GARCH-M 模型을 이용한 週間 株式收益率 分析

李 根 榮*

An Analysis of Weekly Stock Return Using the GARCH-M Model

Keun-Yeong Lee

〈목 차〉

Abstract

This paper examines the relation between the weekly KOSPI excess return and the risk by in-sample estimation and out-of-sample forecasting methods. In-sample estimation and LR test show that the GARCH(1,1)-M model and the AR(3)-GARCH (1,1)-M model are better than other models in explaining weekly excess return and that weekly excess return has a positive relation with the risk measured by the standard deviation. The GARCH(1,1)-M model and AR(3)-GARCH(1,1)-M model also outperform the random walk model and the AR model in out-of-sample forecasting in the mean square error(MSE) and the mean absolute error(MAE) criteria. But the GARCH (1,1)-M model is significantly better than the AR(3)-GARCH(1,1)-M model in profitability. It seems that some measure of the size of the forecast error like MSE or MAE have no systematic relationship to profits.

* 韓國海洋大學校 國際通商學科

1. 序

과거 우리나라 종합주가지수나 대미달러환율 자료를 살펴보면 그 변동폭이 제한됨에 따라 주가나 환율이 그날 그날의 시장상황을 즉시 반영하지 못하고 서서히 조정되기 때문에 이들이 선진국들에 비해 높은 自己相關關係를 가지고 있다(예: 이근영, 1995, 1996). 그러나 최근에는 허용 변동폭에 대한 정부의 규제가 완화됨에 따라 自己相關關係는 줄어드는 반면 不確實性 증대에 따른 危險은 더욱 커지고 있다. 주식시장의 경우 최근 일일 허용 상하한폭과 외국인 주식투자한도가 대폭 확대됨에 따라 불확실성이 더욱 증대되고 있는데 이러한 주식시장의 개방에 따라 시간변동에 따른 위험이 다른 어느 변수보다 株式收益率에 더욱 큰 영향을 미치리라 보인다.

이미 株價나 換率 등을 포함한 금융변수들의 경우 변화의 방향에 관계없이 큰 변화는 다른 큰 변화를 발생시키고 작은 변화는 다른 작은 변화를 일으키는 규칙성을 가지고 있다는 사실은 오래전부터 알려져 왔다(예: Mandelbrot, 1963; Fama, 1965). 그러나 分散 또는 共分散에 의해 측정된 이런 자산가격의 不確實性이 시간에 따라 변화한다는 주지의 사실에도 불구하고 화폐 및 금융분야의 학자들이 시간의 흐름에 따라 변화하는 二次積率의 중요성을 깨닫고 이를 명확하게 모형화한 것은 80년대 이후의 일이다. 지금까지 시간의 흐름에 따라 변화하는 분산을 모형화한 여러 가지 計量模型들이 존재하나 그중 가장 대중화된 방법중의 하나가 Engle(1982)에 의해 개발된 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형이다. 이 모형은 그후 GARCH(Generalized ARCH), EGARCH(Exponential GARCH), IGARCH (Integrated GARCH), ARCH-M(ARCH-in Mean), GARCH-M(GARCH-in Mean) 모형 등으로 발전되었는데 Engle(1982) 이래 짧은 기간에도 불구하고 금융시계열 자료에 이 모형을 적용한 수백개의 논문들이 이미 발표되었다(Bollerslev, Chou, and Kroner, 1992 참고). 잘 알려진 바와 같이 GARCH-M類 모형의 중요성은 分散 또는 標準偏差에 의해 측정된 危險과 자산수익간의 기본적인 관계로부터 나타난다.

본 논문에서는 최근 불확실성 증대에 따른 위험이 커지고 있다는 사실에 주목하여 이를 모형화하는 가장 대중적인 계량모형인 GARCH-M 모형을 통해 지난 17여년간 綜合株價指數의 週間 超過收益率이 시간의 흐름에 따라 변화하는 危險에 의해 과연 어떤 영향을 받았는가를 분석하고자 한다. 특히 주간 초과주식수익률이 시간변동에 따른 분산으로 측정된 위험과 正의 관계를 갖고 있는가 또는 金融市場開放으로 時間變動危險이 주간 주식수익률에 미치는 영향이 얼마나 커졌는가를 살펴보고자 한다. 또한 標本內(In-Sample) 推定에서 한걸음 더 나아가 GARCH-M 모형이 標本外(Out-of-Sample) 豫測能力에 있어서도 뛰어난가 하는 점을 주식시장개방 이후의 기간을 이용하여 랜덤워(Random Walk) 등과 같은 기본적인 모형들과 비교해 보기로 한다. 구체적으로 豫測 및 方向誤差 등과 같은 다양한 비교통계량을 이용하여 주식시장 개방 이후의 기간을 일일 上下限 變動許容幅 또는 外國人 投資限度 擴大時點, 그리고 株價騰落時點 등으로 나누어 분석한다. 이와 관련된 기존의 국내논문들은 일별 또는 월별 자료를 이용한 표본내(In-Sample) 추정에 한정되어 있으며 주별 주식수익률 자료를 이용해 조건부 분산의 기대초과수익률에 대한 표본외(Out-of-Sample) 예측능력을 비교한 논문은 아직 없는 것으로 알려졌다.

dCollection

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 Ⅱ절에서는 GARCH-M類의 모형 등을 이용하여 위험 프리미엄과 조건부 분산과의 관계를 분석한 기존의 국내연구들에 대해 고찰해 본다. 제 Ⅲ절에서는 주간 초과주식수익률 자료의 특성을 살펴보고 主要統計量을 檢定해 본다. 제 Ⅳ절에서는 자료의 특성과 통계적 검정 결과를 바탕으로 적합한 모형을 GARCH-M 모형을 기초로하여 설정하고 주간 초과수익률이 과거의 주간 초과수익률과 시간에 따라 변화하는 標準偏差로 측정된 危險과 어떤 관계를 가지고 있는가를 살펴본다. 또한 株式市場開放 이후 주간 초과수익률의 계열상관이 줄어들고 기대수익률이 조건부 표준편차로 측정된 위험에 의해 더 크게 영향을 받는가를 분석해 본다. 제 Ⅴ절에서는 주식시장개방 이후 기간에 걸쳐 GARCH-M 모형과 기본적인 모형들간의 미래예측능력을 豫測誤差의 크기와 方向豫測 및 收益率 比較라는 측면에서 살펴본다. 要約 및 結論은 제 Ⅵ절에서 언급된다.

2. GARCH-M類의 模型을 이용한 旣存 研究

Engle, Lilien, and Robins(1987)가 자산수익과 위험과의 선형관계를 추정하기 위해 조건부 평균수익을 시간에 따라 변화하는 分散 또는 標準偏差의 函數로 나타냄으로써 ARCH 모형을 ARCH-M 모형으로 발전시킨 이래 French, Schwert, and Stambaugh(1987) 등 많은 논문들이 주가, 환율 등의 금융분야에서 GARCH-M類의 모형을 이용해 위험 프리미엄과 조건부 분산과의 관계를 분석하였다.

우리나라의 경우 조건부 분산 모형을 이용하여 주식시장의 위험 프리미엄을 설명하는 여러 논문들이 최근 발표되었는데 그중 ARCH-M 또는 GARCH-M 모형을 이용한 연구로는 Lee and Ohk(1991), 申宰貞과 鄭範奭(1993), 曺淡(1994) 등을 들 수 있다.[1)]

Lee and Ohk(1991)은 MA(1)-ARCH(3)-M 모형을 이용하여 81년부터 88년에 걸쳐 時間變動危險이 한국을 포함한 6개국 일별 주식수익률에 어떤 영향을 미치는가를 살펴 보았는데 이 결과에 따르면 ARCH 모형이 우리주식시장에서도 유용함을 보여주고 있다. 申宰貞과 鄭範奭(1993)은 72년부터 92년까지의 일별 종합주가지수(KOSPI)의 期待收益率과 條件附 分散과의 관계를 ARCH-M 모형과 GARCH-M 모형을 이용해 추정하였는데 두 모형의 추정결과가 다르게 나타났다. ARCH(3)-M과 MA(1)-ARCH(3)-M 모형의 추정결과는 Lee and Ohk(1991)의 결과와 마찬가지로 기대수익률과 조건부 분산 사이에 유의적인 플러스 관계를 보여주고 있는 반면 GARCH(1,1)-M과 MA(1)-GARCH(1,1)-M 모형의 추정결과는 그렇치 못하다. 曺淡(1994)은 75년 1월부터 92년 6월까지의 월간 초과수익률 자료를 이용해 ARCH(3)-M과 GARCH(1,1)-M 모형을 추정하였으나 두 경우 모두 조건부 표준편차가 초과수익률을 유의적으로 설명하지 못하였다.

GARCH-M 모형에서 한 걸음 더 나아가 具孟會와 李胤宣(1995)은 80년부터 94년까지의 일별 초과수익률 자료를 상승기, 하락기 등으로 분류하여 EGARCH(1,1)-M 모형을 추정하였다.

1) 위와 같이 조건부 분산을 이용하여 위험 프리미엄을 설명한 연구외에 주식시장에서의 조건부 분산을 모형화한 국내연구는 많이 있다.

dCollection

추정결과 기대하지 않은 마이너스 수익률이 기대하지 않은 플러스 수익률보다 상대적으로 더 큰 변동성을 나타내 우리나라 주식시장에서도 주식수익률의 변동성에 非對稱 反應效果가 존재하는 것을 보여주었다.

포아송하는 점프 이벤트가 주식수익률 자료의 중요한 특성중의 하나라는 사실은 이미 여러 연구들에 의해 검토된 바 있다(예: Ball and Torous, 1985; Heynen, Kemna, and Vorst, 1994). 張國賢(1997)은 이와 같이 금융 시계열 자료에 시간의 흐름에 따른 변동성 이외에 체계적인 점프위험이 존재할 수 있다는 점에 착안하여 일별 CD 수익률, 일별 KOSPI 200 지수, 일별 대미환율 자료에 대해 GARCH 형태의 이분산성을 고려한 확산-점프모형을 추정하였는데 이러한 점프위험은 GARCH 형태의 이분산성을 동시에 고려하여도 통계적으로 유의적임을 보여주고 있다.

한편 지금까지 살펴본 GARCH-M類의 모형은 위험을 설명하는 회귀방정식을 선형적으로 가정함으로서 모형설정의 오류를 내포할 수 있는 문제점을 가지고 있기 때문에 Pagan and Ullah(1988)는 위험과 정보집합 사이의 임의의 함수관계를 허용하는 非母數推定方法을 이용하였다. 金鎭浩와 黃潤宰(1996)는 이와 같은 Pagan and Ullah(1988)의 방법을 이용하여 먼저 비모수적 방법을 통해 조건부분산을 추정한 후 대용변수(IV) 방법을 이용하여 조건부분산과 일별 종합주가지수 수익률과의 관계를 살펴보았다. 그 결과 수익률과 조건부분산으로 측정된 시간변동위험과의 正의 관계는 유의적인 것으로 나타났다.

위에서 살펴본 바와 같이 Lee and Ohk(1991), 具孟會와 李胤宣(1995), 金鎭浩와 黃潤宰(1996), 張國賢(1996) 등이 우리나라 日別 金融資料를 이용하여 조건부분산이 기대수익률에 미치는 영향을 분석한 반면 申宰貞과 鄭範奭(1993), 曺淡(1994) 등은 우리나라 月別 金融資料를 이용하여 조건부 분산과 위험 프리미엄과의 관계를 살펴보았다. 한편 이들 관련 국내논문들은 일별 및 월별 자료를 이용해 표본내(In-Sample) 분석에만 한정되어 있기 때문에 본 논문에서는 주별 종합주가지수의 초과수익률을 이용하여 標本內(In-Sample) 추정은 물론 주식시장개방 이후의 기간에 걸쳐 標本外(Out-of-Sample) 예측력을 분석한다.

3. 資料의 特性 및 統計的 檢定

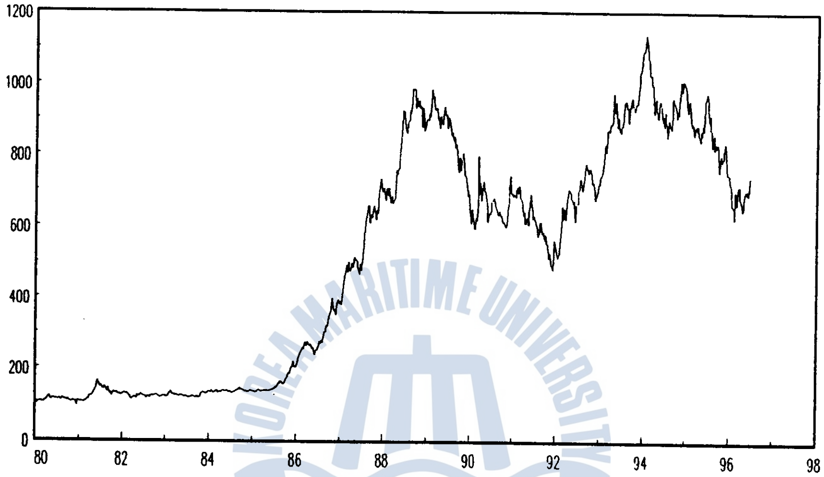
본문에서 고려되는 자료는 80년 1월 3일부터 97년 5월 28일까지의 週間 綜合株價指數(KOSPI)로 표본크기는 901개이다. 통상 선진국의 경우 금융자료를 분석할 때 공휴일이 가장 적은 수요일 자료가 많이 쓰이기 때문에 본 논문에서도 이를 따라 수요일 자료가 사용되며 만약 수요일이 공휴일인 경우에는 목요일, 목요일도 공휴일인 경우에는 화요일 자료를 사용하였다. (그림 1)은 전기간에 걸친 주간 종합주가지수의 변화추이를 나타내 주고 있는데 종합주가지수는 80년부터 4년 동안의 조정과정을 거쳐 85년부터 89년까지 상승하다가 89년을 정점으로 하락하기 시작하였다. 그러나 주가는 92년말 이후 회복세를 보이면서 상승하다가 94년 11월 이후 다시 하락하기 시작하였다.

분석을 위한 超過收益率은 다음과 같이 구해진다.

dCollection

$$r_t = 100 \times (\ln S_t - \ln S_{t-1}) - r_{ft} \tag{1}$$

식(1)에서 St는 t주의 종합주가지수를 나타내며 r_t와 r_{ft}는 각각 t주의 초과수익률(%)과 무위험수익률(%)를 의미한다. r_{ft}는 월간 평균 1종 국민주택채권 수익률을 이용하여 주어진 달내의 각주마다 주간 1종 국민주택채권 수익률이 일정한 것으로 가정하여 구해진다(예: Nelson, 1991; 具孟會와 李胤宣, 1995).



(그림 1) 綜合株價指數의 推移

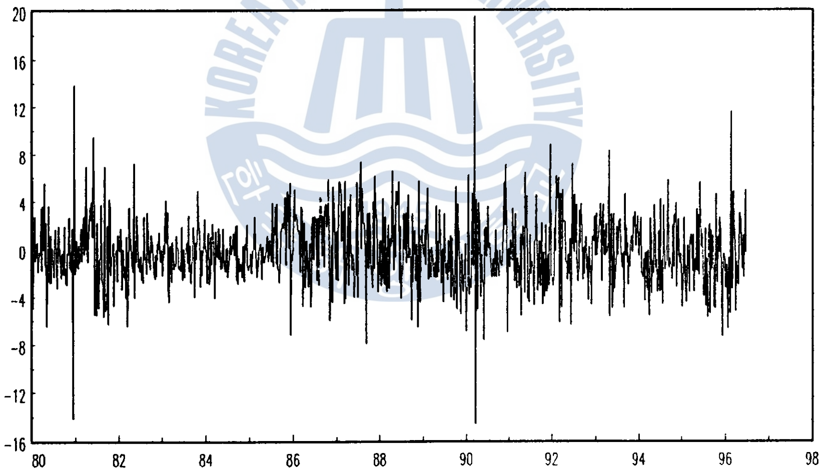
〈표 1〉은 이 주간 초과수익률에 대한 標本統計量을 보여 주고 있는데 표본수는 초과수익률을 구하기 위해 대수차분변수가 사용되기 때문에 900개이다. 전체 기간 동안에 평균 주간 초과수익률은 -0.066%로 오히려 종합주가지수 수익률이 무위험 수익률보다 80년 1월부터 97년 5월까지 평균적으로 작은 것으로 나타났으나 통계적으로는 유의적이지 못하다. 표준편차는 2.977이고 분포의 비대칭성을 나타내는 왜곡도는 0.387로 수익률의 각 측정치가 평균보다 우측에 더 많이 분포하고 있다. 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도는 전기간에 걸쳐 6.372로 분포의 봉우리가 正規分布의 그것(정규분포의 첨도: 3)보다 더 높다. 전기간에 걸쳐 최고 주간 초과수익률은 19.439%인 반면 최저 주간 초과수익률은 -14.678%로 최고수익률이 최저수익률의 절대값보다 훨씬 크며 평균수익률과 비교해 볼 때 최고 및 최저 초과수익률이 매우 큰 편차를 가지고 있음을 알 수 있다. (그림 2)가 보여주는 바와 같이 주간 초과주식수익률은 80년대 초부터 중반에 이를 때까지 변동폭이 점점 작아지다가 80년대 중반 이후 다시 커졌으며 전체 표본기간중 90년 10월 4째주에 가장 크게 종합주가지수가 상승하였다가 그 다음주에 가장 크게 하락하였다. 이는 당시 2차 남북고위급회담 개최에 따른 남북한관계 개선에 대한 기대감으로 주가가 143.81 포인트나 폭등했다가 다시 폭락한 데 기인한 것이다.

dCollection

〈표 1〉 週間 超過株式收益率의 標本統計量

기간	1980.1.10 - 1997.5.28
표본수	900
평균	-0.066(0.099)
표준편차	2.977
왜곡도	0.387
첨도	6.372
최고치	19.439
최저치	-14.678
$Q_{(10)}$	18.871
	[0.042]
$Q^2_{(10)}$	127.263
	[0.000]

주: 1) ( )안의 값은 점근적(asymptotic)인 방법에 의해 추정된 표준오차
2) $Q_{(10)}$은 r_t 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량
3) $Q^2_{(10)}$은 r_t^2 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량
4) [ ]안의 값은 확률값(p-value)



(그림 2) 週間 超過株式收益率의 推移

일반적으로 선진국의 경우 환율과 같은 자산수익률이 自己相關關係를 갖지 않고 있고 正規分布보다 두꺼운 꼬리를 갖고 있는 것으로 알려져 있다. 그러나 자산수익률이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 사실이 이들이 독립적이라는 것을 의미하지는 않는다. 이미 서론에서 언급한 바와 같이 큰 변화는 변화의 방향에 관계없이 다른 큰 변화를 발생시킨다. 즉 제곱된 수익률이 높은 자기상관관계를 가지고 있다. 한편 우리나라 종합주가지수의 일일 수익률은 80년대에 높은 자기상관관계를 갖고 있는 것으로 알려져 있다(李根榮, 1995). 따라서 여기서는 먼저 주간 수익률과 제곱된 주간 수익률이 自己相關關係를 갖고 있는가를 살펴본다. 만약 주간 수익률 자체가 자기상관관계를 가지고 있다면 주식수익률을 설명하는 데 AR 모형이 유용한 반면 제곱된

dCollection

주간 주식수익률이 높은 자기상관관계를 가지고 있다면 시간의 흐름에 따라 변화하는 분산을 수익률의 설명변수로 고려해 볼 수 있다. 〈표 1〉은 r_t와 r_t^2의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정 통계량(Granger and Newbold, 1986 참고)을 보여 주고 있는데 〔 〕 속의 값은 r_t와 r_t^2이 각각 자기상관관계를 갖고 있지 않을 확률을 의미한다. r_t가 자기상관관계를 가지고 있지 않을 확률은 0.042%로 5% 유의수준하에서 자기상관관계를 가지고 있지 않다는 귀무가설은 간신히 기각된다. 반면 r_t^2이 자기상관관계를 갖고 있지 않을 확률은 거의 0에 가깝다. Ljung-Box 검정결과로부터 GARCH 모형의 유용성을 찾아 볼 수 있다.

4. 模型設定 및 推定

앞 절의 Ljung-Box 검정결과가 보여 주는 바와 같이 r_t와 r_t^2은 정도의 차이는 있지만 自己相關關係를 가지고 있는 것으로 나타났고 일반적으로 주가 및 환율의 경우 GARCH(1,1) 모형의 유용성이 두드러진 것으로 알려져 있기 때문에 본 논문에서는 다음과 같이 과거의 초과주식수익률을 설명변수로 고려한 GARCH(1,1)-M 모형을 고찰하기로 한다.

$$r_t = a_0 + \sum_{i=1}^{k} a_i r_{t-i} + b\sigma_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t, \; z_t \sim N(0,1) \tag{3}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\, \varepsilon_{t-1}^2 + \beta\, \sigma_{t-1}^2 \tag{4}$$

여기서 ε_t는 0인 평균과 $E(\varepsilon_t^2 \mid \Omega_t) = \sigma_t^2$인 분산을 가진 오차항이다. Ω_t는 t기에 있어서의 정보집합이다. σ_t^2은 條件附分散으로 危險을 나타내는데 GARCH(1,1) 모형에서 σ_t^2은 상수인 무조건부 분산(ω)을 포함한 1기전의 조건부 분산(σ_{t-1}^2)과 1기전의 제곱된 오차항 (ε_{t-1}^2)의 선형함수로 표시된다. GARCH 모형은 조건부 평균에 대한 ARMA 모형과 유사한 것으로 해석될 수 있다(Engle and Bollerslev, 1986). 식(10)에서 $\alpha+\beta=1$인 경우가 IGARCH라고 불리워진다. 식(4)의 σ_{t-1}^2에 $\omega + \alpha\, \varepsilon_{t-2}^2 + \beta\, \sigma_{t-2}^2$를 대입하는 것을 반복함으로서 GARCH(1,1) 모형은 다음과 같이 ARCH 모형으로 전환시킬 수 있다.

$$\sigma_t^2 = \upsilon + \sum_{i=1}^{t-1} \delta_{it}\, \varepsilon_i^2 \tag{5}$$

식(5)에서 υ와 δ_{it}는 각각 $\omega(1-\beta^{t-1})/(1-\beta)+\beta^{t-1}\sigma_1^2$와 $\alpha\, \beta^{t-i-1}$와 같다. $z_t(= \varepsilon_t^2 \,/\, \sigma_t^2\,)$가 정규분포를 하고 f(z)가 z_t의 條件附 密度函數라고 한다면 對數尤度函數는 다음과 같다.

dCollection

$$L_T(\theta) = \sum_{t=1}^{T}[-0.5(\ln 2\pi\sigma_t^2) - 0.5\varepsilon_t^2/\sigma_t^2] \tag{6}$$

여기서 ε_t와 σ_t^2은 식(3)과 (4)에서와 같다. 본 논문에서는 BFGS(Broyden, Fletcher, Goldfarb, and Shanno)연산방식을 이용해 $L_T(\theta)$를 극대화시킨다.

GARCH 모형과 비교해 볼 때 GARCH-M 모형을 추정하는 데 특별한 어려움은 없다. 그러나 GARCH-M 효과가 나타나지 않은 모형에서는 정규분포의 가정으로부터 구해진 情報行列(Information Matrix)이 조건부 평균과 분산함수의 모수간에 있어 block-diagonal인 반면 GARCH-M 모형에서는 그렇치 못하다. 다시 말하면 GARCH-M 모형에서는 σ_t^2의 설정에 오류가 발생하더라도 조건부 평균 함수의 모수가 一致推定値(Consistent Estimate)가 될 수 있는 반면 GARCH-M 모형에서는 조건부 평균과 분산 함수의 모수가 모두 옳게 설정되었을 때 모수의 一致推定値을 얻을 수 있다. 따라서 母數推定値에 대해 논의하기 전에 분산이 올바르게 설정되었는가의 여부에 대한 검정이 필요하다.2)

본 논문에서는 r_t의 계열상관관계가 미약하기 때문에 식(2)에서 k=0인 모형과 1차부터 12차까지의 AR 계수중 5% 수준하에서 통계적으로 유의적인 3차 AR 계수만을 포함한 모형을 추정한다.3)

$$\text{GARCH-M:}\quad r_t = a_0 + b\sigma_t + \varepsilon_{1t}$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \tag{7}$$

$$\text{AR-GARCH-M:}\quad r_t = a_0 + a_3 r_{t-3} + b\sigma_t + \varepsilon_{2t}$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \tag{8}$$

GARCH-M 모형은 가장 간단한 GARCH(1,1)-M 모형으로 이 모형에서는 주간 주식수익률이 條件附 標準偏差에 의해 영향을 받는데 여기서 조건부 분산은 상수인 무조건부 분산을 포함한 1기전의 조건부 분산과 1기전의 제곱된 오차항의 선형함수로 표시된다. AR-GARCH-M 모형은 유의적인 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형으로 주간 주식초과수익률이 시간의 흐름에 따라 변화하는 조건부 분산으로 측정된 위험 뿐만 아니라 과거의 주간 주식초과수익률에 의해서도 영향을 받는다. Glosten, Jagannathan, and Runkle(1991)은 ARCH-M 계수의 부호가 조건부 평균 및 분산 방정식에 추가되는 변수에 따라 민감하게 움직인다는 점을 발견했는데 여기서도 과거의 초과수익률을 이용해 이들이 추가됨에 따라 GARCH(1,1)-M 계수가 크게 영향을 받는가를 검토해 본다. 그외에도 金利, 換率 등을 설명변수로 이용할 수 있으나

2) Pagan and Ullah(1988)는 이런 오류를 피하기 위한 한가지 방법으로 비모수방법을 이용하여 시간에 따라 변화하는 분산을 추정한 후 대용변수(Instrumental Variable) 방법을 사용하여 설명변수의 계수를 추정하였다.

3) MA(1)-GARCH(1,1)-M 모형의 추정결과 MA 계수가 유의적이지 못하기 때문에 이 모형은 더 이상 고려되지 않는다.

dCollection

여기서는 자료 및 지면 제약상 생략하기로 한다.

2개의 모형에 대한 추정결과가 〈표 2〉에 나타나 있다. AR 모형의 추정을 위해 12개주가 사용되었기 때문에 추정에 사용된 총표본수는 888개이다. GARCH-M 모형의 경우 조건부 평균 및 분산 방정식의 모든 계수가 1% 수준하에서 유의적이다. GARCH-M의 계수인 b는 0.583으로 시간에 따라 변화하는 조건부 표준편차가 주간 초과수익률과 플러스 관계를 가지고 있으며 이는 1% 수준하에서 유의적이다. 조건부 분산의 경우도 시간에 따라 변동하며 α와 β가 모두 1% 수준하에서 유의적이다. $\alpha + \beta$의 값은 0.580으로 1보다 작은데 이는 조건부 분산이 안정적임을 의미한다. $L_T(\theta)$ 값은 -2186.95이다.

〈표 2〉 模型推定結果

	GARCH-M	AR-GARCH-M
a_0	-1.870	-1.704
	(0.610)**	(0.614)**
a_3		0.064
		(0.030)*
b	0.583	0.532
	(0.218)**	(0.221)*
ω	3.706	3.813
	(0.923)**	(1.004)**
α	0.255	0.257
	(0.048)**	(0.051)**
β	0.325	0.307
	(0.123)**	(0.132)*
$L_T(\theta)$	-2186.95	-2177.30
$Q_{(10)}$	13.368	7.895
	[0.204]	[0.639]
$Q^2_{(10)}$	6.722	6.704
	[0.751]	[0.753]
$LR_{b=0}$	7.151	4.778
	[0.007]	[0.029]
$LR_{\beta=0}$	6.096	4.667
	[0.014]	[0.031]
		19.304
$LR_{a_3=0}$		[0.000]

주: 1) *와 **은 각각 5%와 1%에서 유의적임을 표시함.
2) $Q_{(10)}$은 z_t의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량
3) $Q^2_{(10)}$은 z_t^2의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량
4) [ ]안의 값은 확률값(p-value)

dCollection

만약 GARCH-M 모형이 올바르게 설정되었다면 표준화된 오차항 z_t $(=\varepsilon_t/\sigma_t)$는 0과 1의 평균과 분산을 가져야 하며 iid이어야 한다. 또한 표준화된 오차항의 왜곡도와 첨도가 원래 자료의 왜곡도와 첨도보다 작아야 한다(Hsieh, 1989). 2가지 모형 모두 표준화된 오차들이 0과 1에 가까운 평균과 분산을 가지고 있고 왜곡도와 첨도 또한 원래 자료의 왜곡도와 첨도보다 작기 때문에 여기서는 이 부분에 대해서는 언급하지 않기로 한다. 본 논문에서는 z_t와 z_t^2이 自己相關關係를 가지고 있는가를 Ljung-Box 檢定을 통해 알아 본다. $Q_{(10)}$ 과 $Q^2_{(10)}$ 통계량이 각각 13.368과 6.722로 z_t와 z_t^2이 모두 자기상관관계를 가지고 있지 않은 것으로 나타났다.

AR-GARCH-M 모형의 경우도 조건부 평균 및 분산 방정식의 모든 계수가 적어도 5% 수준하에서 유의적이다. a_3의 추정치는 0.064로 5% 수준하에서 유의적이다. b값은 0.532로 5% 수준하에서 유의적이나 GARCH-M 모형의 b값보다 작고 상대적으로 비유의적이다. 조건부 분산의 경우 α + β의 값은 0.564로 안정적이며 GARCH-M 모형의 경우보다 작으나 무조건부 분산인 ω의 경우는 오히려 크다. $L_T(\theta)$ 값은 -2177.30으로 GARCH-M 모형보다 크다. $Q_{(10)}$과 $Q^2_{(10)}$ 통계량은 각각 7.895와 6.704로 z_t와 z_t^2 모두 자기상관관계를 가지고 있지 않으며 이 확률은 GARCH -M 모형보다 더 크다.

위의 결과로부터 GARCH-M 모형과 AR-GARCH-M 모형이 모두 적합한 모형임을 알 수 있으나 $L_T(\theta)$나 Ljung-Box 檢定 統計量은 AR-GARCH-M 모형이 GARCH-M 모형보다 우수함을 보여주고 있다. 이 점을 보다 명확하게 살펴보기 위해 이 두 모형이 다른 대체모형과 비교하여 올바로 선택되었는가를 LR 검정을 통해 알아본다.

q개의 모수베터가 올바르게 설정되었다는 귀무가설하에서 LR 檢定統計量을 다음과 같다.

$$LR(q) = 2\,[\ \max\ L_T(\theta_{q+1}) - \max\ L_T(\theta_q)\ ] \tag{9}$$

이 檢定統計量은 자유도 1를 가진 χ^2분포를 점근적으로 따른다.
먼저 단순한 GARCH(1,1)-M 모형을 나타내는 GARCH-M 모형을 b=0인 GARCH(1,1) 모형과 β = 0인 ARCH(1)-M 모형과 비교해 본다. $LR_{b=0}$ 값이 7.151로 GARCH (1,1) 모형이 GARCH(1,1)-M 모형에 비해 올바르게 설정되었다는 귀무가설은 1% 유의수준하에서 기각된다. 마찬가지로 $LR_{\beta=0}$ 값은 6.096으로 ARCH(1)-M 모형이 GARCH-M 모형에 비해 올바르게 설정되었다는 귀무가설은 5% 유의수준하에서 기각된다.

3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형의 경우에도 b=0 또는 β = 0인 모형이 올바르게 설정되었다는 귀무가설이 5% 유의수준하에서 기각된다.[4] 또한 $LR_{a_3=0}$값이 보여주는 바와 같이 GARCH-M 모형이 AR- GARCH-M 모형보다 올바르게 설정되었다는 귀무가설은 1% 유의수준하에서 기각된다.

지금까지 80년부터 97년까지 전기간에 걸쳐 모형을 추정하였다. 그러나 이미 주지하는 바와

4) LR 검정결과 $LR_{a_1=a_2=0}$ 값은 1.000으로 3차 AR 계수만을 고려한 모형이 모든 AR 계수를 고려한 AR(3) -GARCH-M 모형에 비해 올바르게 설정되었다는 귀무가 설은 받아들여진다.

dCollection

같이 이 기간동안에 92년 1월 株式市場開放을 포함하여 주가의 일일 上下限 變動幅 擴大, 外國人 株式投資限度 擴大 등 우리나라 주식시장에 큰 영향을 미치는 일련의 조치들이 있어 왔다. 따라서 여기서는 이 일련의 조치중 우리나라 주식시장에 가장 큰 영향을 미친 금융환경 변화중의 하나인 株式市場開放措置가 주간 초과주식수익률에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석해 보고자 한다. 즉 주식시장개방 이후로 이전보다 초과수익률의 계열상관관계가 줄어들고 조건부 분산으로 측정된 위험에 의해 더 큰 영향을 받고 있는가를 살펴보기로 한다.

식(7)과(8)의 GARCH-M 모형과 AR-GARCH-M 모형에 더미변수를 추가한 다음과 같은 모형을 통해 주식시장개방이 주간 초과수익률에 미친 영향을 검토한다.

GARCH-M(D):

$$r_t = a_0 + a_{0D}D + (b + b_D D)\sigma_t + \varepsilon_{3t}$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \tag{10}$$

AR-GARCH-M(D):

$$r_t = a_0 + a_{0D}D + (a_3 + a_{3D}D)r_{t-3} + (b + b_D D)\sigma_t + \varepsilon_{4t}$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \tag{11}$$

식(10)과 (11)에서 D는 주식시장개방 이전 시기에는 0, 이후에는 1인 더미변수를 나타낸다. 〈표 3〉은 이들 모형들에 대한 추정결과를 보여주고 있다. GARCH-M 모형에 더미변수를 포함시킨 GARCH-M(D) 모형의 경우 b_D값은 0.494인데 이는 주식시장개방 이전에는 b값이 0.477인 반면 개방 이후에는 0.971로 개방 이후 조건부 분산으로 측정된 위험이 기대초과수익률에 더 큰 영향을 미치고 있음을 의미한다. 그러나 시장개방 이전과 이후의 차이는 그 크기에도 불구하고 통계적으로 유의적이지 못하다.

AR-GARCH-M 모형에 더미변수를 포함시킨 AR-GARCH-M(D) 모형의 경우 a_{3D}값은 -0.096으로 시장개방 이후 a_3의 값이 -0.004임을 의미하는데 현재 초과수익률이 개방 이후에는 3주전의 초과수익률에 의해 거의 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 한편 b_D값은 0.614로 GARCH-M(D) 모형에서와 마찬가지로 개방 이후 기대초과수익률이 조건부 분산에 의해 더 크게 영향을 받고 있음을 의미하나 a_{3D}나 b_D 두 경우 모두 통계적으로 유의적이지 못하다. 이를 다시 한 번 확인하기 위해 더미변수가 0인 경우가 올바르게 설정된 모형인가를 LR검정을 통해 살펴보면 $LR_{a_{0D}=b_D=0}$ 값이 1.106으로 GARCH-M 모형이 더미변수를 포함한 모형에 비해 올바르게 설정되었다는 귀무가설이 받아들여진다. AR-GARCH-M 모형과 더미변수를 포함한 AR-GARCH-M(D) 모형을 비교하는 경우에도 $LR_{a_{0D}=a_{3D}=b_D=0}$의 값이 3.756으로 AR-GARCH-M 모형이 올바르게 설정되었다는 귀무가설이 기각되지 않는다.

간단히 말해 주식시장개방 이후 이전보다 주간 초과수익률의 계열상관관계가 줄어들고 초과수익률이 조건부 분산에 의해 더 크게 영향을 받으나 그 영향의 정도는 통계적으로 유의적이지 못하다. 다시말하면 금융시장개방이 반드시 초과주식수익률를 구조적으로 변화시킨다고 볼 수

dCollection

없는데 이는 부분적으로 시장개방에도 불구하고 일일 상하한 변동허용폭 및 외국인 주식투자한도 등에 대한 제도적인 제약이 계속 상존하기 때문이다.

〈표 3〉 더미변수를 포함한 模型推定結果

	GARCH-M(D)	AR-GARCH-M(D)
a_0	-1.566	-1.310
	(0.668)*	(0.635)*
a_{0D}	-1.445	-1.830
	(1.326)	(1.305)
a_3		0.091
		(0.038)*
a_{3D}		-0.096
		(0.067)
b	0477	0.398
	(0.244)*	(0.232)+
b_D	0.494	0.614
	(0.467)	(0.461)
ω	3.844	3.795
	(0.890)**	(0.959)**
α	0.259	0.262
	(0.053)**	(0.050)**
β	0.304	0.304
	(0.115)**	(0.124)*
$L_T(\theta)$	-2186.40	-2175.43
$Q_{(10)}$	13.500	8.530
	[0.197]	[0.577]
$Q^2_{(10)}$	6.901	7.330
	[0.735]	[0.694]
$LR_{a_{0D}=b_D=0}$	1.106	
	[0.575]	
$LR_{a_{0D}=a_{3D}=b_D=0}$		3.756
		[0.291]

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 표시함.
2) $Q_{(10)}$은 z_t의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량
3) $Q^2_{(10)}$은 z_t^2의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량
4) [ ]안의 값은 확률값(p-value)

Collection

5. 未來豫測能力

전절에서 GARCH(1,1)-M 모형과 3차 AR계수만을 고려한 AR(3)-GARCH -M 모형이 주간 초과수익률을 설명하는 데 유용한 모형임을 標本內(In-Sample) 추정을 통해 살펴보았다. 또한 주식시장개방 이전과 이후를 비교해 볼 때 시장개방 이후 주간 초과수익률의 계열상관관계가 줄어들고 초과수익률이 조건부 분산에 더 크게 영향을 받으나 그 변화의 정도는 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 한편 이미 주지하는 바와 같이 표본내 추정결과가 우수하다고 반드시 미래예측능력, 다시말하면 標本外 豫測力이 뛰어나다고 말할 수 없으며 특히 주식시장의 경우 다른 모형과 비교해 볼 때 조건부 분산 모형을 통해 주간 초과수익률을 얼마나 잘 예측할 수 있는가를 살펴본 기존의 국내논문들은 없는 것으로 알려져 있다. 따라서 여기서는 주식시장개방 이후의 기간에 걸쳐 前節의 표본내 추정결과를 바탕으로 추세를 갖지 않은 랜덤워모형(RW), 통계적으로 유의적인 3차 AR 계수만을 고려한 AR 모형(AR), GARCH (1,1)-M 모형(GARCH-M), 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형(AR-GARCH-M) 등의 1주앞 미래예측능력을 비교한다. 각 모형의 1주앞 예측치는 각각 다음과 같이 구해진다.[5)]

$$\text{RW:}\quad \hat{r}_{T+1/T} = 0 \tag{12}$$

$$\text{AR:}\quad \hat{r}_{T+1/T} = \hat{a}_0 + \hat{a}_3 r_{T-2} \tag{13}$$

$$\text{GARCH-M:}\quad \begin{aligned} \hat{r}_{T+1/T} &= \hat{a}_0 + \hat{b}\,\hat{\sigma}_{T+1/T} \\ \hat{\sigma}_{T+1/T} &= \hat{\omega} + \hat{\alpha}\,\varepsilon_T^2 + \hat{\beta}\,\sigma_T^2 \end{aligned} \tag{14}$$

$$\text{AR-GARCH-M:}\quad \begin{aligned} \hat{r}_{T+1/T} &= \hat{a}_0 + \hat{a}_3 r_{t-2} + \hat{b}\,\hat{\sigma}_{T+1/T} \\ \hat{\sigma}_{T+1/T} &= \hat{\omega} + \hat{\alpha}\,\varepsilon_T^2 + \hat{\beta}\,\sigma_T^2 \end{aligned} \tag{15}$$

예측방법은 먼저 80년 4월 두 번째주부터 91년 12월 마지막주까지의 자료를 이용해 각 모형들을 추정한 다음 이 추정치를 근거로 주식시장이 개방된 첫 번째주인 92년 첫째주를 예측한다. 다음에는 이 추정기간에 92년 첫 번째주를 더한 표본을 이용하여 92년 두 번째주를 예측하고 이와 같은 절차를 계속 반복한 후 282번째 맨 마지막으로 80년 4월 첫째주부터 97년 5월 셋째주까지 자료를 이용해 모형을 추정한 후 5월 마지막주를 예측한다.[6)]

예측력을 비교하는 기준으로 豫測誤差의 크기를 비교하는 방법과 豫測方向의 적합성을 비교

5) 지면이 제약되어 있고 여러주 앞을 예측하는 경우 분석이 더욱 복잡해지기 때문에 본 연구는 1주앞 예측에 한정된다.

6) 여기서 Rolling Regressions 방법을 이용하지 않는 이유는 본문에서 사용된 방법이 Rolling Regressions 방법보다 더 좋은 결과를 가져왔기 때문이다.

dCollection

하는 방법 등이 있는데 여기서는 먼저 예측오차의 크기를 비교하는 두 기준으로 두 통계량, 즉 MSE(Mean Square Error)와 MAE(Mean Absolute Error)를 사용하며 이들은 다음과 같이 구해진다.

$$\mathrm{MSE} = \sum_{s=1}^{282} [\, F_{606+s} - A_{606+s} \,]^2 \,/\, 282 \qquad (16)$$

$$\mathrm{MAE} = \sum_{s=1}^{282} |\, F_{606+s} - A_{606+s} \,| \,/\, 282 \qquad (17)$$

F_{606+s}와 A_{606+s}는 각각 606+s주의 예측치와 실제치를 나타낸다. 〈표 4〉가 4개 모형의 MSE와 MAE를 보여주고 있다. MSE의 경우 AR-GARCH-M이 8.847로 가장 작고 다음으로 GARCH-M, 그리고 RW 모형이 가장 낮은 예측력을 가진 것으로 나타났다.[7] 표본기간 동안에 초과수익률간의 계열상관관계가 존재하고 조건부 분산이 초과수익률에 유의적인 영향을 미치고 있기 때문에 각각을 따로 고려한 AR 모형이나 GARCH-M 모형보다 AR-GARCH-M 모형이 우수하다. 그러나 그 차이는 별로 크지 않다. MAE는 돌출변수나 정규분포보다 양쪽꼬리가 두터운 분포에 덜 민감하기 때문에 이런 경우 MAE가 예측오차 비교기준으로 사용되는데 〈표 3〉의 결과는 MSE와 달리 GARCH-M 모형이 AR-GARCH-M 모형보다 우수한 것으로 나타났다. 그러나 그 차이는 마찬가지로 크지 않다.

〈표 4〉 標本外 豫測力 比較

모형	MSE	MAE
RW	8.908(4)	2.367(4)
AR	8.856(3)	2.362(3)
GARCH-M	8.851(2)	2.354(1)
AR-GARCH-M	8.847(1)	2.357(2)

주: 1) RW: 추세를 갖지 않은 랜덤워 모형
2) AR: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형
3) GARCH-M: GARCH(1,1)-M 모형
4) AR-GARCH-M: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형
5) ( )안의 숫자는 각 모형의 서열순위를 나타냄.

금융 및 자본시장이 개방되고 자유화됨에 따라 자기상관관계가 줄어드는 반면 불확실성 증대에 따른 위험이 더욱 커지리라 예상되기 때문에 선험적으로 볼 때 AR 모형의 예측력은 시간이 흐를수록 떨어지는 반면 GARCH-M 모형의 예측력은 개선되리라 예상된다. 이 점을 확인해 보기 위해 먼저 주가의 일일 上下限 變動許容幅 擴大에 따른 각 모형의 예측력을 MSE를 통해

7) AR(1)부터 AR(12)까지의 예측결과는 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형의 그것보다 훨씬 나쁜 것으로 나타났기 때문에 여기서는 더 이상 언급하지 않는다.

dCollection

비교해 보기로 한다. 표본외 예측기간 동안 일일 주가 상하한 변동허용폭은 ±4%에서 95년 4월에는 ±6%로 96년 10월에는 ±8%로 다시 확대되었다. 상하한 변동허용폭에 따른 MSE가 〈표 5〉에 나타나 있는데 AR 모형의 MSE가 상하한 변동허용폭이 ±4%와 ±8%일 때 가장 작은 반면 ±6%일 때는 GARCH-M 모형의 MSE가 가장 작은 것으로 나타났다. 그러나 GARCH-M 모형은 ±4%와 ±8%인 기간 동안에 가장 나쁜 예측력을 가지고 있다. 두 모형을 합한 모형인 AR-GARCH-M 모형은 각 기간에 걸쳐 모두 두 번째로 좋은 결과를 보여주고 있다. 이는 예측오차의 크기라는 측면에서 볼 때 주가의 일일 상하한 변동허용폭이 커짐에 따라 반드시 자기상관관계를 가진 모형의 예측력이 떨어지는 반면 조건부 분산 모형의 예측력이 나아진다고 말할 수 없음을 의미한다. 상하한 변동허용폭이 증대됨에 따라 위험이 커지면 오히려 투자자들은 위험을 회피하기 위해 보수적인 의사결정을 하기 때문에 AR 모형의 예측력이 다른 모형의 그것보다 우수할 수 있다. 〈표 5〉에서 기간 오른쪽 ( )안에 있는 숫자는 예측표본수를 나타낸다.

〈표 5〉 上下限 變動許容幅에 따른 標本外 MSE

모형	±4% 92.1.3-95.3.29(169)	±6% 95.4.5-96.9.25(78)	±8% 96.10.2-97.5.28(35)
RW	8.667(3)	7.795(3)	12.553(3)
AR	8.586(1)	7.958(4)	12.158(1)
GARCH-M	8.700(4)	7.463(1)	12.672(4)
AR-GARCH-M	8.633(2)	7.679(2)	12.485(2)

주: 1) RW: 추세를 갖지 않은 랜덤워 모형
2) AR: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형
3) GARCH-M: GARCH(1,1)-M 모형
4) AR-GARCH-M: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형
5) 기간 오른쪽 ( )안의 숫자는 표본수를 나타냄.
6) MSE 오른쪽 ( )안의 숫자는 각 모형의 서열순위를 나타냄.

다음은 外國人 株式投資限度 擴大에 따른 각 모형의 표본외 예측능력이 어떻게 변화하는가를 살펴보자. 〈표 6〉에 나타난 바와 같이 예측기간 동안 외국인 주식투자한도는 주식시장개방 초기 10%에서 최근에는 23%까지 확대되었다. 외국인 주식투자한도가 예측표본수가 가장 많았던 12%대에서 18%로 확대된 기간 동안에는 GARCH-M 모형이 우수한 예측력을 가진 것으로 나타났다. 그러나 GARCH-M 모형은 외국인 주식투자한도가 20%에서 23%로 확대된 기간 동안에는 한도 확대에도 불구하고 가장 나쁜 예측력을 가졌다. 이 결과는 〈표 5〉의 주가 상하한 변동허용폭 확대에 따른 예측결과와 비슷하다.

마지막으로 시장개방 이후 미래예측기간을 주가가 상승한 기간 또는 하락한 기간으로 나누어 MSE를 비교해 본다. 〈표 7〉이 보여주는 바와 같이 종합주가지수는 시장개방 이후부터 92년 8월까지 하락하다가 92년 8월 마지막주부터 상승하였으나 94년 11월에 들어와 다시 하락하기 시작하였다. GARCH-M 모형이 두 하락기간 동안 가장 우수한 예측력을 보인 반면 AR 모형은 상승기간 동안 가장 작은 MSE를 나타냈다.

〈표 5〉와 〈표 6〉의 결과는 주가 상하한 변동폭 또는 외국인 주식투자한도 확대 등에 따른 각 기간간 豫測誤差가 때로는 매우 크다는 점을 보여주는 반면 〈표 7〉에 따르면 등락시기에 따른

dCollection

각 기간간 예측오차는 거의 비슷한 것으로 나타났다. 그러나 〈표 5〉와 〈표 6〉의 경우에도 각 기간내에서 모형간의 차이는 그리 크지 않은 것으로 나타났다.8)

〈표 6〉 外國人 株式投資限度에 따른 標本外 MSE

모형	10% 92.13-94.11.30 (152)	12% 94.12.7-95.6.28 (30)	15% 95.7.5-96.2.27 (39)	18% 96.4.3-96.9.25 (26)	20% 96.10.2-97.4.30 (31)	23% 97.5.7-97.5.28 (4)
RW	8.852(2)	7.412(4)	5.940(2)	10.507(4)	13.154(3)	7.889(1)
AR	8.819(1)	7.341(3)	6.143(4)	10.441(3)	12.697(1)	7.979(2)
GARCH-M	8.968(4)	6.786(1)	5.864(1)	9.882(1)	13.178(4)	8.749(4)
AR-GARCH-M	8.917(3)	6.915(2)	6.075(3)	9.930(2)	13.001(2)	8.487(3)

주: 1) RW: 추세를 갖지 않은 랜덤워 모형
2) AR: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형
3) GARCH-M: GARCH(1,1)-M 모형
4) AR-GARCH-M: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형
5) 기간 아래 ( )안의 숫자는 표본수를 나타냄.
6) MSE 오른쪽 ( )안의 숫자는 각 모형의 서열순위를 나타냄.

〈표 7〉 上昇 및 下落期에 따른 標本外 MSE

모형	하락기 92.13-92.8.19(34)	상승기 92.8.26-94.11.9(115)	하락기 94.11.16-97.5.28(133)
RW	8.893(3)	8.943(2)	8.882(4)
AR	8.906(4)	8.886(1)	8.817(3)
GARCH-M	8.452(1)	9.251(4)	8.606(1)
AR-GARCH-M	8.750(2)	9.081(3)	8.670(2)

주: 1) RW: 추세를 갖지 않은 랜덤워 모형
2) AR: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형
3) GARCH-M: GARCH(1,1)-M 모형
4) AR-GARCH-M: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형
5) 기간 오른쪽 ( )안의 숫자는 표본수를 나타냄.
6) MSE 오른쪽 ( )안의 숫자는 각 모형의 서열순위를 나타냄.

지금까지 예측오차의 크기를 비교한 결과 GARCH-M 모형이나 AR-GARCH-M 모형이 추세를 갖지 않은 랜덤웍 모형이나 AR 모형보다 우수한 표본외 예측력을 가지고 있는 반면 주식시장의 자유화가 진전됨에 따라 시간변동위험으로 기대수익률을 설명하는 조건부 분산 모형이 자기상관모형보다 반드시 예측능력이 나아지는 것이 아님을 보았다. 또한 자유화 확대기간에 따라 예측력의 차이가 있으나 모형간의 예측력 차이는 예측력의 우열에도 불구하고 그리 크지 않

8) 특정 기간내에서 모형간의 예측력 차이 또는 특정 모형의 기간별 예측력 차이가 과연 유의적인가를 李根榮(1996)에서 사용된 방법을 이용하여 검정해 본 결과 특정 기간내에서 모형간의 예측력 차이는 통계적으로 유의적이지 못한 반면 특정 모형의 기간별 예측력 차이는 경우에 따라 유의적인 것으로 나타났다. 지면이 제약되어 있고 〈표5〉, 〈표6〉, 〈표7〉의 MSE를 통해 이를 구분해 낼 수 있기 때문에 여기서는 더 이상 언급하지 않는다.

dCollection

은 것으로 나타났다.

예측오차의 차이도 크지 않을 뿐만 아니라 투자자의 입장에서는 초과수익률이 어떠 방향으로 진행될 것인가 하는 문제가 수익성을 제고시키기 위한 방편으로 매우 중요하기 때문에 다음으로는 豫測信號에 따른 예측방향의 모형별 정확도를 검토해 보고 이에 따른 수익률을 비교해 보기로 한다. 예측오차분석에서는 동전토스모형이 기준모형이 된다.

각 모형의 1주앞 주간 초과수익률의 예측치가 플러스인 경우를 買入信號로 간주하는 반면 마이너스인 경우를 賣渡信號로 받아들여 AR, GARCH-M, AR-GARCH-M 모형들의 방향예측력을 살펴본다. 〈표 8〉에서 매입수와 매도수는 각각 각 모형의 예측치가 플러스와 마이너스인 경우의 수를 나타내며 매입과 매도는 각각 매입 또는 매도신호에 따른 매입수익률과 매도수익률의 평균을 의미한다. 매입〉0은 매입수익률이 0보다 큰 매입수가 전체 매입수에서 차지하는 비율을 나타내는 반면 매도〉0은 매도수익률이 0보다 큰 매도수가 전체 매도수에서 차지하는 비율을 의미한다. 매입-매도는 매입수익률에서 매도수익률을 뺀 것을 표시하며 ( )안의 값은 t값을 나타낸다(Brock and LeBaron, 1992 참고). AR 모형의 경우 평균 매입수익률과 매도수익률이 각각 -0.389%와 -0.122%로 오히려 평균 매입수익률이 평균 매도수익률보다 작으며 따라서 매입-매도 수익률은 -0.266%에 이른다. 매입 또는 매도수익률이 0보다 큰 비율은 각각 0.385와 0.452이다. GARCH-M 모형의 경우 평균 매입수익률은 0.557%로 세 모형중 가장 큰 반면 매도수익률은 -0.408로 가장 작다. 따라서 매입-매도수익률은 세모형중 가장 큰 0.965%에 이른다. 매도수익률이 0보다 큰 비율은 0.418인 반면 매입수익률이 0보다 큰 비율은 0.5보다 작은 0.474에 불과하다. 그러나 두 비율 모두 다른 모형에 비해 우수하다. AR-GARCH-M 모형의 방향예측력은 AR 모형보다는 뛰어나나 GARCH-M 모형보다는 열등한 것으로 나타났다.[9] 〈표 9〉에서는 일일 상하한 변동허용폭에 따른 매입-매도수익률을 보여주고 있다. GARCH-M 모형만이 각 기간에 걸쳐 모두 매입-매도수익률이 0보다 큰 결과를 나타냈다. AR과 AR-GARCH-M 모형은 ±4%인 기간만 매입-매도수익률이 0보다 크며 나머지 기간 동안에는 0보다 작다.

〈표 8〉 方向豫測 및 買入-賣渡 收益率 比較

모형	매입수	매입	매입〉0	매도수	매도	매도〉0	매입-매도
AR	96	-0.389	0.385	186	-0.122	0.452	-0.266
		(-0.499)			(0.322)		(-0.711)
GARCH-M	57	0.557	0.474	225	-0.408	0.418	0.965
		(1.777)			(-0.731)		(2.181)
AR-GARCH-M	76	0.078	0.434	206	-0320	0.427	0.398
		(0.755)			(-0.393)		(0.996)

주: 1) AR: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형
2) GARCH-M: GARCH(1,1)-M 모형
3) AR-GARCH-M: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형
4) 매입(매도)는 매입(매도)수익률의 평균을 의미하며 매입-매도는 두 수익률간 의 차이를 나타냄..
5) 매입〉0(매도〉0)은 매입(매도)수익률이 0보다 큰 비율을 나타냄.
6) ( )안의 값은 t값을 나타냄.

9) Henriksson and Merton(1981) 검정결과도 이와 동일하다.

dCollection

예측오차의 크기를 비교한 경우와 달리 方向豫測 및 收益率 比較分析에서는 GARCH-M 모형이 AR 모형이나 두 모형을 합친 AR-GARCH-M 모형보다 훨씬 뛰어난 방향 예측력을 가지고 있으며 높은 수익을 가져온다. 위의 결과로부터 수익률은 예측오차의 크기보다 예측방향에 의해 더 큰 영향을 받고 있음을 알 수 있다(예: Leitch and Tanner, 1991).

〈표 9〉 上下限 變動許容幅에 따른 買入-賣渡 收益率 比較

모형	전체 92.13-97.5.28 (282)	±4% 92.1.3-95.3.29 (169)	±6% 95.4.5-96.9.25 (78)	±8% 96.10.2-97.5.28 (35)
AR	-0.266	0.156	-1.190	-0.618
	(-0.711)	(0.331)	(-1.794)	(-0.449)
GARCH-M	0.965	0.972	0.586	1.881
	(2.181)	(1.656)	(0.757)	(1.414)
AR-GARCH-M	0.398	0.859	-0.117	-1.270
	(0.996)	(1.715)	(-0.161)	(-0.887)

주: 1) AR: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3) 모형
2) GARCH-M: GARCH(1,1)-M 모형
3) AR-GARCH-M: 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형
4) 기간 아래 ( )안의 숫자는 표본수를 나타냄.
5) 수익률 아래 ( )안의 숫자는 t값을 나타냄.

6. 要約 및 結論

본 논문에서는 최근 外國人 株式投資限度 및 주가 일일 上下限 變動許容幅 擴大 등과 같은 일련의 정부의 규제완화조치로 불확실성에 따른 위험이 커지고 있다는 점에 착안하여 GARCH-M 모형을 중심으로 지난 17여년간 종합주가지수의 주간 초과수익률이 조건부 분산으로 측정된 위험과 어떤 관계를 갖고 있는가를 살펴보았다. 분석내용은 크게 標本內(In-Sample) 推定과 標本外(Out-of Sample) 豫測能力比較로 대별된다.

표본통계량에 기초한 標本內 推定結果 GARCH(1,1)-M 모형과 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형이 주간 초과수익률을 설명하는 데 유용한 모형이며 특히 주간 초과수익률이 표준편차로 측정된 危險과 正의 관계를 갖고 있을 뿐만 아니라 통계적으로도 유의적인 것으로 나타났다.

LR 검정결과 이들 모형들이 ARCH(1)-M 모형이나 GARCH(1,1) 모형보다 우수하며 두 모형중에서는 상대적으로 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형이 GARCH (1,1)-M 모형보다 전체기간에 걸친 표본내 추정에 있어서 더 적합한 모형인 것으로 나타났다. 이는 최근 규제완화조치에도 불구하고 전체 표본기간에 걸쳐서 주간 초과수익률의 系列相關關係가 존재한다는 것을 의미한다. 또한 우리나라 주식시장에 큰 영향을 미친 시장개방조치가 주간 초과수익률에 어떤 영향을 미쳤는가를 더미변수를 이용해 살펴보았는 데 모형추정 및 LR 검정결과 주식시장개방 이후가 이전보다 주간 초과수익률의 계열상관관계가 줄어들고 초과수익률이 조건부 분산에 의해 더 크

dCollection

게 영향을 받으나 그 영향정도는 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다.

標本外 豫測分析은 예측오차의 크기를 비교하는 豫測誤差分析과 방향예측의 정확도를 살펴보고 수익률을 비교하는 方向豫測分析으로 나누어진다.

MSE와 MAE를 비교하는 豫測誤差分析에 따르면 GARCH(1,1)-M 모형이나 3차 AR 계수만을 고려한 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형이 주식시장개방 이후의 기간에 걸쳐 추세를 갖지 않은 랜덤워 모형이나 AR 모형보다 뛰어난 미래예측능력을 가지고 있다. 한편 주식시장에 대한 규제가 완화될수록 조건부 분산 모형이 AR 모형보다 예측력이 반드시 나아진다고 말할 수는 없는 것으로 나타났다. 같은 모형이라도 특정 예측기간에 따라 예측력의 차이가 크게 나타나나 모형간의 예측력 차이는 예측력의 우열에도 불구하고 그리 크지 않은 것으로 보인다.

그러나 예측오차분석에서와는 달리 方向豫測 및 收益率 比較分析에서는 GARCH(1,1)-M 모형이 3차 AR 계수만을 고려한 AR 모형이나 두 모형을 합친 AR(3)-GARCH(1,1)-M 모형보다 월등히 우수한 방향 예측력을 갖고 있으며 유의적인 높은 수익률을 가져온다. 즉 수익률은 예측오차의 크기보다는 예측방향과 더 높은 상관관계를 갖고 있다.

본 논문에서는 주간 초과기대수익률과 조건부 표준편차와의 관계를 분석하는 데 GARCH-M 모형만을 사용하였으나 조건부 표준편차를 모형화하는 다른 모형들, 예를 들면 EGARCH-M 모형이나 비모수모형 등을 고려해 보는 것도 흥미로울 것으로 여겨진다. 특히 표본외 예측분석에 있어 조건부 분산 모형외에 단순한 AR 모형이나 랜덤워 모형만을 비교대상으로 삼았으나 이들 외에 다른 모형들에 대한 연구도 심도있게 진행될 필요가 있다.

參考文獻

李根榮, "技術的 去來方法을 利用한 株式收益率 分析", 『金融硏究』 9권 1호, 1995.4, 39-64.

李根榮, "換率變動幅 擴大가 換率豫測에 미치는 效果分析", 『金融學會誌』 1권 1호, 1996. 6, 29-51.

具孟會, 李胤宣, "EGARCH 模型을 이용한 株式收益率의 變動性 硏究", 『財務管理硏究』 12권 2호, 1995.12, 95-120.

金鎭浩, 黃潤宰, "時間變動危險이 株價收益率에 미치는 影響", 『金融學會誌』 1권 2호, 1996.12.

申宰貞, 鄭範奭, "株式收益率 分散의 時間 變動性에 관한 硏究", 『財務管理硏究』 10권 2호, 1993.12, 263-301.

張國賢, "韓國 資本市場의 점프危險과 條件附 異分散性에 관한 硏究", 『證券學會誌』 20집, 1997, 273-299.

曺淡, "주식수익률의 條件附 異分散性에 관한 실증적 연구", 『財務硏究』 7 호, 1994.2, 1-32.

Ball, C.A. and W.N. Torous, "On Jumps in Common Stock Prices and Their Impact on Call Option Pricing", *Journal of Finance* 40, 1985, 155-173.

Bollerslev, T., R.Y. Chou, and K.F. Kroner, "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics* 52, 1992, 5-59.

dCollection

Brock, W.A., J. Lakonishok, and B. LeBaron, "Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns", *Journal of Finance* 47, 1992, 1731-1764.

Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica* 50, 1982, 987-1008.

Engle, R.F. and T. Bollerslev, "Modeling the Persistence of Conditional Variance," *Econometric Reviews* 5, 1986, 1-50.

Engle, R.F., D.M. Lilien, and R.P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica* 55, 1987, 391-407.

Fama, E.F., "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business* 38, 1965, 34-105.

French, K.R., G.W. Schwert, and R.F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics* 19, 1987, 3-29.

Glosten, L.R., R. Jagannathan, and D. Runkle, "Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stock", Manuscript, Kellogg Graduate School, Northwestern University, 1991.

Granger, C.W.J. and P. Newbold, Forecasting *Economic Time Series*, New York, Academic Press, 1986.

Henriksson, R.D. and R.C. Merton, "On Market Timing and Investment Performance: Ⅱ. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business* 54, 1981, 513-533.,

Heynen, R., A. Kemna, and T. Vorst, "Analysis of the Term Structure of Implied Volatilities", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 1994, 31-56.

Hsieh, D.A., "Modeling Heteroskedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates", *Journal of Business & Economic Statistics* 7, 1989, 307-317.

Leitch, G. and J.E. Tanner, "Economic Forecast Evaluation: Profits Versus the Conventional Error Measures", *American Economic Review* 81, 1992, 580-590.

Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business* 36, 1963, 394-419.

Nelson, D.B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica* 59, 267-290.

Pagan, A.R. and A. Ullah, "The Econometric Analysis of Models with Risk Terms", *Journal of Applied Econometrics* 3, 1988, 87-105.

Collection