

공매제도와 옵션 거래, 그리고 악재의 주가 반영 속도

옥기울*

<요 약>

공매(short sale)에 대한 제약이 없는 투자환경에 비해 공매에 대한 제약이 있는 투자환경에서는 주식과 같은 위험자산의 가격은 한동안 과대 평가된다. Figlewski & Webb (1993)는 공매에 대한 제약으로 인해 악재(bad news)가 주가에 과소 반영된다고 하였으며, Diamond & Verrecchia(1987)는 공매에 대한 여러 제약(short-sale constraints)으로 인해 주식시장에 호재로 작용하는 정보(favourable information)와 악재로 작용하는 정보(unfavourable information)가 주식시장에 비대칭적으로 반응하며, 악재가 주가에 더 늦게 반영된다는 것을 보였다. 그러나, 주가지수옵션의 거래는 여러 제약이 많은 공매제도로 인해 악재가 주식시장에 일시적으로 과소 반영되는 비효율성을 해결해준다. 그래서 본 연구는 주가지수옵션이라는 파생금융상품의 도입으로 인해 악재의 주가 반응 속도에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 살펴보았다.

전환(switching) GJR-MA(1) 모델을 이용한 실증분석 결과에 의하면, 주가지수옵션의 거래는 여러 제약이 많은 공매제도로 인해 악재가 주식시장에 늦게 반영되는 비효율성을 제거하게 되어, 옵션 도입 이후로 주식시장의 악재로 인한 변동성 충격(volatility shock)이 그 시장에 더욱 더 빨리 흡수되어 정보적 시장효율성(informational market efficiency)을 증대시키는 결과를 보였다.

I. 서론

Ross(1976)는 새로운 형태의 증권을 만들어서 거래기회를 확대하기 보다는 이미 거래되고 있는 기초증권에 대한 옵션을 통해 거래기회를 확대하는 것이 거래비용면에서 훨씬 저렴하기 때문에 옵션이 완전시장(complete market)을 달성하는데 있어서

*삼성증권 Capital Market팀 차장

한국재무관리학회 1998년 춘계연구발표회에서 유익한 조언을 해 주신 한양대학교 이상빈 교수님, 한국과학기술원 김인준 교수님, 인하대학교 장익환 교수님, 그리고 제주대학교 박종원 교수님께 감사드리며, 또한 본 논문을 심사하고 훌륭한 논평과 지적을 해 주신 익명의 두분 심사위원들과 편집위원장 남명수 교수님께 깊이 감사드립니다.

가장 적절한 도구라고 하였다. 그리고 옵션과 같은 파생상품시장의 개설은 그 기초시장인 현물시장의 유동성을 증진시킬 수 있으며, 또한 옵션거래에 대한 여러 정보수집 및 평가에 대한 투자자들의 노력으로 인해 이러한 정보가 옵션시장 뿐만 아니라 현물시장의 가격을 참값(true value)에 보다 접근하게 하여 현물시장을 더욱 더 효율적으로 만든다고 한다.

현물시장을 더 효율적으로 만드는 시장효율성 증대라는 옵션의 순기능을 한단계 더 나아가서 현물시장의 空賣(short sale)에 대한 제약부분과 연결해 분석해보면, 콜옵션과 풋옵션이 현물시장의 효율성 증대에 미치는 영향의 정도는 다소 다르다고 할 수 있다.

투자론의 근간인 자본자산가격결정모형이나 재정거래모형 등을 도출할 때 공매는 아주 중요한 가정 중의 하나이다. 그러나 현실적으로 공매는 어느 나라의 주식시장을 보아도 여러 제약을 담고 있어 그리 자유롭지는 않다. Jarrow(1980)는, 만약 투자자가 공매를 자유롭게 할 수 없다면 시장 포트폴리오(market portfolio)는 일반적으로 비효율적이어서(inefficient) 전형적인 CAPM도 성립될 수 없고, 거시적 관점에서 보면 자산의 균형가격에 체계적으로 영향을 준다고 하였다. Miller(1977)는 공매에 대한 제약이 없는 투자환경에 비해 공매에 대한 제약이 있는 투자환경에서는 위험자산의 가격이 더 증가한다고 주장했다. Figlewski & Webb (1993)는 공매에 대한 제약으로 인해 악재가 주가에 과소 반영된다고 주장하였다. 개별 주식 옵션을 대상으로 한 이들의 실증분석결과는, 옵션 거래는 공매의 제약으로 인한 영향을 감소시킴으로써 주식시장의 거래적(transactional) 효율성 및 정보적(informational) 효율성을 증대시킨다는 것을 보였다. 또한 Diamond & Verrecchia(1987)는 공매에 대한 여러 제약(short-sale constraints)으로 인해 주식시장에 호재로 작용하는 정보(favourable information)와 악재로 작용하는 정보(unfavourable information)가 주식시장에 비대칭적으로 반응하며, 악재가 주가에 더 늦게 반영된다는 것을 보였다.

주식시장에 참여하고 있는 투자자가 악재로 작용하는 정보를 다른 투자자보다 먼저 알았을 경우, 이 투자자가 주식시장에서 이러한 악재를 이용해 적극적으로 투자수익을 남기기 위해서는 주식을 빌려서 매도(short-selling)하면 된다. 그러나 실제로 대주해서 매도할 수 있는 공매제도는 대부분의 경우 그렇게 용이하지 않기 때문에 주식시장에 악재가 도착했을 때 그 악재가 주식시장에 빨리 반영되지 않는다. 그러나 옵션이라는 파생금융상품이 존재할 경우에는 다르다. 왜냐하면 다른 투자자보다 먼저 비공개 악재를 접한 투자자는 풋옵션을 매수하거나 혹은 콜옵션을 매도함으로써

이 악재를 이용한 수익을 남길 수 있다. 이로 인해 풋옵션 가격이 상승하거나 혹은 콜옵션 가격이 하락하면 이 가격정보가 시그널이 되어 주식시장에 파급된다. 그래서 옵션이 없는 상황과 비교해 옵션의 거래는 악재가 주식시장에 더 빨리 반영되도록 한다.¹⁾ 즉, 옵션 거래는 주식시장에서의 자유롭지 못한 공매제도로 인해 악재가 주가에 빨리 반영되지 못하는 비효율성을 감소시키거나 혹은 제거함으로써 정보적 시장 효율성을 증대시킨다는 것이다.

본 연구는 주가지수옵션을 자국에 도입한 11개 주요국가들을 연구대상으로 하여 주가지수옵션의 거래로 인해 악재(bad news)가 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 영향을 미치는 가를 실증적으로 분석한다. 악재가 주식시장에 반영되는 속도의 변화 여부를 분석하기 위해서는 먼저 주식시장에 하락요인으로 작용하는 악재와 상승요인으로 작용하는 호재를 구분할 필요가 있다. 실제로 최근에 들어서 주식시장에 도착하는 정보가 악재냐 아니면 호재냐에 따라 주식시장의 행태 즉, 주가변동성에 미치는 영향이 서로 다르다는 재미있는 연구결과가 나오고 있다 [Engle & Ng (1993), Glosten, Jagannathan, & Runkle (1993), Campbell & Hentschel (1992)]. 그래서 본 연구에서는 선행 분석으로 주식시장에의 악재와 호재를 먼저 구분하여 이들이 주가변동성에 미치는 비대칭적 영향을 살펴보고 그 다음에 옵션시장 개설후에 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 변화를 보이는 지를 분석한다.

악재와 호재가 주식시장에 미치는 비대칭적 특성을 알아보기 위해 Glosten, Jagannathan, & Runkle (1993)이 제안한 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic) 형태의 모델을 수정한 GJR 모델을 이용한다. 그리고 옵션시장 도입이후로 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 변화가 있었는 지를 분석하기 위해 GJR 모델을 수정한 전환(switching) GJR 모델을 이용한다.

1) 콜옵션의 매도로 부터 얻는 최대의 이익은 초기 옵션 프리미엄으로 한정되지만, 풋옵션의 매수로부터 얻는 이익은 악재의 정도가 심할수록 투자자에게는 더 큰 이익을 주므로 비공개 악재를 가진 투자자에게는 풋옵션의 매수가 콜옵션의 매도보다 나은 투자방법이다. 그래서 콜옵션 매도를 통한 영향보다 풋옵션 매수로 인한 영향이 더 크다고 할 수 있다. 또한 실무적으로 풋옵션의 매수는 매수대금만 있으면 되지만, 콜옵션을 매도할 때는 비방어적(covered) 콜에 대한 증거금을 납부해야 하기 때문에, 악재를 접한 투자자는 풋옵션 매수를 더 선호하게 되어 풋옵션의 가격 움직임이 콜옵션보다 악재에 대한 더 빠른 시그널이 된다고 할 수 있다.

II. 공매제도와 옵션 거래

1. 호·악재에 따른 주가변동성의 비대칭적 반응

옵션의 거래로 인해 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위해, 먼저 주식시장의 악재와 호재를 구분하고 실제로 이러한 정보의 다름으로 인해 생기는 주식시장의 행태를 살펴본다.

French & Roll(1986)은 그들의 연구에서 정보의 흐름은 주가변동성과 밀접한 관계가 있다고 하였다. 주식시장에서의 가격변동성은 수시로 도착하는 여러 정보가 주가에 반영됨으로써, 또한 그 정보의 중요도가 클수록 더 심하게 변동한다. 예를 들어 우리나라의 경우 외국인 한도확대의 발표, 채권시장 조기개방, 외환시장에서의 엔화강세와 같은 호재(good news) 및 한보그룹의 부도, 기아그룹의 부도유예결정, 한국통신주의 조기상장과 같은 악재(bad news)등이 주식시장에 도착할 때마다 주가는 크게 변동한다. 만약 이러한 정보가 시장에 제때에 반영되지 않는다면, 미래기대치의 현가에 따라 정해지는 자산의 가격은 미래기대치의 현가를 향해 서서히 움직일 것이다. 또한 Ross(1989)는 주가변동성이 정보흐름(information flow)의 측도라고 주장하였다. 그래서 주가변동성은 곧 주식시장에 있어서의 정보의 표현이며, 주가변동성이 시간에 따라 변하는 이유는 이러한 주가에 관련된 정보가 수시로 주식시장에 반영되어 이것이 주가를 움직이게 한다는 것이다.

그런데 최근에 들어서 재미있는 이슈는 이러한 주가에 영향을 주는 정보가 악재나 아니면 호재나에 따라 주가변동성에 반영되는 정도가 비대칭적(asymmetric)이라는 것이다. 주가변동성의 정보에 대한 비대칭적 반응은 Black (1976)에 의해 제기되었으며, 그 이후로 French, Schwert, & Stambaugh (1987), Nelson (1990), Schwert (1990), 그리고 Pagan & Schwert (1990) 등에 의해 연구되어 왔다. 최근에 들어서는 Engle & Ng (1993), Glosten, Jagannathan, & Runkle (1993), Campbell & Hentschel (1992) 등이 GARCH 모델을 응용한 여러 형태의 비대칭적 GARCH 모델을 이용하여 정보에 대한 주가변동성의 비대칭적 반응을 분석하였다. Engle & Ng는 일본 주식시장에 있어서의 정보에 대한 주가변동성의 비대칭적 반응을 GARCH 모델을 변형한 여러 모델을 이용하여 실증적으로 분석하였다. 이들의 연구결과에 의하면, 일본 주식시장에서는 호재에 비해 악재가 주가변동성에 더 큰 영향을 미친다고 하였다. Glosten, Jagannathan, & Runkle 은 1951년에서 1989년까지의 CRSP(Center for Research in

Security Prices)의 가치가중지수(value-weighted index)의 월별 데이터를 이용하여 미국 주식시장에 대해 분석하였는데, 예기치 못한 음의 수익률-즉, 악재로 인한 주가 하락-은 주가변동성을 증가시키고, 예기치 못한 양의 수익률-호재로 인한 주가상승-은 주가변동성을 감소시키는 결과를 보였다.

그래서 본 연구에서는 이러한 접근방법에 따라 선행 분석으로 악재와 호재가 주식시장의 가격변동성에 미치는 비대칭적 반응을 먼저 살펴본다.

2. 공매제도와 옵션 거래로 인한 악재의 주식시장 반영 속도

옵션이라는 투자 도구가 존재하지 않는 시장에서 현물시장 상승이 예상될 때는 주식 자체를 매수하면 되고, 현물시장 하락이 예상될 때는 보유 주식을 매도하거나 주식을 빌려서 매도하는 空賣를 해야한다. 그런데 주식을 보유하고 있지 않은 투자자의 입장에서 보면, 상승장이 예견될 때나 혹은 호재를 접했을 경우에는 주식을 매수하면 되는데, 하락장이 예견되거나 혹은 주식시장에 악재가 되는 정보를 접했을 경우에는 공매(short sale)를 해야 한다. 그러나 실무적으로 보면 공매는 그렇게 자유롭지가 못하다. 그래서 여러 학자가 주장하는 것처럼, 공매에 대한 제약이 없는 투자환경에 비해 공매에 대한 제약이 있는 투자환경에서는 공매에 대한 제약으로 인해 악재가 주가에 과소 반영된다. 그런데 옵션시장이 존재하면, 하락장이 예상되거나 주식시장에 악재가 발생했을 때 주식을 보유하지 않은 투자자는 풋옵션을 매수하거나 혹은 콜옵션을 매도함으로써 공매의 제약으로 인한 문제점을 해결할 수 있다. 그러므로 풋옵션 가격 증가 및 콜옵션 가격 하락으로 인해 악재가 주식시장에 더 빨리 파급된다. 그래서 공매에 대한 제약이 상존해있고 옵션이라는 투자 도구가 없는 상황과 비교해보면, 옵션 시장의 존재는 공매의 제약으로 인해 악재가 주식시장에 빨리 반영되지 못하는 비효율성을 제거함으로써, 악재가 주가에 더 빨리 반영될 수 있도록 한다.

Diamond & Verrecchia(1987)는 공매에 대한 여러 제약(short-sale constraints)이 주식시장에 도착하는 여러 정보가 주가에 반영되는 속도에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 살펴보았다. 이들의 연구 결과에 의하면, 공매에 대한 제약은 비공개 정보(private information), 특히 좋지않은 뉴스가 주가에 반영되는 속도를 더디게 한다는 것이다. 즉, 주식시장에 호재로 작용하는 정보(favourable information)와 악재로 작용하는 정보(unfavourable information)가 주식시장에 비대칭적으로 반응하며, 악재가 주가에 더 늦게 반영된다는 것을 보였다.

결국 공매에 대한 여러 제약은 악재의 주식시장 반영 속도를 더디게 하여 주식시장을 비효율적으로 만들게 되는데, 옵션의 존재는 이러한 공매에 대한 제약으로 인해 주식시장에 악재가 반영되는 속도를 더디게 하는 것을 해결할 수 있다. 즉, 악재를 이용한 풋옵션 매수 및 콜옵션 매도는 풋옵션의 가격 상승 및 콜옵션의 가격 하락으로 이어져 이로 인해 악재가 주식시장에 빨리 과급됨으로, 옵션의 존재는 이러한 악재 형태의 비공개정보가 시장에 더욱 더 빨리 반영되게 하여 정보적 시장효율성(informational market efficiency)을 증대시킨다.

본 연구에서는 옵션 거래로 인해 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떤 변화를 주는가를 분석하기 위해 GJR 모델을 수정한 전환 GJR 모델을 이용한다.

III. GJR-MA와 전환 GJR-MA

1. GJR-MA 모델과 주기변동성의 비대칭적 반응

주기변동성은 시간에 따라 변한다고(time-varying) 한다. 주기변동성을 예측하고, 이러한 주기변동성이 시간에 따라 변하느냐의 여부를 분석하는 것은 Engle (1982)에 의해 제시된 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedastic) 모델에서 출발한다. ARCH 모델은 Bollerslev (1986)에 의해 일반화되었으며, 이러한 형태의 모델은 많은 연구(French, Schwert, & Stambaugh 1987, Akgiray 1989, Lamoureux & Lastrapes 1990, Baillie & DeGennaro 1990, Lee & Ohk 1991, 1992, Campbell & Hentschel 1992, Engle & Ng 1993 등)에서 밝혀졌듯이, 일별 주식수익률의 행태를 잘 표현해주는 방법론이다. 그런데, GARCH 형태의 모델은 악재·호재의 여부에 따라 조건부 주기변동성의 크기가 다르다고 할 때 이를 구분하여 반영할 수가 없다. 즉, GARCH 모델은 주식시장에 도착하는 정보가 악재나 아니면 호재냐에 따라 달리 반응하는 주기변동성의 비대칭적 행태를 분석할 수 없다. 그래서 만약에 예기치못한 음의 수익률 충격이 같은 크기의 양의 수익률 충격보다 변동성에 더 큰 영향을 준다면, GARCH 모델은 악재에 의한 변동성의 크기를 과소 반영하고 호재에 의한 변동성의 크기를 과대 반영하게 된다.

주기변동성의 정보에 대한 비대칭적 반응을 표현할 수 있는 비대칭적(asymmetric) GARCH 형태의 모델을 설명하기 위해, R_t 를 $t-1$ 에서 t 기까지의 일별수익률이라고

하고, Ω_{t-1} 를 t-1기에서 취득할 수 있는 모든 정보집합이라 둔다. 투자자는 t-1 기에 투자를 할 때 t-1 기의 정보를 모두 안다고 본다. 그래서 t-1기의 정보를 안다는 가정 하에서의 조건부 기대수익률과 조건부 분산을 각각 \overline{R}_t, h_t 로 둘 경우, $\overline{R}_t \equiv E(R_t | \Omega_{t-1}), h_t \equiv (R_t | \Omega_{t-1})$ 이다. 그러면 t기의 예기치 못한(unexpected) 수익률은 $\varepsilon_t \equiv R_t - \overline{R}_t$ 이며, ε_t 는 t기의 뉴스의 집합이라고 할 수 있다. 그래서 양의 ε_t 예기치 못한 주가 상승-는 증시에 호재(good news)가 발생했다는 것을 말하고 음의 ε_t 는 약재(bad news)가 주가에 반영되어 주가가 하락했다는 것을 의미한다. 여기에서 잔차로 표현되는 예기치 못한 주식수익률의 절대치인 $|\varepsilon_t|$ 의 값이 크다는 것은 주가가 크게 변동했다는 것이다.

Bollerslev (1986)에 의해 제시된 GARCH 모델은, t-1기 정보의 축도인 주가의 예기치 못한 변화 즉 t-1 기의 잔차 제곱과, t-1 기 전의 모든 정보를 반영한 t-1기의 조건부 주가변동성이, t기의 조건부 주가변동성을 표현할 수 있도록 한 모델이다. Bollerslev (1986)의 GARCH(p,q) 모델은 다음과 같다.

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_i^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j h_{t-1} \quad (1)$$

Bollerslev et al.(1992)은 실증적 연구를 통해 GARCH(1,1)이 가장 적합하다고 한다.

ARCH 모델이나 이를 일반화한 GARCH 모델이 주가변동성의 시간변동 및 주식시장의 주가행태를 잘 표현해주는 강력한 방법론이지만, 이 모델은 최근에 들어서 이슈가 되는 정보에 대한 주가변동성의 비대칭적 반응을 분석할 수는 없다. 즉, t-1기의 뉴스의 집합체인 ε_{t-1} 가 t기의 조건부 변동성에 동일하게 반응하도록 구성된 GARCH 모델은 부적절하다는 것을 의미한다. 그래서 GARCH 모델을 수정한 여러 형태의 모델들 - Nelson (1990)의 EGARCH(exponential GARCH), Engle (1990), Sentana(1991) 및 Campbell & Hentschel (1992)의 QGARCH(quadratic GARCH), Glosten, Jagannathan, & Runkle (1989)의 GJR 모델 -이 최근에 들어 주가변동성의 비대칭적 반응을 분석하는 연구방법론으로 제시되었다. Engle & Ng (1993)이 몬테카를로 시뮬레이션을 이용해 분석한 결과에 의하면, 이러한 여러 모델 중에서 Glosten,

Jagannathan, & Runkle의 GJR 모델이 가장 나은 방법론으로 검증되었다. GJR 모델은 다음과 같다.

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_D S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

여기에서

$$S_t^- = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

여기에서 S_t^- 은 t 기의 잔차의 값 ε_t 가 음이면 1의 값을, 음이 아니면 0의 값을 가지는 가변수(dummy variable)이다. 식을 보면 알 수 있듯이, 계수 α_D 를 가진 $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$ 항목이 주가변동성의 정보에 대한 비대칭성을 표현한다. 계수 α_D 가 양의 값을 보이면, 이는 곧 $t-1$ 기의 음의 ε_{t-1} (약재)가 양의 ε_{t-1} (호재)보다 t 기의 조건부 주가변동성을 더 증가시킨다는 것을 의미한다. 그래서 위의 모델은 주식시장에 있어서의 약재와 호재를 구분하고 또한 이들의 비대칭적 반응을 분석할 수 있다.

본 연구에서는 여기에서 한걸음 나아가 주가수익률의 예기치 못한 수익률을 구하기 위해 혹은 수익률의 자기상관 문제를 해결하기 위해 GJR 모델을 수정한 아래와 같은 GJR-MA(1)(Moving Average(1)) 모델을 제시한다.

$$R_t = \beta + \mu_t \quad (3)$$

$$\mu_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (4)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_D S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

여기에서

$$S_t^- = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

GJR 모델에서 MA(1) 모델을 포함한 것은 두가지 측면에서 설명될 수 있다. 첫째, 약재로 표현되는 예기치 못한(unexpected) 음의 수익률과 호재로 표현할 수 있는 예기치 못한 양의 수익률이 조건부 주가변동성에 미치는 반응이 비대칭적이냐의 여부

를 분석하기 위해서는 주가수익률 중에서 예측가능한(predictable) 부분을 제외해야 한다. 이를 위해서 MA(1) 모델을 GJR 모델에 포함한다. 예측치 못한 수익률, 즉 백색 잡음(white noise)를 구하기 위해 t 기의 주식수익률을 종속변수로 하고 그전의 주식수익률을 독립변수로 한 AR(k)(Autoregressive Processes(k);여기에서 k 는 시차(lag)의 수) 회귀분석을 행하기도 한다. MA(1)은 호환조건(invertibility; $|\theta| < 1$)과 과거 수익률의 영향이 시간이 지남에 따라 감소한다는 조건만 만족하면 AR(∞)와 같다. [자세한 설명을 위해서는 Abraham & Ledolter (1983, pp. 214-215)를 참조.] 그래서 본 연구에서는 주식수익률의 예측가능한 부분을 제거하기 위해 MA(1) 모델을 GJR 모델에 포함한다.

둘째로는, GJR 모델같은 GARCH 형태의 모델은 오차의 순차적 비상관성을 가정하므로, 이런 문제를 해결하지 않으면 순차적 상관관계에 의해서 모수 추정결과가 왜곡될 수도 있다. Scholes & William(1977)와 Cohen et al.(1980)은 그들의 연구에서 주식의 비동시적 거래(nonsynchronous trading)와 최소가격변동폭은 주가수익률에 있어서 순차적 상관관계(serial correlation)를 야기시킨다고 한다. Scholes & William(1977), Bollerslev(1987), French, Schwert & Stambaugh(1987) 및 Lee & Ohk (1992)에 의하면, 주가지수 수익률의 순차적 상관관계는 MA(1)모델을 이용함으로써 해결될 수 있다고 하였다. 그래서 본 연구에서는 일별 수익률의 순차적 상관관계로 인한 GJR 모델의 모수추정시의 왜곡된 결과를 방지하기 위해 GJR 모델에 일차 이동평균모델을 포함한다.

2. 전환(Switching) GJR-MA 모델

앞서 설명한 GJR-MA 모델은 주식시장에 도착하는 정보가 악재냐 아니면 호재냐를 구별하여 호·악재에 따라 주가변동성이 어떻게 다르게 반응하는 가를 분석하기 위한 모델이다. 여기에서는 한걸음 나아가, 본 연구의 주목적인 주가지수옵션의 상장으로 인해 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떤 변화가 있는가를 분석하기 위한 전환 GJR-MA(1) 모델을 제시한다.

GJR-MA(1) 모델에서, 조건부 주가변동성 부분을 아래와 같이 수정한다. 이 모델은 옵션 도입이후로 $t-1$ 기의 정보의 집합인 잔차 제곱이 t 기의 주가변동성에 미치는 영향의 크기에 어떤 구조적 변화가 있는 지를 알아볼 수 있다.

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_D S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_D L_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (5)$$

여기에서

$$S_t^- = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

$$L_t = \begin{cases} 1, & t \geq t^* \\ 0, & t < t^* \end{cases}$$

$$L_t^- \equiv L_t S_t^- = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \text{ 이고 } t \geq t^* \\ 0, & \text{그외} \end{cases}$$

여기에서 t^* 는 주가지수옵션 상장일이며, L_t 는 t 가 주가지수옵션 상장일 t^* 및 그 이후일 때는 1의 값을, 상장일 이전일 경우에는 0의 값을 가지는 가변수 (dummy variable)이다. 따라서 본 모델에 포함되는 가변수인 L_t^- 는 위의 수식에서 알 수 있듯이, 주가지수옵션 상장일 t^* 및 그 이후이고 잔차의 값 ε_t 가 음이면 1의 값을, 그외는 0의 값을 가지는 가변수이다. 그래서 계수 δ_D 를 가진 $L_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$ 항목이 옵션의 상장 이후로 주식시장의 악재가 주식시장에 반영되는 속도의 변화를 측정하게 된다. 위 모델에서 t 기의 주가변동성 h_t 는 $t-1$ 기의 잔차제곱 ε_{t-1}^2 및 $t-1$ 기의 주가변동성 h_{t-1} 의 함수이며, $t-1$ 기의 주가변동성인 h_{t-1} 는 $t-2$ 기 및 그 이전의 잔차제곱 $\varepsilon_{t-2}^2, \varepsilon_{t-3}^2, \dots$ 의 함수임을 알 수 있다. 그래서 L_{t-1}^- 의 계수인 δ_D 가 0이 아닌 유의적인 값을 가지면, 옵션 도입 이후로 음의 잔차 제곱 $\varepsilon_{t-1}^2 (\varepsilon_{t-1} < 0)$ 즉 $t-1$ 기의 악재가 t 기의 주가변동성에 미치는 영향에 어떤 변화가 있었다는 것을 의미한다. 만약 δ_D 가 양의 값을 보이면, 이는 $t-2$ 기 이전에 발생한 악재가 t 기의 주가변동성에 미치는 영향에 비해 $t-1$ 기에 발생한 악재가 t 기의 주가변동성에 미치는 영향이 옵션 도입이후로 더 커졌다는 것을 말한다. 앞서 언급했듯이, 주가변동성은 주식시장에 있어서 정보의 반영에 대한 표현이며, 변동성 충격은 정보 묶음 (information packet)이라고 할 수 있다. 그러므로 δ_D 의 값이 양이라는 것은 옵션 도입 이후로 악재로 인해 발생하는 주식시장의 여러 변동성 충격 (volatility shock)이 그 시장에 더욱 더 빨리 흡수되었다는 것을 의미한다.

본 연구에서는 주가지수 수익률의 특성을 세부적으로 분석한다는 측면에서 전환 GJR-MA 모델뿐만 아니라 주가변동성의 시간변동성을 일차적으로 보기위해 대칭적 GARCH-MA 모델을 수행하고, 또한 이러한 시간변동 주가변동성의 비대칭적 반응을 보기위해 GJR-MA 모델도 수행한다. 그리고 대칭적 GARCH-MA 모델, GJR-MA 모델, 그리고 전환 GJR-MA 모델 모수의 최우추정치(maximum likelihood estimate)를 구하기 위해 Berndt, Hall, Hall, & Hausman (1974)에 의해 제시된 BHHH 알고리즘에 기초를 둔 대수우도함수(log likelihood function)를 최대화하는 비선형 최적화기법(nonlinear optimization technique)을 이용한다.

그리고 각 모델의 타당성분석을 위해서 GJR-MA(1) 모델은 GARCH-MA(1) 모델과의 대수우도값(log-likelihood) 비교가 필요하며, 또한 전환 GJR-MA(1) 모델은 GJR-MA(1) 모델과의 대수우도값비교가 필요하다. 최우추정량(maximum likelihood estimator)과 관련된 모델의 타당성검증을 위한 검정방법에는 Wald 검정방법, 라그랑지 승수(Lagrange multiplier) 방법 및 우도비(likelihood ratio) 방법의 세가지가 있는데, 본 연구에서는 가장 일반적으로 이용하는 우도비(LR:likelihood ratio) 통계량을 가지고 평가한다. $L(\Phi_0)$ (여기에서 $\Phi_0 \equiv (\beta, \theta, \gamma_0, \gamma_1, a)$) 과 $L(\Phi_a)$ (여기에서 $\Phi_a \equiv (\beta, \theta, \gamma_0, \gamma_1, a, a_D)$) 이 각각 귀무가설인 모델과 대립가설인 가변수를 추가한 모델의 최우대수함수값(maximum log-likelihood function value)이라고 할 때, $LR = 2[L(\Phi_a) - L(\Phi_0)]$ 은 점근적(asymptotic) χ^2_k (여기서는 k=1)분포를 따른다. 자유도(degree of freedom) k는 대립가설과 귀무가설의 추정모수 갯수의 차이이며, 추정된 LR 검정통계량의 값이 χ^2_k 의 값보다 클 때 귀무가설은 기각된다.

IV. 실증분석

1. 연구대상 주가지수의 통계적 특성

(1) 분석대상과 자료의 출처

본 연구는 옵션의 상장후에 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위해 현재 주가지수옵션시장이 개설되어 있는 11개국의 주식시장

을 분석대상으로 한다.

<표 1>은 각국의 주가지수옵션의 도입시기 및 대상지수 그리고 상장된 거래소가 어
 단지를 보여준다.

<표 1> 주요국가의 주가지수옵션 대상지수와 도입시기

국명	대상지수	거래소	지수옵션 도입시기
캐나다	TSE 35	TSE	1987.5.27.
프랑스	CAC 40	MATIF	1988.11.3.
독일	DAX	DTB	1991.8.16.
홍콩	Hang Seng	HKFE	1993.3.5.
일본	Nikkei 225	OSE	1989.6.12.
네덜란드	EOE Index	EOE	1987.5.18.
노르웨이	OBX	OSE	1990.6.28.
스웨덴	OMX	OM	1986.12.18.
스위스	SMI	SOFFEX	1988.12.7.
영국	FT-SE 100	LIFFE	1984.5.3.
미국	S&P 100	CBOE	1983.3.11.

주) CBOE: Chicago Board Options Exchange

DTB: Deutsche Terminbourse

EOE: European Options Exchange

HKFE: Hong Kong Futures Exchange

LIFFE: London International Financial Futures Exchange

MATIF: Marche a Terme International de France

OM: Stockholm Options Market

OSE: Osaka Securities Exchange

OSE: Oslo Stock Exchange

SOFFEX: Swiss Options & Financial Futures Exchange

TSE: Toronto Stock Exchange

각국별로 주가지수옵션이 도입되기 전 250거래일로 부터 도입후 250거래일까지의
 약 2년에 걸친 일별 주가지수 자료를 이용한다. 실증적 분석을 위해 사용된 각국의
 대표적 지수는 다음과 같으며 이 주가지수 데이터의 출처는 Datastream 이다.

캐나다: Toronto Composite 300

프랑스: Datastream Market Index

- 독일: Deutsche Aktien Index (DAX 30)
- 홍콩: Hang Seng Index
- 일본: Nikkei 225
- 네덜란드: CBS All Share
- 노르웨이: Oslo Stock Exchange Index
- 스웨덴: Datastream Market Index
- 스위스: Swiss Bank Corporation General
- 영국: FT All Share
- 미국: S&P Composite

(2) 각국별 주가지수 수익률의 통계적 특성

주가지수의 일별 수익률은 일반적으로 잘 이용하는 당일지수대 전날지수 비의 자연로그로 정의된다. 즉, $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ 여기에서 P_t 는 t일의 주가지수값이다.

분석대상 국가별로 주가지수옵션의 거래가 시작되기 전과 후의 각 250거래일 동안의 주식시장의 수익률에 대한 특성을 알아본다. <표 2>는 각국의 주가지수옵션 시장 개설 도입전후 약 2년에 걸친 주가지수 수익률의 평균, 표준편차, 최소값, 중앙값, 최대값, 왜도(skewness) 및 초과첨도(excess kurtosis)를 보여준다. 주가지수옵션 상장 전후로 주식시장이 가장 활황이었던 나라는 홍콩이었으며, 가장 침체했던 나라는 네덜란드였다. 그리고 투자위험도 지표인 표준편차가 가장 큰 나라는 가장 활황세를 탔던 홍콩이었으며, 주가수익률의 표준편차가 가장 작았던 나라는 영국이었다.

왜도는 그 분포의 대칭도를 의미하고, 첨도는 분포의 뾰족한 정도(peakness)와 꼬리부분의 두터운 정도(thickness)를 나타낸다. 왜도를 보면, 영국을 제외하고는 모든 국가의 주가수익률의 분포가 비대칭을 이루고 있다는 것을 알 수 있다. 또한 첨도를 보면 알 수 있듯이, 모든 국가의 주가수익률 자료의 분포는 정규분포에서 벗어나 정규분포보다 꼬리부분이 두텁고 가운데 윗부분이 뾰족한(leptokurtic rather than the normal) 분포를 가진다. 일별 주가수익률이 정규분포를 따르지 않는다는 것은 많은 연구결과에 의해 잘 알려진 사실이다.

<표 2> 주요국 주가지수 일별 수익률의 특성

국가	평균(%)	표준편차	최소값	중앙값	최대값	왜도	첨도
캐나다	.0153	.0114	-.1201	.0005	.0865	-2.6529 (.000)***	37.9555 (.000)***
프랑스	.1035	.0101	-.0650	.0008	.0362	-.6399 (.000)***	4.5941 (.000)***
독일	-.0018	.0122	-.0987	.0000	.0729	-.3649 (.001)***	12.8429 (.000)***
홍콩	.1541	.0159	-.0835	.0010	.0571	-.5600 (.000)***	3.7039 (.000)***
일본	.0334	.0092	-.0683	.0004	.0472	-1.0796 (.000)***	10.6661 (.000)***
네덜란드	-.0217	.0153	-.1199	.0000	.0984	-.8570 (.000)***	15.5228 (.000)***
노르웨이	.0285	.0117	-.1116	.0000	.0407	-1.7410 (.000)***	17.2666 (.000)***
스웨덴	.0365	.0153	-.0809	.0009	.0745	-.8599 (.000)***	6.7440 (.000)***
스위스	.0612	.0086	-.0939	.0006	.0382	-2.8917 (.000)***	32.3902 (.000)***
영국	.0778	.0075	-.0259	.0013	.0267	-.1325 (.228)	0.8570 (.000)***
미국	.0619	.0099	-.0405	.0000	.0465	.4219 (.000)***	1.8324 (.000)***

주) 괄호안은 p값임.

* :10% 유의수준, ** :5% 유의수준, ***:1% 유의수준

2. 옵션 거래와 악재가 주가에 반영되는 속도

주식시장에 도착하는 좋지않은 정보(unfavourable information), 즉 악재가 옵션 도입이후로 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 차이를 보이는지를 알아보기 위해 본 연구에서는 먼저 각 나라의 주가지수옵션 상장일 전후 250거래일간의 수익률 데이터를 이용하여 동일한 가중치를 둔(equally weighted) 국제 포트폴리오를 구성한다. 실제로 주식시장의 움직임은 주가지수옵션의 거래뿐만 아니라 각국별 특이한 시장상황

인 여러 거시경제적 요소의 변동, 정치적 변화, 제도 변화 및 시장구조의 차이 등의 해아릴 수 없는 많은 요인과 결부되어 있다. 그래서 이러한 주식시장을 움직이는 여타 요인들을 통제해야 한다. 옵션 도입이라는 요인외의 다른 요인들을 통제하기 위해 이 포트폴리오의 수익률을 이용하여 실증적으로 분석한다. 이러한 분석방법은 일종의 '사건연구(event study)' 방법론으로 분류될 수 있다.

주식시장에 도착하는 정보의 호·악재를 구분하여 악재냐 아니면 호재냐에 따라 주가변동성에 반영되는 정도가 비대칭적(asymmetric)이냐의 여부를 먼저 실증적으로 알아보기 위해 Glosten, Jagannathan, & Runkle (1989)에 의해 제안된 GJR 모델을 수정한 GJR-MA(1) 분석을 수행한다. 또한 주가변동성의 비대칭적 반응에 대한 실증 추정치와의 비교를 위해 대칭적 GARCH-MA(1) 분석도 수행한다.

<표 3>은 각국의 주가지수 수익률의 동일 가중치인 국제 포트폴리오의 GARCH-MA(1)과 GJR-MA(1) 분석결과를 보여준다.²⁾ GARCH-MA(1) 및 GJR-MA(1) 모수의 최우추정치(maximum likelihood estimates)를 구하는데 있어서 앞서 언급한 BHHH 알고리즘에 기초를 둔 비선형 최적화 기법(nonlinear optimization technique)을 이용한다.

<표 3> 호·악재의 구분에 따른 주가변동성의 비대칭적 반응

모수	GARCH-MA(1)		GJR-MA(1)	
	추정치	p값	추정치	p값
$\beta(\times 10^2)$	0.0857	0.000(***)	0.0768	0.000(***)
θ	-0.1835	0.000(***)	-0.1727	0.000(***)
$\gamma_0(\times 10^4)$	0.0157	0.002(***)	0.0155	0.003(***)
γ_1	0.7767	0.000(***)	0.8073	0.000(***)
α	0.1180	0.001(***)	-0.0130	0.686
α_D	-	-	0.1903	0.001(***)
대수우도값	2549.46		2556.57	
LR 통계치	14.22(***)			

주) χ^2_1 통계량은 10%, 5%, 1% 유의수준에서 각각 3.841, 5.024, 7.879이다.

* :10% 유의수준, ** :5% 유의수준, ***:1% 유의수준.

2) 일반적으로 GARCH 형태의 모델은 잔차가 정규분포를 따른다고 가정한다. 그러나 잔차가 정규분포 조건을 충족시키지 못할 수도 있으므로 이에 대한 검증이 필요하다. 그래서 만약 정규분포의 조건을 충족시키지 못하면 Bollerslev & Wooldridge (1992)의 robust standard error를 구하는 방법으로 모수의 최우추정치를 구해야 한다. 이러한 점을 지적해주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

대칭적 GARCH 분석을 먼저 하는 이유는 일반적으로 주가지수 수익률의 변동성은 시간에 따라 변하는 데, 이들의 가중치로 이루어진 국제 포트폴리오 수익률의 변동성도 시간에 따라 변하는가를 살펴보고, 또한 비대칭적 모델인 GJR 을 이용한 실증분석결과와의 비교를 위해서이다. <표 3>의 GARCH 분석결과에 의하면, 주가변동성의 시간변동을 나타내는 계수인 α 와 γ_1 의 추정치가 모두 유의적인 양의 값을 가진다. 이는 GARCH 형태의 모델이 주가변동성의 시간변동을 추정할 수 있다는 점에서 주가수익률의 행태를 나타내는 아주 적절한 모델임을 의미한다. 국제 포트폴리오 수익률의 순차적 상관관계를 나타내는 계수인 θ 의 추정치는 -0.1835로 유의적인 음의 값을 가진다. 이는 국제 포트폴리오 수익률이 양의 순차적 상관관계를 가진다는 것을 의미하며, 또한 국제 포트폴리오 수익률에서 예측가능한(predictable) 부분이 있다는 것을 의미한다. 그래서 GARCH 나 GJR 모델을 이용할 경우에는 MA 요소를 모델에 포함시켜 이러한 예측가능한 부분을 제거해야 한다.

또한 <표 3>은 예기치 못한 음의 수익률-즉, 악재로 인한 주가하락-과 예기치 못한 양의 수익률-호재로 인한 주가상승-이 주가변동성에 미치는 비대칭적 반응을 분석한, 계수 α_D 를 가진 $S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$ 항목을 포함한, GJR-MA(1) 분석 결과를 보여준다. 주가변동성의 호·악재에 대한 비대칭성을 표현하기 위한 S_t^- 은 t기의 잔차의 값 ϵ_t 가 음이면 1의 값을, 양이면 0의 값을 가지는 가변수이다. 계수 α_D 은 0.1903이라는 유의적인 양의 값을 보이는데, 이는 곧 t-1 기의 음의 ϵ_{t-1} (악재)가 양의 ϵ_{t-1} (호재)보다 t기의 조건부 주가변동성을 더 증가시켰다는 것을 의미한다. 이는 정보가 주가변동성에 미치는 반응이 비대칭적이며, 또한 각 시점에 있어서 주가변동성을 예측할 때, 주식시장에 도착하는 정보의 악재 및 호재여부를 구분해야 한다는 것을 의미한다.

그리고 또한 GARCH-MA 모델과 가변수 항목이 포함된 GJR-MA 모델의 수행후의 대수우도값(log-likelihood)을 보면, GJR-MA 모델을 이용했을 경우가 크다는 것을 알 수 있다. <표 3>에서의 추정된 LR 검정통계치, $LR=2[L(\Phi_a)-L(\Phi_0)]$ (여기에서 $\Phi_a \equiv (\beta, \theta, \gamma_0, \gamma_1, \alpha, \alpha_D)$, $\Phi_0 \equiv (\beta, \theta, \gamma_0, \gamma_1, \alpha)$)을 보면 알 수 있듯이, 이는 유의적으로 귀무가설을 기각한다. 즉, GARCH-MA(1) 모델보다 주가변동성에 미치는 비대칭적 반응을 포착할 수 있는 계수 α_D 를 가진 $S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$ 항목을 포함한 GJR-MA(1) 모델이 더 타당하다는 것을 의미한다.

<표 4> 옵션 거래가 약재의 주가 반영 속도에 미치는 영향

모수	전환 GJR-MA(1)	
	추정치	p값
$\beta(\times 10^2)$	0.0725	0.000(***)
θ	0.1752	0.000(***)
$\gamma_0(\times 10^4)$	0.0193	0.009(***)
γ_1	0.7923	0.000(***)
α	-0.0268	0.415
α_D	0.1154	0.033(**)
δ_D	0.1247	0.083(*)
대수우도값	2558.44	
LR 통계치	3.74	

주) χ^2_1 통계량은 10%, 5%, 1% 유의수준에서 각각 3.841, 5.024, 7.879이다.

* :10% 유의수준, ** :5% 유의수준, ***:1% 유의수준.

옵션 거래 이후로 약재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떠한 변화가 있었는지를 알아보기 위해, 11개국의 주가지수 수익률로 이루어진 국제 포트폴리오를 이용한 전환 GJR-MA(1) 분석을 행한다. <표 4>는 호·약재가 주가변동성에 미치는 비대칭적 반응을 분석하고, 또한 옵션 도입이후로 약재가 주가에 반영되는 속도의 변화 여부를 측정하기 위해, 계수 α_D 를 가진 $S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$ 항목과 계수 δ_D 를 가진 $L_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$ 항목을 포함한, 전환 GJR-MA(1) 분석 결과를 보여준다. L_t^- 는 앞서 설명했듯이 주식시장의 거래일 데이터가 주가지수옵션 상장일 t^* 이후이고 잔차의 값 ϵ_t 가 음이면 1의 값을, 그외는 0의 값을 가지는 가변수이다. 그래서 계수 δ_D 를 가진 항목은 옵션 상장 이후로 t-1 기의 음의 잔차 제곱 $\epsilon_{t-1}^2 (\epsilon_{t-1} < 0)$ 이 t기의 조건부 주가변동성 h_t 에 미치는 영향에 어떠한 변화가 있었는지를 보여준다.

<표 4>의 결과에 의하면, $L_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$ 의 계수 δ_D 이 유의적인 양의 값을 가진다. 이는 옵션 상장 이후로 t-1 기의 잔차가 음일 때 $\epsilon_{t-1}^2 (\epsilon_{t-1} < 0)$ 가 t기의 조건부 주가변동성 h_t 에 미치는 영향이 커졌다는 것이다. 즉, 옵션 도입이전 ($\delta_D = 0$)에는 t-1 기의 잔차가 음일 경우 ϵ_{t-1}^2 가 t기의 조건부 주가변동성 h_t 에 미치는 영향은

0.1154($\alpha + \alpha_D = 0 + 0.1154$, 여기에서 α 의 추정치는 -0.0268이지만 비유의적이므로 0으로 본다.)이고, 옵션 도입이후($\delta_D = 1$)에는 t-1 기의 잔차가 음일 경우 ε_{t-1}^2 가 t 기의 조건부 주가변동성 h_t 에 미치는 영향은 $0.2401(\alpha + \alpha_D + \delta_D = 0 + 0.1154 + 0.1247)$ 로 더 커졌다는 것을 알 수 있다.

잔차가 음일 경우, 즉 약재가 발생했을 경우 ε_{t-1}^2 가 t기의 조건부 주가변동성 h_t 에 미치는 영향이 더 커졌다는 것은 약재가 주가에 반영되는 속도가 더 빨라졌다는 것을 의미한다. 식(1), (2), (5)에서 알 수 있듯이 t기의 조건부 주가변동성 h_t 은 t-1 기의 주가변동성 h_{t-1} 과 t-1 기의 잔차 제곱 ε_{t-1}^2 의 함수이다. 그리고 또한 t-1 기의 조건부 주가변동성 h_{t-1} 은 t-2 기의 주가변동성 h_{t-2} 과 t-2 기의 잔차 제곱 ε_{t-2}^2 의 함수이다. 그래서 t-1 기의 주가변동성인 h_{t-1} 은 t-2 기 및 그 이전의 잔차제곱 $\varepsilon_{t-2}^2, \varepsilon_{t-3}^2, \dots$ 의 함수임을 알 수 있다. <표 4>에 의하면 L_{t-1}^- 의 계수인 δ_D 가 양의 유의적인 값을 가지므로 이는 t-2 기 이전의 잔차제곱이 t기의 주가변동성에 미치는 영향에 비해 t-1 기의 잔차제곱이 t기의 주가변동성에 미치는 영향이 옵션 도입이후로 더 커졌다는 것을 말한다. 앞서 언급했듯이, 주가변동성은 주식시장에 있어서 정보의 반영에 대한 표현이며, 변동성 충격은 정보의 묶음(information packet)이라고 할 수 있다. 그러므로 δ_D 의 값이 양이라는 것은 옵션 도입 이후로 약재로 인해 발생하는 주식시장의 여러 변동성 충격(volatility shock)이 그 시장에 더욱 더 빨리 흡수되었다는 것을 의미한다. Diamond & Verrecchia(1987)의 주장대로 공매에 대한 여러 제약은 약재 형태의 비공개 정보가 주가에 반영되는 속도를 더디게 하는데, 옵션이라는 파생금융상품의 거래는 공매에 대한 여러 제약으로 약재가 주식시장에 늦게 반영되는 문제점을 해결하게 되어, 주식시장의 정보적 시장효율성(informational market efficiency) 증대에 큰 역할을 한다고 할 수 있다.

<표 3>의 GJR-MA 모델과 <표 4>의 전환 GJR-MA 모델 수행후의 대수우도값(log-likelihood)을 보면, 전환 GJR-MA 모델을 이용했을 경우가 크다는 것을 알 수 있다. 그러나 <표 4>에서의 추정된 LR 검정통계치는 3.74로 유의적으로 귀무가설을 기각하지 못한다. 즉, GJR-MA(1) 모델에 비해 전환 GJR-MA(1) 모델이 더 타당하다고 할 수는 없다.

<표 5> 각국별 전환 GJR-MA(1) 분석 결과

국가	$\beta(\times 10^2)$	θ	$\gamma_0(\times 10^4)$	γ_1	α	α_D	δ_D	대수 우도값
캐나다	0.0260 (.519)	0.2366 (.000) ***	0.0786 (.000) ***	0.6627 (.000) ***	0.1833 (.008) ***	-0.1196 (.127)	0.5348 (.000) ***	2198.22
프랑스	0.0804 (.149)	0.2354 (.000) ***	0.1933 (.000) ***	0.6244 (.000) ***	0.1397 (.044) **	0.1546 (.102)	0.0210 (.795)	2067.36
독일	-0.0353 (.604)	0.0483 (.401)	0.2430 (.000) ***	0.7446 (.000) ***	0.0049 (.888)	0.3361 (.000) ***	-0.3105 (.000) ***	1993.33
홍콩	0.1329 (.066) *	0.1362 (.005) ***	0.2083 (.000) ***	0.7590 (.000) ***	0.1226 (.009) ***	0.0836 (.081) *	0.0108 (.870)	1864.18
일본	0.0703 (.018) **	0.0663 (.196)	0.0457 (.000) ***	0.7915 (.000) ***	0.0195 (.448)	0.1459 (.002) ***	0.1130 (.028) **	2227.52
네덜란드	0.0214 (.618)	-0.0117 (.831)	0.0946 (.000) ***	0.7897 (.000) ***	0.0472 (.217)	0.0779 (.205)	0.2586 (.000) ***	2008.27
노르웨이	0.0378 (.497)	0.1510 (.017) **	0.4706 (.000) ***	0.2639 (.000) ***	0.7713 (.000) ***	-0.6437 (.000) ***	0.4135 (.026) **	2005.34
스웨덴	0.1014 (.114)	0.1659 (.007) ***	0.3484 (.000) ***	0.5559 (.000) ***	0.1496 (.042) **	0.0105 (.918)	0.3663 (.000) ***	1956.34
스위스	0.0927 (.026) **	0.1443 (.027) **	0.1120 (.000) ***	0.6095 (.000) ***	-0.0268 (.421)	0.5216 (.000) ***	1.1169 (.000) ***	2165.72
영국	0.0683 (.057) *	0.1450 (.003) ***	0.1109 (.000) ***	0.7031 (.000) ***	0.0485 (.249)	0.0155 (.776)	0.1323 (.097) *	2210.14
미국	0.0516 (.236)	0.0269 (.586)	0.0754 (.000) ***	0.8553 (.000) ***	0.0677 (.015) **	0.0522 (.382)	-0.1145 (.034) **	2075.04

주) 괄호안은 p값임.

* :10% 유의수준, ** :5% 유의수준, ***:1% 유의수준

본 연구에서는 추가적으로 각 개별 국가에 대한 분석도 행한다. 앞서 언급했듯이 각 개별 국가에 대한 실증분석 결과는 실제로 주식시장을 움직이는 여타 요인들을 통제하지 않았기 때문에 다소 왜곡된 결과를 초래할 수도 있다. 그러나 주가지수옵션 상장 이후로 각국별 특이한 시장상황 즉, 제도 변화 및 시장구조의 차이 등으로 독특한 나름대로의 주식시장 행태를 보일 수 있는 데에도 불구하고 국제 포트폴리오 만의 실증분석 결과는 이러한 점을 간과할 수도 있다는 점에서 개별 국가의 분석도 행한다.

각 개별 국가의 주식시장에 대한 전환 GJR-MA(1) 분석 결과는 <표 5>에서 보여 준다. 옵션 시장 도입 이후로 악재가 주가에 반영되는 속도의 변화 여부를 보여주는 δ_D 의 추정치를 보면, 프랑스, 독일, 홍콩 및 미국의 주식시장을 제외한 나머지 7개국에서는 유의적인 양의 값을 보여 주가지수옵션 거래 이후로 주식시장에 악재가 반영되는 속도가 개선되었다는 것을 알 수 있다. 그리고 독일과 미국의 주식시장에서는 오히려 반대되는 결과를 보였다. 그러나, 이러한 각 나라별로의 다른 결과는 각국별로의 특수한 시장 구조에 기인할 수도 있고 아니면 옵션 시장 개설 시점 전후의 다른 여타 경제적 변수를 통제하지 못한 때문일 수도 있다.

V. 결론

본 연구는 11개국의 주가지수 수익률로 이루어진 동일 가중 국제 포트폴리오를 이용해 주가지수옵션의 도입으로 인해 악재가 주가에 반영되는 속도에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 살펴보았다. 악재가 주가에 반영되는 속도에 어떠한 변화를 보이는 지를 분석하기 위해 그 선행 분석으로 주식시장에 도착하는 정보의 호·악재 여부를 먼저 구분하고 이러한 호·악재에 따라 주가변동성에 미치는 비대칭적 반응을 알아 보았다. 분석에 의하면, 예기치 못한 음의 수익률 즉, 악재가 호재보다 주가변동성을 더 증가시키는 결과를 보였다. 이는 정보가 주가변동성에 미치는 반응이 비대칭적이며, 주가변동성을 예측할 때, 주식시장에 도착하는 정보의 악재 및 호재여부를 구분 해야 한다는 것을 의미한다.

이러한 선행 연구를 바탕으로 또한 본 연구는 전환 GJR-MA(1) 모델을 이용하여 옵션의 도입이후로 악재가 주식시장에 반영되는 속도에 어떤 구조적 변화가 있는나를 분석함으로써, 주가지수 옵션의 거래가 정보적 시장효율성에 미치는 영향을 실증

적으로 분석하였다. 실증분석 결과에 의하면, 옵션 도입 이후로 주식시장의 악재로 인한 변동성 충격이 그 시장에 더욱 더 빨리 흡수됨으로 인해 주식시장의 효율성을 증대시켰다.

그러므로, 주가지수옵션의 거래는 여러가지 제약이 많은 대주제도로 인해 악재가 주식시장에 늦게 반영되는 비효율성을 제거하게 되어 주식시장을 더욱 더 효율적으로 만든다고 할 수 있다.

참고문헌

- Abraham,B. & J.Ledolter (1983), *Statistical Methods for Forecasting*
- Akaike,H.(1973), "Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle," In 2nd International Symposium on Information Theory, B.N.Petrov and F.Csaki, eds., Budapest.
- Akgiray,V.(1989), "Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts," *Journal of Business*, 55-80.
- Baillie,R.T. and R.P.DeGennaro (1990), "Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 203-214.
- Berndt,E.K., B.H.Hall, R.E.Hall, and J.A.Hausman (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 653-665.
- Black,F. (1976), "Studies in Stock Price Volatility Changes," *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, 177-181.
- Bollerslev,T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 307-327.
- Bollerslev,T. (1987), "A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *Review of Economics and Statistics* 69, 542-547.
- Bollerslev,T., R.Chou, & K.Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance:A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics* 52, 5-59.
- Bollerslev,T. & J.M. Wooldridge (1992), "Quasi-maximum Likelihood Estimation and

- Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances, " *Econometric Review* 11, 143-172.
- Campbell, J.Y. & L.Hentschel (1992), "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 31, 281-318.
- Cohen, K., G.Hawawini, S.Maier, R.Schwartz, and D.Whitcomb (1980), "Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior," *Journal of Finance*, 249-257.
- Diamond, D.W. & R.E.Verrecchia (1987), "Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information," *Journal of Financial Economics* 18, 277-311.
- Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation," *Econometrica*, 987-1008.
- Engle, R.F. (1990), "Discussion: Stock Market Volatility and the Crash of 87," *Review of Financial Studies* 3, 103-106.
- Engle, R.F. & V.K.Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance* 48, 1749-1778.
- Figlewski, S. & G.P.Webb (1993), "Options, Short Sales, and Market Completeness," *Journal of Finance* 48, 761-777.
- French, K.R. & R.Roll (1986), "Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders," *Journal of Financial Economics* 17, 5-26.
- French, K.R., G.W.Schwert, and R.F.Stambaugh (1987) "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 3-29.
- Glosten, L., R.Jagannathan, & D.E.Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
- Jarrow, R. (1980), "Heterogeneous Expectations, Restrictions on Short Sales, and Equilibrium Asset Prices," *Journal of Finance* 35, 1105-1113.
- Lamoureux, C.G. and W.D.Lastrapes (1990), "Heteroskedasticity in Stock Return date: Volume versus GARCH Effect," *Journal of Finance* 45, 221-229.
- Lee, S.B. and K.Y.Ohk (1991), "Time-Varying Volatilities and Stock Market Returns:

- International Evidence,” *Pacific-Basin Capital Market Research* 2, 261-281.
- Lee, S.B. and K.Y. Ohk (1992), “Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-Varying Volatility,” *Journal of Futures Markets*, 493-509.
- Miller, E. (1977), “Risk Uncertainty, and Divergence of Opinion,” *Journal of Finance* 32, 1151-1168.
- Nelson, D. (1990), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica* 59, 347-370.
- Pagan, A. & G.W. Schwert (1990), “Alternative Models for Conditional Stock Volatility,” *Journal of Econometrics* 45, 267-290.
- Ross, S. (1976), “Option and Efficiency,” *Quarterly Journal of Economics* 90, 75-89.
- Ross, S. (1989), “Information and Volatility: The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy,” *Journal of Finance* 44, 1-17.
- Scholes, M. and J. Williams (1977) “Estimating Betas from Nonsynchronous data,” *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- Schwert, G.W. (1990), “Stock Volatility and the Crash of 87,” *Review of Financial Studies* 3, 77-102.