

중국주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구
(An Investigation of Asymmetric Volatility of Stock
Returns in China)

2009년 5월 1

정 진호

고려대학교 경영학부 교수

(Jinho Jeong, School of Business Administration, Korea University)

중국주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구

최근 한국과 중국시장과의 경제의 연관성이 점점 증가하고 세계경제에서 중국이 차지하는 비중이 증대되고 있다는 측면에서 중국주식시장의 움직임을 분석하는 것은 학문적 중요성과 함께 실무적인 차원에서도 매우 필요한 연구라고 판단된다. 하지만 중국주식시장의 경제적 중요성에도 불구하고 중국주식시장의 변동성을 체계적으로 분석한 연구는 국내에서는 거의 없을 뿐만 아니라 국외에서도 매우 제한적으로만 이루어지고 있고 그 결과에 있어서도 일치된 결론을 도출하지 못하고 있다. 본 연구에서는 서브프라임 사태이후 미국 발 금융위기로 인해 주식시장의 변동성이 커지기 시작한 비교적 최근의 기간을 포함한 2000년1월 부터 2009년 4월까지의 과거 10년간의 자료를 이용하여 중국주식시장을 대상으로 주가수익률의 비대칭적 변동성을 분석하였다. 구체적으로는 주가수익률의 비대칭적 변화에 관한 중요한 두 이론인 레버리지효과(leverage effect)와 변동성환류효과(volatility feedback effect)가 중국증권시장의 비대칭적 변동성을 설명할 수 있는지 여부를 검증하였다. 전체 기간을 대상으로 한 실증연구의 결과는 중국주식시장에서는 선진국시장에서 발견되던 비대칭적 변동성이 존재하지 않음을 확인해주었다. 그러나 표본의 기간을 비교적 주식시장이 안정적이었던 기간과 상승과 하락의 움직임이 심했던 기간으로 나누어 구분하여 분석한 결과 전체 표본기간과는 다르게 두 기간 모두에서 비대칭적 변동성이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 기존의 연구에 있어서 중국시장의 비대칭적 변동성에 관한 일관된 결론을 도출하지 못한 것은 분석기간의 차이로 인한 가능성을 시사하고 있다. 또한 비대칭변동성의 크기가 주가의 급등락을 경험한 2005년 12월 이후 2009년 4월까지의 기간이 그 이전기간보다 약 31%정도 높게 나타나고 있는 것을 발견하였는데 이러한 결과는 주가의 변동성이 커질수록 비대칭적 변동성이 더 현저하게 나타나는 결과로 해석된다. 이러한 비대칭적 변동성의 원인에 대한 분석에서 주가의 급등락기간동안에는 변동성환류효과가 존재하고 있음을 발견하였으나 그 외의 기간에서는 변동성환류효과나 혹은 레버리지효과가 존재하지 않고 있음을 발견하였다.

I. 서론

본 연구에서는 최근 국내주식시장에 밀접한 영향을 미치는 중국주식시장을 대상으로 비대칭적 변동성이 존재하는지 여부를 검증하고자 한다. 최근 한국과 중국시장과의 경제의 연관성이 점점 증가하고 세계경제에서 중국이 차지하는 비중이 증대되고 있다는 측면에서 중국주식시장의 움직임을 분석하는 것은 학문적 중요성과 함께 실무적인 차원에서도 매우 필요한 연구라고 판단된다.¹⁾ 하지만 중국주식시장의 경제적 중요성에도 불구하고 중국주식시장의 변동성을 체계적으로 분석한 연구는 국내에서는 거의 없을 뿐만 아니라 국외에서도 매우 제한적으로만 이루어지고 있고 그 결과에 있어서도 일치된 결론을 도출하지 못하고 있다.²⁾ 수익률의 변동성은 특정기간 중 자산의 가치가 어느 정도로 변동하는가를 나타냄으로 자산의 리스크를 추정할 수 있는 대표적 지표로 볼 수 있다. 따라서 수익률 변동성의 측정과 변동성의 변화를 초래하는 요인에 대한 이해는 자산위험을 관리하기위해 반드시 선행되어야 할 과제라고 할 수 있다. 본 연구에서는 수익률의 변동성이 주가 상승기와 하락기에 비대칭적으로 움직인다는 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)의 존재여부와 그 이유를 레버리지효과(leverage effect)와 변동성환류효과(volatility feedback effect)의 관점에서 중국 주식시장을 대상으로 실증적 검증을 시도하고자 한다.

변동성의 비대칭적 현상을 설명하는 대표적인 이론으로 부채효과이론(leverage effect)과 변동성환류효과이론(volatility feedback effect)이 있다. 부채효과이론은 주가의 하락 혹은 상승이 기업의 부채 비율을 변화시키며 변화된 부채 비율이 미래의 변동성에 각각 상이한 영향을 미치게 되어 나타나게 된다는 이론으로 Black(1976)에 의해 처음으로 제기된 후 Christie(1982)에 의해 보다 체계화되었다. 변동성환류효과이론은 Pindyck(1984)에 의해 최초로 제창된 이론으로 수익률과 수익률의 변동성간에 존재하는 음(-)의 상관관계는 주가수익률에 대한 리스크 프리미엄의 시간적 변동에 기인한다는 이론이다. 비대칭적 변동성에 대한 기존의 연구결과들은 부채효과이론이나 혹은 변동성환류효과이론의 타당성에 대한 일치된 결론을 아직까지 제시하지 못하고 있다.

1) 2009년 3월 기준 중국 주식시장의 규모는 15조위안이고 1일 거래량은 1200억위안에 달해 중국 주식시장은 신흥시장 가운데 가장 큰 시장으로 성장하고 있다. 또한 2004년 4월에 중국정부가 중국 경제의 긴축정책을 강력히 시사한 발언 이후 전 세계주식시장이 하락한 현상은 중국 주식시장의 영향력이 세계증시에 미치는 정도가 상당하다는 것을 나타내는 단적인 예라 하겠다

2) Ho (2006) 와 Menggen (2007)은 중국주식시장에서도 비대칭적 변동성이 존재한다는 연구결과를 발표한 반면, 최근의 연구인 Lin, Menkveld, and Yang (2009)과 Johansson (2009)의 연구에서는 비대칭적 변동성을 발견할 수 없었다고 보고하고 있다. 심지어 Friedmann and Sandford-Kohle (2000)와 Yeh and Leeb (2000)의 연구에서는 호재에 대한 변동성이 악재에 대한 변동성보다 더 크다는 역의 비대칭적 변동성이 존재한다고 발표하였다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 우선 II장에서는 부채효과와 변동성환류효과를 간략히 설명하고 이들에 관한 과거의 주요한 연구들을 살펴보았다. III 장에서는 실증분석모형과 자료에 대해 설명하였고, IV장에서는 중국시장의 주가자료를 이용하여 변동성의 비대칭성이 과연 존재하는지 여부를 검증하고 이를 부채효과이론과 변동성환류효과이론 중에서 어느 것이 그러한 비대칭적 변동성에 영향을 주고 있는지 실증적으로 분석하였다. V장은 연구의 결과를 요약하였다.

II. 부채효과와 변동성환류효과

부채효과이론은 기업의 재무구조 즉, 부채비율이 주가수익률의 변동성에 결정적으로 영향을 준다는 인식에서 비대칭적 변동성을 설명하는 이론이다. 즉 주가의 하락 혹은 상승이 기업의 부채 비율을 변화시키며 변화된 부채 비율이 미래의 변동성에 각각 상이한 영향을 미치게 되어 나타나게 된다는 것인데 이 이론은 Black(1976)에 의해 처음으로 제기된 후 Christie (1982)에 의해 보다 체계화되었다. 부채효과이론은 기업의 가치변동이 부채와 자본의 변동에 주는 영향이 상이하다는 전제에서 출발하고 있다. 즉 타인자본을 이용하는 기업의 경우 채권은 주식에 우선하는 상환권을 보유하는 대신 잠재수익에 대한 권리가 제한되어 기업가치에 변동을 주는 충격이 발생할 경우 주식보다 상대적으로 덜 민감하게 반영된다. 따라서 기업의 총 가치변동은 상대적으로 주가의 변동으로 더 반영되는데 이럴 경우 기업에 악재성 충격이 발생하면 자기자본 가치의 감소가 부채가치의 감소보다 상대적으로 더 크게 되어 기업의 부채 (=부채의 가치/자기자본의 가치)를 높이게 된다. 또한 높아진 부채는 재무부채 효과에 의해 자기자본의 수익률의 변동성을 크게 만들게 된다. 반대로 기업에 호재성 충격이 발생하면 자기자본의 가치를 늘려 기업의 부채 (=부채의 가치/자기자본의 가치)를 결과적으로 낮추게 한다. 낮아진 부채는 재무위험을 감소시켜 주가 수익률의 변동성을 감소시키게 된다. 즉 주가의 하락은 변동성의 증가를 주가의 상승은 변동성의 감소를 초래한다는 것이다. 결과적으로 부채효과는 부채와 수익률변동간에 정(+)의 상관관계가, 수익률과 수익률의 변동성간에는 (-)의 상관관계가 있음을 시사해주고 있다.

변동성환류효과이론은 Pindyck (1984)에 의해 제기된 이론으로 French, Schwert, Stambaugh (1987)와 Bekaert and Wu (2000) 등에 의해 실증적 검증이 시도된 바 있다. 이 이론은 수익률과 수익률의 변동성간에 존재하는 부의

상관관계는 주가수익률에 대한 리스크 프리미엄의 시간적 변동에 기인한다고 시사하고 있다. 즉, 예상치 못한 변동성의 증가가 발생하면 시장참여자들은 미래의 기대변동성도 증가할 것으로 예상하게 되고 따라서 증가한 리스크에 대하여 보다 많은 리스크 프리미엄(위험보상)을 요구하게 된다. 그러나 높아진 리스크 프리미엄은 미래의 현금흐름에 대하여 높은 할인율을 적용하도록 만듦으로써 현재의 가격하락을 초래하며 그 결과 수익률은 음(-)이 된다. 따라서 호재성 충격으로 인해 가격이 상승할 부분이 이러한 변동성환류효과에 의해 상승이 약화되고 반대로 악재성 충격으로 인해 가격이 하락할 부분은 이러한 변동성환류효과에 의해 하락이 강화되어 결과적으로 비대칭적 변동성이 발생된다는 주장이다. 이와 같이 변동성환류효과는 변동성의 변화가 요구수익률의 변화를 매개로 주가에 영향을 주는 인과관계의 방향을 설정하고 있다는 점에서 가격변화가 부채를 매개로 변동성에 영향을 준다는 부채효과와는 정반대의 인과관계를 상정하고 있다. 그러나 호재성 뉴스의 영향은 변동성의 증가에 의해 희석되는 반면에 부정적인 뉴스는 변동성의 증가에 의해 효과가 오히려 확대되기 때문에 대규모의 (-) 수익률이 대규모 (+) 수익률 보다 빈번히 발생하는 비대칭적 반응을 상정하는 점에서는 두 효과가 주가수익률의 움직임에 시사하는 바는 같다. 변동성환류효과와 관련하여 유의해야 할 점은 이러한 효과가 존재하려면 외부의 충격(뉴스)으로 인한 변동성의 증가가 상당시간 지속되어야 하며 그렇지 않고 변동성의 증가가 신속하게 소멸되는 경우에는 변동성환류효과가 존재할 수 없다는 점이다.³⁾

3. 두 효과에 대한 기존의 실증연구

이미 언급하였듯이 부채효과와 변동성환류효과는 서로 관련이 없는 이론적 바탕을 가지고 있기 때문에 변동성에 관한 과거의 실증적인 연구들은 두 이론 중 어느 하나를 대상으로 하여 테스트하는 형식을 취하는 경우가 많았다. 기존의 연구는 대부분 선진 시장을 대표하는 미국주식시장을 대상으로 분석한 것들로서 이들 연구를 살펴보면 다음과 같다. 부채효과를 처음으로 제기한 Black (1976)은 현재의 주가수익률과 장래의 수익률변동성 간에 (-)의 상관관계가 있음을 발견하였다. Christie(1982)는 표본그룹을 부채정도에 따라 몇 개의 하위표본으로 구분하여 검증한 결과 부채가 증가할수록 변동성에 주는 영향력은 규칙적으로 감소함을

3) Poterba and Summers (1986)에 의하면 변동성의 지속기간이 너무 짧아 대폭적인 수익률변동을 초래할 수 없다는 연구결과를 발표하였는데 이러한 주장은 변동성환류효과를 비대칭적 변동성의 요인으로 설명하는 시도에 의문을 제기하게 된다.

발견하였다. 그러나 Christie(1982)는 상당수의 기업의 변동성 탄력성이 이론 하한선인 -1을 하회하는 것을 발견하곤 주가와 변동성간의 인과관계의 방향이 반드시 명백하지 않고, 부채가 비대칭적 변동성의 유일한 결정요인이 아닐 수 있다고 인정하였다. Schwert (1989)도 부채효과에 의한 비대칭적 변동성을 보고하고 있으나 변동성의 비대칭정도를 다 설명하고 있지는 못하다는 점을 발견하였다. Cheung and Ng(1992)은 EGARCH모형을 이용하여 변동성의 비대칭성을 발견하고 또한 기업규모가 작을수록 변동성이 더 커지는 현상도 발견하였는데 그 이유를 부채효과 때문이라고 주장하였다. Duffee(1995)는 기업을 대상으로 한 분석에서 주가수익률과 변동성간의 (-)상관관계는 강한 음(-)의 동시적(contemporaneous) 상관관계가 상대적으로 약한 (+)의 시계열 (inter-temporal)상관관계를 압도하기 때문에 나타나는 현상일 뿐이며 이러한 현상은 순수한 부채효과만으로 설명하기 어렵다고 함으로써 부채효과에 대한 의문을 제기하였다. Shin과 Stulz (2000)도 약간 다른 관점에서 수익률과 변동성의 변화 사이에 동시적 (-)상관관계를 확인하였다. 그러나 그들도 이러한 (-)상관관계가 부채 때문이 아니라 재무압박비용의 영향 때문이라고 하였다. 결론적으로 이들 연구는 부채효과와 관련하여 극히 제한적인 지지만 확인하고 있다.

변동성환류효과에 대한 실증연구도 대체로 미약한 증거를 확인하는 정도에 그치고 있다. French, Schwert, Stambaugh(1987)는 예상한 변동성과 예상치 못한 변동성은 주가에 다른 영향을 줄 수 있다고 보고 변동성을 두 요소로 분해하여 효과를 분석한 결과 기대리스크 프리미엄과 예측가능한 기대변동성 간에는 변동성환류효과가 시사해주고 있는 것과 같이 (+)의 상관관계를 확인할 수 있었지만 예상치 못한 변동성과 초과수익률 간에는 강한 (-)의 상관관계를 확인하였다. 그들은 이러한 강한 (-)의 상관관계가 부채효과의 탓으로 돌리기에는 너무 큼으로 변동성환류효과가 타당성을 가지고 있다는 조심스러운 추론을 내놓고 있다. Campbell과 Hentschel (1992)도 자산평가이론을 원용하여 변동성환류효과를 검증할 수 있는 공식적 모형을 만들어 실증분석을 한 결과 French, Schwert, Stambaugh(1987)의 경우와 마찬가지로 변동성환류효과가 부채효과보다는 타당성이 있지만 변동성환류효과가 수익률의 분산에 미치는 영향은 1-2%로 극히 미미하며 오히려 수익률의 편의도(skewness)나 첨도(kurtosis)에 주는 영향이 더 크다고 하였다. Kim, Morley, Nelson (2001)도 비슷한 방법으로 변동성환류효과를 검증한 결과 동시적(contemporaneous) 환류효과를 확인할 수 있었지만 부채효과는 확인할 수 없었다. Figlewski와 Wang(2000)은 주가수익률과 변동성간의 비대칭적 움직임

중에서 어느 정도가 부채 효과에 기인한 것이고 어느 정도가 다른 요인에 의한 것인지 설명하려고 시도하였다.⁴⁾ 그들은 수익률의 변동과 변동성간의 비대칭적 관계는 확인하였지만 동시에 부채효과와 합치하지 않은 증거도 다수 발견하였으며 따라서 그들은 변동성환류효과가 부채효과보다 더 설명력이 있다고 결론짓고 있다.

III. 실증분석모형과 자료

1. 변동성의 비대칭성 검증

일반적으로 변동성을 반영하는 추정기법으로 쓰이는 모형은 Engle(1982)의 자기회귀 조건부 이분산(ARCH)모형과 Bollerslev(1986)의 일반 자기회귀 조건부 이분산(generalized ARCH : GARCH)계열의 모형들이다. ARCH모형은 조건부 이분산이 원방정식의 잔차항들 제곱의 선형함수라고 가정하고 정립한 모형이며 여기에 조건부 이분산들의 과거 시차항들을 추가적으로 결합시킨 모형이 GARCH모형이다. 그러나 원래 GARCH모형은 유리한 정보(good news)와 불리한 정보(bad news)가 조건부 이분산에 미치는 영향을 대칭적인 것으로 전제하여서 주가변동의 비대칭적 행태를 규명하기에는 적합하지가 않다. 따라서 이들 GARCH계열의 모형을 비대칭적 모형으로 수정 이용하게 되는데 이러한 비대칭적 모형의 대표적인 것들로는 Nelson (1991)의 EGARCH와 Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)의 Threshold GARCH (이하 GJR 모형)모형들을 들 수 있다. 본 연구에서는 GJR모형을 이용 변동성의 비대칭성 여부를 검증하고자 한다. GJR 모형은 다음과 같이 표시된다.

$$R_t = \mu + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\sigma_t^2 = \phi_1 + \phi_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_3 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \phi_4 \sigma_{t-1}^2$$

$$I_t = 1 \text{ if } \varepsilon_t < 0, \text{ and } 0 \text{ if } \varepsilon_t > 0$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

주식가격에 양의 충격이 가해지는 경우 변동성에 미치는 영향은 ϕ_2 , 그리고 음의 충격이 가해지는 경우 변동성에 미치는 영향은 $\phi_2 + \phi_3$ 가 된다. 만약 음의 충격이 양의 충격보다 변동성에 미치는 영향이 더 크다면, 즉 변동성의 비대칭성이 존

4) Figlewski 와 Wang(2000)은 GARCH로 추정한 변동성이 아닌 내재변동성을 사용하였다.

재한다면 $\phi_2 + \phi_3 > \phi_2$, 즉 $\phi_3 > 0$ 이 되어야 한다. GJR GARCH모형에서 비대칭성의 정도는 비대칭 비율(asymmetry ratio), $\phi_3 / (\phi_2 + \phi_3)$ 으로 측정된다. 이 비율이 높을 수록 변동성의 비대칭성이 높은 것을 의미한다.

2. 부채 효과 분석

부채효과를 검증하기 위한 기본적인 방법은 Christie (1982)에 의해 제안된 다음의 모형이다.

$$\Delta \ln \sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta \ln \sigma_t = \ln \sigma_t - \ln \sigma_{t-1}$$

R_{t-1} = 전기의 수익률

만약 부채 효과가 존재한다면 전기수익률의 움직임과 변동성의 증가분과는 음의 관계에 있어야 한다. 즉 음의 주식 수익률은 자기 자본의 가치를 감소시키고 이는 결과적으로 부채비율을 높이는 효과를 가져오게 된다. 부채 비율이 증가한다면 음의 충격에 주가가 반응하는 폭이 더 커지게 되어 결국 주가 수익률의 변동성이 증대되는 반면 양의 주식 수익률은 부채비율을 낮추는 효과를 가져와 결국 주가 수익률의 변동성이 상대적으로 감소되게 된다. 따라서 음의 주식수익률에서의 변동성의 증가율이 양의 주식수익률에서의 변동성보다 크게되어 위의 식에서 α_1 의 값은 유의한 음의 값을 보여야 한다. Christie(1982)는 주가변동성과 주가와의 관계 분석에서 또한 주가변동성의 주가에 대한 탄력성은 마이너스이며 부채가 제로인 경우 0으로부터 부채가 무한대인 경우 -1까지 계속 감소함을 보여주었다.

3. 변동성환류효과 분석

French, Schwert, Stambaugh(1987), Pindyck (1984), Campbell and Hentschel (1992)등은 변동성의 비대칭성은 단순히 위험프리미엄의 시변적 특성에 기인한 것일 수도 있다는 주장을 하였다. 즉 변동성의 증대는 기대 수익률의 증가로 이어지고 이는 다시 즉각적인 주가의 하락을 야기 시킨다는 것이다. 따라서 수익률의 변화는 변동성의 변화에 의해 야기되지 변동성의 변화가 수익률의 변화에 의해 야기된다는 것은 아니라는 주장이다. 변동성환류효과를 보기 위해 다음과 같은 GARCH-in-mean 모형을 이용하여 검증하였다.

$$R_t = \mu + \delta \sigma^2_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma^2_t = \gamma_1 + \gamma_2 \sigma^2_{t-1} + \gamma_3 \varepsilon^2_{t-1}$$

변동성환류효과가 존재하려면 위험과 수익률간의 관계는 정의 상관 관계를 가져야 하므로 σ^2_t 의 계수인 δ 가 유의한 양의 값을 가져야 한다.

4. 표본기간과 실증자료의 구성

본 연구의 표본기간은 2000년 1월 부터 2009년 3월까지의 월별자료이다. 중국자료는 상해증권거래소의 종합주가지수자료를 이용하였다. 월별자료의 이용은 일별 수익률에 비해 시장의 미시구조 때문에 (비동기적 거래와 거래비용등) 발생할 수 있는 의사상관(spurious relation)의 문제를 해결할 수 있고 대부분의 과거의 주요 연구들이 월별자료를 사용하여 다른 연구결과와의 비교가 비교적 용이하다는 장점이 있다. 월 수익률은 일별 수익률의 월간 합계로, 월 수익률의 표준편차는 일별 수익률의 월간 표준편차로 추정하였다. 일별 수익률은 양일 간 일별 주가에 대수를 취한 후 그 차로 계산하였다.

IV. 실증결과

1. 기술통계분석

<표 1>은 표본기간동안의 종합주가지수 수익률에 대한 기술통계분석의 결과를 나타내고 있다. 종합주가지수 수익률의 첨도(excess kurtosis)가 1.69으로 정규분포보다 뾰족한 첨예분포(leptokurtic)를 보이고 있고 왜도(skewness)는 -0.53로 정규분포보다 왼쪽으로 치우쳐 있음을 알 수 있다.⁵⁾ 정규성을 검증하는 Shapiro-Wilk 통계량이 0.9648로 1% 유의수준에서 정규분포 가설을 기각하고 있다.

5) 각 통계량은 SAS 9.0을 이용하여 구했다. 왜도(= $E(X-\mu)^3/\sigma^3$)는 분포의 대칭정도를 보는 척도로 왜도가 0이면 분포가 대칭이고, +이면 오른쪽으로, -면 왼쪽으로 기울어짐을 의미한다. 첨도(= $E(X-\mu)^4/\sigma^4-3$)는 정규분포와 비교하여 자료들이 가운데에 얼마나 집중되어 있는가를 나타내는 척도로 정규분포의 첨도는 0으로 +이면 정규분포보다 뾰족하고 -이면 정규분포보다 넓게 퍼진 분포를 의미한다.

<표 1> 종합주가지수 월별 수익률의 기본 통계량

	종합주가지수의 월별 수익률
표본수	112
평균	0.00344
최대값	0.2425
최소값	-0.2827
분산	0.00658
왜도	-0.5377
첨도	1.6926
Shapiro-Wilk (P 값)	0.9684***

*** 1% 유의 수준에서 유의

2. 비대칭적 변동성 검증

<표 2>는 분석기간 동안 주식시장 전체의 변동성의 비대칭성을 종합주가지수의 월별 수익률을 이용 검증한 결과이다. 전술한 바와 같이 주식가격에 양의 충격이 가해지는 경우 변동성에 미치는 영향은 ϕ_2 , 그리고 음의 충격이 가해지는 경우 변동성에 미치는 영향은 $\phi_2 + \phi_3$ 가 된다. 변동성의 비대칭성이 존재한다면 $\phi_2 + \phi_3 > \phi_2$, 즉 $\phi_3 > 0$ 이 되어야 한다. GJR GARCH모형에서 비대칭성의 정도는 비대칭 비율(asymmetry ratio), $\phi_3 / (\phi_2 + \phi_3)$ 으로 측정된다. 이 비율이 높을수록 변동성의 비대칭성이 높은 것을 의미한다. 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검증한 우도비 비율(Log Likelihood Ratio)을 보면 132.22의 값을 갖고 있어 1% 유의수준에서 유의하여 모형이 적합한 것을 알 수 있다.⁶⁾ 먼저 표본기간 전체의 추정결과를 살펴보면 비대칭적 변동성에 대한 계수 ϕ_3 가 -0.1248이고 주식가격에 양의 충격이 가해지는 경우 변동성에 미치는 영향인 ϕ_2 는 0.078로 양의 충격으로 인한 변동성이 음의충격으로 인한 변동성보다 더 큰 역의 비대칭적 변동성을 보여주고 있으나 그 결과가 유의하지 않아 의미 있는 결론을 도출할 수 없었다. 이러한 결과는 선진시장에서 비대칭적 변동성이 일관되게 발견되는 것과는 차이가 있으나 최근 연구에서 중국시장에서는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는다는 Lin, Menkveld, and Yang (2009)과 Johansson (2009)의 연구결과와는 일치하는 결과이다. 중국시장은 최근 급격한 상승이후 미국 발 금융위기로 인한 급격한 하락을 경험하였는데 이러한 중국시장의 상황은 비대칭적 변동성의 연구에 있어서 상당히 흥미로운 표본을 제공하고 있다. 비대칭적 변동성은 그 정의상 주가의 등락이 심할 때 발견되는 것으로 표

6) $\chi(4, 0.1)=7.78$, $\chi(4, 0.05)=9.49$, $\chi(4, 0.01)=13.28$

본의 기간을 비교적 주식시장이 안정적이었던 기간과 상승과 하락의 움직임이 심했던 기간으로 나누어 구분하여 비대칭적 변동성의 존재와 그 크기를 분석하여 보았다. 이러한 시도는 기존의 연구에 있어서 중국시장의 비대칭적 변동성에 관한 일관된 결론을 도출하지 못한 것은 분석기간의 차이로 인한 가능성을 동시에 검증해 보는 것이기도 하다. 이를 위해 표본기간 전체동안 상하이 종합지수의 움직임을 <그림 1>과 같이 나타내보았다. 상하이 종합주가지수의 추이를 살펴보면 표본기간동안 2000년 1월부터 2005년 11월까지의 비교적 완만한 등락을 보이다가 2005년 12월부터 미국금융위기가 본격화되기 직전인 2007년 12월까지 불과 2년 동안 지수가 1161에서 5261로 344.5%나 폭등하는 폭발적 장세를 보여주고 있다. 하지만 이후 금융위기의 여파로 지수는 2009년 4월 현재 2500선으로 폭락하여 1년 4개월 만에 절반으로 감소하였다. 본 연구에서는 위와 같은 결과를 바탕으로 표본기간을 2005년 11월까지와 폭등후 폭락장세를 나타낸 2005년 12월부터 2009년 4월까지의 기간으로 구분하여 비대칭적 변동성의 존재여부를 분석하여 보았다. 그 결과는 < 표 3>과 <표 4>에 나타나 있다.

<표 2> 수익률의 비대칭적 변동성 분석 결과

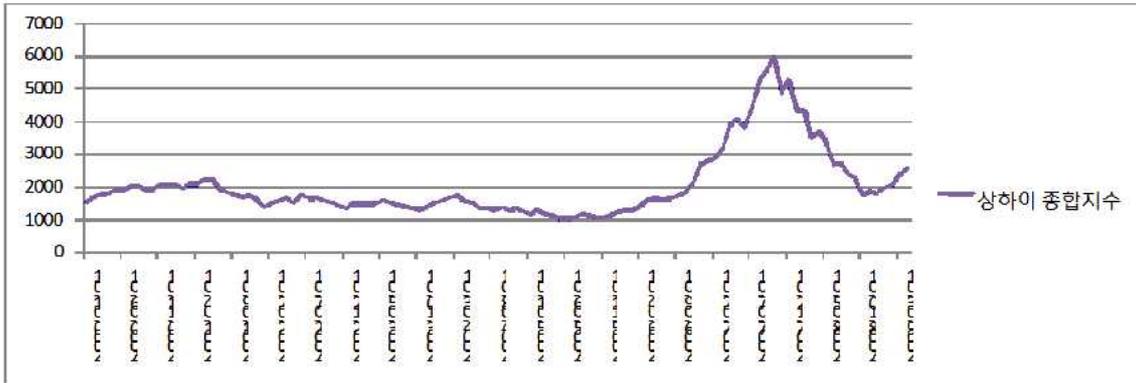
$R_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \phi_1 + \phi_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_3 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \phi_4 \sigma_{t-1}^2$		
계수	추정치	t 값
μ	0.01040	2.32**
ϕ_1	-0.0001	-0.3734
ϕ_2	0.0783	0.8759
ϕ_3	-0.1245	-1.2771
ϕ_4	1.02262	12.621
우도비비율	132.22***	

*** 1% 유의 수준에서 유의, ** 5% 유의 수준에서 유의, * 10% 유의 수준에서 유의

< 표 3>과 <표 4> 모두 전체 표본기간과는 다르게 음의 충격에 관한 값들은 각각 0.1484와 0.1820으로 의미있는 양의 값으로 나타나고 양의 충격에 관한 값들은 각각 -0.2189와 -0.2481로 의미있는 음의 값으로 나타나 전통적인 의미의 비대칭적 변동성이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 특히 주목할 만한 것은 비대칭변동성의 크기를 나타내는 $\phi_3 / (\phi_2 + \phi_3)$ 의 값이 급등락을 경험한 2005년 12월 이후 현재까지가 그 이전기간보다 약 31%정도 높게 나타나고 있다는 것이다. 이러한 결과는 주

가의 변동성이 커질수록 비대칭적 변동성이 더 현저하게 나타나는 결과로 해석된다.

<그림 1 표본기간동안 상하이 종합주가지수 추이>



<표 3> 수익률의 비대칭적 변동성 분석 결과 (2000년 1월-2005년 11월)

$R_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \phi_1 + \phi_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_3 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \phi_4 \sigma_{t-1}^2$		
계수	추정치	t값
μ	-0.0039	-0.8502
ϕ_1	0.0003	1.7417*
ϕ_2	-0.2189	-2.5639**
ϕ_3	0.1485	2.2988**
ϕ_4	1.0609	10.8164***
비대칭비율 (절대값)	2.1093	
우도비비율	102.2108***	

*** 1% 유의 수준에서 유의, ** 5% 유의 수준에서 유의, * 10% 유의 수준에서 유의

<표 4> 수익률의 비대칭적 변동성 분석 결과(2005년 12월-2009년 4월)

$R_t = \mu + \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \phi_1 + \phi_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_3 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \phi_4 \sigma_{t-1}^2$		
계수	추정치	t 값
μ	0.0227	1.6471*
ϕ_1	0.0039	1.7147*
ϕ_2	-0.2482	-1.8502*
ϕ_3	0.1821	2.4455**
ϕ_4	0.7327	2.8827***
비대칭비율(절대값)		2.7549
우도비비율		40.04**

*** 1% 유의 수준에서 유의, ** 5% 유의 수준에서 유의, * 10% 유의 수준에서 유의

3. 부채효과 분석

다음은 이러한 비대칭적 변동성의 원인을 알아보기 위해 먼저 부채효과를 검증하였다. 이를 위해 방정식 (2)를 이용 각 표본기간별 회귀분석을 실시하였다. Christie(1982)는 주가변동성과 주가와의 관계 분석에서 또한 주가변동성의 주가에 대한 탄력성은 마이너스이며 부채가 제로인 경우 0으로부터 부채가 무한대인 경우 -1까지의 범위를 가진다는 것을 보여주었다.

<표 5> 부채효과분석

$\Delta \ln \sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + e_t \quad (2)$				
2000년 1월~2005년11월			2005년 12월~2009년4월	
계수	값	t 값	값	t 값
α_0	-0.0211	-0.4401	0.0068	0.1282
α_1	-2.6680	-3.3642***	0.7545	1.5235
수정 R^2	13.01%		3.2%	

<표 5>에서 보면 2000년 1월~2005년11월기간 동안의 α_1 은 -2.6680으로 음의 값을 나타내고 있으나 그 값이 -1의 값을 넘어서고 있어 동 기간동안의 비대칭적 변동성을 부채효과로 설명할 수 없었다. 또한 2005년 12월~2009년 4월 기간의

분석에 있어서도 α_1 의 값이 양의 값을 나타내고 있고 그 값도 유의하지 않아 이 기간동안에도 역시 부채효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 한편 Christie(1982)는 미국기업을 대상으로 개별기업 수익률에 위의 모형을 적용한 결과 α_1 의 값이 $-0.95 \sim +0.57$ 사이에 분포하고 있고 평균이 -0.23 으로 평균적으로 부채효과가 존재하나 개별기업에서의 부채효과의 존재유무와 그 강도는 다양하게 나타나고 있다고 보고하고 있는데 위의 결과는 미국의 경우와 차이가 있음을 보여주고 있다. 다음은 주가가 상승하였을 경우와 하락하였을 경우에 변동성의 증가에 미치는 영향이 어떻게 다른지를 좀 더 구체적으로 알아보기 위해 위의 식에 다음과 같은 더미변수를 포함하여 다시 회귀분석을 실시하였다.

$$\Delta \ln \sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 D + e_t \quad (2-1)$$

$D=1$ if $R_{t-1} < 0$, otherwise $D=0$

결과는 다음의 <표 6>에 나타나 있다.

<표 6> 주가 상승과 하락을 구분한 부채효과분석

$\Delta \ln \sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 D + e_t \quad (2-1)$				
2000년 1월~2005년 11월			2005년 12월~2009년 4월	
계수	값	t 값	값	t 값
α_0	0.00338	0.04	-0.0762	-0.93
α_1	-3.0046	-2.21**	1.5033	2.01*
α_2	-0.0501	0.7604	0.2269	1.33
수정 R^2	14.38%		9.78%	

<표 6>에 의하면 2005년 12월~2009년 4월 기간에서 더미 변수의 계수가 0.029로 이 기간동안 음의 주가 수익률에 변동성이 더 민감하게 반응하는 것으로 나타나고 있으나 그 값이 유의하지 않고 α_1 의 값도 1 보다 커 부채효과에 의해 변동성의 비대칭성을 설명할 수 없는 것으로 판단된다.

4. 변동성환류효과 분석

변동성환류효과이론에 의하면 변동성의 증대는 기대수익률의 증가로 이어지고 이는 다시 즉각적인 주가의 하락을 야기 시키게 된다. 따라서 수익률의 변화는 변동성의 변화에 의해 야기되지 변동성의 변화가 수익률의 변화에 의해 야기되는

것은 아니라는 주장이다. 변동성환류효과를 보기 위해 GARCH-in-mean 모형을 (3)을 이용하여 검증하였다. 변동성환류효과가 존재하려면 위험과 수익률간의 관계는 정의 상관 관계를 가져야 하므로 σ_t 의 계수인 δ 가 유의한 양의 값을 가져야 한다. 다음의 표는 그 결과를 나타낸 것이다.

< 표 7> 변동성 환류효과분석

$R_t = \mu + \delta \sigma_t + \varepsilon_t \quad (3)$ $\sigma_t^2 = \gamma_1 + \gamma_2 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_3 \varepsilon_{t-1}^2$				
2000년 1월~2005년11월			2005년 12월~2009년4월	
계수	값	t 값	값	t 값
μ	0.2342	115.8251***	-0.29048	-10.8482***
δ	-3.2509	-177.3802***	1.374751	92.0072***
γ_1	0.0010	268.2744***	0.015737	186.3309***
γ_2	0.8101	269.4976***	0.606687	8.337684***
γ_3	0.0107	3.3996***	0.283662	10.0601***
Log Likelihood Ratio	-260.48***		-143.8***	

*** 1% 유의 수준에서 유의, ** 5% 유의 수준에서 유의, * 10% 유의 수준에서 유의

최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검증한 우도비 비율 (Log Likelihood Ratio)이 각각 -260.48과 -143.8로 1% 유의수준에서 유의하여 모형이 적합한 것을 알 수 있다. 표에서 보면 2000년 1월~2005년 11월 표본기간동안 δ 의 값이 -3.2509로 음의 값을 가지고 있어 동 표본기간동안 변동성의 증가는 오히려 수익률의 감소를 가져오는 것으로 나타나 변동성 환류효과를 지지하지 못하는 결과를 보여주고 있다. 하지만 2005년 12월부터 2009년 4월까지의 표본기간동안의 δ 의 값이 1.3747로 유의한 양의 값을 가지고 있어 변동성 환류효과가 동기간동안 존재하고 있음을 보여주고 있다. 본 연구에서는 기존의 연구에서 한 걸음 더 나아가 기존의 연구에서 간과하였던 예측치 못한 변동성이 수익률에 미치는 영향을 고려하여 변동성 환류효과를 다시 검증하여 보았다. 이러한 시도는 French, Schwert, Stambaugh (1987)가 변동성과 수익률간의 분석은 예측된 변동성과 예기치 못한 변동성을 구별하여 분석하여야 한다는 주장을 반영한 것이다. 즉 예측된 변동성은 수익률과 정의 상관 관계를 가지나 변동성의 예기치 못한 증가는 기대 위험 프리미엄을 증가시키게 되고 이는 오히려 현재의 가격을 하락시키게 된다는 것이다. 이러한 주장은 수익률과 예기치 못한 변동성의 변화는 동시대적으로 음의 상관관계를 가져야 한다는 것을 시사한다. 이를 위해 먼저 예측변동성은 위의 GJR-GARCH식을 이용하여 추정하였고 예

기치 못한 변동성은 실제 변동성과 예측변동성과의 차이를 이용하여 측정한 후 다 음과 같은 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_t = b_1 + b_2 \sigma_{t,est} + b_3 (\sigma_t - \sigma_{t,est}) + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

$$\sigma^2_t = \gamma_1 + \gamma_2 \sigma^2_{t-1} + \gamma_3 \varepsilon^2_{t-1}$$

그 결과는 다음의 표에 나타나 있다.

< 표 8> 변동성환류효과 분석(예측된 변동성을 고려한 경우)

$R_t = b_1 + b_2 \sigma_{t,est} + b_3 (\sigma_t - \sigma_{t,est}) + \varepsilon_t \quad (3-1)$ $\sigma^2_t = \gamma_1 + \gamma_2 \sigma^2_{t-1} + \gamma_3 \varepsilon^2_{t-1}$				
2000년 1월~2005년11월			2005년 12월~2009년4월	
계수	값	t 값	값	t 값
b ₁	-0.1021	-3.3971***	0.2719	1.1489
b ₂	3.2094	2.8544***	-5.3022	-1.4499
b ₃	2.4070	2.1545**	-4.5769	-1.7532*
γ ₁	0.0003	1.0018	0.0002	0.2684
γ ₂	0.8651	4.9572***	1.1745	4.1196***
γ ₃	0.0603	0.4825	-0.1559	-1.1832
Log Likelihood Ratio	106.89***		42.94***	

먼저 2000년 1월~2005년11월의 표본기간동안 b₂의 값은 양의 값을 가지고 있으나 b₃의 값 또한 양의 값을 가지고 있어 동기간 동안 변동성환류효과에 의한 변동성의 비대칭성이 존재하는 증거를 발견할 수 없었다. 한편 2005년 12월~2009년4월의 표본기간동안 b₃의 값은 기대했던 대로 유의한 음의 값을 가지고 있고 b₂의 값은 음의 값을 가지고 있으나 통계적으로 유의하지 않아 동기간 동안에는 변동성환류효과에 의한 변동성의 비대칭성이 존재하고 있다고 판단된다.

V. 결론

본 연구는 기업의 재무리스크매니지먼트에 필수적인 추가수익률의 변동성의 행태분석문제와 관련하여 변동성의 비대칭적 행태를 초래하는 원인으로 주장되어온 부채효과와 변동성환류효과의 존재여부를 중국주식시장을 대상으로 분석하였다. 전체 기간을 대상으로 한 실증연구의 결과는 중국주식시장에서는 선진국시장에서

발견되던 비대칭적 변동성이 존재하지 않음을 확인해주었다. 그러나 표본의 기간을 비교적 주식시장이 안정적이었던 기간과 상승과 하락의 움직임이 심했던 기간으로 나누어 구분하여 분석한 결과 전체 표본기간과는 다르게 두 기간 모두에서 비대칭적 변동성이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 기존의 연구에 있어서 중국시장의 비대칭적 변동성에 관한 일관된 결론을 도출하지 못한 것은 분석기간의 차이로 인한 가능성을 시사하고 있다. 또한 비대칭변동성의 크기가 주가의 급등락을 경험한 2005년 12월 이후 2009년 4월까지의 기간이 그 이전기간보다 약 31%정도 높게 나타나고 있는 것을 발견하였는데 이러한 결과는 주가의 변동성이 커질수록 비대칭적 변동성이 더 현저하게 나타나는 결과로 해석된다. 이러한 비대칭적 변동성의 원인에 대한 분석에서 주가의 급등락기간동안에는 변동성환류효과가 존재하고 있음을 발견하였으나 그 외의 기간에서는 변동성환류효과나 혹은 레버리지효과가 존재하지 않고 있음을 발견하였다.

본 연구의 한계점은 횡단면적 분석을 통해 개별기업차원에서의 변동성환류효과와 부채효과, 그리고 비대칭적 변동성의 크기와 개별 기업의 재무적 특성을 연계시켜 분석하지 못하였다는 데 있다. 종합주가수익률 하나만을 대상으로 부채효과나 변동성환류효과 등을 설명하는 것은 개별기업간의 각 효과가 차이가 있을 수 있는 가능성을 배제하여 나타난 결과이므로 그 해석에 주의를 기울일 필요가 있다. 예를 들어 본 연구에서 나타난 것처럼 부채효과가 주식시장 전체의 차원에서 발견되지 않는다고 하여 개별기업차원에서 부채효과가 나타나지 않을 것이라는 단정은 어렵다는 것이다. 어떤 기업에서 부채효과 혹은 변동성환류효과가 개별적으로 또는 동시에 존재할 가능성이 있고 이러한 효과들의 발생원인을 개별기업의 재무적 특성과 연결시켜 규명하려는 노력은 또 다른 연구의 흥미로운 주제가 될 것이다.

참고문헌

- Black, F., "Studies of Stock Price Volatility Changes," *Proceedings of the 1976 meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 1976.*
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 1986, 307-327.
- Brandt, M. and Q. Kang, "On the Relationship between the Conditional Mean and Volatility of Stock Returns: A Latent VAR Approach," *Working Paper*, University of Pennsylvania, 2001.
- Bekaert, G. and G. Wu, "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets," *The Review of Financial Studies*, Vol. 13, No. 1, 2001, 1-42.
- Campbel, J. Y. and L. Hentschel, "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, 1992, 281-318.
- Christie, J., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance : Value, Leverage and Interest Rate Effect," *Journal of Financial Economics*, 10, 1982, 407-432.
- Cheung, Y. and L. K. Ng, "Stock Price Dynamics and Firm Size: An empirical Investigation, *The Journal of Finance*, No 5, 1992, 1985-1997.
- Duffee, Gregory R., "Stock Returns and Volatility: A Firm Level Analysis," *Journal of Financial Economics* 37, 1995, 399-420.
- Engle R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 1982, 987-1007.
- Person, W. E. and C. Harvey. "The risk and predictability of international equity returns," *Review of Financial Studies* 6, 1993, 527-566.
- Figlewski, S. and X. Wang, "Is the 'Leverage Effect' a Leverage Effect?," *Working Paper Series 00-37*, 2001, New York University
- Flavin, M., "Excess volatility in financial markets: A reassessment of the empirical evidence," *Journal of Political Economy* 91, 1983, 929-956.
- French, K., G. Schwert and R. Stambaugh, "Expected Stock Returns and

- Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 3-29.
- Gallant, A. R., *Nonlinear Statistical Models*, New York: John Wiley and Sons, Inc. 1987
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on stocks," *Journal of Finance*, 48, 1993, 1779-1801.
- Kim, C., J. C. Morley and C. Nelson, "Is There a Significant Positive Relationship between Stock Market Volatility and the Equity Premium?," *Working Paper*, Korea University, Washington University and University of Washington, 2001
- Kleidon, A., "Bias in small-sample tests of stock price rationality," *Journal of Business* 59, 1986, 237-261.
- McKenzie, C.R., and M. McAleer, "On the Effect of Misspecification Errors in Models with Generated Regressors," *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 56, 1994, 441-455.
- Murphy, K. M., and R. H. Topel, "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models," *Journal of Business and Economic Statistics* 3, 1985, 370 ~ 379.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Return : An New Approach," *Econometrica*, 59, 1991, 347-370.
- Pagan, A., "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors," *International Economic Review* 25, 1984, pp 221 ~ 247.
- Pindyck, Robert S., "Risk, Inflation, and the Stock Market," *American Economic Review* 76, 1984, 1142-1151.
- Poterba, J. M. and Summers, L. H., "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and implications," *Journal of Financial Economics* 22, 1988, 27-59.
- Schwert, W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?" *Journal of Finance* 44, 1989, pp. 1115-1153.
1. Shiller, R. "Do stock market prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review* 71, 1981, pp. 421-436.
- Smith, J., and M. McAleer, "Newey-West Covariance Matrix Estimates for Models with Generated Regressors," *Applied Economics* 26, 1994, 635-640.