  
논문투고일: 2013. 3. 28 수정일: 2013. 7. 16 게재확정일: 2013. 7. 30

## I. 서 론

사람들의 의사결정은 다른 사람의 의사결정에 의해 영향을 받는 것이 일반적이다. 예를 들어, 식당을 예약하거나 진학할 학교를 정할 때 다른 사람들의 의사결정을 따라 선택하는 경향을 보인다. 실제로 손님이 많은 식당이나 재학생이 많은 학교가 더 매력적인 선택 대상으로 보이게 되는 이유도 여기에 있다. 이처럼 어떤 것을 선택할 때 자신의 판단을 신뢰하기보다는 다른 사람의 의사결정을 따라 하려는 행태를 군집행태(herding behavior)라고 한다. 자본시장에서도 투자자들이 금융자산의 펀더멘탈과 상관없이 다른 투자자의 투자행위를 추종하여 그 자산을 사거나 파는 현상을 군집행위로 설명할 수 있다. 일례를 들면, 소위 IT 버블이 성행했던 1997년부터 2000년까지 일반투자자나 펀드매니저들이 회사의 수익성이나 성장성을 고려하기보다는 시장 분위기에 편승하여 정보통신 관련 주식들을 일방적으로 매수하는 현상이 나타났다. 또한 서브프라임 모기지 사태와 같이 시장이 불안할 때 경제상황을 냉정하게 판단하기보다는 모든 투자자들이 매도에 동참하여 시장의 변동성이 더 커지게 되는 현상을 경험한 바 있다.

최근 재무학계는 군집행태의 존재 여부에 대한 엄밀한 실증적 분석을 시도하는 동시에 군집행태의 원인과 자산가격이론에 대해 갖는 학술적 의미에 대한 이론연구를 활발하게 진행하고 있다. 군집행태가 이처럼 학술적 관심을 받게 되는 이유는, 첫째 투자자들이 다른 투자자의 행동을 따라 집단적인 의사결정을 하게 되면 주가가 펀더멘탈한 가치에서 벗어나기 때문이다. 이처럼 시장가격을 펀더멘탈한 가치와 일치시키는 시장의 가격조절 기능이 작동하지 않을 경우 장기적으로 금융시장의 불안정과 비효율성이 유발되기 때문에 군집행태는 금융정책적인 측면에서 매우 중요한 이슈이다. 둘째, 군집행태는 전통적인 재무이론과 행태재무이론 간의 투자자 행동에 대한 학술적 논쟁에도 중요한 의미를 갖는다. 행태재무이론 지지자들은 불안이나 지나친 탐욕과 같은 투자자 심리 때문에 시장의 방향에 편승하는 군집행태가 나타난 것이며, 이는 투자자들이 합리적이지 않다는 증거라고 주장한다. 반면 전통적인 재무이론 측은 군집행위가 자산가격 평가에 펀더멘탈을 강조하는 합리적인 자산가격이론과 상충된다는 점을 인정하면서도 군집행위 자체가 투자자의 비합리성을 의미하는 것은 아니라고 주장한다. 그 근거로 군집행위는 투자자들이 그러한 행위를 통해 이익을

얻을 수 있는 합리적인 선택일 수 있다는 점을 들고 있다.

이러한 학술적 의의와 정책적 중요성을 반영하여 군집행태에 대한 실증분석 연구는 1990년대부터 최근까지 활발하게 이루어져 왔는데, 많은 시장에서 군집행태가 존재하는 것으로 보고되고 있다. Christie and Huang(1995)은 미국 주식 시장에 대해 군집행태의 존재 여부를 검증한 결과 존재한다는 증거를 찾지 못하였으나 Chang, Cheng, and Khorana(2000)의 실증분석 결과에 의하면 미국과 홍콩의 투자자들에게는 군집행태의 증거가 발견되지 않았지만 한국과 대만에서는 군집행태가 유의적으로 발생한 것으로 나타났다. 유럽 시장을 분석한 Khan, Hassairi, and Viviani(2011)는 프랑스, 영국, 독일과 이탈리아 등 유럽 선진국에서도 군집행태가 존재한다는 증거를 발견하였다. Economou, Kostakis, and Philippas(2011)도 남유럽 국가의 주식시장을 분석한 결과 그리스와 이탈리아에서 군집행태가 존재한다고 주장하였다.

본 연구는 우리나라 주식수익률의 산포도를 이용하여 군집행위의 존재 여부에 대한 실증적 증거를 제시하는 데에 목적이 있다. 우리나라 주식시장은 지난 20여 년 동안 빠르게 성장하여 거래량과 시가총액이 급성장하였으나 효율적인 시장이라고 단정하기는 어려운 것이 사실이다. 여전히 많은 개인투자자들이 시장거래에 직접 참여하고 있는데다 일부 소형주들은 소위 작전세력들에 의해 주가가 좌우될 정도로 정보의 불투명성이 높기 때문이다. 따라서 우리나라 시장도 군집행위를 유발할 수 있는 정보 비대칭(information asymmetry) 문제가 발생할 여지가 많다고 할 수 있다. 우리나라 시장에 대한 선행연구는 대부분 Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1992, 이하 LSV로 표기)의 군집행태 측정치를 이용하여 기관이나 외국인 투자자의 군집행태를 검증하였다. LSV 군집행태 측정치는 계산하기 용이한 장점이 있어 많은 연구에서 이용되고 있으나 동 측정치는 매수·매도 거래의 상관관계를 측정할 뿐 군집행태 발생의 증거가 되기 어렵다는 한계가 지적되고 있다. 게다가 대부분의 선행연구들은 분석기간이 2~3년으로 짧은 데다 분석 대상도 기관투자자 등 전문투자자에만 초점을 두고 있다.

본 연구는 2000년 1월부터 2010년 9월까지 유가증권 시장에 상장된 모든 주식의 일별수익률을 검증에 이용하였다. Chang, Cheng, and Khorna(2000)의 검증 방법을 토대로 하되 최소자승추정법만을 이용한 선행연구와는 달리, 분위수회귀모형(quantile regression)을 이용한 검증을 시도하였다. 분석결과를 요약하면, 대형주에서는 군집행태가 유의적으로 나타나지 않았으나 중형주와 소형주에서

매우 강한 군집행태가 나타남을 확인하였다. 시장 상승기와 하락기의 군집행태를 분석한 결과에서는 시장이 상승할 때에는 유의적인 군집행태를 발견하지 못하였으나 시장이 하락할 때에는 매우 유의적인 군집행태가 나타났다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 군집행태에 관한 이론적 배경을 설명한 다음 실증연구 문헌들을 정리하였고, 제Ⅲ절에서는 군집행태를 검증하는 방법론들을 설명하였다. 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과를 설명하였고, 마지막으로 제Ⅴ절에서 연구결과를 정리하고 추후 연구 과제를 제시하였다.

## Ⅱ. 이론적 배경과 선행연구

### 1. 이론적 배경

군집행태에 관해서는 많은 선행연구가 있었지만 정확한 개념 정의에 대해서는 서로 약간씩 차이를 보이고 있다. Banerjee(1992)는 “사람들이 자신의 사적 정보(private information)에 근거한 선택과는 달리 다른 사람의 선택을 따라 행동하는 것”으로 군집행태를 정의하였다. 이는 다양한 일상적인 상황에 적용될 수 있는 폭넓은 개념으로 사람들의 경제행위를 설명하는 데에 많이 이용되었다. 재무 분야에서는 행태재무이론 연구자들이 시장참여자들의 상호작용으로 나타난 금융자산 거래의 상관관계를 설명하는 데에 군집행태 개념을 적용하였다. Bikhchandani and Sharma(2001)는 투자자들이 다른 사람의 투자행위를 인식하고 그로 인해 영향을 받게 되는 것을 군집행태로 정의하였다. 구체적으로 다른 투자자가 어떤 금융자산에 투자한다는 정보로 인하여 그 자산에 투자하지 않으려 했던 자신의 투자의사를 바꾸게 될 경우, 이 투자자는 군집행위를 하고 있다는 것이다. 반대로 다른 사람의 의사결정을 모르고 어떤 자산에 투자하려 했다가 다른 사람이 그러한 투자를 하지 않았다는 정보를 알고 나서 자신의 투자의사를 철회하게 되는 상황도 군집행위로 본다. Hwang and Salmon(2004)은 모방하는 대상으로 다른 사람의 선택뿐 아니라 시장의 방향도 포함하여 다음과 같이 정의하였다. 즉, “투자자들이 자신의 선택을 실행하기보다는 다른 투자자의 투자행위나 시장의 컨센서스를 따라 행동”하는 것을 군집행태로 정의하였다. 본 연구에서 이용한 실증분석 방법은 Hwang and Salmon의 정의에 이론적 기반을 두고 있는데, 구체적인 검증방법에 대해서는 다음 절에서 설명하기로

한다.

군집행태는 투자자가 다른 사람의 행위를 모방할 의사가 있었는지 여부에 따라 의도적 군집행태(intentional herding)와 외견상 군집행태(spurious herding)로 분류할 수 있다. 전자는 투자자가 다른 사람의 행위를 의도적으로 모방하려 한 결과 나타난 것으로 시장의 비효율성을 유발한다. 반면 외견상 군집행태란 투자그룹들이 비슷한 정보와 비슷한 의사결정 방식을 공유하기 때문에 서로 비슷한 투자결정을 하게 된 상황을 말한다. 결과만 놓고 보면 투자자들이 모두 비슷한 투자결정을 했기 때문에 외견상으로는 서로 모방한 것처럼 보이지만 실제로는 다른 사람을 모방하려는 의사가 없었기 때문에 효율적 시장이론에 배치되지 않는다. 어떤 군집행태가 의도적인 것인지 아니면 외견상 나타난 것인지는 재무이론 연구에 매우 중요한 이슈이다. 그러나 이들을 실증적으로 구분해 내기는 현실적으로 쉽지 않아 이에 대한 실증연구는 보고된 바 없다.

이제 자산가격결정이론에 대한 학술적 논쟁에서 군집행태가 어떻게 해석되고 있는지 간단하게 살펴보기로 하자. 먼저 행태재무이론 지지자들은 군집행태를 투자자의 비합리성을 보여주는 증거라고 주장한다. 즉, 투자자들이 합리적인 의사결정 과정을 무시하고 다른 투자자를 맹목적으로 모방한다는 것이다. 또한 투자자가 이러한 행태를 보이는 것은 투자 의사결정에 심리적 성향이 반영되기 때문이라고 설명한다. 예를 들어, 주식시장이 폭락할 때 투자자들은 즉각적으로 주식매도에 동조하는 군집행태를 보이는데, 이는 투자자들이 공포심리(panic)에 압도되어 합리적 투자판단을 무시하기 때문이라고 주장한다.

반면 전통적인 재무이론 지지자들은 군집행태로 인하여 금융자산의 시장가격이 합리적인 가격결정 방식에 의한 펀더멘탈 가격과 다르게 결정되는 것은 인정하면서도 군집행태가 반드시 투자자의 비합리성을 의미하는 것은 아니라고 반박한다. 즉, 군집행태는 투자자가 비합리적이기 때문이 아니라 인센티브 문제(incentive problem)나 불완전한 정보로 인해 투자자의 합리적인 의사결정 과정이 왜곡되기 때문에 나타난 것이라고 주장한다. 또한 펀드매니저들이 투자종목 선택에 있어서 군집행태를 보이는 것도 이들이 비합리적이기 때문이 아니라 자신의 투자능력에 대한 평판(reputation)을 유지하기 위한 합리적인 선택이라고 주장한다. 투자능력이 우수한 펀드매니저라 하더라도 다른 펀드매니저들과 다르게 투자하다 실패할 경우 얻게 될 비난을 감수하지 않으려 할 것이다. 다른 무능한 펀드매니저의 잘못된 판단을 모방하는 것이 투자실패로 이어지더라도 실패의 원인이 시장불황 때문이라고 핑계대고 자신의 평판을 유지할 수 있기

때문이다.

불완전한 정보로 인해 발생하는 군집행태는 정보 캐스케이드(*information cascades*)라고 하는데 군집행태에 대한 가장 일반적인 설명 방식이다. Bikhchandani and Sharma(2001)의 예를 들어 설명하기로 하자. 투자자 100명이 개도국 시장에 대한 투자성과를 판단하는 과정에 있는데, 이 중 80명은 손해를 볼 것으로 판단하고 나머지 20명은 성과가 있을 것이라고 판단하였다. 투자자들이 자신의 판단에 대해 서로 논의하게 된다면 대다수 투자자는 개도국에 투자하지 않는 의사결정을 하게 될 것이다. 그러나 이러한 논의를 하지 않은 상태에서 개도국 투자에 낙관적인 20명의 투자자가 먼저 투자를 실행하게 된다면 나머지 80명도 자신의 판단을 무시하고 선행 투자자를 따라 개도국에 투자하게 된다. 이처럼 개도국 시장이나 신기술 개발기업에 대한 투자와 같이 정보 불완전성이 큰 경우에는 투자자들이 시간적으로 먼저 투자를 실행한 다른 투자자를 모방하는 군집행태가 흔히 발생하게 된다. 여기에서 중요한 점은 정보 불완전성이 큰 투자 대상에 대해서는 자신의 불완전한 판단을 신뢰하기보다는 선행 투자자들의 선택을 추종하는 것이 합리적인 판단일 수 있다는 것이다.

이상에서 군집행태는 자산가격결정이론에 중요한 함의를 갖는데다 투자자의 합리성에 대한 학술적 논란에서도 중요한 이슈임을 살펴보았다. 그러나 본 논문은 군집행태의 발생 여부에 대한 실증분석에 초점을 두고 있으므로 더 자세한 이론적 논의에 대해서는 Bikhchandani and Sharma(2001)를 참조하기 바라며, 다음에는 군집행태에 대한 선행 실증연구들을 정리하기로 한다.

## 2. 선행연구 개관

투자자의 군집행동에 관한 실증연구는 미국, 유럽과 동아시아 국가 등 전 세계 대부분의 주식시장에 대해 활발히 진행되어 왔다. Falkenstein(1996)은 미국 주식형 뮤추얼펀드의 주식보유 현황 자료를 이용하여 펀드매니저들이 선호하는 주식의 특성을 분석하였다. 분석결과, 펀드매니저들은 대부분 변동성이 크고 유동성이 풍부한 주식을 선호하고 가격이 낮은 주식을 회피하려는 경향이 발견되었다. 이처럼 펀드매니저들이 비슷한 특성의 주식을 공통적으로 매입하는 현상이 군집행태로 보일 수 있다고 설명한다. 이와 비슷하게 Gompers and Metrick(2001)도 미국의 상위 100개 기관투자자들이 유사한 특성의 주식을 군집적으로 매수하는 경향이 있음을 보이면서 이러한 투자성향이 1980년 초반부터 1990년

대 중반까지 꾸준히 지속되어 왔다고 주장하였다. Nofsinger and Sias(1999)는 미국 시장에서 기관투자자와 개인투자자의 군집행동이 주가에 미치는 영향을 측정하였는데, 기관투자자의 군집행동이 개인투자자의 군집행동보다 주가에 미치는 영향이 더 크다는 것을 발견하였다.

일본 시장은 Kim and Nofsinger(2005)가 분석하였는데 기관투자자의 군집행동이 미국에 비해 약하였지만 군집행동이 가격에 미치는 영향은 상당히 큰 것으로 나타났고, 특히 재벌(keiretsu)계열 주식에서 그 영향이 더 크게 나타남을 실증적으로 보였다. Wylie(2005)는 Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1992)가 개발한 군집행태 측정치를 이용하여 1986년 1월부터 1993년 12월까지 영국의 뮤추얼 펀드자료를 분석하였다. 영국 시장의 경우 소형주에서 군집행태가 강하게 발견되었고 특정 주식을 거래하는 펀드매니저의 수가 많을수록 군집행태가 더 강하게 나타났다.

본 연구에서 이용한 Chang, Cheng, and Khorana(2000, 이하 CCK로 표기)의 검증방법을 이용하여 시장추종형 군집행태를 검증한 실증분석 연구는 최근 많이 발표되고 있다. Chang, Cheng, and Khorana(2000)는 미국과 홍콩 등 선진국 시장에서는 군집행태가 발견되지 않는 반면 한국과 대만 등 개도국 시장에는 군집행태가 매우 유의적으로 나타난다고 주장하였다. 중국 시장에 대해서는 Demirer and Kutan(2006)이 군집행태가 존재하지 않는 것으로 보고하였으나, 표본기간을 확대한 Chiang, Li, and Tan(2010)은 중국의 상해거래소와 심천거래소 모두에서 군집행태가 나타남을 보였다. Chiang and Zheng(2010)은 선진국과 개도국을 포함한 18개 국가의 주식시장을 분석한 결과 미국을 제외한 모든 국가에서 군집행태가 존재한다고 주장하였다. Economou, Kostakis, and Philippas(2011)도 CCK의 군집행태식을 이용하여 포르투갈, 이탈리아, 스페인과 그리스 등 남유럽 4개국 주식시장의 군집행태를 검증하였다. 이들은 그리스와 이탈리아에서는 군집행태가 존재하지만 스페인 시장에서는 군집행태가 나타나지 않았고 포르투갈에서는 확정적인 증거를 찾지 못하였다.

우리나라 주식시장에 대한 선행연구들은 대부분 군집행태가 존재하는 것으로 보고하고 있다. 김우찬(2001)은 1996년 12월부터 1998년 6월까지의 외국인 주식보유 자료를 이용하여 외국인투자자의 군집행태를 검증하기 위한 LSV 측정치를 계산하였다. 이들은 외국인투자자를 거주 외국인과 비거주 외국인으로 구분하고 그 각각을 다시 개인투자자와 기관투자자로 나누어 4개 그룹을 구성한 다음 각 그룹별 군집행태를 검증하였다. 검증결과, 거주 기관 외국인투자자를

제외한 다른 3개 그룹에서 유의적인 군집행태를 발견하였다. 또한 비거주자가 거주자보다, 개인투자자가 기관투자자보다 더 강한 군집행태를 보인다고 주장하였다. 이에 반해 2002년부터 2003년까지의 증권거래소 거래체결 자료를 이용하여 외국인투자자의 군집행태를 검증한 박창균(2005)은 외국인투자자들이 군집행태를 보이지 않는다는 상반된 결과를 보고하고 있다.

홍광현·이가연(2006)은 2002년부터 2005년까지 주식형 펀드의 월별 주식보유 현황자료를 이용하여 LSV 추정치를 계산하였는데, 우리나라 펀드매니저들의 군집행태가 다른 나라에 비해 더 강한 것으로 나타났다. 이들은 군집행태와 미래의 주식수익률과의 관계도 분석하였는데 군집행태가 미래 수익률의 역전현상이나 지속현상에 유의적인 영향을 주지 않는다고 주장하였다. 김지현·최혁(2012)은 2004년 1월 2일부터 2006년 6월 말까지의 유가증권 시장과 코스닥 시장 모두의 일중(intraday)자료를 이용하여 LSV 추정치를 계산하였다. 분석결과, 전문투자자들이 매우 강한 군집행태를 보이는 것으로 나타났다. 그런데 외국인들은 유가증권 시장에서만 군집행태를 보였고 정부와 기타 투자자들은 코스닥 시장에서만 군집행태를 보인 반면, 기관투자자는 두 시장 모두에서 군집행태를 보였다. 마지막으로 박범조(2012)는 기존의 검증방법을 사용하지 않고 연속신념 시스템(continuous beliefs system)의 확장을 통해 도출된 군집행태 페러미터를 추정하고 Wald 통계량으로 검증하는 방법을 이용하였다. KOSPI와 KOSDAQ 지수를 이용하여 검증한 결과 유가증권 시장과 코스닥 시장 모두에서 유의미한 비대칭적 군집행태가 존재하는 것으로 나타났다.

### Ⅲ. 실증분석 방법

군집행태를 검증하는 방법으로는 크게 Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1992)의 군집행태 추정치와 Christie and Huang(1995)과 Chang, Cheng, and Khorana(2000) 등이 개발한 군집행태식 추정방법이 대표적이다.

LSV는 투자자들이 특정 주식을 동시에 매수(매도)하는 정도가 서로 독립적으로 투자할 때에 비해 어느 정도 강한가를 측정한다.  $t$ 분기 중  $i$ 주식에 대한 LSV 추정치  $H(i, t)$ 는 다음과 같다.

$$H(i, t) = |p(i, t) - p(t)| - AF(i, t)$$



위 식에서  $p(i, t) = B(i, t) / [B(i, t) + S(i, t)]$ 는 거래에 참여한 투자자 중 순매수한 투자자의 비율이며,  $B(i, t)$ 와  $S(i, t)$ 는 각각  $t$ 분기 중  $i$ 주식을 순매수 또는 순매도한 투자자의 수를 나타낸다.  $p(t)$ 는 거래된 모든 주식  $i$ 에 대해  $p(i, t)$ 를 평균한 값이고, 조정계수인  $AF(i, t)$ 는 군집행태가 존재하지 않는다는 귀무가설 하에서의  $|p(i, t) - p(t)|$ 에 대한 기댓값이다. LSV 측정치에 조정계수를 포함시킨 것은 거래에 참여한 투자자의 수가 적을 경우 투자자들이 군집행태를 보이지 않았는데도  $|p(i, t) - p(t)|$  값이 크게 나타나는 편의를 없애기 위한 것이다.

LSV 측정치는 지난 20년 동안 군집행태에 대한 검증통계량으로 이용되어 왔지만 사실상 특정 투자그룹 투자 패턴의 상관관계를 측정하는 것일 뿐이다. 군집행태가 매수·매도 거래의 상관관계를 높이는 하지만 거래의 상관관계가 높다고 해서 군집행태가 발생하였다고 단정할 근거는 없다. 다시 말해 LSV 측정치가 높게 나왔다는 것이 군집행태 발생의 증거가 되기 어렵다는 한계가 있다. 또한 LSV 측정치는 주식 순매수자(또는 순매도자)의 수에 의해서만 결정될 뿐 순매수 또는 순매도 규모를 전혀 고려하지 못하는 한계가 있다. 게다가 투자 대상이나 순매수(순매도) 측정기간을 어떻게 선택하느냐에 따라 LSV 측정치가 크게 달라질 수 있는 것도 문제점으로 지적되고 있다. 예를 들어, 군집행태를 측정할 때 분기별로 계산하느냐 월별로 계산하느냐에 따라 군집행태에 대한 검증결과가 서로 다르게 나타날 수 있다는 것이다.

Christie and Huang(1995, 이하 CH로 표기)은 군집성향을 갖는 투자자의 의사결정이 시장의 움직임에 의해 영향을 받는다는 점을 군집행태 검증에 이용하였다. 시장이 정상적인 기간에는 합리적인 자산가격결정모형이 작동하여 개별 투자자들이 서로 다른 사적 정보(private information)를 바탕으로 거래하기 때문에 종목에 따라 가격의 움직임이 서로 다르게 형성된다. 따라서 개별 주식수익률의 횡단면 산포도(cross-sectional dispersion)가 시장수익률의 변화폭에 비례하여 증가하게 된다. 그러나 시장이 극단적인 변동성을 보이는 시기에 투자자들이 자신의 판단을 무시하고 시장 컨센서스를 따라 매수 또는 매도하는 군집행태를 보이게 된다면 대부분 종목의 수익률이 비슷하게 움직일 것이고 결국 횡단면 산포도가 작아지게 될 것이다. 따라서 변동성이 높은 시장불안 기간에 주식수익률들의 횡단면 산포도가 작아지는지 여부를 검토함으로써 군집행태를 검증할 수 있다.

CH는 다음 회귀식을 군집행태 분석모형으로 설정하였다.

$$CSSD_t = \alpha + \beta^L I_t^L + \beta^U I_t^U + \epsilon_t \quad (1)$$

여기에서  $CSSD_t$ 는  $t$ 시점의 주식수익률 횡단면 산포도이고,  $I_t^L$ 는 시장수익률이 분포의 왼쪽 꼬리 1% 또는 5% 분위수보다 낮을 때 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수로 시장이 크게 하락한 기간을 나타낸다. 마찬가지로  $I_t^U$ 는 시장수익률이 분포의 95% 또는 99% 분위수보다 높을 때 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 수익률 산포도  $CSSD_t$ 는 다음과 같이 횡단면 표준편차로 측정한다.

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (r_{i,t} - r_{m,t})^2}{N-1}} \quad (2)$$

여기에서  $N$ 은  $t$ 시점에 거래되고 있는 주식종목수이며,  $r_{i,t}$ 는 주식  $i$ 의  $t$ 시점 수익률을,  $r_{m,t}$ 는  $N$ 개 주식수익률의 횡단면 평균을 각각 나타낸다. 시장의 변동성이 심할 때 시장을 추종하는 군집행태가 발생한다면 모든 종목의 수익률이 시장 방향을 따라 비슷하게 형성될 것이므로 개별 수익률 횡단면 산포도가 작아질 것이다. 따라서 식 (1)에서  $\beta^L$ 과  $\beta^U$ 가 통계적으로 유의적인 음의 값을 갖는다면 군집행태가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

Christie and Huang(1995) 검증방법은 시장의 극단적인 변동기간을 나타내는 더미변수를 정의하는 임계값을 꼬리확률 1%에서 정하느냐 아니면 5%에서 정하느냐에 따라 검증결과가 다르게 나타날 수 있는 문제가 있다. 게다가 이들의 검증방법을 이용한 실증분석 결과들을 검토한 결과 검정력(power)이 약해서 군집행태가 존재함에도 불구하고 이를 제대로 포착하지 못하는 경우가 자주 나타났다. Chang, Cheng, and Khorana(2000, 이하 CCK로 표기)는 이러한 문제점을 해소하기 위해 시장수익률의 분포 전체에 걸쳐 군집행태의 존재 여부를 검증하는 방법을 제시하였다. CCK 검증방법은 학계에 발표되자 미국, 유럽과 아시아 시장의 군집행태를 검증하려는 많은 선행연구에서 이용된 바 있고 최근까지도 활발하게 응용되고 있다. 이들은 주식수익률들의 횡단면 산포도를 횡단면 절대편차(cross-sectional absolute deviation)  $CSAD_t$ 로 측정하였고,

$$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |r_{i,t} - r_{m,t}| \quad (3)$$

군집행태식은 다음과 같이 설정하였다.

$$CSAD_t = \gamma_0 + \gamma_1 |r_{m,t}| + \gamma_2 r_{m,t}^2 + \epsilon_t \quad (4)$$

여기에서도 시장수익률로 횡단면 동일가중평균  $r_{m,t}$ 를 이용하였는데, 시가총액을 가중치로 이용한 가치가중평균을 사용해도 검증결과에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

식 (4)가 군집행태 검증에 이용될 수 있는 근거는 시장이 정상적인 경우 CAPM모형이 작동하여 주식수익률이 결정되지만 극단적으로 불안해지면 이러한 가격결정모형이 성립하지 않는다는 데에 있다. 주식수익률이 CAPM식  $E(r_{i,t}) = r_{f,t} + \beta_i E(r_{m,t} - r_{f,t})$  ( $r_{f,t}$ : 무위험수익률)에 의해 결정된다면 주식수익률 횡단면 절대편차의 기댓값은 다음과 같게 된다.

$$E(CSAD_t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\beta_i - \beta_m| E(r_{m,t} - r_{f,t}) \quad (5)$$

위 식을 편미분하면 아래 식이 도출되는데, 정상적인 시장에서 합리적인 가격결정이론이 작동한다면 횡단면 산포도와 시장수익률은 양의 선형관계(increasing and linear relation)를 갖게 됨을 의미한다.

$$\frac{\partial E(CSAD_t)}{\partial E(r_{m,t})} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\beta_i - \beta_m| > 0$$

$$\frac{\partial E(CSAD_t)}{\partial E(r_{m,t})^2} = 0$$

그러나 주가 변화가 심해 불안심리가 고조된 기간( $r_{m,t}^2 \uparrow$ )에 투자자들이 자신의 합리적인 투자선택 대신 시장의 움직임을 추종하게 될 경우 자신이 투자한 개별 주식의 수익성이나 위험도보다는 시장의 방향을 따라 매도·매수에 동참하게 될 것이다. 이와 같은 군집행태가 존재한다면 개별 주식수익률은 시장수익률과 유사한 움직임을 보일 것이고, 이로 인해 개별 주식수익률 산포도  $CSA D_t$ 는 작아지게 될 것이다. 따라서 검증식 (4)에서 비선형항의 계수  $\gamma_2$  추정치가 유의적인 음의 값을 갖는다면 군집행태가 발생한 것으로 해석할 수 있다.

식 (4)는  $\gamma_1, \gamma_2$ 가 시장 상승국면이나 하락국면에서 같은 값을 갖는 것으로

제약하고 있어 시장의 방향에 따른 비대칭적 효과를 고려할 수 없는 한계가 있다. 이러한 비대칭성을 고려하기 위해 식 (4)를 다음과 같이 확장된 군집행태식으로 다시 설정하여 이용할 수 있다.

$$CSAD_t = \gamma_0 + \gamma_1(1-D)r_{m,t} + \gamma_2Dr_{m,t} + \gamma_3(1-D)r_{m,t}^2 + \gamma_4Dr_{m,t}^2 + \epsilon_t \quad (6)$$

여기에서  $D$ 는 시장수익률  $r_{m,t} < 0$ 일 때 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. 식 (6)에서  $\gamma_3$  추정치가 유의적인 음의 값을 가지면 시장이 상승할 때 군집행태가 나타남을 의미하며,  $\gamma_4$  추정치의 유의적인 음의 값은 시장 하락기의 군집행태를 나타낸다.

분석 대상 데이터를 주가 상승기와 하락기로 양분하여 군집행태의 발생 여부를 검증하듯이 분석자료를 기업 규모나 시장의 변동성 등을 기준으로 다양하게 분류하여 군집행태를 검증할 수 있다면 군집행태에 대한 이해도를 높이는 데에 도움이 될 것이다. 식 (6)을 최소자승법으로 추정할 경우 횡단면 산포도와 시장 수익률과의 평균적인 관계만을 볼 수 있게 된다. 그러나 군집행태식을 분위수 회귀모형(quantile regression)으로 추정한다면 횡단면 산포도의 다양한 분포영역에서 군집행태를 검증할 수 있는 장점이 있다. 게다가 분위수회귀모형은 주식 수익률에서 자주 발견되는 이상치(outlier)에 대해 로버스트(robust)하다는 계량 경제학적인 장점도 있다.

본 연구는 선행연구에서와 같이 우선 최소자승법으로 CCK모형을 추정한 다음 분위수회귀모형으로도 추정하여, 시장수익률 분포의 다양한 영역에서의 군집행태 발생 여부를 검증하기로 한다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 분석자료

본 연구는 2000년 1월 초부터 2010년 9월 말까지를 표본기간으로 유가증권 시장에 상장된 적이 있는 모든 기업을 분석 대상으로 하였다. 회사형 펀드, 상장지수펀드와 부동산투자펀드는 제외하였다. 그러나 상장폐지 기업의 경우 생존편의(survivorship bias) 문제를 피하기 위해 분석 대상에 포함하였다. 일별 횡

단면 산포도를 계산하기 위해, 첫째 매년마다 그 해 마지막 거래일 현재 시가총액 데이터가 존재하고, 둘째 연말 시가총액이 하위 5% 이상이며, 셋째 수익률 결측치가 150일 이하인 종목만을 표본에 포함하였다. 왜냐하면 일 년의 반 이상 거래되지 않거나 기업 규모가 지나치게 작은 주식은 수익률 변화가 극단적인 경우가 많아 분석결과를 왜곡시킬 우려가 높기 때문이다. 이는 Fama and French(1993)가 3요인 모형을 추정하거나 Jegadeesh and Titman(1993)이 모멘텀 효과를 측정할 때, 시장가격이 일정 수준 이하이거나 시가총액이 일정 규모 이하인 주식은 분석에서 제외하여 시장 미시구조 문제(market microstructure)로 인한 왜곡을 방지한 것과 같은 의미이다. 기업 규모별 분류는 매년 마지막 거래일의 시가총액을 기준으로 하였다. 대형주는 시가총액 상위 100종목, 중형주는 101위부터 300위까지 200종목이고, 소형주는 나머지 종목으로 구성하였다. 개별 주식의 수익률은 종가의 로그변화율에 100을 곱하여 계산하였다( $r_{i,t} = [\log$

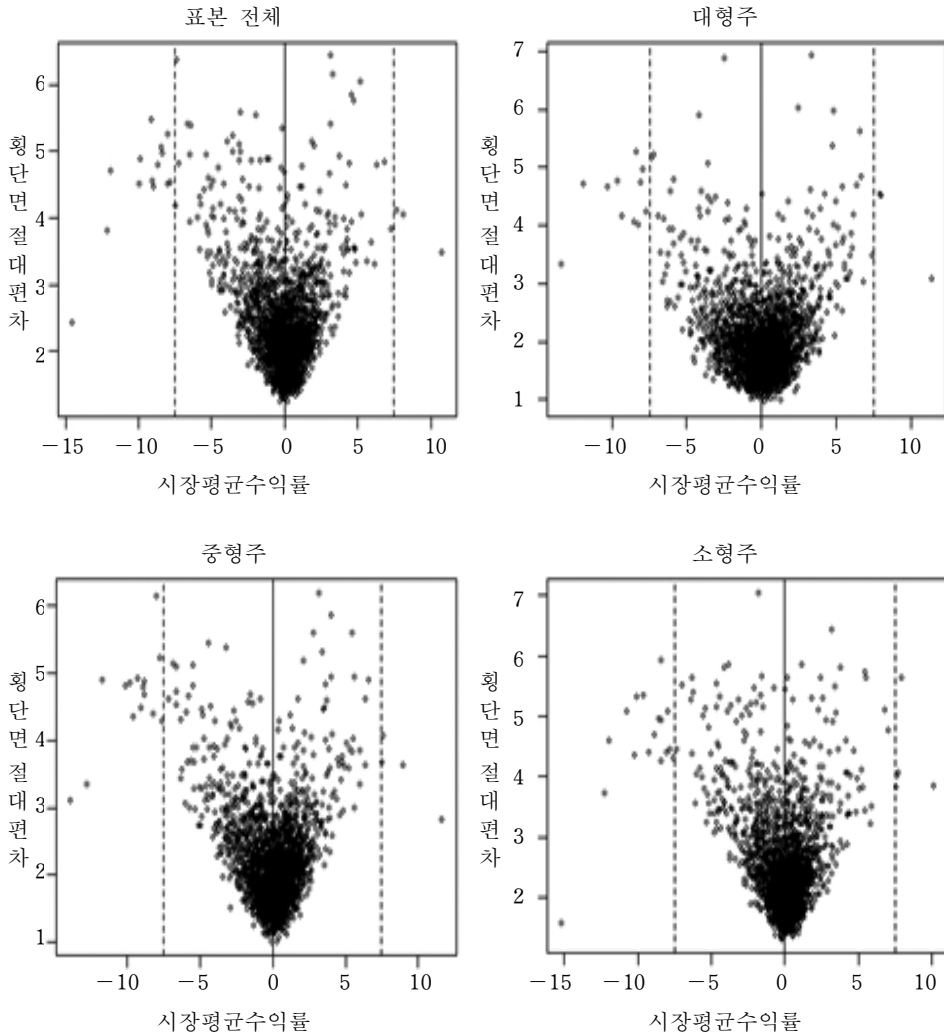
〈표 1〉 표본자료와 횡단면 산포도의 기술통계량

| 변수    |       | 평균     | 중위수   | 최대     | 최소      | 표준편차  | 왜도     | 첨도     |
|-------|-------|--------|-------|--------|---------|-------|--------|--------|
| 모든 종목 | 평균수익률 | 0.012  | 0.174 | 10.758 | -14.495 | 1.642 | -1.336 | 10.037 |
|       | CSAD  | 2.272  | 2.087 | 6.424  | 1.232   | 0.697 | -      | -      |
|       | CSSD  | 3.362  | 3.169 | 7.795  | 1.888   | 0.856 | -      | -      |
| 대형주   | 평균수익률 | 0.059  | 0.182 | 11.380 | -13.342 | 1.887 | -0.606 | 4.496  |
|       | CSAD  | 1.984  | 1.841 | 6.911  | 0.955   | 0.660 | -      | -      |
|       | CSSD  | 2.685  | 2.509 | 12.367 | 1.269   | 0.882 | -      | -      |
| 중형주   | 평균수익률 | 0.040  | 0.171 | 11.624 | -13.900 | 1.742 | -1.118 | 8.363  |
|       | CSAD  | 2.135  | 1.984 | 6.183  | 1.009   | 0.672 | -      | -      |
|       | CSSD  | 3.076  | 2.924 | 10.910 | 1.419   | 0.886 | -      | -      |
| 소형주   | 평균수익률 | -0.018 | 0.143 | 10.110 | -15.160 | 1.622 | -1.553 | 12.205 |
|       | CSAD  | 2.391  | 2.173 | 7.036  | 1.301   | 0.771 | -      | -      |
|       | CSSD  | 3.608  | 3.394 | 0.0123 | 2.000   | 0.934 | -      | -      |

주: 1) 표본자료는 2000년 1월 초부터 2010년 9월 말까지 유가증권 시장에 상장된 적이 있는 모든 기업을 포함한다. 회사형 펀드, 상장지수펀드와 부동산투자펀드는 제외하였고, 상장폐지 기업도 분석 대상에 포함하였다.

2) 기업 규모별 분류는 매년 마지막 거래일의 시가총액을 이용하여, 대형주는 시가총액 상위 100종목, 중형주는 101위부터 300위까지 200종목이고, 소형주는 그 이외의 종목으로 구성되었다.

3) \*\*, \*는 각각 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.



주: 점선은 시장평균수익률이 -7.5%와 7.5%임을 나타내는 선이다.

<그림 1> 표본자료와 횡단면 절대편차의 기술통계량

$(p_{i,t}) - \log(p_{i,t-1}) \times 100.0]$ .

<표 1>은 실증분석에 이용된 자료의 통계적 성질을 정리한 것이다. 주식수익률은 음의 왜도를 갖고 첨도가 큰 값을 가져 비대칭적이고 꼬리부분이 굵은 분포적 특성을 갖는다. 특히, 소형주는 대형주나 중형주에 비해 왜도와 첨도가 매우 높아 극단적인 수익률 변화가 많음을 알 수 있다. 주식수익률의 횡단면 산포도는 CSAD와 CSSD 모두 대형주가 가장 작고 소형주가 가장 큰 값을 나타

내었다. 이는 소형주의 첨도에서 확인한 바와 같이 소형주의 수익률이 매우 불규칙적이고 극단적인 움직임은 보이기 때문인 것으로 판단된다.

〈그림 1〉은 시장평균수익률과 횡단면 표준편차(CSAD)와의 관계를 그린 것이다. 모든 그림에서 시장평균수익률이 상승하거나 하락함에 따라 횡단면 산포도도 비례하여 커지는 것을 확인할 수 있다. 그런데 시장수익률이 극단적인 상승과 하락을 보인 불안한 시기에는 횡단면 산포도가 오히려 감소하는 모습도 나타난다.<sup>1)</sup> 이러한 현상은 기업의 규모에 상관없이 모두 나타나고 있으나 대형주나 중형주에 비해 소형주에서 좀더 강하게 나타난다.

## 2. 군집행태식 추정결과

〈표 2〉는 횡단면 산포도를 CSAD로 측정하여 식 (4)의 군집행태식을 추정한 결과이다. 시장에 군집행태가 존재한다면 시장수익률 제곱항의 계수인  $\gamma_2$ 가 유의적인 음의 값을 갖게 되는데, 대형주를 제외한 모든 모형에서  $\gamma_2$ 가 유의적인 음의 값을 나타내고 있다. 대형주도  $\gamma_2$ 가 유의적이지는 않지만 음의 값을 가진다. 기업의 규모가 작을수록  $\gamma_2$  값이 작아지고 유의성이 높아져 군집행태가 강하게 나타난다. 이처럼 대형주보다는 소형주에서 군집행태가 강하게 나타나는

〈표 2〉 군집행태 회귀식 추정결과

| 분석 대상 | $\gamma_0$         | $\gamma_1$         | $\gamma_2$          | Adjusted $R^2$ |
|-------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------|
| 모든 종목 | 1.815**<br>(49.36) | 0.479**<br>(11.11) | -0.020**<br>(-3.78) | 0.415          |
| 대형주   | 1.624**<br>(41.77) | 0.356**<br>(7.77)  | -0.007<br>(-1.37)   | 0.349          |
| 중형주   | 1.697**<br>(47.64) | 0.454**<br>(11.45) | -0.017**<br>(-3.58) | 0.426          |
| 소형주   | 1.927**<br>(45.97) | 0.495**<br>(10.40) | -0.023**<br>(-3.72) | 0.332          |

주: 1) 괄호 안은 오차항의 시계열 상관관계를 고려한 Newey-West 표준오차를 이용한  $t$ -값이다.

2) \*\*, \*는 각각 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

1) 〈그림 1〉은 변동성이 큰 기간에 CSAD가 줄어드는 모습을 뚜렷하게 보여주기 위해 -7.5%와 7.5%를 극단적인 시장수익률의 임계값으로 설정하여 그린 것이다.  $\pm 7.5\%$ 는 저자가 임의로 선택한 것이며, 예를 들어  $\pm 5\%$ 나  $\pm 4\%$ 를 벗어나는 시기도 변동성이 높은 기간으로 볼 수 있다.

〈표 3〉 주가 상승기와 하락기의 군집행태 추정

| 분석 대상                             | 모든 종목                | 대형주                 | 중형주                  | 소형주                  |
|-----------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| $\gamma_0$                        | 1.830**<br>(50.51)   | 1.627**<br>(41.49)  | 1.701**<br>(46.62)   | 1.954**<br>(46.60)   |
| $\gamma_1$                        | 0.409**<br>(7.81)    | 0.352**<br>(5.38)   | 0.434**<br>(7.76)    | 0.366**<br>(7.155)   |
| $\gamma_2$                        | -0.515**<br>(-12.14) | -0.338**<br>(-7.37) | -0.464**<br>(-11.80) | -0.566**<br>(-11.87) |
| $\gamma_3$                        | -0.009<br>(-0.94)    | 0.000<br>(0.009)    | -0.013<br>(-1.30)    | -0.005<br>(-0.615)   |
| $\gamma_4$                        | -0.024**<br>(-4.80)  | -0.006<br>(-1.25)   | -0.018**<br>(-3.81)  | -0.031**<br>(-5.384) |
| Adjusted $R^2$                    | 0.419                | 0.351               | 0.426                | 0.346                |
| Wald-test $ \gamma_3 - \gamma_4 $ | 0.015                | 0.006               | 0.005                | 0.026                |
| $H_0: \gamma_3 = \gamma_4 \chi^2$ | 2.60                 | 0.288               | 0.179                | 8.516**              |

주: 1) 이 표는 주가 상승기와 하락기의 비대칭적인 군집행태 정도를 추정하고 검증하기 위한 회귀식  $CSAD_t = \gamma_0 + \gamma_1(1-D)r_{m,t} + \gamma_2Dr_{m,t} + \gamma_3(1-D)r_{m,t}^2 + \gamma_4Dr_{m,t}^2 + \epsilon_t$ 을 추정된 결과이다.

2) 괄호 안은 오차항의 시계열 상관관계를 고려한 Newey-west 표준오차를 이용한  $t$ -값이다.

3) \*\*, \*는 각각 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

원인은 일반적으로 대형주는 기관이나 외국인들이 투자하는 반면 소형주는 개인투자자들의 거래가 많기 때문인 것으로 판단된다. 왜냐하면 급등락하는 장세에서 개인투자자들은 일반적으로 시장의 흐름을 추종하여 매수 또는 매도하는 성향이 강하기 때문이다.

앞에서 시장수익률 변동성에 대한 투자자들의 반응을 살펴보았는데, 변동성이 높은 시기라 하더라도 시장이 급등하는 상황과 급락하는 상황은 불안심리의 정도가 다를 것이며, 따라서 투자자들의 반응 또한 전혀 다를 것이다. 〈표 3〉은 투자자들의 상승장과 하락장에 대한 비대칭적인 반응을 분석하기 위해 식 (6)을 추정된 결과이다. 상승장과 하락장에서의 군집행태는 각각  $\gamma_3$ 와  $\gamma_4$ 가 유의적인 음의 값을 갖는가를 통해 검증할 수 있다. 추정결과를 보면, 전 종목에 대한 군집행태 추정식이나 기업 규모별 군집행태 추정식 모두에서 주식시장이 하락할 때 군집행태가 나타났다. 주식시장이 상승할 때에도 시장수익률 제곱항의 계수인  $\gamma_3$ 가 음의 값을 갖지만 유의적이지 않은 반면, 시장이 하락할 때의 시



〈표 4〉 횡단면 표준편차(CSSD)를 이용한 군집행태 추정

| 분석 대상                             | 모든 종목                | 대형주                 | 중형주                  | 소형주                  |
|-----------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| $\gamma_0$                        | 2.903**<br>(51.63)   | 2.262**<br>(38.77)  | 2.603**<br>(48.47)   | 3.172**<br>(51.43)   |
| $\gamma_1$                        | 0.404**<br>(6.45)    | 0.434**<br>(5.54)   | 0.475**<br>(7.44)    | 0.330**<br>(5.32)    |
| $\gamma_2$                        | -0.564**<br>(-10.71) | -0.398**<br>(-6.70) | -0.521**<br>(-10.89) | -0.604**<br>(-10.56) |
| $\gamma_3$                        | -0.008<br>(-0.78)    | -0.006<br>(-0.46)   | -0.019*<br>(-1.66)   | -0.001<br>(-0.13)    |
| $\gamma_4$                        | -0.028**<br>(-5.44)  | -0.008<br>(-1.54)   | -0.023**<br>(-4.61)  | -0.035**<br>(-5.98)  |
| Adjusted $R^2$                    | 0.304                | 0.260               | 0.281                | 0.25                 |
| Wald-test $ \gamma_3 - \gamma_4 $ | 0.020                | 0.002               | 0.004                | 0.034                |
| $H_0: \gamma_3 = \gamma_4 \chi^2$ | 4.410**              | 0.04                | 0.14                 | 13.23**              |

주: 1) 괄호 안은 오차항의 시계열 상관관계를 고려한 Newey-west 표준오차를 이용한  $t$ -값이다.

2) \*\*, \*는 각각 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

장수익률 제공항의 계수인  $\gamma_4$ 는 매우 유의적이다. 따라서 투자자들의 군집행태는 시장이 하락할 때에 강하게 발생함을 알 수 있다. 군집행태는 투자자의 공포심에 의해 유발되는데 시장이 급등할 때보다는 급락할 때 공포심이 고조되므로 시장이 하락할 때 군집행태가 강하게 나타나는 것은 당연한 결과라 할 수 있다. 기업 규모별 추정결과를 보면, 소형주가 대형주나 중형주에 비해  $\gamma_4$ 의 값이 더 작고 더 유의적인 것으로 나타나 소형주에서 군집행태가 가장 강하게 나타나 〈표 2〉와 같은 결과를 보여준다.

군집행태가 상승장과 하락장에서 동일하게 나타나는가를 보기 위해 상승장에서의 군집행태 계수  $\gamma_3$ 와 하락장의  $\gamma_4$ 가 동일한지 여부를 Wald test로 검증하였다. 귀무가설  $\gamma_3 = \gamma_4$ 는 소형주에서는 유의수준 5%에서, 전 종목에 대해서는 유의수준 10%에서 기각되었다. 그러나 중형주의 경우에는  $\gamma_3$ 와  $\gamma_4$ 의 유의성은 큰 차이를 보였지만 계수값은 큰 차이를 보이지 않기 때문에 귀무가설이 기각되지 않았다.

이상의 실증분석 결과들은 우리나라 주식시장에 군집행태가 존재함을 보여주고 있다. 검증결과의 강건성을 검토하기 위해 횡단면 산포도로 횡단면 표준오

차(CSSD)를 이용해도 동일한 결과가 나타나는가를 <표 4>에서 살펴보기로 한다. CSSD를 종속변수로 설정한 군집행태식 추정결과를 보면 상수항의 값만 차이를 보일 뿐 CSAD에 대한 추정결과와 거의 동일한 결과가 나타났다. 즉, 군집행태는 중형주와 소형주에서 뚜렷하게 나타나고 주가가 급등한 기간보다는 급락한 기간에 발생함을 재확인할 수 있다.

### 3. 분위수회귀모형 추정결과

여기에서는 분위수회귀모형을 이용하여 종속변수의 다양한 분위수에서 군집행태가 어떻게 나타나는가를 살펴보기로 한다. 분위수회귀모형에 대한 자세한 설명은 Koenker(2005)를 참조하도록 하고 본 논문에서는 간략한 소개만 하기로 한다. 최소자승법이 설명변수  $x_i$ 가 주어졌을 때  $y_i$ 의 조건부 기댓값(conditional expectation)을  $x_i$ 의 선형함수

$$E(y_i|x_i) = x_i\gamma$$

로 나타내는 것과 마찬가지로 분위수회귀모형은  $y_i$ 의  $\tau^{th}$  조건부 분위수함수(conditional quantile function)  $Quant_\tau(y_i|x_i)$ 를 다음과 같이  $x_i$ 의 선형함수로 나타낸다.

$$Quant_\tau(y_i|x_i) = x_i\gamma_\tau$$

따라서 분위수회귀모형은 분위수  $\tau \in (0, 1)$ 에 따라 서로 다른 계수  $\gamma_\tau$ 를 추정함으로써 조건부 분포  $f_y(s|x_i)$ 의 중간부분  $\tau=0.5$  뿐만 아니라 분포 전체에서의 종속변수와 설명변수와의 관계를 파악할 수 있다.

최소자승법이 오차  $u_i = y_i - x_i\gamma$ 의 제곱합을 최소화하여 추정량을 구하는 반면 분위수회귀모형은 오차의 체크함수(check function) 값을 최소화하여 추정량을 계산한다.

$$\hat{\tau}_\tau = \operatorname{argmin}_{\tau} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x_i\gamma)$$

여기에서  $\rho_\tau(u_i)$ 는 체크함수라 하며 분위수  $\tau$ 를 가중치로 부여한다.

$$\rho_\tau(u_i) = \begin{cases} \tau u_i & \text{if } u_i \geq 0 \\ (\tau - 1)u_i & \text{Otherwise} \end{cases}$$

군집행태 검증을 위해 다음과 같은 분위수회귀모형을 이용하였고

$$Quant_\tau(CSAD_i | x_i) = \gamma_{0,\tau} + \gamma_{1,\tau} |r_{m,t}| + \gamma_{2,\tau} r_{m,t}^2 \quad (7)$$

분위수  $\tau$ 로는 왼쪽 꼬리에 해당하는  $\tau=0.05, 0.1$  오른쪽 꼬리  $\tau=0.9, 0.95$  그리고 1, 2, 3분위수  $\tau=0.25, 0.5, 0.75$ 를 선택하여 추정하였다.

<표 5>의 추정결과를 보면 군집행태 유무를 검증하는  $\gamma_{2,\tau}$ 의 유의성이 분위수  $\tau$ 에 따라 큰 차이를 보이는 것으로 나타났다. 우선 전 종목을 대상으로 추정된 결과에 의하면 분포의 오른쪽과 왼쪽 구분 없이 고르게 군집행태계수  $\gamma_{2,\tau}$ 가 유의적인 음의 값을 갖는다.  $\tau=0.25$ 와  $\tau=0.95$ 에서는  $\gamma_{2,\tau}$ 가 음의 값을 나타냈으나 통계적 유의성이 낮았다. 대형주의 경우에는 모든 분위수에서  $\gamma_{2,\tau}$ 가 음의 값을 나타냈지만  $\tau=0.25$  이외에는 유의적인 군집행태가 나타나지 않았다. 이는 앞에서 최소자승법으로 군집행태식을 추정한 결과와 같다. 중형주에서는 낮은 분위수의 수익률 산포도에서 유의적인 군집행태가 나타났다. 군집행태로 인해 시장수익률 변화에 비해 수익률 산포도가 작은 폭으로 증가하는 현상이 낮은 분위수의 산포도에서 강하게 나타남을 의미한다. 이에 반해 소형주에서는 오른쪽 꼬리부분에서 매우 강한 군집행태가 나타났다.

<그림 2>는 0.02에서 0.98까지 0.01씩 증가시킨 모든 분위수  $\tau$ 에 대해 추정된 계수  $\hat{\gamma}_{1,\tau}$ 와  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$  그리고 추정된 계수의 95% 신뢰구간을 그린 것이다. 대형주에서는 모든 분위수에서 추정계수  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$ 의 95% 신뢰구간이 0을 벗어나지 않은 것으로 나타나  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$ 가 유의적이지 않음을 알 수 있다. 반면 전 종목, 중형주와 소형주에서는 높고 낮은 분위수에 대한 추정계수가 음의 값을 나타낸 반면 중위수 주변의 분위수에 대한 추정계수는 0에 가까운 값을 갖는 현상이 나타났다. 즉, 대형주를 제외한 나머지 주식그룹에 대해 추정한  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$ 는 역U자 형태의 값을 갖는다. 중형주는 0.1 이하와 0.75 주변의 분위수  $\tau$ 에서 군집행태계수  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$ 가 유의적으로 나타났고, 소형주는 0.6 이상의 모든 분위수  $\tau$ 에서  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$ 가 매우 유의적으로 나타났다.

〈표 5〉 군집행태식의 분위수회귀모형 추정

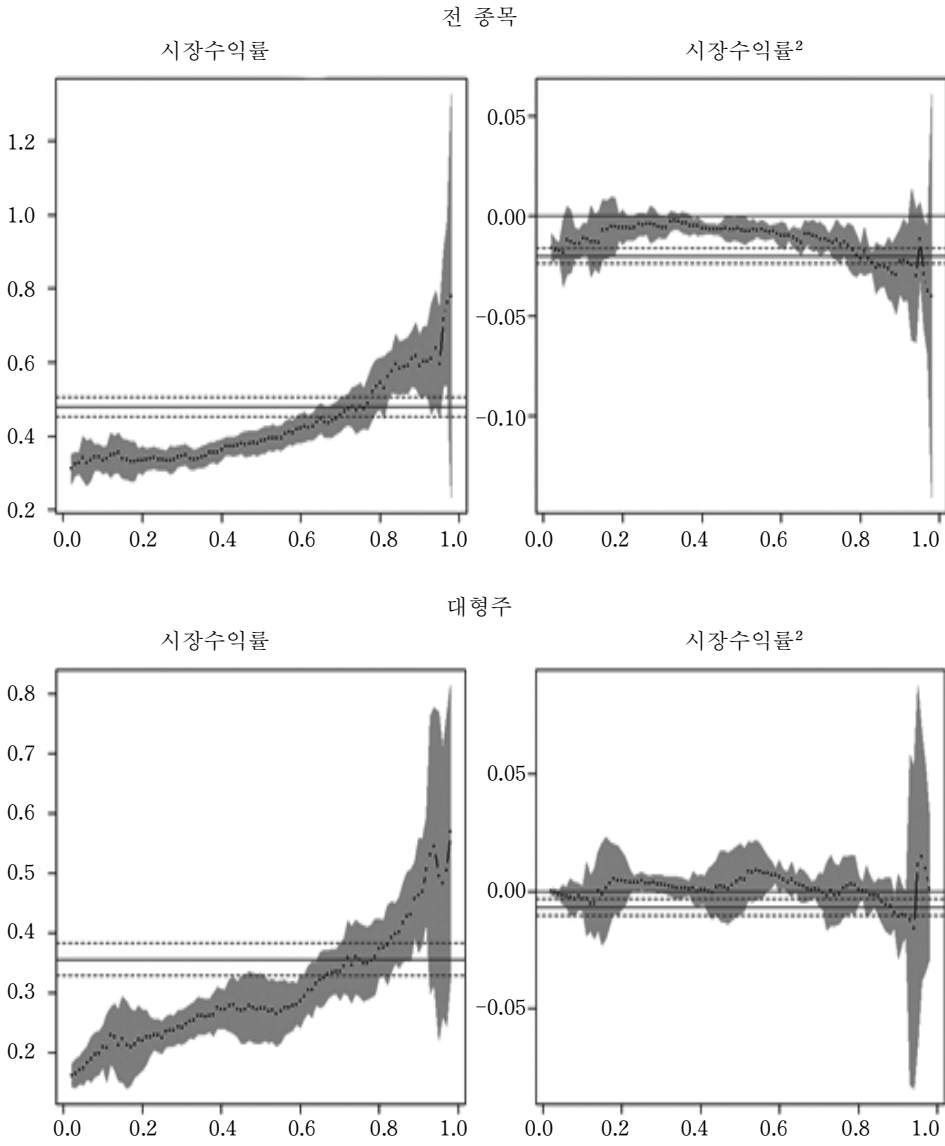
| 패널 A: 전 종목  |                    |                    |                     |                |
|-------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------|
| 분위수         | $\gamma_0$         | $\gamma_1$         | $\gamma_2$          | Adjusted $R^2$ |
| $\tau=5\%$  | 1.328<br>(65.54)   | 0.340<br>(9.36)    | -0.018*<br>(-1.78)  | 0.138          |
| $\tau=10\%$ | 1.416**<br>(93.11) | 0.335**<br>(15.25) | -0.011**<br>(-2.44) | 0.155          |
| $\tau=25\%$ | 1.582<br>(122.61)  | 0.335<br>(19.30)   | -0.004<br>(-1.27)   | 0.187          |
| $\tau=50\%$ | 1.764<br>(119.31)  | 0.387<br>(18.47)   | -0.007*<br>(-1.81)  | 0.222          |
| $\tau=75\%$ | 2.018<br>(75.42)   | 0.480<br>(12.32)   | -0.014**<br>(-2.42) | 0.254          |
| $\tau=90\%$ | 2.355<br>(61.75)   | 0.591<br>(11.84)   | -0.023**<br>(-2.32) | 0.288          |
| $\tau=95\%$ | 2.598<br>(38.77)   | 0.595<br>(6.69)    | -0.011<br>(-1.03)   | 0.291          |
| 패널 B: 대형주   |                    |                    |                     |                |
| 분위수         | $\gamma_0$         | $\gamma_1$         | $\gamma_2$          | Adjusted $R^2$ |
| $\tau=5\%$  | 1.134<br>(86.28)   | 0.174<br>(10.08)   | -0.002<br>(-0.59)   | 0.084          |
| $\tau=10\%$ | 1.199<br>(84.73)   | 0.209<br>(10.01)   | -0.003<br>(-1.07)   | 0.088          |
| $\tau=25\%$ | 1.380<br>(98.86)   | 0.225<br>(13.73)   | 0.005**<br>(2.06)   | 0.117          |
| $\tau=50\%$ | 1.589<br>(72.64)   | 0.274<br>(7.70)    | 0.005<br>(0.56)     | 0.149          |
| $\tau=75\%$ | 1.866<br>(73.64)   | 0.355<br>(9.59)    | -0.001<br>(-0.19)   | 0.205          |
| $\tau=90\%$ | 2.149<br>(58.31)   | 0.464<br>(7.98)    | -0.011<br>(-0.99)   | 0.259          |
| $\tau=95\%$ | 2.399<br>(24.52)   | 0.496<br>(2.97)    | 0.012<br>(0.244)    | 0.281          |

〈표 5〉 계 속

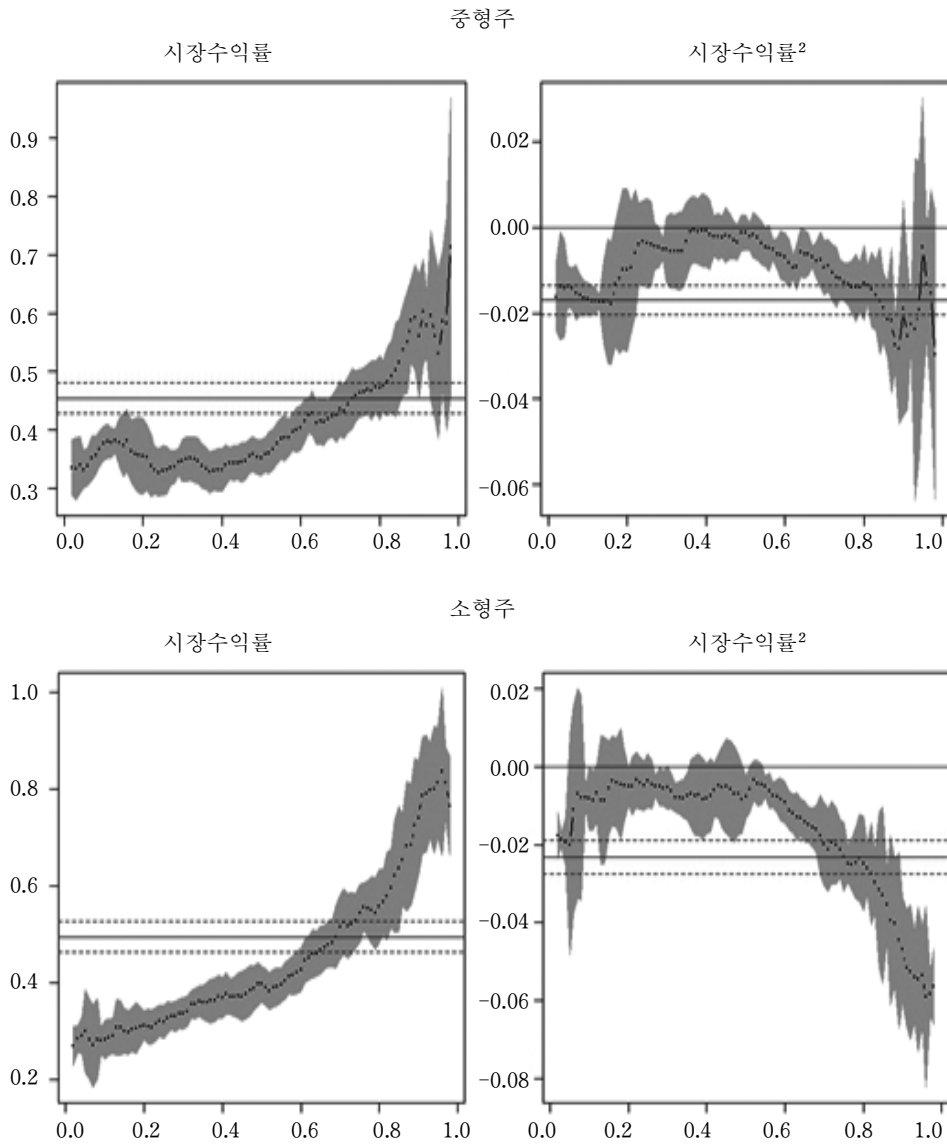
| 패널 C: 중형주   |                   |                  |                   |                |
|-------------|-------------------|------------------|-------------------|----------------|
| 분위수         | $\gamma_0$        | $\gamma_1$       | $\gamma_2$        | Adjusted $R^2$ |
| $\tau=5\%$  | 1.177<br>(73.13)  | 0.333<br>(16.60) | -0.014<br>(-4.74) | 0.147          |
| $\tau=10\%$ | 1.239<br>(82.46)  | 0.377<br>(20.95) | -0.017<br>(-7.12) | 0.157          |
| $\tau=25\%$ | 1.457<br>(85.67)  | 0.330<br>(12.77) | -0.004<br>(-0.58) | 0.181          |
| $\tau=50\%$ | 1.671<br>(110.25) | 0.353<br>(18.71) | -0.001<br>(-0.49) | 0.217          |
| $\tau=75\%$ | 1.921<br>(88.35)  | 0.463<br>(18.52) | -0.013<br>(-4.80) | 0.255          |
| $\tau=90\%$ | 2.241<br>(51.36)  | 0.561<br>(8.63)  | -0.019<br>(-1.24) | 0.293          |
| $\tau=95\%$ | 2.477<br>(43.29)  | 0.531<br>(5.99)  | -0.005<br>(-0.22) | 0.320          |
| 패널 D: 소형주   |                   |                  |                   |                |
| 분위수         | $\gamma_0$        | $\gamma_1$       | $\gamma_2$        | Adjusted $R^2$ |
| $\tau=5\%$  | 1.398<br>(54.01)  | 0.301<br>(5.75)  | -0.020<br>(-1.17) | 0.095          |
| $\tau=10\%$ | 1.493<br>(96.43)  | 0.283<br>(11.65) | -0.008<br>(-1.68) | 0.108          |
| $\tau=25\%$ | 1.646<br>(116.77) | 0.320<br>(15.47) | -0.004<br>(-0.85) | 0.140          |
| $\tau=50\%$ | 1.851<br>(103.73) | 0.398<br>(17.81) | -0.008<br>(-2.37) | 0.178          |
| $\tau=75\%$ | 2.127<br>(72.34)  | 0.543<br>(14.70) | -0.023<br>(-4.23) | 0.218          |
| $\tau=90\%$ | 2.546<br>(47.16)  | 0.741<br>(10.25) | -0.047<br>(-5.79) | 0.226          |
| $\tau=95\%$ | 2.844<br>(38.79)  | 0.813<br>(11.75) | -0.054<br>(-6.90) | 0.225          |

주: 1) 분위수회귀모형 추정을 위해 선택한 분위수  $\tau$ 는 0.05, 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9, 0.95 이다.

2) 괄호 안의 값은 표준오차에 대한 Huber sandwich 추정량을 이용한  $t$ -값이다.



〈그림 2〉 표본자료와 횡단면 절대편차의 기술통계량



주: 군집행태식 (4)를 분위수회귀모형으로 추정한 다음 추정된  $\hat{\gamma}_{1,\tau}$ ,  $\hat{\gamma}_{2,\tau}$ 와 이들 각각에 대한 95% 신뢰구간을 그린 것이다. 분위수회귀모형은 0.02에서 0.98까지 0.01씩 증가시킨 모든 분위수  $\tau$ 에 대해 추정하였다.

<그림 2> 계 속

## V. 결 론

주식시장에서 군집행태의 존재 여부는 자산가격이론에 대해 갖는 학술적 의의뿐만 아니라 금융정책적인 측면에서도 중요한 이슈이다. 우리나라 시장에 대한 기존의 실증연구는 펀드매니저의 군집적인 투자성향에 초점을 두었고 투자자 전체의 시장추종형 군집행태에 대해서는 연구가 이루어지지 않았다. 본 연구는 Chang, Cheng, and Khorna(2000)의 군집행태식을 이용한 군집행태 검증을 처음으로 시도하였고, 분위수회귀모형을 이용하여 분포의 다양한 영역에서의 군집행태 발생 여부를 검토하였다.

CCK모형의 추정결과 대형주에서는 군집행태가 유의적으로 나타나지 않았으나 중형주와 소형주에서 매우 강한 군집행태가 나타남을 확인하였다. 시장 상승기와 하락기의 군집행태를 분석한 결과에서는 시장이 상승할 때에는 유의적인 군집행태를 발견하지 못하였으나 시장이 하락할 때에는 매우 유의적인 군집행태가 나타났다. 군집행태는 투자자의 공포심에 의해 유발되는데, 시장이 급등할 때보다는 급락할 때 공포심이 고조되므로 시장이 하락할 때 군집행태가 강하게 나타나는 것은 당연한 결과라 할 수 있다. 이는 투자자의 심리현상이 자산가결 결정에 영향을 미친다는 행태재무이론을 지지하는 것으로 해석할 수 있다. 분위수회귀모형으로 추정한 결과를 보면, 대형주에서는 모든 분위수에서 군집행태 계수추정치가 유의적이지 않았던 반면 중형주와 소형주에서는 왼쪽 꼬리부분과 오른쪽 꼬리부분에서 군집행태가 강하게 나타났다. 특히, 중형주시장에서는 10% 이하의 낮은 분위수에서 강한 군집행태가 발견되었고, 소형주에서는 50% 이상의 모든 분위수에서 군집행태가 강하게 나타났다.

본 연구의 군집행태에 대한 실증연구는 다양한 각도에서 추가적인 연구가 가능하다. 첫째, 여기에서 이용한 군집행태 검증방법은 시장이 극단적인 불안 상태에 있을 경우 정상적인 가격결정모형이 작동하지 못하고 수익률 산포도가 시장수익률 변화에 대해 비선형적인 관계를 보인다는 점에 근거하고 있다. 이러한 검증방법이 많은 선행연구에서 활용되고 있지만 시장불안을 나타내는 새로운 지표를 추가하는 방법을 향후 연구에서 시도할 필요가 있다. 예를 들어, 시장불안지표인 VIX를 직접적으로 모형에 포함시켜 투자자들이 불안한 장세에 시장 콘센서스를 추종하는 군집행태를 검증하는 방법이 설득력을 가질 것으로 판단된다.



둘째, 본 연구는 주식시장에서의 군집행태만을 분석하였으나 외환시장이나 채권시장에서도 투자자들의 군집적인 거래행태가 나타는지를 분석해 볼 필요가 있다. 우리나라의 금융시장은 이근영(2009)을 포함한 많은 선행연구에서 외환, 주식 및 채권시장이 긴밀한 연관관계를 갖는 것으로 알려져 있다. 따라서 서로 다른 시장에 발생한 불안요인이 다른 시장에서의 군집행태에 어떠한 영향을 미치는가도 매우 흥미로운 연구 주제가 될 것이다. 연구 범위를 확대하여 부동산 시장까지 확대한다면 사회적 관심이 높은 부동산 시장에서의 군집적인 거래행태에 대한 실증적 증거를 제시할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구에서 이용한 군집행태식은 정상적인 시장 상황에서의 합리적인 가격결정모형으로 CAPM모형을 가정하여 도출된 것이다. 익명의 심사자는 CAPM모형 대신 Fama and French(1994, 1996)의 3요인 모형을 합리적인 가격결정모형으로 설정해도 군집행태식을 도출할 수 있을 것이라고 지적하였다. 이 경우 기업의 규모요인과 가치요인을 명시적으로 고려하면서 군집행태를 검증할 수 있는 새로운 분석모형을 도출할 수 있을 것이다. 저자가 아는 한 군집행태에 관한 많은 선행연구에서 3요인 모형을 이용한 군집행태 검증방법은 시도된 바 없어 학술적으로 중요한 연구 주제가 될 것으로 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 김우찬, “외국인 주식 투자자들의 행태분석,” KDI 국제정책대학원, 2001.
- 김지현·최혁, “The Herding Behavior of Professionals and Its Impact in the Korean Stock Market,” 『증권학회지』 제41권 제3호, 2012, 463~495.
- 박범조, “주식시장의 비대칭 무리행동과 변동성 연구,” 『한국증권학회지』 제41권 제3호, 2012, 373~391.
- 박창균, “호가체결 자료를 이용한 외국인 주식 투자 행태 연구: 군집행동과 시세추정 거래,” 한국개발연구원, 2005.
- 이근영, “외환, 주식, 화폐, 채권시장의 연계성 분석,” 『한국경제연구』 제25권 제6호, 2009, 97~133.
- 홍광현·이가연, “우리나라 주식시장에서의 펀드 매니저의 군집행동에 관한 연구,” 『증권학회지』 제35권 제4호, 2006, 1~38.
- Banerjee, A., “A Simple Model of Herd Behavior,” *Quarterly Journal of Economics*,

- 107, 1992, 797~818.
- Bikhchandani, S. and S. Sharma, "Herd Behavior in Financial Markets: A Review," *IMF Staff Papers*, 47, 2001, 279~310.
- Chang, E. C., J. W. Cheng, and A. Khorana, "An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective," *Journal of Banking & Finance*, 24, 2000, 1651~1679.
- Chiang, T. C., J. Li, and L. Tan, "Empirical Investigation of Herding Behavior in Chinese Stock Markets: Evidence from Quantile Regression Analysis," *Global Finance Journal*, 21, 2010, 111~124.
- Chiang, T. C. and D. Zheng, "An Empirical Analysis of Herd Behavior in Global Stock Markets," *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 2010, 1911~1921.
- Christie, W. G. and R. D. Huang, "Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market?," *Financial Analyst Journal*, 51, 1995, 31~37.
- Demirer, R. and A. M. Kutan, "Does Herding Behavior Exist in Chinese Stock Market?," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16, 2006, 123~142.
- Economou, F., A. Kostakis, and N. Philippas, "Cross-country Effects in Herding Behaviour: Evidence from Four South European Markets," *International Financial Markets, Institutions and Money*, 21, 2011, 443~460.
- Falkenstein, E. G., "Preferences for Stock Characteristics as Revealed by Mutual Fund Portfolio Holdings," *Journal of Finance*, 51, 1996, 111~135.
- Fama E. F. and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, 3~56.
- Gompers, P. A. and A. Metrick, "Institutional Investors and Equity Prices," *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 2001, 229~259.
- Hwang, S. and M. Salmon, "Market Stress and Herding," *Journal of Empirical Finance*, 11, 2004, 585~616.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance*, 48, 1993, 65~91.
- Khan, H., S. Hassairi, and J. Viviani, "Herd Behavior and Market Stress: The Case of Four European Countries," *International Business Research*, 4, 2011, 53~

67.

Kim. K. A. and J. R. Nofsinger, "Institutional Herding, Business Groups, and Economic Regimes: Evidence from Japan," *The Journal of Business*, 78(1), 2005, 213~242.

Koenker, R., *Quantile Regression*, Cambridge University Press, 2005.

Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 32(1), 1992, 23~43.

Nofsinger, J. and R. W. Sias, "Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors," *Journal of Finance*, 54, 1999, 2263~2295.

Wylie, S., "Fund Manager Herding: A Test of the Accuracy of Empirical Results Using U.K. Data," *The Journal of Business*, 78(1), 2005, 381~403.

[Abstract]

## Empirical Tests of Herding Behavior in the Korean Stock Market

Sangwhan Kim\*

Herding behavior is known to cause the instability of stock markets by deviating the market prices far from the fundamental prices corresponding to the rational asset price models. So the existence of herding behavior is the important policy issue for the financial market stability. The herding behavior is also an academic issue since it can provide the evidence on the investors. Trading behavior which is at the center of controversial debates between the traditional finance advocating investors, rationality and the behavioral finance. Despite the policy implications and the academic significance of the herding behavior, the in-depth empirical examination on its existence in the Korean market has not been sufficient. This paper applied the testing procedure of Chang, Cheng and Khorna(2000) on the Korean market from 2000 to 2010. In addition, it tested the existence of herding behavior in the various quantiles of return dispersion distribution by quantile regression.

Based on testing the herding behavior by firm size, herding behavior is not significant in the large-cap stocks, but we found the strong evidence of its existence in the middle-cap and small-cap stocks. Testing results during different market conditions indicate that herding is present in down markets. However, we are unable to find significant evidence of herding when the market is up. This result implies that the panic psychology during the market crash is the major reason of herding behavior. By applying quantile regression analysis to estimate the herding equation, we find strong evidence of herding behavior conditional on the dispersions of returns in the lower and upper quantile region.

**Keywords:** herding behavior, estimation model of herding behavior, cross-sectional dispersion, behavioral finance, quantile regression

**JEL Classification:** C12, G11, G14

---

\* Associate Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, Tel: +82-43-261-2214, E-mail: swkim7@chungbuk.ac.kr