

한국 주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 재고찰*

배진호

건국대학교 경제학과

2013년 11월

<요약>

본 연구는 외환위기 기간이 한국 주식 시장의 비대칭적 변동성에 영향을 미쳤는지를 분석한다. 이를 위해 표본 기간의 시작 시점을 1980년 2월로 고정시켜 놓은 상태에서 그 종료 시점을 1984년 1월부터 한 시점씩 늘려가면서 2013년 8월까지 반복적인 추정을 실시한다. 사용된 계량 모형은 TGARCH 모형과 EGARCH 모형이다. 코스피 지수 수익률에 대한 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 사용되는 자료가 외환위기 이전 시점만으로 이루어질 때 즉 표본 기간의 시작 시점이 1980년 2월, 종료 시점이 외환위기 이전 어느 시점일 때, 비대칭적 변동성의 증거는 전혀 나타나지 않고 오히려 비대칭적 변동성과 반대 방향의 변동성 움직임의 증거가 발견된다. 둘째, 사용되는 자료가 외환위기 시점을 포함할 때 즉 표본 기간의 시작 시점이 1980년 2월, 종료 시점이 외환위기 기간 또는 그 이후일 때, 비대칭적 변동성을 지지하는 증거가 발견된다. 특히 종료 시점이 외환위기 기간일 때 그 증거는 상당히 강하고 종료 시점이 외환위기 이후일 때는 그 증거가 다소 약해지지만 여전히 통계적으로 유의하다. 따라서 한국 주식 시장의 비대칭적 변동성은 외환위기 기간과 상당히 밀접한 관련을 갖는다.

주제어: 비대칭적 변동성, 외환위기, TGARCH, EGARCH

* 이 논문은 2012학년도 건국대학교의 연구년교원 지원에 의하여 연구되었음

1. 서론

주식 수익률의 변동성이 어떻게 움직이는가를 이해하는 것은 재무 경제학 분야에서 매우 중요하다. 이는 적절한 옵션 가치를 계산하는 데 필요할 뿐만 아니라 미래의 변동성에 대한 보다 정확한 예측을 위해서도 필수적이기 때문이다. 또한 변동성은 위험의 중요한 척도이므로 변동성을 제대로 이해하는 것은 투자자들로 하여금 투자 결정 시 위험을 더 엄밀하게 파악하도록 하는데 도움을 주고 더 나아가 투자의 효율성을 높인다.

변동성의 움직임과 관련하여 널리 알려진 정형화된 현상 중의 하나는 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)이다. 이 현상은 주가가 하락할 때와 상승할 때에 수익률의 변동성이 비대칭적으로 움직이는 현상--즉 양의 수익률 뒤에는 낮은 변동성이 뒤따르고 음의 수익률 뒤에는 높은 변동성이 뒤따르는 경향--을 가리킨다. Black (1976)과 Christie (1982)의 선구적인 연구에서 처음 제기된 이후, 미국을 포함한 대다수의 선진 국가의 주식 시장은 이 현상을 보편화된 현상으로 받아들이고 있다.¹⁾

한국 주식 시장의 비대칭적 변동성에 대한 연구도 활발하게 이루어져 왔다. 하지만 그러한 현상이 한국 주식 시장의 정형화된 현상이라는 합의가 이루어졌다고 보기는 어려운 것처럼 보인다. 한국 주식 시장을 분석한 대다수의 최근 연구에서는 비대칭적 변동성을 지지하는 증거가 발견된다[구본일(2000), 오현탁·이현상·이치송(2000), 정진호·정병대(2002), 정진호(2003), 변종국·조정일·정기웅(2003), 장경천·김현석(2005), 김규형·김현석(2006)]. 하지만 일부 연구에서는 비대칭적 변동성에 반하는 증거가 발견되기도 한다[정종락·김형찬(1995), 구맹회·이윤선(1998)]. 비대칭적 변동성을 발견한 연구들과 그렇지 않은 연구들의 두드러진 차이점은 사용된 자료가 외환위기 시기를 표본 기간에 포함하고 있는지 여부이다. 전자는 공통적으로 분석된 자료의 표본 기간의 끝 시점이 외환위기 이후 시기이다. 반면 후자는 공통적으로 사용된 자료의 표본 기간의 마지막 시점이 외환위기 시점을 앞선다. Campbell and Hentschel (1992)에 의하면 비대칭적 변동성은 높은(낮은) 변동성 시기에 더 강(약)한 경향을 갖는다. 외환위기는 한국 경제에 사상 유래 없는 엄청난 변화를 초래하였다는 것은 주지의 사실이다[배진호(2005), 김경환(2007), 이병기(2008)]. 그리고 주식 시장에는 큰 변동성을 가져 왔다. 따라서 외환위기 기간의 포함 여부가 비대칭적 변동성의 존재 유무에 큰 영향을 미쳤을 가능성이 상당히 높다고 볼 수 있다. 본 연구는 외환위기 기간이 과연 비대칭적 변동성에 대해 영향을 미쳤는지를 실증 분석하고 그에 대한 경제학적인 설명을 제시하고자 한다. 이러한 시도는 위의 상반되는 두 주장 사이의 갭을 줄이는데 일조할 것이다.

본 연구는 비대칭적 변동성이 외환위기 기간의 표본 기간에의 포함 여부에 민감한지를 다음의 방식으로 분석한다. 표본 기간의 시작 시점을 1980년 2월로 고정시켜 놓은 상태에서 표본 기간의 끝 시점을 한 시점씩 늘려가면서 반복적인 추정을 실시한다.²⁾ 최초의 추정 은 그 끝 시점을 1984년 1월로 두고 실시한다. 그런 다음 끝 시점을 한 시점씩 늘리면서 즉 자료를 한 시점씩 추가한다. 마지막 추정은 표본 기간의 끝 시점을 2013년 8월로 둔 추정이다. 표본 기간의 종료 시점이 외환위기 이전일 때는, 표본 기간이 외환위기 기간을 포

1) 다수의 연구가 존재하지만 몇몇 중요한 연구는 다음과 같다. French et. al (1987), Schwert (1989), Campbell and Hentschel (1992), Bekaert and Wu (2000).

2) 1980년 2월은 코스피 지수 수익률 자료를 얻을 수 있는 가장 빠른 시점이다.

함하지 않으므로 이 경우의 비대칭적 변동성 계수 추정치에는 외환위기의 영향이 반영되지 않는다. 반면 종료 시점이 외환위기 이후일 때는, 표본 기간에 외환위기 기간이 포함되며 이 경우의 비대칭적 변동성 계수 추정치에는 외환위기의 영향이 반영된다. 표본 기간의 시작 시점은 고정되어 있으므로 이러한 전략은 외환위기 기간을 거치면서 비대칭적 변동성이 어떻게 변하는지 파악할 수 있게 한다.

Glosten et. al (1993)의 threshold GARCH 모형과 Nelson (1991)의 exponential GARCH 모형은 비대칭적 변동성을 모형화하는 데 널리 사용되는 모형이다. 본 연구는 이 두 모형을 분석에 사용하며 2절에서 이 모형들을 소개한다. 3절에서는 실증 분석 결과를 보고하며 4절은 논문을 끝맺는다.

2. 모형

Engle (1982)의 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형과 Bollerslev (1986)의 GARCH (generalized ARCH) 모형은 주식 수익률 변동성에 나타나는 특성을 반영하기 위해 다양한 형태로 확장되어 왔다. Black (1976)과 Christie (1982)에 의해 널리 알려진 수익률의 비대칭적 변동성이라는 특성을 반영하는 대표적인 모형은 Glosten et. al (1993)의 threshold GARCH (또는 TGARCH)와 Nelson (1991)의 exponential GARCH (또는 EGARCH)이다. 본 연구는 이 모형들을 이용하여 비대칭적 변동성을 분석하고자 하며 아래에서는 각 모형을 간단히 소개한다.

2.1 Threshold GARCH

본 연구에서 사용하는 TGARCH 모형은 아래와 같은 형태를 띈다.

$$r_t = \mu + \delta\sigma_t^2 + e_t, \quad e_t | I_{t-1} \sim i.i.d.N(0, \sigma_t^2) \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha e_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1} e_{t-1}^2 \quad (2)$$

$$D_{t-1} = \begin{cases} 0 & \text{if } e_{t-1} > 0 \\ 1 & \text{o.w.} \end{cases} \quad (3)$$

위 식에서 r_t 는 t 기의 수익률을 가리킨다. I_{t-1} 은 $t-1$ 기까지 얻을 수 있는 모든 정보의 집합으로서 $\{r_{t-1} \dots r_1\}$ 을 나타낸다. σ_t^2 은 $t-1$ 기까지의 정보 집합 I_{t-1} 을 조건으로 한 e_t 의 조건부 분산이다. 조건부 분산 σ_t^2 은 식(2)와 같이 threshold GARCH(1,1)의 과정을 따른다. 이 식에 따르면 σ_t^2 은 지난 기 충격의 제곱인 e_{t-1}^2 과 지난 기 조건부 분산인 σ_{t-1}^2 에 영향을 받는다. 지난 기의 조건부 분산 1 단위는 이번 기의 조건부 분산에 β 만큼 영향을 끼친다. 그리고 지난 기에 발생한 1 단위의 충격은 그 부호에 따라 이번 기의 조건부 분산에 α 만큼 또는 $\alpha + \gamma$ 만큼 영향을 준다. D_{t-1} 은 식(3)과 같이 e_{t-1} 이 양수이면 0의 값을 가지며 그렇지 않으면 1의 값을 갖는 더미변수이다. 따라서 지난 기에 음의 단위 충격이 발생하면, 즉 $e_{t-1} = -1$ 이면, 이번 기의 조건부 분산 σ_t^2 은 $\alpha + \gamma$ 만큼 변화하고 지난 기에 양의 단위 충격이 발생하면, 즉 $e_{t-1} = 1$ 이면, σ_t^2 은 α 만큼 영향을 받는다. 문헌에서 $\alpha > 0$ 은

널리 받아들여지므로 비대칭적 변동성의 여부는 계수 γ 에 전적으로 의존한다.

<표 1은 여기에 넣으시오.>

<표 1>에 제시된 바와 같이 만약 $\gamma > 0$ 이면, $t-1$ 기의 음의 충격은 같은 크기의 양의 충격보다 t 기의 조건부 분산을 더 많이 증가시킨다. σ_t^2 과 e_{t-1}^2 의 이러한 관계는 비대칭적 변동성을 의미한다. 반대로 만약 $\gamma < 0$ 이면, $t-1$ 기의 음의 충격은 같은 크기의 양의 충격보다 t 기의 조건부 분산을 더 적게 증가시킨다. 이 경우 역의 비대칭적 변동성이 존재한다. 그리고 만약 $\gamma = 0$ 이면, $t-1$ 기에 발생한 같은 크기의 음의 충격과 양의 충격은 t 기의 조건부 분산을 동일한 크기만큼 증가시킨다. 이 경우 대칭적 변동성이 존재한다. 이런 경우 threshold 항 $D_{t-1}e_{t-1}^2$ 은 사라지고 식(2)는 Bollerslev (1986)의 GARCH(1,1)으로 귀결된다.

전통적인 재무 이론에 의하면 위험이 커질수록 기대수익률은 높아진다.³⁾ 위험을 측정하는 좋은 수단이 변동성이므로 변동성과 기대수익률은 양의 관계를 가져야 한다. 그러한 관계의 대표적인 예가 아래에 있는 식이다.

$$E(r_t|I_{t-1}) = \mu + \delta\sigma_t^2, \quad \delta > 0 \quad (4)$$

위 식은 식(1)과 같은 평균 방정식을 의미한다. 그리고 조건부 분산 σ_t^2 이 수익률 r_t 의 설명변수로 포함돼 있는 형태의 평균 방정식을 갖는 GARCH 모형은 GARCH-in-mean이라고 불리며 GARCH-M으로 표현된다. 그러므로 식(1)-식(3)으로 구성된 위 모형은 TGARCH(1,1)-M이다. 하지만 편의 상 아래에서는 TGARCH 모형이라고 부른다.

2.2 Exponential GARCH

비대칭적 변동성을 모형화하는 또 다른 모형인 EGARCH 모형은 아래와 같은 형태를 띤다.⁴⁾ 모형의 정확한 명칭은 EGARCH(1,1)-M이지만 편의 상 EGARCH 모형이라고 부른다.

$$r_t = \mu + \delta\sigma_t^2 + e_t, \quad e_t|I_{t-1} \sim i.i.d.N(0, \sigma_t^2) \quad (1)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega' + \alpha' \left| \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta' \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma' \left(\frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) \quad (5)$$

식(5)의 좌변은 조건부 분산 σ_t^2 의 로그이다. $\log(\sigma_t^2)$ 은 지난 기 충격 e_{t-1} 의 부호에 따라 다르게 반응한다. 우선 음의 충격이 왔을 때, 예를 들어 $\frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} = -1$ 일 때, $\log(\sigma_t^2)$ 은 $\alpha' - \gamma'$ 만큼 변한다. 그리고 양의 충격이 왔을 때, 예를 들어 $\frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} = 1$ 일 때, $\log(\sigma_t^2)$ 은

3) Kim et. al (2004)는 관련 문헌을 잘 요약하고 있다.

4) 이 모형은 EViews에서 사용되는 EGARCH 모형으로서 Nelson (1991)이 개발한 원래 모형을 약간 변형한 것이다. 하지만 α' , β' , γ' 의 추정치는 영향 받지 않는다.

$\alpha' + \gamma'$ 만큼 변한다. 비대칭적 변동성이 발생하기 위해서는 $\alpha' - \gamma' > \alpha' + \gamma'$ 이어야 하므로 이를 위해서는 $\gamma' < 0$ 이어야 한다. 만약 $\gamma' > 0$ 일 때는 양의 충격이 같은 크기의 음의 충격보다 다음 기의 변동성에 더 큰 영향을 미치는 ‘역’의 비대칭적 변동성이 존재한다. 그리고 $\gamma' = 0$ 은 같은 크기의 양의 충격과 음의 충격은 다음 기의 변동성에 동일한 영향을 미친다. <표 1>에 γ' 의 부호와 비대칭적 변동성과의 관계가 요약돼 있다.

2.3 분석 방법

본 논문은 비대칭적 변동성 계수 γ (또는 γ')의 움직임이 표본 기간 안에 외환위기 시기가 포함되는지 여부에 영향을 받는지를 살펴보는 것을 목적으로 한다. 따라서 위에 제시된 모형을 시점 1부터 시점 T 까지 전체 표본에 대해 1회 만의 추정을 실시하지 않고, 표본 기간을 달리하면서 반복적인 추정을 실시한다.⁵⁾ 표본 기간을 달리하는 방식은 그 시작 시점은 시점 1로 고정시켜 놓은 상태에서 그 끝 시점만을 한 시점씩 늘려가는 방식이다. 끝 시점을 늘리는 것은 자료가 추가된다는 의미이다. TGARCH 모형을 중심으로 한 반복 추정의 과정에 대한 설명은 다음과 같다. 단, 설명의 편의를 위해 변화하는 종료 시점은 τ 로 표시하고 주어진 종료 시점 τ 에 대한 γ 의 추정치는 $\hat{\gamma}_\tau$ 로 표시한다.

- ① 첫 번째 추정에 사용될 표본 기간의 종료 시점 τ_1 를 선택한다.⁶⁾
- ② 표본 기간의 시작 시점을 1로, 종료 시점을 $\tau = \tau_1$ 로 두고 모형을 추정하여 γ 의 추정치 $\hat{\gamma}_{\tau_1}$ 를 얻는다.
- ③ 표본 기간의 시작 시점은 여전히 1로 고정시킨 상태에서 종료 시점을 한 시점 늘려서 $\tau = \tau_1 + 1$ 까지의 자료를 사용하여 모형을 추정하여 $\hat{\gamma}_{\tau_1+1}$ 을 얻는다.
- ④ 종료 시점을 $\tau = \tau_1 + 2, \tau_1 + 3, \tau_1 + 4, \dots$ 등으로 한 시점씩 계속 늘려가면서 추정을 하여 $\hat{\gamma}_{\tau_1+2}, \hat{\gamma}_{\tau_1+3}, \hat{\gamma}_{\tau_1+4}, \dots$ 을 얻는다.
- ⑤ 표본 기간의 시작 시점은 1로 고정시킨 상태에서 종료 시점을 $\tau = T$ 두고 모형을 추정하여 $\hat{\gamma}_T$ 를 얻는다.

3. 실증 분석 결과

본 연구에서 사용하는 자료는 월별 코스피 지수의 실질 수익률로서 코스피 지수를 로그 차분하여 얻은 명목 수익률에서 소비자 물가 지수를 로그 차분하여 얻은 물가상승률을 차감하여 얻었다.⁷⁾ 기간은 1980년 2월부터 2013년 8월이다. <표 2>는 코스피 지수 명목 수익률, 소비자 물가상승률, 그리고 코스피 지수 실질 수익률에 대한 몇 가지 통계량을 기술하고 있다. <그림 1>은 코스피 지수 실질 수익률에 대한 그림이다.

5) 시점 1은 1980년 2월, 전체 자료의 마지막 시점 T 는 2013년 8월이다.

6) 3절에서 언급하겠지만 τ_1 는 48로 설정하였고 1984년 1월이 해당 시점이다.

7) 코스피 지수의 출처는 한국 거래소, 소비자 물가 지수의 출처는 한국은행 경제통계시스템이다.

<표 2는 여기에 넣으시오.>

<그림 1은 여기에 넣으시오.>

3.1 TGARCH 모형 추정 결과

<그림 2>의 <가>는 표본 기간의 시작 시점을 1980년 2월(또는 1980M2)로 고정시킨 상태에서 표본 기간의 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 TGARCH(1,1)-M 모형을 추정하여 얻은 γ 의 추정치이다. τ_1 는 1984M1, T 는 2013M8이다. 즉 가장 짧은 표본 기간은 1980M2-1984M1으로서 자료의 수는 48, 가장 길면서 마지막인 표본 기간은 1980M2-2013M8로서 자료의 수는 403이다.⁸⁾ 그림의 수평 축은 각 표본 기간의 종료 시점 τ , 수직 축은 각 표본 기간에 해당하는 γ 추정치이다. 1980M2-1984M1의 표본 기간에 대한 γ 의 추정치가 제일 왼쪽에 위치한 것으로서 그 값은 -0.1334이다. 1980M2-2013M8의 표본 기간에 대한 γ 의 추정치는 가장 오른쪽에 위치하고 있고 그 값은 0.1126이다.

<그림 2는 여기에 넣으시오.>

<그림 2>의 <나>는 <가>에 주어진 표본 기간 종료 시점에 따른 356개 γ 추정치 각각의 t -값을 그리고 있다. t -값이 1.65보다 클 때는 1.65의 값을 부여하였고 -1.65보다 작을 때는 -1.65의 값을 부여하였다.⁹⁾ 그리고 t -값이 -1.65와 1.65 사이의 값일 때는 그 실제 값이 그림에 보고되고 있다. 예를 들어 1980M2-2006M12의 표본 기간에 대한 γ 추정치의 실제 t -값은 1.9848이지만 그림에서는 1.65의 값이, 1980M2-1986M3의 표본 기간에 대한 γ 추정치의 실제 t -값은 -2.3939이지만 그림에서는 -1.65의 값이 부여되었다. 그리고 1980M2-1994M6 표본 기간에 대한 γ 추정치의 실제 t -값은 -0.4869이고 그림에도 그 값이 부여되었다. 그림에서 t -값이 1.65에 위치해 있으면 대립가설 $\gamma > 0$ 에 대응하여 $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각됨을 의미한다. 마찬가지로 t -값이 -1.65에 위치해 있으면 대립가설 $\gamma < 0$ 에 대응하여 $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각됨을 의미한다. t -값이 -1.65와 1.65 사이에 위치하면 대립가설에 관계없이 $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되지 않음을 가리킨다.¹⁰⁾

<그림 2>에서 가장 두드러지게 나타나는 특징은 표본 기간의 종료 시점 τ 가 1997년 외환위기 이전일 때와 그 이후일 때 γ 추정치의 부호는 음과 양으로 뚜렷이 대비되는 것이다. 따라서 종료 시점을 외환위기 이전과 이후로 구분하여 추정 결과를 설명한다.

3.1.1 표본 기간의 종료 시점 τ 가 외환위기 이전일 때

표본 기간의 종료 시점이 외환위기 이전일 때 계수 γ 의 추정치에 나타나는 특징은 세 가지이다. 첫째, 외환위기 이전의 어떤 시점을 표본 기간의 종료 시점 τ 로 설정하더라도 γ 추정치의 부호는 모두 음(-)이다. 종료 시점 τ 가 1984M1일 때 -0.1334, 종료 시점이 외환

8) 총 356회의 추정이 이루어졌고 추정에 사용된 소프트웨어는 EViews 8.0이다.

9) 대부분의 표본 기간에 대한 t -값은 한 자리 또는 절대값 기준 1 이하의 아주 작은 값을 갖는 반면 일부 몇몇 표본 기간에 대한 t -값은 세 자리수의 큰 값을 갖는다. 이러한 스케일의 차이는 크기가 작은 t -값들의 차이를 그림을 통해 제대로 파악하기 어렵게 만든다. 이러한 이유로 인해 절대값 기준으로 1.65보다 큰 t -값들의 실제 t -값은 보고하지 않는다. 비록 이렇게 하더라도 유의성 파악에는 아무런 영향을 끼치지 않는다.

10) $\gamma < 0$ 또는 $\gamma > 0$ 의 단측 검정을 실시하는 경우를 가리킨다.

위기 직전인 1997M9일 때 -0.0503 , 종료 시점이 1986M6일 때 최소값으로 -0.4225 , 종료 시점이 1994M8일 때 최대값으로 -0.0269 를 갖는다.

둘째, γ 추정치의 값은 표본 기간의 종료 시점 τ 가 달라짐에 따라 처음에는 불안정적인 움직임을 보이다가 차츰 안정적인 움직임을 보인다. 우선, 종료 시점 τ 가 1984M1에서 1987M10 사이일 때 γ 추정치는 아주 큰 음수 값 주위에서 큰 변화를 보이면서 움직인다. 그러다가 표본 기간의 종료 시점이 1987M11부터 1989M12일 때까지 γ 추정치는 꾸준히 상승한다. τ 가 1990M1에서 1993M10 사이에서는 다소 안정적인 움직임을 보이고, 종료 시점이 1993M11에서 1997M9 사이일 때는 아주 안정적으로 움직인다.

<표 3은 여기에 넣으시오.>

셋째, 표본 기간의 종료 시점 τ 가 외환위기 시작 시점에 가까워질수록 γ 추정치의 크기는 0에 가까워진다. <표 3>에 제시되어 있듯이, 불안정적인 움직임을 보이는 구간인 1984M1에서 1987M10까지의 γ 추정치의 평균은 -0.2754 , 다소 안정적인 움직임을 보이는 구간인 1990M1에서 1993M10까지의 γ 추정치의 평균은 -0.1447 , 아주 안정적인 움직임을 보이는 구간이면서 외환위기 시작 시점과 가장 가까운 구간인 1993M11에서 1997M9까지의 γ 추정치의 평균은 0에 아주 가까운 -0.0487 이다.¹¹⁾

위와 같은 특징을 갖는 γ 추정치의 t -값은 <그림 2>의 <나>에 나타나 있듯이 다수의 τ 에 대해 -1.65 보다 작거나 같다. 그러한 종료 시점 τ 는 1980년대 후반과 1990년 초반에 집중적으로 나타나는데 <표 4>는 γ 추정치의 t -값이 -1.65 이하인 표본 기간의 종료 시점 τ 를 열거하고 있다.

<표 4는 여기에 넣으시오.>

t -값이 -1.65 이하일 때 다음과 같은 가설검정을 수행한다면

$$H_0 : \gamma = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \gamma < 0 \quad (6)$$

귀무가설은 5% 유의수준에서 기각된다. 이는 계수 γ 의 추정치가 음수이면서 동시에 통계적으로 유의적이라는 뜻이다. 만약 표본 기간의 시작 시점을 1980M2, 종료 시점을 <표 4>에 나열된 어느 시점으로 두고 분석을 한다면 우리는 $\gamma < 0$ 이라는 결론에 도달하게 된다. $\gamma < 0$ 은 양의 충격에 뒤이어 증가하는 변동성의 크기가 동일한 크기의 음의 충격 뒤에 나타나는 변동성 증가보다 더 큼을 나타낸다. 이는 $\gamma > 0$ 을 암시하는 비대칭적 변동성에 완전히 반대되는 증거이다.

<표 4>에 열거되지 않은 나머지 표본 기간 종료 시점 τ --1984M1~M4, M6~M10, M12, 1985M1~M6, M12, 1986M1, 1992M10, M11, 1993M6, M7, M10~M12, 1994M1~1997M9--에 대한 t -값은 -1.65 보다 크고 절대값 기준으로는 1.65 보다 작다. 예를 들어, 종료 시점이 1985M1일 때 t -값은 -0.8034 , τ 가 1996M1일 때는 -0.9020 이

11) 종료 시점 τ 가 1987M11에서 1989M12일 때 γ 추정치의 평균은 -0.2086 이다.

다. 따라서 이들 표본 기간들에 대해서 식(6)과 같은 가설검정을 한다면 $\gamma=0$ 라는 귀무가설은 기각되지 않는다. 이 점은 표본 기간의 시작 시점을 1980M2, 종료 시점을 <표 4>에 나열되지 않은 어느 시점으로 두고 분석을 한다면 $\gamma=0$ 이라는 결론에 도달함을 뜻한다. $\gamma=0$ 은 양의 충격에 뒤이어 증가하는 변동성의 크기가 동일한 크기의 음의 충격 뒤에 나타나는 변동성 증가 크기와 동일함을 나타낸다. 이는 $\gamma>0$ 을 암시하는 비대칭적 변동성에 부합하지 않는 증거이다.

위의 결과를 종합하면, 표본 기간의 종료 시점이 1980년대 후반과 1990년 초반일 때 비대칭적 변동성에 반하는 증거가 아주 강하였다가 종료 시점이 1993년 6월 이후일 때 그 증거가 사라진다. 하지만 여전히 비대칭적 변동성을 지지하는 증거는 발견되지 않는다.

3.1.2 표본 기간의 종료 시점 τ 가 외환위기 이후일 때

표본 기간의 시작 시점이 1980M2이고 종료 시점 τ 가 외환위기 기간 또는 그 이후일 때 계수 γ 의 추정치에 나타나는 특징은 다음 세 가지이다. 첫째, 표본 기간의 종료 시점이 외환위기가 시작하는 무렵인 1997M10부터 2013M8일 때까지 γ 추정치의 값은 모두 양(+)의 부호를 갖는다. 이는 표본 기간의 종료 시점 τ 가 외환위기 이전일 때 γ 추정치의 값이 모두 음수라는 점과 완전히 대비된다.

둘째, γ 추정치의 t -값은 모두 1.65보다 크거나 같다. t -값이 1.65 이상일 때 다음과 같은 가설검정을 수행한다면

$$H_0 : \gamma = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \gamma > 0 \quad (7)$$

귀무가설은 5% 유의수준에서 기각된다. 이는 계수 γ 의 추정치가 양수이면서 동시에 통계적으로 유의적이라는 뜻으로서 표본 기간의 종료 시점 τ 를 1997M10 이후의 어느 시점으로 두고 분석을 하더라도 항상 $\gamma>0$ 이라는 결론에 도달한다는 뜻이다. $\gamma>0$ 은 비대칭적 변동성과 부합하는 결과이며 음의 충격에 뒤이어 증가하는 변동성의 크기가 동일한 크기의 양의 충격 뒤에 나타나는 변동성 증가보다 더 큼을 나타낸다.

셋째, 종료 시점 τ 가 외환위기 기간--1997M10~1998M9--일 때 γ 추정치의 값은 종료 시점이 다른 시점--1998M10~2013M8--일 때의 값에 비해 그 크기가 아주 크다. <표 5>에 제시되어 있듯이 τ 가 1997M10부터 1998M9 사이일 때 γ 추정치는 0.2559~0.3097 사이의 큰 값을 갖는 반면 종료 시점이 1998M10부터 2013M8 사이일 때 γ 추정치는 0.1057~0.1807 사이의 다소 작은 값을 갖는다. 종료 시점이 1997M10에서 1998M8일 때, γ 추정치의 평균은 0.2891로서 1998M9에서 2013M8일 때 그 평균 0.1241보다 두 배 이상 크다.

<표 5는 여기에 넣으시오.>

이 결과는 외환위기가 시작되면서 아주 강한 비대칭적 변동성이 나타나기 시작하였고 외환위기가 거의 끝나는 시점인 1998M10부터 그 강도가 상대적으로 다소 약해짐을 가리킨다.

3.2 EGARCH 모형 추정 결과

<그림 3>은 표본 기간의 시작 시점을 1980년 2월(또는 1980M2)로 고정시킨 상태에서 표본 기간의 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 EGARCH(1,1)-M 모형을 추정한 결과이다. <가>는 γ' 의 추정치이고 <나>는 그 추정치의 t -값이다.

<그림 3은 여기에 넣으시오.>

기본적으로 EGARCH 분석 결과는 TGARCH 분석에서 얻은 결론을 다시 한 번 확인한다. <그림 3>의 <가>를 수평축을 축으로 하여 180도 회전하면 <그림 2>의 <가>와 거의 비슷한 모양의 그림을 얻는다.¹²⁾ EGARCH 모형에서 비대칭적 변동성 계수 γ' 의 부호는 음(-)인 반면 TGARCH 모형에서 비대칭적 변동성 계수 γ 의 부호는 양(+)인 점을 고려할 때, 이 결과는 EGARCH 모형 추정에서 얻은 γ' 의 추정치와 TGARCH 모형 추정에서 얻은 γ 의 추정치는 비대칭적 변동성의 증거에 관해서 동일한 암시--즉 '역'의 비대칭적 변동성--를 한다. 그리고 <그림 3>의 <나>는 <그림 2>의 <나>와 거울 이미지를 갖는다.¹³⁾ 이는 γ' 추정치의 통계적 유의성이 γ 추정치의 통계적 유의성과 거의 동일함을 뜻한다. 따라서 EGARCH 모형 추정 결과는 다음과 같이 해석된다. 첫째, 표본 기간 종료 시점 τ 가 외환위기 이전일 때, 비대칭적 변동성에 반대되는 증거가 나타났다가 τ 가 외환위기 시점에 가까워질수록 그 증거의 강도는 점점 더 약해진다. 둘째, 외환위기가 시작되면서 아주 강한 비대칭적 변동성이 나타나기 시작하고 외환위기가 거의 끝나는 시점인 1998M9부터 그 강도는 상대적으로 다소 약해진다.

3.3 토론

여기서는 비대칭적 변동성에 대한 증거가 외환위기 이전 자료에서는 나타나지 않다가 외환위기 이후 자료가 포함될 때 나타나는 데 대한 하나의 설명을 제시한다.

비대칭적 변동성은 주식 수익률 변동성에 관한 하나의 정형화된 현상이다. 이 현상의 발생 원인이라고 알려져 있는 것 중의 하나가 Christie (1982)의 레버리지 효과(leverage effect)이다.¹⁴⁾ 주가가 하락하면(음의 충격이 오면) 레버리지가 커지며 그 기업의 파산 위험은 증가한다. 위험의 증가는 위험을 나타내는 척도인 변동성의 증가를 가져온다. 반대로 주가가 상승하면(양의 충격이 오면) 레버리지가 작아지며 그 기업의 파산 위험은 감소하고 변동성도 줄어든다. 이러한 레버리지 효과는 외환위기 이전에는 없었거나 있었다라도 아주 미미했을 수 있다. 그 이유는 레버리지의 크기가 시장에서 적절한 위험의 척도로서 인식되지 않았을 수 있기 때문이다. 그 당시에는 주식·채권 시장의 미성숙으로 인해 기업들은 대부분의 자본을 은행을 통해 조달할 수밖에 없었다. 그러나 은행들의 대출 심사는 정치적인 입김에 의해 좌우되는 등 상당히 부실하였을 뿐만 아니라 체계화된 시스템조차 갖추지 못한 은행이 대부분이었다. 그 결과 대출 과정에서 시장 기능이 제대로 작동하지 않았고 대부분의 기업은 상당히 높은 부채 비율 즉 레버리지를 가질 수밖에 없었다. 당연히 시장에서는 높은

12) 종료 시점이 1984년과 1985년일 때는 예외로서 γ' 추정치의 부호와 γ 추정치의 부호는 동일하다.

13) 종료 시점이 1984년과 1985년일 때에도 γ' 추정치와 γ 추정치는 모두 통계적으로 유의하지 않다.

14) 문헌에서는 비대칭적 변동성을 레버리지 효과와 동일시하는 경향이 없지 않아 있지만 사실은 비대칭적 변동성을 일으키는 또 다른 메커니즘으로 변동성 환류 효과(volatility feedback effect)가 있다. 이 효과에 대한 연구도 활발히 이루어졌고 Bae et. al (2007), Bekaert and Wu (2000), Campbell and Hentschel (1992) 등의 연구가 포함된다.

부채 비율이 용인되었고 심지어는 대기업은 망하지 않는다는 대마불사라는 인식도 널리 퍼져 있었다. 이러한 분위기는 레버리지(부채비율)가 높아지더라도 위험이 커진다는 사실을 인식하지 못하게 하는 결과를 초래한다. 다시 말해 시장에서 레버리지를 위험에 대한 적절한 신호로 받아들이지 않게 되는 것이다. 레버리지의 신호로서의 기능 상실은 레버리지 효과가 작용하는 과정을 봉쇄하였고 그 결과 레버리지 효과의 크기는 거의 없거나 오히려 ‘역’의 레버리지 효과가 나타나게 된 것이다.

외환위기는 그 동안 작동하지 않았던 레버리지 효과를 작동하게 하는 계기를 제공한다. 외환위기 당시 부채 비율이 높았던 기업들 중 다수는 파산의 길로 들어섰다. 국제통화기금 IMF와 정부의 합의에 의한 고이자율 정책과 은행으로부터의 기존의 자금 융통 관행이 더 이상 통하지 않았기 때문이다. 이러한 경험은 부채 비율에 관한 기업들과 투자자들의 기존 인식을 완전히 변화시키게 된다. 부채 비율이 높다가는 언제든지 파산할 수 있다는 인식을 하게 된 것이다. 그 결과 주식시장은 레버리지(부채 비율)를 위험에 대한 중요한 신호로서 받아들이게 되고 수익률의 변동성이 레버리지의 변화에 대해 반응하는 레버리지 효과가 나타나게 된다.

4. 결론

본 논문은 한국 주식 시장의 비대칭적 변동성에 외환위기 기간이 과연 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다. 이를 위해 표본 기간의 시작 시점을 1980년 2월로 고정시켜 놓은 상태에서 그 끝 시점을 한 시점씩 늘려가면서 반복적인 추정을 실시하였다. 가장 짧은 표본 기간을 1980M2~1984M1이고 가장 긴 표본 기간을 1980M2~2013M8이다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 표본 기간의 종료 시점이 외환위기 이전 시점일 때, 비대칭적 변동성을 지지하는 증거는 발견되지 않았다. 종료 시점이 1984M1부터 1997M9일 때까지 모든 계수 추정치는 비대칭적 변동성이 암시하는 계수와 반대 부호를 가졌다. 특히 종료 시점이 1980년대 후반과 1990년 초반일 때는 부호도 반대일 뿐만 아니라 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이 결과는 ‘역’의 비대칭적 변동성을 지지한다. 하지만 종료 시점이 외환위기 시점에 가까워짐에 따라 비대칭적 변동성에 반대되는 증거의 강도는 점점 더 약해졌다. 둘째, 표본 기간의 종료 시점이 외환위기 기간 또는 그 이후일 때, 비대칭적 변동성을 지지하는 증거가 발견되었다. 종료 시점이 외환위기 기간일 때 그 증거는 상당히 강하였고 종료 시점이 외환위기 이후일 때는 그 증거가 다소 약해지지만 여전히 통계적으로는 유의하였다.

외환위기 이전 기간에서 비대칭적 변동성이 나타나지 않는다는 본 논문의 결과는 레버리지 효과가 작동하지 않은 것에 기인한 것으로 사료된다. 그것은 외환위기 이전에는 자본시장의 미성숙으로 인한 기업들의 자금 조달의 은행 대출에의 의존, 투명하지 않은 대출 심사, 정치적 입김에 휘둘리는 은행의 대출 관행 등으로 인해 레버리지를 위험에 대한 적절한 신호로 받아들이지 않는 분위기가 형성되어 있었기 때문이다.

외환위기 이전의 비대칭적 변동성의 부재가 레버리지 효과의 부재와 관련 있다면 다른 국가들의 자본시장으로 연구 대상을 확장하는 것이 의미 있을 것으로 기대된다. 우선 한국

과 같이 비슷한 시기에 외환위기를 경험한 아시아 국가들에서도 한국과 유사한 현상이 나타났을 수 있기 때문이다. 그리고 개방이 덜 되어 있고 규제가 심해서 그 발달 정도가 낮은 후진적인 자본시장에서 보편적으로 비대칭적 변동성이 나타나지 않을 가능성이 크다. 이에 대한 분석은 추후 연구 과제로 남겨둔다.

<참고문헌>

- 구병희·이윤선, 1998, 변동성과 부채효과 그리고 기업규모에 관한 실증 연구, 재무관리연구, 제15권, 1-22.
- 구본일, 2000, 한국주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구, 재무연구, 제19호, 129-159.
- 길재욱·김나영,
김경환, 2007, 외환위기 전후 주택시장 구조변화와 주택정책, 경제학연구, 제55집, 369-399.
- 김규형·김현석, 2006, 거래소시장과 코스닥시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구, 리스크관리 연구, 제17권, 3-28.
- 배진호, 2005, 외환위기와 한국 잠재성장률, 계량경제학보 제16권, 77-97.
- 변종국·조정일·정기웅, 2003, 주식수익률의 비대칭적변동성의 결정요인에 관한 연구, 재무연구, 제16권, 1-35.
- 오현탁·이현상·이치송, 2000, 한국주식시장의 시장 상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증 연구, 재무관리연구, 제17권, 45-65.
- 이병기, 2008, 외환위기 전후 기업의 구조조정과 성과변화 분석, 한국경제연구원.
- 장경찬·김현석, 2005, 주가지수선물 도입과 비대칭적 변동성에 관한실증연구, 대한경영학회지, 제 18권, 1307-1327
- 정종락·김형찬, 1995, 조건부 이분산 모형의 적합성 검진과 체계적 위험의 추정, 재무연구, 제9호, 199-225.
- 정진호, 2003, 주가수익률의 비대칭적 변동성에 관한 연구: 경남지역소재 거래소 상장기업을 중심으로, 경제연구, 제21권, 183-211.
- 정진호·정병대, 2002, 주가수익률의 비대칭적 변동성에 관한 연구, 리스크관리연구, 제13권, 97-126.
- Bae, J., Kim, C.-J., Nelson. C., Why are stock returns and volatility negatively correlated?, Journal of Empirical Finance 14, 41-58.
- Black, F., 1976, Studies of stock price volatility changes, Proceedings of the Meetings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Division, 177-181.
- Bekaert, G., Wu, G., 2000, Asymmetric volatility and risk in equity markets, Review of Financial Statistics 13, 1-42.
- Bollerslev, T., 1986, A conditionally heteroskedastic time series model of security prices and rates of return data, Review of Economics and Statistics 59, 542-547.
- Campbell, J., Hentschel, L., 1992, No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns, Journal of Financial Economics 31, 281-318.
- Christie, A., 1982, The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage, and interest rate effects, Journal of Financial Economics 31, 281-318.
- Engle, R., 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica 50, 987-1007.
- French, K., Schwert, W., Stambaugh, R., 1987, Expected stock returns and volatility, Journal of Financial Economics 19, 3-29.
- Glosten, L., Jagannathan, R., Runkle, D., 1993, On the relation between the expected value and the volatility of the national excess return on stocks, Journal of

- Finance 48, 1779-1801.
- Kim, C.-J., Morley, J., Nelson, C., 2004, Is there a positive relationship between stock market volatility and the equity premium?, *Journal of Money, Credit & Banking* 36, 339-360.
- Nelson, D., 1991, Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica* 59, 347-370.
- Schwert, W., 1989, Why does stock market volatility change over time?, *Journal of Finance* 44, 1115-1153.

<표 1> TGARCH 모형의 γ , EGARCH 모형의 γ' 의 부호와 비대칭적 변동성과의 관계

TGARCH 모형		EGARCH 모형
$\gamma > 0$	비대칭적 변동성	$\gamma' < 0$
$\gamma < 0$	'역'의 비대칭적 변동성	$\gamma' > 0$
$\gamma = 0$	대칭적 변동성	$\gamma' = 0$

<표 2> 1980년 2월부터 2013년 8월까지 자료에 대한 기술통계량

	명목수익률	물가상승률	실질수익률
평균	0.007198	0.004026	0.003172
중위수	0.003733	0.003602	-0.00017
최소값	0.410616	0.042364	0.387177
최대값	-0.3181	-0.01187	-0.3181
표준편차	0.078432	0.006238	0.078629
왜도	0.227919	1.889312	0.208428
첨도	5.518539	10.33894	5.109636
Jarque-Bera	109.9993	1144.151	77.65027
관측치 수	403	403	403

<표 3> 표본 기간의 종료 시점이 외환위기 이전일 때 γ 추정치의 움직임

표본 기간의 종료 시점	γ 추정치의 움직임 특성
1983M12 ~ 1987M10	-0.2754 주위에서 큰 변화
1987M11 ~ 1989M12	추세적 상승
1990M1 ~ 1993M10	-0.1447 주위에서 안정적 변화
1993M11 ~ 1997M9	-0.0487 주위에서 상당히 안정적 변화

주: 이 표는 표본 기간의 시작 시점은 1980M2로 고정된 상태에서 그 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 식 (1)-(3)으로 구성된 TGARCH(1,1)-M 모형을 추정하여 얻은 γ 추정치 중 τ 가 외환위기 이전 시점인 추정치들의 움직임에 나타나는 특성을 보여준다. 두 시점 사이의 ~ 부호는 왼쪽 시점부터 오른쪽 시점까지를 의미한다. 예를 들어 1993M11~1997M9는 1993M11, 1994M1, 1994M2, ..., 1997M8, 1997M9를 가리킨다.

<표 4> γ 추정치의 t -값이 -1.65이하인 외환위기 이전 시점의 표본 기간 종료 시점

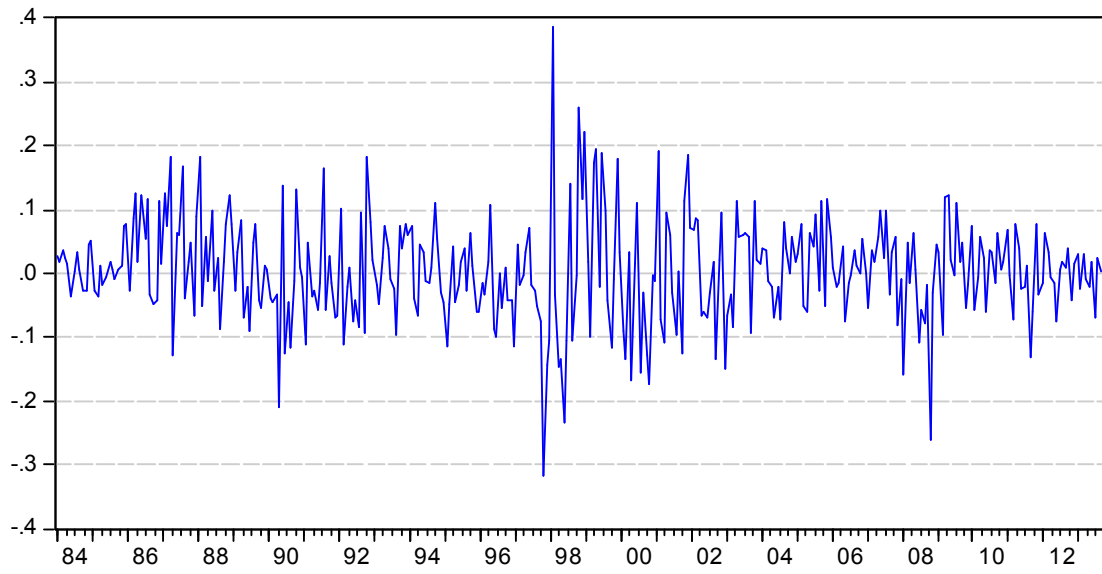
표본 기간의 종료 시점	
1984M5, 1984M11	1989M1~1989M12
1985M7, 1985M11	1990M1~1990M9, 1990M11~1990M12
1986M2~1986M12	1991M1~1991M12
1987M1~1987M12	1992M1~1992M9, 1992M12
1988M1~1988M12	1993M1~1993M5, 1993M8, 1993M9

주: 이 표는 표본 기간의 시작 시점은 1980M2로 고정된 상태에서 그 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 식 (1)-(3)으로 구성된 TGARCH(1,1)-M 모형을 추정하여 얻은 γ 추정치 중 그 추정치의 t -값이 -1.65 이하인 외환 위기 이전 시점의 τ 를 보여준다. 두 시점 사이의 ~ 부호는 왼쪽 시점부터 오른쪽 시점까지를 의미한다. 예를 들어 1993M1~1993M5는 1993M1, 1993M2, 1993M3, 1993M4, 1993M5를 가리킨다.

<표 5> 표본 기간 종료 시점이 외환위기 기간 또는 이후일 때 γ 추정치의 움직임

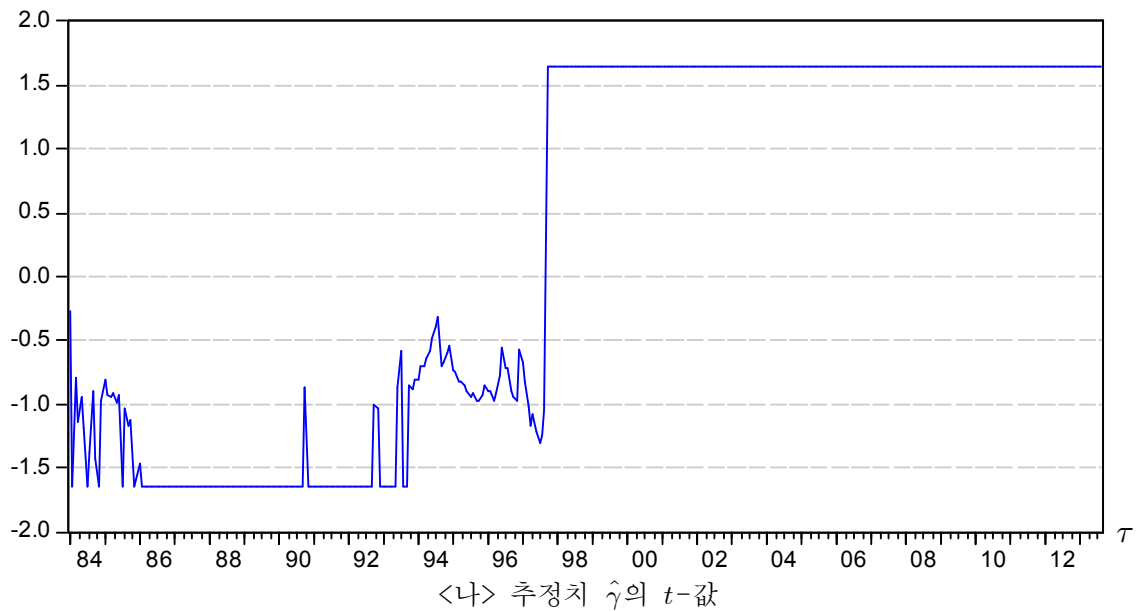
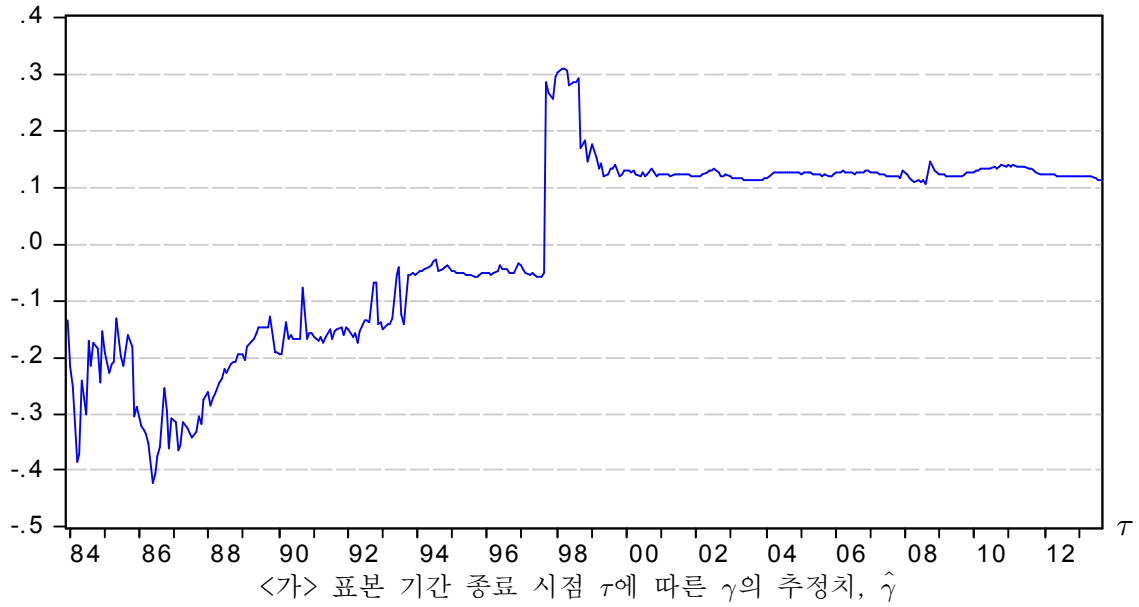
표본 기간의 종료 시점	γ 추정치의 움직임 특성
1997M10~1998M9	0.2559~0.3097 [평균 0.2891]
1998M10~2013M8	0.1057~0.1807 [평균 0.1241]

주: 이 표는 표본 기간의 시작 시점은 1980M2로 고정된 상태에서 그 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 식 (1)-(3)으로 구성된 TGARCH(1,1)-M 모형을 추정하여 얻은 γ 추정치 중 τ 가 외환위기 기간 또는 이후 시점인 추정치들의 움직임에 나타나는 특성을 보여준다. 두 시점 사이의 ~ 부호는 왼쪽 시점부터 오른쪽 시점까지를 의미한다. 예를 들어 1997M10~1998M9는 1997M10, 1997M11, ..., 1998M9를 가리킨다.



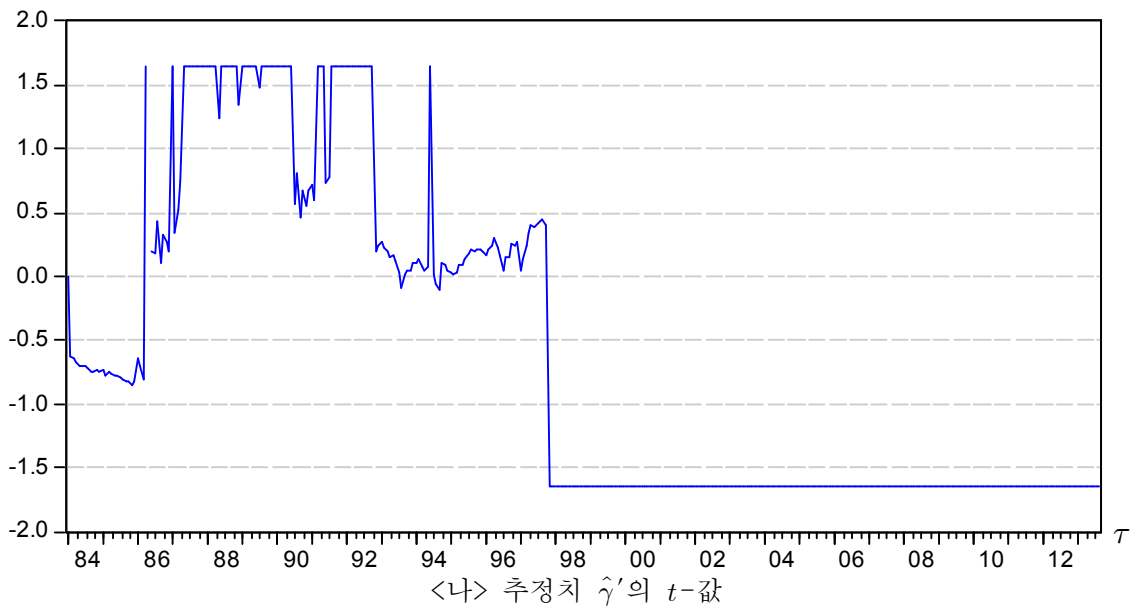
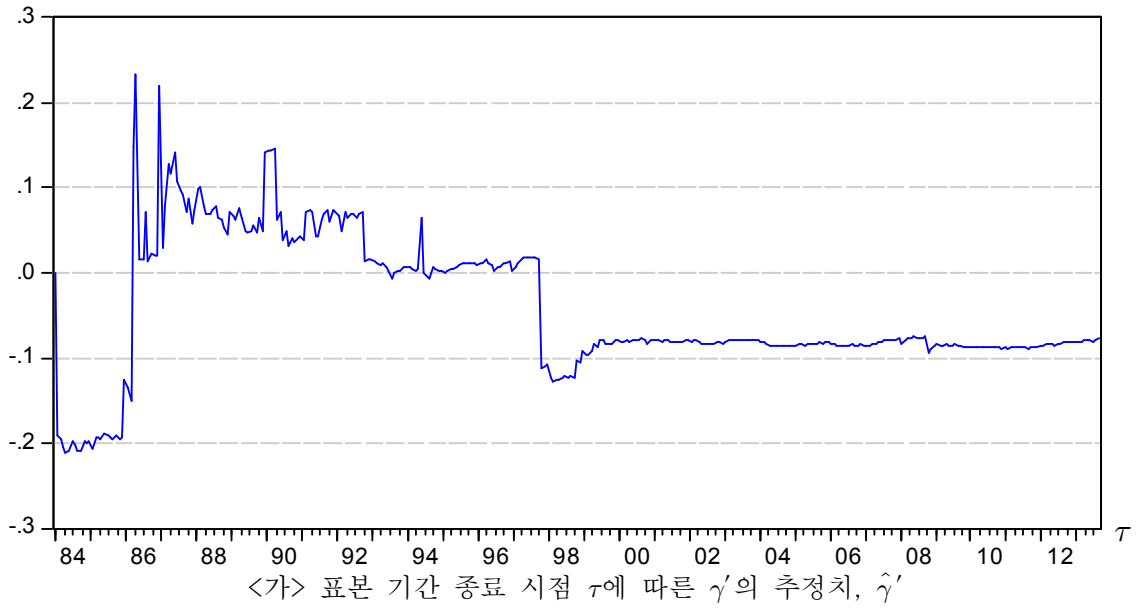
<그림 1> 코스피 지수 실질 수익률

주: 이 그림은 1980년 2월부터 2013년 8월까지의 코스피 지수의 실질 수익률이다. 코스피 지수를 로그 차분하여 얻은 명목수익률에서 소비자 물가 지수를 로그 차분하여 얻은 물가상승률을 차감하여 얻었다.



<그림 2> 표본 기간 종료 시점 τ 에 따른 추정치 $\hat{\gamma}$ 와 그 t -값 [TGARCH 모형]

주: <가>는 표본 기간의 시작 시점은 1980M2로 고정한 상태에서 그 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 식 (1)-(3)으로 구성된 TGARCH(1,1)-M 모형을 추정하여 얻은 추정치 $\hat{\gamma}$ 를 그리고 있다. 가장 빠른 τ 는 1984M1이고 가장 늦은 τ 는 2013M8이다. <나>는 각 추정치들에 대응되는 t -값이다. t -값이 1.65보다 (-1.65보다) 크거나 (작거나) 같게 나오는 경우 실제 t -값 대신 단측 검정의 5% 임계치인 1.65 (-1.65)를 표시하였다.



<그림 3> 표본 기간 종료 시점 τ 에 따른 추정치 $\hat{\gamma}'$ 와 그 t -값 [EGARCH 모형]

주: <가>는 표본 기간의 시작 시점은 1980M2로 고정한 상태에서 그 종료 시점 τ 를 한 시점씩 늘려가면서 식(1)과 식(5)로 구성된 EGARCH(1,1)-M 모형을 추정하여 얻은 추정치 $\hat{\gamma}'$ 를 그리고 있다. 가장 빠른 τ 는 1984M1이고 가장 늦은 τ 는 2013M8이다. <나>는 각 추정치들에 대응되는 t -값이다. t -값이 1.65보다 (-1.65보다) 크거나 (작거나) 같게 나오는 경우 실제 t -값 대신 단측 검정의 5% 임계치인 1.65 (-1.65)를 표시하였다.