

# 개별 주가에 반영된 시변 무리행동 연구<sup>†</sup>

박범조<sup>1</sup>

<sup>1</sup>단국대학교 경제학과

접수 2011년 3월 21일, 수정 2011년 4월 22일, 게재확정 2011년 5월 5일

## 요약

정보기술의 발달과 함께 금융 자유화 확대 및 글로벌 금융시장의 동조화 등으로 인해 금융시장의 변동성이 현저하게 증폭되는 현상을 나타내고 있다. 최근 행태경제학 분야에서 이에 대한 주요 원인으로 금융시장의 무리행동에 대한 이론적 연구가 활발하게 진행되고 있지만 무리행동의 동적 속성에 대한 계량적 측정이 쉽지 않기 때문에 무리행동의 시계열적 속성을 파악할 수 있는 경험적 연구는 거의 전무하다. 따라서 본 연구는 QR-GARCH (quantile regression for generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 이용하여 시변 무리행동을 시계열적으로 측정할 수 있는 무리행동 측정법을 새롭게 제안하였다. 이 무리행동 측정법의 유용성과 개별 주가의 시변 무리행동 행태를 분석하기 위해 기업 규모별 세 그룹 (대기업, 일반기업, 소기업)으로 나눈 개별 주가 자료를 이용한 실증분석 결과를 수행하였으며 몇 가지 의미 있는 사실을 발견하였다. 우선 일부 대기업을 제외한 대부분의 주식 거래자에게서 무리행동이 발생하고 있으며 특히 일반기업 주식 거래자들의 경우 대기업과 소기업 주식 거래자들에 비해 강한 무리행동과 함께 심한 무리행동의 변화를 보여준다. 또한 예상과 달리 일부 무리행동 파라미터 시계열 자료에서 자기상관이 지속적으로 나타나고 있는데 이런 결과는 기업에 따라 주식 거래자의 쏠림현상이 오래 지속될 수도 있음을 의미한다.

주요용어: 변동성, 시변 무리행동 측정법, 주식 거래자의 무리행동, QR-GARCH 모형

## 1. 머리말

정보기술의 급속한 발달, 금융자유화의 진전, 금융시장의 동조화 등은 새롭고 복잡한 금융제도의 발전과 함께 금융시장간 신속한 자금이동을 유도하여 금융시장 가격변수들의 급격한 변동을 초래함으로써 금융시장의 불확실성을 증폭시키고 있다. 2007년 전세계 금융시장을 강타한 서브프라임 금융위기 이후 EU 재정위기, 천안함 폭발로 인한 북한 리스크, 리비아 사태 등으로 인해 국내 금융시장이 지속적으로 요동치면서 금융시장의 불확실성에 대한 연구의 중요성은 더욱 강조되고 있다.

하지만 효율적 시장에 기초한 기존의 금융이론으로는 현실 금융시장에서 빈번히 발생하는 자산수익률의 급격한 변동을 설명하기 어렵기 때문에 (Summers, 1986) 불확실성의 정도를 나타내주는 변동성 (volatility)의 행태를 파악하기 위해 뉴스 유입 이외에 시장 거래자들의 무리행동 (herd behavior)을 분석하려는 새로운 연구가 금융경제학, 행태재무론, 경제물리학 등의 분야에서 매우 활발하게 진행되고 있다 (Banerjee, 1992; Avery와 Zemsky, 1998; Graham, 1999; Cipriani와 Guarino, 2005; Stauffer와

<sup>†</sup> 이 논문의 내용이 향상될 수 있도록 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원들과 2010년 경제연구회 세미나 참석자들에게 진심으로 감사드립니다. 이 논문은 2010학년도 단국대학교 대학연구비의 지원으로 연구되었습니다.

<sup>1</sup> (448-701) 경기도 용인시 수지구 죽전동 126번지, 단국대학교 상경대학 경제학과, 교수,  
E-mail: bjpark@dankook.ac.kr

Sornette, 1999; Lux와 Marchesi, 1999 등). 여기서 무리행동이란 거래자가 독립적으로 투자결정을 하지 않고 동일한 투자정보를 공유하는 어떤 집단에 속하여 그 집단의 투자결정을 모방하는 현상이라고 정의할 수 있다 (Bikhchandani와 Sharma, 2001). 특히 Cont와 Bouchaud (2000)는 대표적인 미시적 동학 모형인 침투모형 (percolation model)을 이용하여 금융시장에서 발생하는 가격의 급등 혹은 급락 현상이 무리행동에 기인함을 설명하였다.

이와 같이 금융시장의 불확실성을 증폭시키는 주요한 원인으로 무리행동에 대한 이론적 연구가 활발하게 진행되고 있음에도 불구하고 금융시장의 무리행동에 대한 실증적 연구는 매우 제한적이며, 특히 무리행동의 동태적 행태에 대한 실증적 연구는 거의 이루어지고 있지 못하다. 이는 금융시장에서 발생하는 무리행동의 시계열적 측정이 용이하지 않기 때문이다. 비록 최근에 소수의 무리행동 탐지방법이 개발되었지만, 이 기존의 방법들은 시간의 흐름을 반영한 무리행동의 동적 행태를 파악하기 어려우며 시장의 무리행동이나 개별 주가와 관련된 무리행동을 각각 측정하기 어렵다. 따라서 이 논문은 가격의 급격한 변화를 초래하여 금융시장을 불안정하게 하는 무리행동을 시간의 흐름에 따라 탐지할 수 있는 새로운 방법을 QR-GARCH 모형 (Park, 2007)을 이용하여 제안하고 이를 활용하여 기존 연구에서는 거의 수행된 적이 없는 개별기업의 주식 거래자의 무리행동을 측정하여 무리행동의 시계열적 속성을 면밀하게 분석하고자 한다. 구체적으로 2004년 1월 2일부터 2010년 12월 30일 까지 일별로 관측된 KOSPI 상장기업의 주가를 사용하여 이 논문에서 제안한 무리행동 탐지방법을 개별주가에 적용함으로써 주식 거래자의 시간 가변적 무리행동 속성과 기업규모별 주식 거래자의 무리행동 특성을 파악하고자 한다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 횡단면 표준편차 (CSSD)를 이용하는 무리행동 측정 방법이나 Lakonishok 등 (1992)이 제안한 무리행동 측정 방법과 같은 기존 무리행동 측정 방법을 간단하게 소개한다. 제3장에서는 QR-GARCH 모형과 추정방법에 대해 소개하고 이를 이용한 시변 무리행동 파라미터를 제안한다. 제4장에서는 이 논문에서 제안한 무리행동 탐지방법을 개별주가에 적용하여 기업규모별 주식 거래자 무리행동의 시계열적 속성을 분석한다. 마지막 장에서는 이 연구의 결론을 도출하고 향후 연구방향에 대해 간략히 논의한다.

## 2. 무리행동 측정 방법에 관한 기존 연구

금융시장의 무리행동을 경험적으로 분석하기 위해서는 무리행동을 정확하게 측정할 수 있는 방법이 요구되지만 이에 대한 연구는 아직 미흡한 편이다. 무리행동 측정에 관한 기존 연구를 고찰해보면 대략 다음 두 가지 방법이 널리 활용되고 있음을 알 수 있다.

### 2.1. 횡단면 표준편차를 이용한 방법

Chirstie와 Huang (1995), Chang 등 (2000)에 따르면 시장 참여자들의 투자 결정은 전체적인 시장 상황에 의존하게 된다. 즉, 평상시에는 합리적 자산가격결정 모형에 따르면 개별 투자자들이 자신들의 사적 정보를 이용하여 거래를 수행하기 때문에 시장 수익률의 절대치가 커지면 횡단면 수익률의 편차도 커지게 됨을 예상할 수 있다. 하지만 시장이 급변하는 시장 스트레스 (stress) 시기에는 개별 투자자들이 자신들의 사적 정보에 의해 거래를 하기 보다는 시장의 총체적인 행동을 모방하여 거래를 하려는 경향을 갖게 되어 개별 주식들의 수익률은 시장 수익률로 군집하는 현상을 보이게 된다. 따라서 무리행동은 시장 포트폴리오에서 극단적인 수익률이 발생하는 시장 스트레스 시기에 주로 발생하게 되며, 이때 횡단면 수익률의 편차는 감소하는 경향이 있게 된다. 이런 맥락에서 Chirstie와 Huang (1995)은 무리행동을 파악하기 위한 횡단면 표준편차 (Cross-sectional standard deviation: CSSD)를 다음과 같이 정의한다.

$$CSSD_t = \left( \frac{\sum_{i=1}^n (r_{i,t} - \bar{r}_t)^2}{n-1} \right)^{1/2} \quad (2.1)$$

여기서  $r_{i,t}$ 는  $t$ 시점  $i$ 주식의 수익률이며,  $\bar{r}_t$ 은  $t$ 시점  $n$  포트폴리오의 수익률 평균이다. Chirstie와 Huang (1995)은 무리행동 발생여부를 판단하기 위해 위에서 정의된 횡단면 표준편차를 종속변수로 하는 다음 회귀모형을 추정한다.

$$CSSD_t = \alpha + \beta_1 D_t^L + \beta_2 D_t^U + \epsilon_t \quad (2.2)$$

여기서  $D_t^L$ 는  $t$ 시점에 시장 수익률이 분포 하위 꼬리의 극단적 부분에 위치하면 1 아니면 0인 더미변수이며,  $D_t^U$ 는  $t$ 시점에 시장 수익률이 분포 상위 꼬리의 극단적 부분에 위치하면 1 아니면 0인 더미변수이다. 이 더미변수들은 급격한 상승 혹은 하락 장에서 무리행동의 발생으로 인해 정상적 시장에 비해 투자자들의 행태가 다르게 됨을 반영한다. 즉, 더미변수의 계수  $\beta_1$  혹은  $\beta_2$ 가 통계적으로 유의성이 있고 부 (negative)의 값을 갖는 경우 무리행동이 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 한편, 횡단면 표준편차 (CSSD)가 수익률 자료에 흔히 존재하는 이상점 (outliers)에 민감하게 영향을 받게 되는 문제를 해결하기 위한 방법으로 Chirstie와 Huang (1995)은 다시 횡단면 절대편차 (Cross-sectional absolute deviation: CSAD)를 제안한다.

$$CSAD_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |r_{i,t} - \bar{r}_t| \quad (2.3)$$

Chang 등 (2000)은 무리행동 측정을 위해 Chirstie와 Huang (1995)의 방법과는 다소 다르게 기대 횡단면 절대편차 (ECSAD)를 다음과 같이 정의한다.

$$ECSAD_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\beta_i - \beta_m| E(r_m - \gamma_0) \quad (2.4)$$

여기서  $\beta_i$ 와  $\beta_m$ 는 각각  $i$ 주식과 시장에 대한 베타 계수를,  $r_m$ 은 시장 수익률을, 그리고  $\gamma_0$ 은 제로 베타 포트폴리오에 대한 수익률을 나타낸다. 만일  $r_m = \bar{r}_t$ 이면 ECSAD는 CSAD와 같아진다. Chang 등 (2000)은 주식 수익률의 산포 (dispersion)는 시장 기대 수익률의 선형 증가함수이지만 무리행동이 발생하는 경우 수익률들 사이에 상관관계가 증가하여 주식 수익률의 산포가 시장 기대 수익률의 증가율보다 작게 증가하거나 오히려 감소하게 된다고 주장한다. 따라서 Chang 등 (2000)에 의하면 무리행동이 존재하는 경우 다음 회귀모형의 계수  $\lambda_2$ 는 통계적으로 유의성이 있고 부의 값을 갖게 된다.

$$CSAD_t = \alpha + \lambda_1 r_{m,t} + \lambda_2 r_{m,t}^2 + \epsilon_t \quad (2.5)$$

## 2.2. Lakonishok, Shleifer and Vishny 방법

Lakonishok 등 (1992)은 특정기간 특정 주식 거래자 그룹의 구성원 중에서 주식을 매수 (혹은 매도)한 구성원의 비율을 계산하여 무리행동을 용이하게 측정할 수 있는 방법을 제시하였다 (향후 이 방법을 LSV 방법으로 나타냄). 따라서 Lakonishok 등 (1992)은 주어진 쿼터 (quarter)에  $i$ 주식에서 발생한 무리행동을 측정할 수 있는 지표를 다음과 같이 제시하였다.

$$h_i = \left| \frac{B_i}{B_i + S_i} - p_t \right| - AF_i \quad (2.6)$$

여기서  $B_i(S_i)$ 는  $i$ 주식 순매수자 (순매도자)의 수,  $p_t$ 는 주어진  $t$  시점에 총 투자자 중 순매수자의 기대 비율, 그리고  $AF_i$ 는 조정인자로 무리행동이 존재하지 않을 때  $|B/(B+S) - p|$ 의 기대치와 일치하게 된다. 따라서  $h_i$ 가 커지면 매수 (혹은 매도) 쏠림현상으로 무리행동이 발생하였음을 의미한다. 이와 같이 LSV 방법은 무리행동의 측정이 용이하여 Wermers (1999), Choe 등 (1999) 다른 연구자들에 의해 무리행동의 경험적 분석을 위해 폭넓게 활용되었으나 이 방법은 몇 가지 문제점을 갖는다. 특히 LSV 방법에 의하면 무리행동의 정도가 특정 기간 동안의 주식 매수자 (혹은 매도자) 수에 의해 결정되지만 실제로 주식 가격의 변동은 매수자 (혹은 매도자)의 수보다는 매수 (매도) 규모에 의해 결정되기 때문에 LSV 방법은 주식 가격의 변동과 괴리가 있을 수 있다 (Bikhchandani와 Sharma, 2000). 따라서 Zhou와 Lai (2009)는 LSV 방법을 수정하여  $t$  쿼터에  $i$ 주식에서 발생한 무리행동을 측정할 수 있는 다음 지표를 제안하였다.

$$h_{i,t} = \left| \frac{B_{i,t}}{N_{i,t}} - E \left( \frac{B_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \right| - E \left| \frac{B_{i,t}}{N_{i,t}} - E \left( \frac{B_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \right| \quad (2.7)$$

여기서  $B_{i,t}(S_{i,t})$ 는  $i$ 주식 매수 (매도)량을, 그리고  $N_{i,t}$ 는  $B_{i,t} + S_{i,t}$ 으로  $i$ 주식 총 거래량을 나타낸다.

### 3. QR-GARCH 모형에 근거한 시변 무리행동 측정법 개발

앞에서 소개한 CSSD 방법이나 LSV 방법은 대표적인 무리행동 측정법으로 무리행동의 정도를 용이하게 측정할 수 있다는 장점을 갖는다. 하지만 CSSD 방법은 시간의 흐름에 따른 무리행동의 변화를 측정하기 어려우며 LSV 방법은 앞에서 지적한 주가 변동과의 괴리의 발생 가능성 문제뿐만 아니라 주식시장 전체의 무리행동 존재 여부를 측정할 수 없는 문제점을 내포하고 있다. 따라서 본 연구는 시간의 흐름에 따라 변하는 무리행동의 정도를 동태적으로 측정할 수 있는 새로운 방법을 제안하고자 한다. 이 방법은 시장의 잡음 거래자들 사이에 무리행동이 발생하게 되면 주식 가격은 급격히 변하지만 (e.g., Stauffer 등, 1999; Eguíluz와 Zimmermann, 2000) 잡음 거래자들의 이질성이 감소하게 되면서 극단적 수익률의 변동성은 오히려 감소하게 된다는 아이디어에 근거한다. 따라서 이 절에서는 평균적 수익률의 변동성뿐만 아니라 극단적 수익률의 변동성을 측정할 수 있는 QR-GARCH 모형 (Park, 2007)과 추정 방법에 대해 소개하고, 이를 이용한 무리행동 측정법을 제안한다.

#### 3.1. QR-GARCH 모형과 추정

Park (2007)은 수익률의 변동성을 추정하기 위해 일반적으로 널리 적용되는 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형 (Bollerslev, 1986)에 분위수 회귀 (quantile regression) 접근법을 적용하여 수익률 분포의 분위수와 변동성을 동시에 추정할 수 있도록 하였다. 즉, 수익률의 평균식이 1 시차의 자기회귀 (AR)과정을 따른다고 가정하면 GARCH (p, q) 모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$r_t = X_t' \alpha + (Z_t' \zeta) u_t \quad (3.1)$$

여기서  $t = 1, \dots, T$ ,  $r_t$ 는 수익률,  $X_t = (1, r_{t-1}, \dots, r_{t-l})'$ ,  $Z_t = (1, \sigma_{t-1}, \dots, \sigma_{t-p}, |\epsilon_{t-1}|, \dots, |\epsilon_{t-q}|)'$ ,  $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_l)'$ ,  $\zeta = (c, \beta_1, \dots, \beta_p, \delta_1, \dots, \delta_q)'$ ,  $\epsilon_t = \sigma_t u_t$  그리고  $u_t$ 는 평균 0과 분산 1을 갖는 i.i.d. 확률변수이다. 따라서  $t-1$  시점까지의 정보집합을  $\psi_{t-1}$ 으로 표기하면 수익률  $r_t$ 의  $\theta^{th}$  조건부 분위수는 다음과 같이 정의 된다:

$$Q_t(\theta | \psi_{t-1}) = X_t' \alpha + (Z_t' \zeta) F^{-1}(\theta) \quad (3.2)$$

여기서  $F$ 는  $u_t$ 의 분포함수이며  $0 < \theta < 1$ 이다. 이 QR-GARCH 모형의 추정량은 다음 최소화 문제를 만족하는 벡터  $\xi \equiv (\alpha', \zeta')$ 이다.

$$\hat{\xi}_T(\theta) = \arg \min_{\xi} \sum \rho_{\theta}(r_t - g(\Gamma_t, \xi)) \quad (3.3)$$

여기서  $\Gamma_t \equiv (X_t, Z_t)$ ,  $g$ 는 파라미터 기준으로 비선형 함수이며,  $\rho$ 는 손실함수로 다음과 같이 정의된다 (Koenker와 Bassett, 1978).

$$\rho_{\theta}(a) = |a|[\theta I(a > 0) + (1 - \theta)I(a < 0)] \quad (3.4)$$

여기서  $I(\cdot)$ 는 지시함수 (indicator function)이다.

식 (3.3)의 목적함수는 유일한 최소값  $\xi_0(\theta)$ 을 가지며  $\xi_T(\theta)$ 는 거의 확실히  $\xi_0(\theta)$ 로 수렴한다 (참조: Jurčková와 Prochazka, 1994). 하지만 이 목적함수는 미분이 불가능하기 때문에 미분을 이용하여 최적화 문제의 해를 찾는 전통적인 알고리즘으로 QR-GARCH 모형의 추정치를 구할 수 없는 어려움이 있다. 따라서 QR-GARCH 모형의 추정치를 구하기 위해서는 비선형 분위수 회귀모형을 추정할 수 있도록 내부점 알고리즘 (interior point algorithm)을 활용한 Koenker와 Park (1996)의 알고리즘을 사용할 수 있다. 이 알고리즘은 프로그램이 용이하고 정확한 해를 도출하는 장점을 갖지만 자료의 크기가 커지면 알고리즘의 연산속도가 느려지는 단점이 있다. 또한 최근 연산속도의 향상으로 인해 실제 자료를 이용한 추정에도 적용이 용이해진 MM (majorize-minimize) 알고리즘 (Hunter와 Lange, 2000) 혹은 RJMCMC (Reversible Jump Markov Chain Monte Carlo) 알고리즘 (Yu, 2002)을 사용할 수 있다. 그러나 이런 알고리즘들은 일반 계량분석 패키지에서 제공되고 있지 않으며 프로그램하기도 용이하지 않거나 변수의 수와 자료의 크기가 커지면 알고리즘의 연산속도가 너무 느려지는 문제가 있다. 따라서 식 (3.3)의 목적함수를 다음과 같은 미분 가능한 함수로 변형함으로써 QR-GARCH 모형의 추정치를 용이하게 구할 수 있다.

$$\Psi(\phi) = \begin{cases} \frac{\text{sign}(\phi)\rho(\phi)(|S \cdot \phi| - \pi/2 + 1)}{S \cdot \phi} & \text{만약 } |S \cdot \phi| \geq \pi/2 \\ \frac{\theta(1 - \cos(S \cdot \phi))}{S} & \text{만약 } 0 \leq S \cdot \phi < \pi/2 \\ \frac{(1 - \theta)(1 - \cos(S \cdot \phi))}{S} & \text{그 외} \end{cases} \quad (3.5)$$

여기서  $\text{sign}(\cdot)$ 는 부호함수로  $\phi \geq 0$ 이면  $\text{sign}(\phi) = +1$ , 아니면  $\text{sign}(\phi) = -1$ 이 된다. 그리고  $S$ 는 스케일 요인이며 그 값으로 100을 사용하는 것이 적절하다 (Gallant와 Tauchen, 2000; Park, 2002). 만일 스케일 요인의 값이 작아지면 계산의 안정성이 높아지지만 분위수 함수에 정확하게 근접하지 못하게 된다.

### 3.2. QR-GARCH 모형에 근거한 시변 무리행동 측정법

정보유입 패러다임에 근거하는 일반적인 금융이론에 의하면 시장에 정보가 유입될 경우 거래량이 증가하면서 가격이 변하여 수익률의 변동성도 증가하게 된다고 설명한다. 하지만 본 논문에서는 무리행동이 발생하게 되면 무리행동이 존재하지 않는 시장에 단순히 정보만 유입되는 경우보다 가격은 급격히 변하지만 극단적 수익률의 변동성은 무리행동이 존재하지 않는 경우에 비해 오히려 감소하게 되며 무리행동의 정도는 시간의 흐름에 의해 변하게 된다는 사실에 근거하여 QR-GARCH 모형의 분위수별 추정량을 이용한 새로운 시변 무리행동 측정법을 제안한다. 즉, 무리행동의 정도가 강해지면 잡음 거래자의 이

질성이 감소하게 되어 수익률 분포의 0.5 분위수 (중앙값)를 기준으로 측정된 변동성과 다른 모든 대표적 분위수 (0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9 분위수)에서 측정된 변동성과의 차이가 줄어들게 된다는 아이디어에 기초하여 무리행동의 정도는 이를 반영한 다음 파라미터에 의해 측정될 수 있다.

$$H_t = -\frac{1}{8} \sum_{i=1}^9 \ln \left\{ \frac{[(Z'_t \zeta)(F^{-1}(i/10) - F^{-1}(0.5))]^2}{F^{-1}(0.5)^2} \right\}, \quad i \neq 5 \quad (3.6)$$

이 시변 무리행동 파라미터의 정의를 살펴보면 수익률 분포의 0.5 분위수에서 측정된 변동성과 다른 분위수에서 측정된 변동성의 차이를 변화율로 구한 다음 극단적 분위수에서 측정된 변동성의 차이가 강조될 수 있도록 제곱을 취하고 연속변화율의 개념으로 변형하기 위해 로그식을 사용하였다. 따라서  $t$ 시점에 무리행동이 강하게 존재할수록 각 대표적 분위수에서 측정된 변동성의 차이 변화율의 제곱이 작아지게 되며 연속변화율 역수의 평균에 해당되는 무리행동 파라미터  $H_t$ 는 큰 값을 가지게 된다. 그리고 무리행동 파라미터가 양의 값을 취하면 주식 거래자들 사이에 어느 정도 무리행동이 발생하였다고 판단할 수 있다.

#### 4. 개별 주가를 이용한 시변 무리행동 분석

이 장에서는 QR-GARCH 모형에 근거한 시변 무리행동 측정법을 개별 주가에 적용하여 시변 무리행동을 측정하고 분석하고자 한다.

##### 4.1. 자료

실증분석을 위한 자료는 한국거래소 사이트 ([www.krx.co.kr](http://www.krx.co.kr))에서 제공되는 2004년 1월 2일부터 2010년 12월 30일 까지 일별로 관측된 KOSPI 상장기업의 주가를 사용하였으며 총 관측값의 수는 1,743개이다. 한국거래소에서 제공되는 주식자료가 대형주, 중형주, 소형주로 구별되기 때문에 기업 규모별 분석을 위해 KOSPI 상장기업을 세 가지 그룹 (대기업, 일반기업, 소기업)으로 나누어 기업을 선택하였으며 본 논문에서 제안한 무리행동 파라미터의 강건성 (robustness)을 확인하기 위해 일반기업과 소기업은 각 그룹에 속하는 기업 중에서 랜덤하게 4개씩 선택하였으나 대기업 그룹에 속하는 기업들은 일반기업이나 소기업과는 달리 대기업들 사이에도 시가총액의 차이가 너무 크기 때문에 (예를 들어 1위 삼성전자는 134,336,995백만원이지만 50위 한국타이어는 6,222,000백만원에 불과함) 대기업의 경우 그 속성을 명확하게 나타내줄 수 있는 시가총액 기준 상위 4개 기업을 선택하였다. 각 주가 추이는 그림 4.1, 4.2, 4.3에 나타나며 대부분 주가들이 글로벌 금융위기 이후 그 행태가 확연히 달라짐을 보여준다.

주가 시계열은 일반적으로 불안정 (nonstationary) 과정이지만 일차 차분에 의해 안정 과정이될 수 있는 I(1)과정으로 알려져 있기 때문에 불안정성을 피하기 위해  $t$ 시기와  $t-1$ 시기 환율에 로그를 취한 후 그 차이를 계산하여 수익률로 전환하였다. 즉, 주가를  $s_t$ 로 표기하면 수익률은  $r_t = \ln(s_t/s_{t-1}) \cdot 100$ 으로 정의된다.

표 4.1 대기업 주가 수익률의 기본 통계량

	삼성전자	현대차	POSCO	현대중공업
최소값	-14.799681	-15.965770	-16.193833	-16.103934
최대값	12.268329	13.758566	13.841342	13.976194
평균	0.042961	0.067752	0.061611	0.142517
분산	4.141613	6.381781	5.611257	9.337127
왜도	0.006427	-0.234194	-0.160139	-0.139811
첨도	3.312783	5.059597	4.122468	3.353390

표 4.2 일반기업 주가 수익률의 기본 통계량

농심홀딩스	부국증권	신라교역	아세아시멘트	
최소값	-16.149939	-16.251893	-16.251893	-15.995153
최대값	13.964347	13.959909	13.976194	13.874354
평균	0.027238	0.086407	0.105952	0.015890
분산	3.465531	6.627653	16.641086	5.045232
왜도	-0.311783	0.358446	0.220156	-0.112012
첨도	18.337036	6.724648	4.850144	6.524543

표 4.3 소기업 주가 수익률의 기본 통계량

보루네오	중앙건설	세기상사	동성화학	
최소값	-16.232089	-16.229864	-16.034265	-16.251893
최대값	13.976194	13.976194	13.976194	13.976194
평균	0.009238	-0.037616	-0.007622	0.039790
분산	16.275878	12.531894	8.963689	10.575680
왜도	0.333224	0.144935	0.502660	0.283272
첨도	4.151550	3.930974	4.109713	9.185814

주가 수익률의 기본 통계량 분석을 살펴보면 수익률의 분산은 예상처럼 소기업, 일반기업, 대기업의 순으로 크지만 첨도는 일반기업이 대기업이나 소기업에 비해 상대적으로 크게 나타남을 알 수 있다. 보다 흥미롭게 대기업은 주로 음 (-)의 왜도를 나타내지만 소기업은 모두 양 (+)의 왜도를 나타내고 있다. 이는 대기업의 경우 일반적 가설처럼 나쁜 뉴스에 더 민감하게 반응하는데 반해 소기업은 좋은 뉴스에 더 민감하게 반응함을 의미한다. 소기업의 이런 반응은 비대칭무리행동이 수익률의 비대칭 변동성을 유발할 수 있다는 가설 (Park, 2011)에 의해 설명될 수 있다.

앞에서 제안한 무리행동 파라미터  $H_t$ 를 각 기업별로 추정된 결과를 대기업, 일반기업, 소기업 그룹으로 나누어 표 4.4에 보고하였다. 이 결과를 보면 주식 거래자의 무리행동과 관련하여 몇 가지 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 우선 무리행동 파라미터 추정값 평균에 의하면 일부 대기업을 제외한 대부분의 주식 거래자에서 무리행동이 발생하고 있으며 특히 일반기업 주식 거래자들의 경우 강한 무리행동이 발생하고 있다. 예를 들면 농심홀딩스와 부국증권의 무리행동 파라미터 추정값 평균이 각각 0.457502, 0.180511로 0보다 큰 값을 나타낸다. 이는 소기업에서 가장 강한 무리행동이 발생할 것이라는 예상과 다른 흥미로운 결과이다. 기업의 규모가 클수록 주식 거래자들이 기업의 펀더멘털 분석에 치중하는 기본적분석가 (fundamentalists)의 비중이 크고 기업의 규모가 작을수록 주식 거래자들이 다른 거래자들의 행태에 민감하게 영향을 받는 차트분석가 (chartists)의 비중이 크다고 가정하면 무리행동이 강도가 소기업, 일반기업, 대기업의 순으로 강하게 나타날 것으로 예상할 수 있으나 실증분석에 의하면 흥미롭게도 무리행동이 일반기업, 소기업, 대기업의 순으로 강하게 나타나고 있다. 이런 경험적 결과는 우리나라의 경우 기본적분석가와 차트분석가의 비중에 의해 무리행동이 영향을 받기보다 다른 요인에 의해 영향을 받고 있다고 판단할 수 있다. 또한 무리행동 파라미터 추정값 표준편차를 분석해 보면 일반기업 주식 거래자들의 무리행동의 시간 가변적 변화 역시 가장 심하게 나타나고 있다. 한편 그림 4.4-4.6은 기존의 무리행동 탐지 방법으로는 분석할 수 없는 주식 거래자의 무리행동 행태 및 추이를 보여주고 있다. 이 그래프는 앞에서 설명한 일반기업 주식 거래자들의 무리행동이 세 개의 그룹 중 가장 강하며 시간 가변적 변화가 가장 심하게 나타나고 있음을 명확하게 보여주고 있다. 또한 무리행동의 자기상관 여부 및 시계열 특성을 파악하기 위해 파라미터 시계열 자료를 이용한 자기상관함수 (autocorrelation function: ACF)를 구하여 그래프로 그려 분석해보았다 (그림 4.7-4.9). 그래프에 의하면 모든 무리행동 파라미터 시계열 자료에서 자기상관이 나타나고 있으며 기업의 규모와 무관하게 유의적인 자기상관이 오랜 기간

지속되는 그룹과 10시차 내에서 유의적인 자기상관이 사라지는 그룹으로 구별할 수 있다.

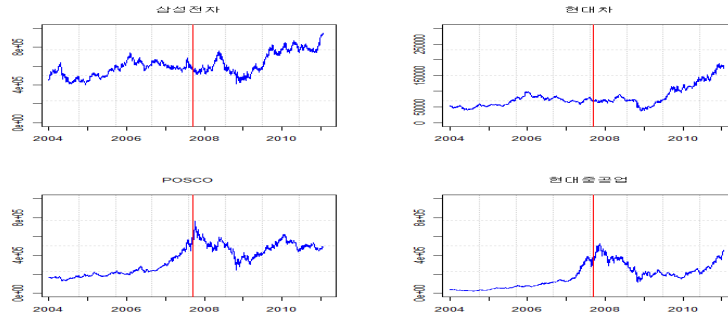


그림 4.1 대기업 개별주가 추이

참조: 패널의 빨간색 수직선은 아메리칸 홈 모기지 인베스트먼트 (AHMI)사가 파산보호 신청을 하면서 글로벌 금융위기가 본격화 된 시점인 2007년 8월을 나타냄.

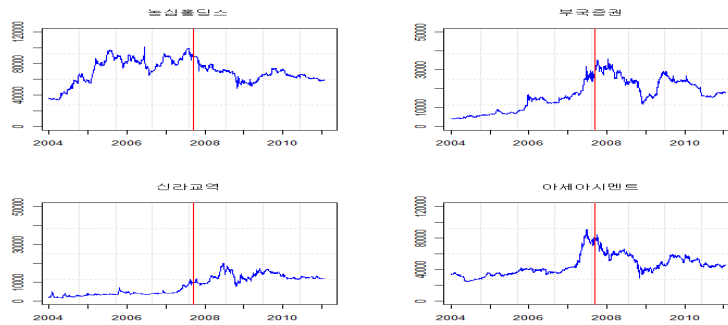


그림 4.2 일반기업 개별주가 추이

참조: 패널의 빨간색 수직선은 아메리칸 홈 모기지 인베스트먼트 (AHMI)사가 파산보호 신청을 하면서 글로벌 금융위기가 본격화 된 시점인 2007년 8월을 나타냄.

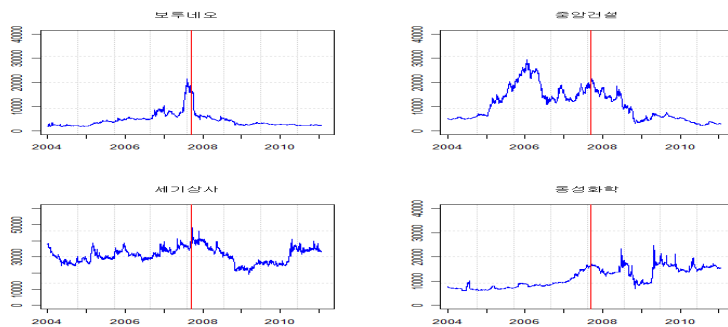


그림 4.3 소기업 개별주가 추이

참조: 패널의 빨간색 수직선은 아메리칸 홈 모기지 인베스트먼트 (AHMI)사가 파산보호 신청을 하면서 글로벌 금융위기가 본격화 된 시점인 2007년 8월을 나타냄.



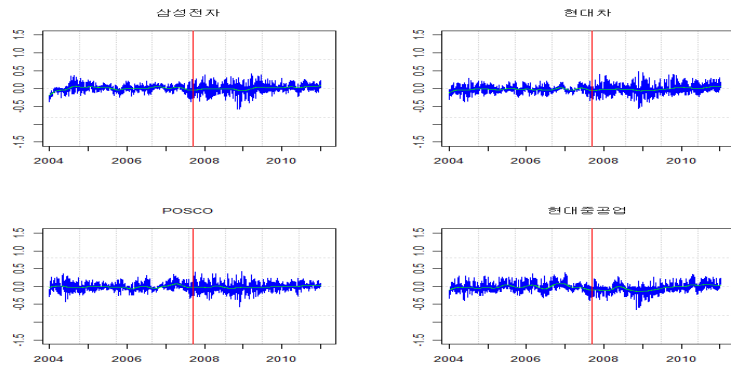


그림 4.4 대기업의 무리행동 추정치 그림

참조: 그래프의 녹색선은 무리행동 파라미터 추정치를 스플라인 (spline) 함수로 평활한 추세를 보여줌.

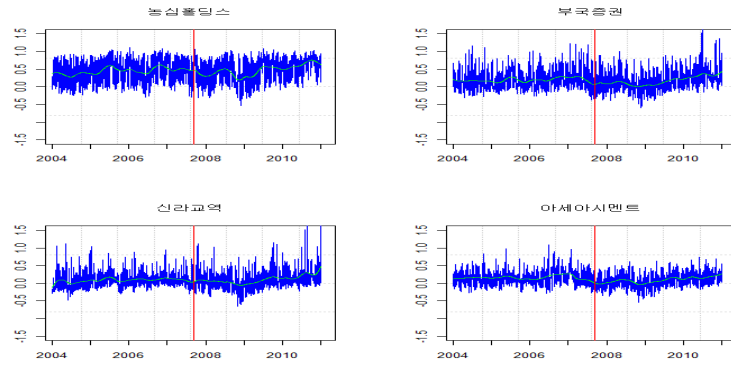


그림 4.5 반기업의 무리행동 추정치 그림

참조: 그래프의 녹색선은 무리행동 파라미터 추정치를 스플라인 (spline) 함수로 평활한 추세를 보여줌.

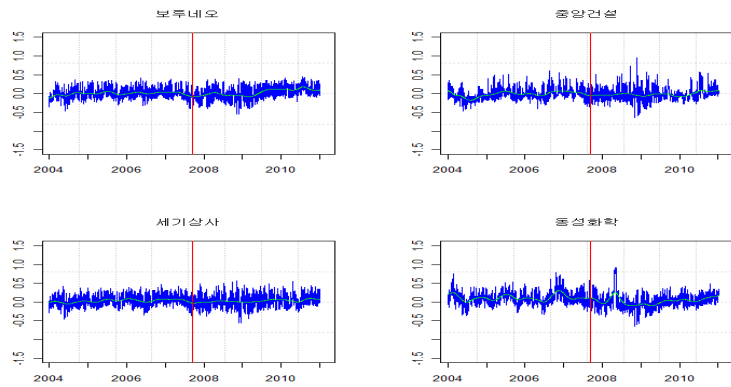


그림 4.6 소기업의 무리행동 추정치

참조: 그래프의 녹색선은 무리행동 파라미터 추정치를 스플라인 (spline) 함수로 평활한 추세를 보여줌.

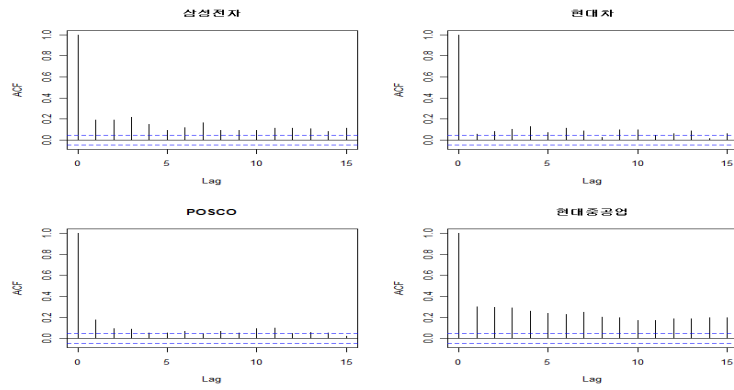


그림 4.7 대기업 무리행동 시계열자료의 자기상관함수 (ACF)그림

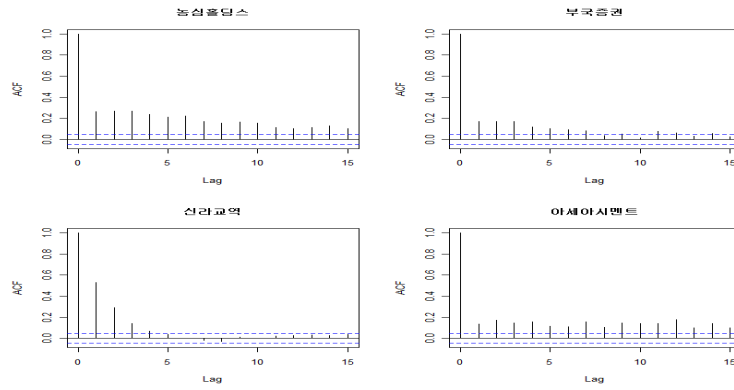


그림 4.8 일반기업 무리행동 시계열자료의 자기상관함수 (ACF)그림

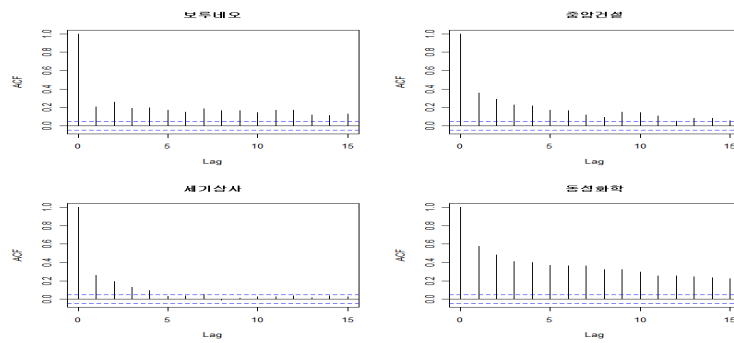


그림 4.9 소기업 무리행동 시계열자료의 자기상관함수 (ACF)

표 4.4 무리행동 파라미터의 기본 통계량

대기업	삼성전자	현대차	POSCO	현대중공업
최소값	-0.584510	-0.563940	-0.569400	-0.649710
최대값	0.410000	0.478460	0.428650	0.385460
평균	0.006293	-0.020123	-0.011475	-0.027773
표준편차	0.117441	0.118853	0.117433	0.130961
일반기업	농심홀딩스	부국증권	신라교역	아세아시멘트
최소값	-0.528880	-0.598980	-0.648950	-0.535230
최대값	1.110610	1.654190	1.781800	1.088700
평균	0.457502	0.180511	0.094557	0.127939
표준편차	0.334083	0.294597	0.261602	0.217667
소기업	보루네오	중앙건설	세기상사	동성화학
최소값	-0.555080	-0.639420	-0.553830	-0.655190
최대값	0.446040	0.948910	0.567890	0.914380
평균	0.012875	-0.017370	0.028059	0.073614
표준편차	0.162572	0.168445	0.168209	0.199780

예를 들면 현대중공업, 농심홀딩스, 중앙건설, 동성화학 등의 기업은 유의적인 자기상관이 매우 서서히 감소하면서 오랜 기간 지속되지만 현대차, POSCO, 신라교역, 세기상사 등은 유의적인 자기상관이 급격히 감소하는 현상을 보여준다. 이런 상충된 결과는 무리행동이 공적정보에 의해 소멸된다고 가정하면 무리행동 시계열은 발생 시점에 강한 자기상관을 갖더라도 공적정보의 유입으로 인해 지속적 자기상관을 갖지 않을 것이라는 예상과 다소 다르다. 따라서 향후 현대중공업, 농심홀딩스, 중앙건설, 동성화학 등과 같은 기업에서 유의적인 자기상관이 오랜 기간 지속될 수 있는 이유에 대한 심도 있는 연구가 요구된다.

## 5. 결론

본 연구는 행태경제학, 경제물리학 등의 분야에서 금융시장 변동성의 원인으로 이론적 연구가 활발하게 진행되고 있는 무리행동을 시계열적으로 탐지할 수 있는 방법을 새롭게 제안하였다. 이 방법은 시장의 잡음 거래자들 사이에 무리행동이 발생하게 되면 주식 가격은 급격히 변하지만 잡음 거래자들의 이질성이 감소하게 되면서 극단적 수익률의 변동성은 오히려 감소하며 무리행동의 정도는 시간의 흐름에 의해 변하게 된다는 아이디어와 함께 평균적 수익률의 변동성뿐만 아니라 극단적 수익률의 변동성을 동적으로 측정할 수 있는 QR-GARCH 모형에 근거한다.

이 시변 무리행동 측정방법을 2004년 1월 2일부터 2010년 12월 30일 까지 일별로 관측된 KOSPI 상장기업의 주가에 적용하여 수행한 실증분석에서 기존 무리행동 측정방법으로는 발견하기 어려운 몇 가지 흥미로운 사실을 발견하였다. 첫째, 일부 대기업을 제외한 대부분의 주식 거래자에게서 무리행동이 발생하고 있었다. 둘째, 예상과 다르게 일반기업 주식 거래자들의 경우 대기업과 소기업 주식 거래자들에 비해 강한 무리행동과 함께 심한 무리행동의 변화를 보여주었다. 셋째, 일부 무리행동 파라미터 시계열 자료에서 자기상관이 지속적으로 나타남으로써 기업에 따라 주식 거래자의 쏠림현상이 오래 지속될 수도 있음을 보여준다. 이런 결과는 무리행동의 속성상 지속적 자기상관을 갖지 않을 것이라는 예상과 다르다.

개별 주식 거래자들의 무리행동을 시계열적으로 탐지하여 무리행동의 시계열적 속성을 실증적으로 분석한 본 연구는 행태경제학 관점에서 매우 중요한 의미를 가질 것이다. 향후 본 연구에서 개발한 시변 무리행동 측정 방법을 이용하여 과거에 수행해보지 못했으나 흥미로운 연구 주제인 무리행동이 거래량이나 스프레드에 미치는 영향에 대한 분석을 수행한다면 매우 중요한 실증분석 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 김삼용, 김진아 (2009). 일반 자기회귀 이분산 모형을 이용한 시계열 자료 분석. <한국데이터정보과학회지>, **20**, 475-483.
- 박범조 (2003). 분위수 회귀접근법. <계량경제학보>, **14**, 93-122.
- 박인찬, 권오진, 김태윤 (2009). 시계열 모형을 이용한 주가지수 방향성 예측. <한국데이터정보과학회지>, **20**, 991-998.
- 변현우, 송치우, 한성권, 이태규, 오경주 (2009). 변동성 지수기반 유전자 알고리즘을 활용한 계층구조 포트폴리오 최적화에 관한 연구. <한국데이터정보과학회지>, **20**, 1049-1060.
- 심주용, 이장택 (2010). 비선형 평균 일반화 이분산 자기회귀모형의 추정. <한국데이터정보과학회지>, **21**, 831-839.
- Avery, C. and Zemsky, P. (1998). Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets. *American Economic Review*, **88**, 724-48.
- Banerjee, A. V. (1992). A simple model of herd behavior. *Quarterly Journal of Economics*, **107**, 797-817.
- Bikhchandani, S. and Sharma, S. (2001). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff Papers*, **47**, 279-310.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.
- Chang, E. C., Cheng, J. W. and Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking and Finance*, **24**, 1651-1679.
- Choe, H., Kho, B.-C. and Stulz, R. M. (1999). Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997. *Journal of Financial Economics*, **54**, 227-264.
- Christie, W. and Huang, R. (1995). Following the pied piper: Do individual returns herd around the market? *Financial Analysts Journal*, **51**, 31-37.
- Cipriani, M. and Guarino, A. (2005). Herd behavior in a laboratory financial market. *American Economic Review*, **95**, 1427-1443.
- Cont, R. and Bouchaud, J.-P. (2000). Herd behavior and aggregate fluctuations in financial markets. *Macroeconomic Dynamics*, **4**, 170-195.
- Eguíluz, V. M. and Zimmermann, M. G. (2000). Transmission of information and herd behavior: An application to financial markets. *Physical Review Letters*, **85**, 5659-5662.
- Gallant, A. R. and Tauchen, G. (2000). *Efficient method of moments*, Working paper, University of North Carolina.
- Graham, J. R. (1999). Herding among investment newsletters: Theory and evidence. *Journal of Finance*, **54**, 237-268.
- Hunter, D. and Lange, K. (2000). Quantile regression via an MM algorithm. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, **9**, 60-77.
- Jurčková, J. and Prochazka, B. (1994). Regression quantiles and trimmed least squares estimators in the nonlinear regression model. *Journal of Nonparametric Statistics*, **3**, 201-222.
- Koenker, R. W. and Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, **46**, 33-50.
- Koenker, R. and Park, B.-J. (1996). An interior point algorithm for nonlinear quantile regression. *Journal of Econometrics*, **71**, 265-283.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R. W. (1992). The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*, **32**, 23-43.
- Lux, T. and Marchesi, M. (1999). Scaling and criticality in a stochastic multi-agent model of a financial market. *Nature*, **397**, 498-500.
- Park, B.-J. (2002). An outlier robust GARCH model and forecasting volatility of exchange rate returns. *Journal of Forecasting*, **21**, 381-393.
- Park, B.-J. (2007). Trading volume, volatility, and GARCH effects in the Korean won-U.S. dollar exchange market: Some evidence from conditional quantile estimation. *Japanese Economic Review*, **58**, 382-399.
- Park, B.-J. (2011). Asymmetric herding as a source of asymmetric return volatility. *Journal of Banking and Finance*, doi:10.1016/j.jbankfin.2011.02.025.
- Stauffer, D., de Oliveira, P. and Bernardes, A., (1999). Monte Carlo simulation of volatility clustering in market model with herding. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, **2**, 83-94.
- Stauffer, D. and Sornette, D. (1999). Self-organized percolation model for stock market fluctuations. *Physica A*, **271**, 496-506.
- Summers, L. H. (1986). Does the stock market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, **41**, 591-601.
- Wermers, R. (1999). Mutual fund herding and the impact on stock prices. *Journal of Finance*, **54**, 581-622.

- Zhou, T. and Lai, R. N. (2009). Herding and information based trading. *Journal of Empirical Finance*, **16**, 388-393.
- Yu, K. (2002). Quantile regression using RJMCMC algorithm. *Computational Statistics and Data Analysis*, **40**, 303-315.

# Study on time-varying herd behavior in individual stocks<sup>†</sup>

Beum-Jo Park<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Department of Economics, Dankook University

Received 21 March 2011, revised 22 April 2011, accepted 5 May 2011

## Abstract

Many of the theoretical studies have considered herd behavior as a source of the volatility in financial markets, but there have been few empirical studies on the dynamic herding due to the technical difficulty of detecting herd behavior with time-series data. In this context, this paper proposes a new method for measuring time-varying herd behavior based on QR-GARCH model. Using daily data of KOSPI stocks, this paper provides some empirical evidence for strong and volatile herding among traders of stocks of medium firms, and shows that time-varying herd behavior in traders of some stocks has persistent autocorrelation.

*Keywords:* Herd behavior of stock traders, method for measuring time-varying herd behavior, QR-GARCH model, volatility.

---

<sup>†</sup> The present research was conducted by the research fund of Dankook University in 2010.

<sup>1</sup> Professor, Dept. of Economics, Dankook University, Yongin-si 448-701, Korea.  
E-mail: bjpark@dankook.ac.kr