

# 株式收益率의 條件附 分散에 대한 曜日效果 分析\*

鄭 範 奭\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 株式市場의 異狀現象중의 하나인 曜日效果(day of the week effect)를 전통적인 回歸分析이 아닌 ARCH 또는 GARCH 모형을 사용하여 條件附 平均收益率(期待收益率) 뿐만 아니라 條件附 分散에도 나타나는지에 대하여 분석하였으며, 規模別에 따라 曜日效果에 어떠한 차이가 나타나는지를 분석하였다.

본 연구의 추정결과를 요약하면, 條件附 平均收益率(期待收益率) 및 條件附 分散 모두에 있어 曜日效果가 뚜렷하게 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 條件附 平均收益率에 대해서는 月曜日은 負의 효과, 土曜日은 正의 효과가 나타났으며, 條件附 分散에 대해서는 月曜日은 正의 효과가, 土曜日은 負의 효과가 발견되었다. 그러나 韓國의 주식시장의 본격적인 성장기이면서 주식가격의 등락이 심했던 86~92년간의 표본기간 동안에는 條件附 分散에 대한 曜日效果는 존재하였으나, 條件附 平均收益率에 대한 曜日效果는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

그리고 小型指數가 中 大型指數와는 다른 주가행태를 보이는 것으로 나타났으며, 다음과 같은 몇 가지의 規模別 差異를 보였다. 첫째, 條件附 平均收益率에 대한 분석에서 中 大型指數收益率을 사용하였을 경우에는 月曜日效果가 나타난 반면에, 小型指數收益率의 경우에는 火曜日效果가 존재하는 것으로 나타났다. 둘째, 條件附 分散에 대한 분석에서 正의 公休日效果가 다른 規模別 指數收益率의 경우에는 나타나지 않았지만 小型指數收益率의 경우에는 존재하는 것으로 나타났다. 셋째, 小型指數收益率의 경우 모형 추정후의 定規殘差(normalized residuals) 및 定規自乘殘差(normalized squared residuals)에 대한 時系列相關 檢정결과 모형의 不適合性이 나타났다.

본 연구는 기존의 期待收益率 위주의 曜日效果 분석에서 株式收益率의 分散 즉, 變動性에 초점을 두어 분석하였으며, 이는 투자자의 정확한 危險測定수단의 제공이라는 면에서 意義가 있을 것으로 생각된다.

\* 본 논문은 1994년 5월 한국재무관리학회 춘계학술발표회에서 발표되었다.

학회에서 유익한 토론을 해 주신 金圭泳 교수님께 감사드리며, 익명의 심사위원과 유익한 조언을 해주신 張益煥 교수님께 감사드립니다.

\*\* 國民大學校 經營學科 講師

## I. 序論

Fama(1970)의 연구 이래로 株式市場의 效率性에 관한 끊임없는 연구가 진행되어 왔으며, 이는 지금까지도 財務論의 가장 중심적인 연구과제중의 하나이다. 그러나 오늘날 주식가격의 근본적인 내재가치가 변화하지 않아도 주식가격의 변동은 얼마든지 일어날 수 있다는 사실이 주식시장의 效率性을 의심하게 한다. 株式市場 效率性과 관련된 여러 연구들 중에서 1月 效果, 月中效果(monthly effect), 月曜日效果 또는 週末效果, 그리고 規模效果 등의 株式市場 異狀現象(anomaly)에 관한 연구<sup>1)</sup>는 이러한 市場效率性에 反論을 제기하여 왔다. 그 중에서도 月曜日效果(monday effect) 또는 週末效果(weekend effect)는 월요일에 비정상적으로 負의 收益率이 나타난다는 것이며, French(1980)와 Gibbons & Hess(1981)의 연구 이후에 활발하게 연구되어 왔다. 그런데 이러한 月曜日效果는 주로 株式期待收益率 또는 超過收益率의 변화에 따른 움직임을 설명하는데 국한하여 여러 형태로 분석되어 왔으나, 주식수익율의 分散에 대한 月曜日效果 및 曜日效果를 분석한 연구는 몇몇 연구를 제외하고는 거의 없는 실정이다. 일찌기 Fama(1965)는 월요일의 분산이 다른 요일의 분산보다 대략 20%정도 더 크다고 하여 주식수익율의 분산, 즉 變動性에 대한 曜日效果의 분석 가능성을 보여주고 있다.

한편, Gibbons & Hess(1981)는 요일별 주식수익율 분포에 대하여 異分散性을 조정하여 요일효과를 분석함으로써 주식수익율의 분산이 일정하지 않음을 고려하였다. 근래에 주식수익율의 變動性이 時間에 따라 一定하지 않고 변화하여 매우 이분산적이라는 것이 밝혀져 왔으며<sup>2)</sup>, 따라서 一定한 分散을 가정한 기존의 모형으로는 株式收益率의 움직임을 정확하게 설명할 수 없다. 이러한 분산이 一定하지 않고 過去의 情報에 대하여 條件附的으로 변화한다는 假定에 의해 條件附 分散을 模型化한 것이 Engle(1982) 및 Bollerslev(1986)의 ARCH 또는 GARCH 模型이다.

본 연구는 이러한 株式市場의 異狀現象중의 하나인 曜日效果를 전통적인 回歸分析이 아닌 ARCH 또는 GARCH 모형을 사용하여 條件附 平均收益率 뿐만 아니라 條件附 分散에도 나타나는지에 대하여 분석한다. 그리고 기존 연구문헌을 살펴보면 규모별에 따라 주

1) 1년중 년초에 가장 높은 수익율을 나타낸다는 1月 效果 또는 會期轉換效果(turn-of-the-year effect), 월초보다 월말이 더 높은 수익율을 나타낸다는 月中效果, 기업규모에 따라 주식수익율의 분포가 다르게 나타난다는 規模效果등과 같은 주식시장 異狀現象에 대한 연구는 Dimson(1988) 및 Agrawal & Tandon(1994) 참조.

2) 이러한 주식수익율의 時間變動性에 대해서는 French, Schwert & Stambaugh(1987), Bollerslev, Engle & Wooldridge(1988), Bollerslev, Chou & Kroner(1992) 참조. 그리고 우리나라에 대한 연구는 Lee & Ohk(1991), 曹淡(1993), 申宰貞·鄭範奭(1993) 참조.

식시장의 異狀現象이 다르게 나타나는 경향이 있으며, 특히 소규모일수록 더 뚜렷한 異狀現象을 보인다고 하였다. 따라서 본 연구에서는 規模別에 따라 條件附 平均收益率 및 條件附 分散에 대한 曜日效果에 어떠한 차이가 나타나는지를 분석한다. 본 연구의 구성은 제 2장에서 期待收益率 및 變動性에 관한 曜日效果의 연구문헌을 일반적인 모형과 條件附 分散模型을 사용한 연구로 나누어 검토하고, 3장에서는 본 연구에서 사용된 분석모형 및 자료에 대하여 기술한다. 4장에서는 요일별 주식수익율의 시계열적 특성을 살펴보고 條件附 分散模型의 추정결과를 제시한다. 끝으로 5장에서는 본 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 曜日效果에 관한 既存研究

일반적으로 曜日效果란 한 주의 거래시작일(월요일)의 수익율은 다른 요일에 비해 낮은 負의 수익율을 나타내고, 거래마감일(금, 토요일)은 다른 요일에 비해 높은 陽의 수익율을 나타내어, 요일간의 평균수익율이 차이가 나타난다는 것으로 아직까지 뚜렷한 이유를 찾지 못하고 있는 주식시장의 異狀現象의 하나로 알려져 있다. 본 장에서는 曜日效果를 株式收益率 및 變動性으로 구분하여 살펴보고, 條件附 分散模型을 이용한 연구에 대해서 살펴본다.

먼저 French(1980)는 주식수익율이 한 주의 마지막 거래일이 평균수익율보다 높고, 첫 번째 거래일은 평균보다 낮다는 연구결과를 보고하였고, 이러한 결과가 기업들이 나쁜 정보를 주말 폐장이후에 발표함으로써 나타난다고 하는 情報假說을 제시하였다.<sup>3)</sup> Gibbons & Hess(1981)는 月曜效果가 개별주식에도 존재한다고 하였으며, 이들은 주식매매 시점에서 자금결제까지 요구되는 시간을 고려한 市場決濟假說을 제시하였다. Lakonishok & Levi(1982)는 현금결제가 아닌 수표결제 기간으로 曜日效果를 설명하려고 하였으며, Keim & Stambaugh(1984)는 한 주의 마지막 거래일로 갈수록 높은 수익율이 나타나며 이는 소규모 주식일수록 더 뚜렷하게 나타난다고 하였는데, 이러한 이유로 거래일간의 時系列相關의 존재로 인한 測定誤差假說을 주장하였다. Rogalski(1984)는 거래기간과 비 거래기간의 수익율, 즉 金요일 終價와 월요일 始價, 월요일 始價와 월요일 終價간의 수익율로 나누

3) Damodaran(1989)은 金요일에 이익과 배당정보에 대한 공시를 한 경우에 다른 요일보다 負의 비정상 수익율이 발견되었으며, 이러한 負의 비정상수익율은 다음 거래일(월요일)에 負의 영향을 주는 移轉效果가 있음을 보였다. 그러나 Schatzberg & Datta(1992)는 몇몇 요인에 의해 나타나는 수익율에 대한 주말효과는 정보도착과 무관하다고 하여 정보가설을 기각하였다.

어 曜日效果를 관찰한 결과, 월요일의 負의 수익율은 비 거래기간의 수익율에 영향을 받는다는 去來時間假說을 주장하였다.<sup>4)</sup>

Jaffe, Westerfield & Ma(1989), 張國賢(1992), Liano, Huang & Gup(1993)는 월요일의 수익율이 지난 주의 장세와 밀접한 상관관계, 즉 월요일 負의 수익율은 지난 주의 장세가 내림세에 있을 경우에만 발견되며, 오름세에 있으면 月曜日效果는 없어진다고 하였다. 또한 Jaffe & Westerfield(1985)는 국제 증권시장에 대한 曜日效果 연구에서 일본과 호주에서는 화요일에 가장 낮은 수익율이 나타나는 火曜日效果를 보이며, 이는 뉴욕 증권시장과의 시간적 차이로 발생한다고 하였다.<sup>5)</sup> 이 밖에도 Ariel(1990)은 公休日 前日(pre-holiday)의 수익율이 다른 날(non-preholiday)의 수익율보다 높게 나타난다고 하였으며, Connolly(1989, 1991)와 Chang, Pinegar & Ravichandran (1993)은 曜日效果를 검정하는데 있어서 기존의 F검정 및 t검정 대신 베이지안(bayesian)적인 방법을 사용하였다.

이러한 株式市場의 曜日效果는 주로 期待收益率에 대해서 분석이 이루어져 왔고 株式收益率의 曜日別 變動性에 대하여 분석한 연구는 그리 많지않은 실정이다. 그 중 대표적으로 French & Roll(1986)은 時間別 資料를 이용하여 去來期間 동안의 분산이 非去來期間 동안의 分散보다 높은 것, 즉, 週末 非去來時間보다 去來時間동안의 分散이 72배나 높게 나타났으며, 하루중 去來時間의 分散이 하루중 非去來時間보다 13배나 높게 나타남을 보였다. 이들은 이러한 이유로 거래시간동안에 더 많은 公的 및 私的 情報를 얻을 수 있으며, 투자자들의 雜音去來(noise trading)로 인한 價格決定上의 誤謬(pricing error)에 의해서 발생된다고 하였다.<sup>6)</sup> 이와 유사한 연구들을 종합하여 볼 때 月曜日의 分散이 가장 크게 나타나고, 金曜日 또는 土曜日의 分散이 가장 적게 나타남으로써 分散에 대한 曜日效果를 간접적으로 볼 수 있다.<sup>7)</sup>

4) 비 거래시간과 거래시간으로 구분하여 曜日效果를 살펴본 연구에는 Harris(1986)와 Smirlock & Starks(1986)의 연구가 있다. Harris는 월요일의 負의 수익율이 대규모 기업에 대해서는 비 거래기간 수익율(금요일 종가와 월요일 시가간의 수익율)의 영향으로, 소규모 기업에서는 월요일의 거래에 의하여 나타난다고 하여 규모별로 차이가 있음을 보였다. Smirlock & Starks는 분석기간의 초기에는 거래기간에 주로 나타났으나 후반기에서는 비 거래기간에 주로 나타나 週末效果가 시간적으로 변화함을 보였다.

5) 이러한 동경 주식시장의 火曜日效果는 Kato(1990)의 연구에서도 잘 나타나 있으며, 이는 뉴욕 증권시장에서의 月曜日效果와 관련 있다고 주장하였다.

6) Fama(1991)는 이러한 현상이 부분적으로 一時的이며, 이는 주로 情報가 없는 投資者들에 의한 雜音去來(noise trading)의 결과라고 하였다. 이와 같은 거래시간과 비 거래기간 수익율의 분산에 대한 또 다른 연구로 Stoll & Whaley(1990)와 Barclay, Litzenberger & Warner(1990)의 연구가 있다. 특히 Barclay et al. 은 시장이 열려있을 때 변동성이 더 높게 나타나는 것은 私的 情報 또는 우발적인 去來流動性의 비동시성(nonsynchronization of liquidity trading)의 결과라고 하였다.

7) Agrawal & Tandon(1994)은 미국을 비롯한 18개국에서의 여러 가지 異狀現象을 분석한 연구에서 단

株式市場의 曜日效果에 대하여 ARCH형태의 모형을 사용한 연구에는 Connolly(1989), Hamao, Masulis and Ng(1990)의 연구를 들 수 있으나, Connolly의 연구를 제외하고는 다른 연구의 부수적인 목적 또는 異狀現象으로 인한 偏倚를 줄이기 위하여 分析模型에 추가하여 분석하였다. Connolly(1989)는 기존의 曜日效果에 대한 연구결과가 大標本에 의한 檢定統計量(F 統計量)이 歸無假說을 너무 자주 기각시키며, 이러한 결과가 曜日效果의 증거를 왜곡시킬 수 있다고 하여 전통적인 回歸分析이 아닌 분포에 의존하지 않는 추정방법을 사용하였다.<sup>8)</sup> 이 방법을 사용하여 1963년~1983년사이의 S&P지수, CRSP 單純平均指數(the equal weighted index : EW) 그리고 加重指數(the value weighted index : VW)에 대하여 曜日效果를 추정한 결과, 기존의 OLS방법보다 매우 작은 추정치를 보였으며, 1975년 이전에는 여전히 月曜日效果가 존재하는 것으로 나타났으나, 1975년 이후부터는 月曜日效果가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 Connolly는 條件附 t분포를 가정한 GARCH(1, 1)模型을 사용하여 條件附 平均收益率에 曜日效果를 관찰한 결과, 加重指數(VW)에서는 전체표본 기간에서 뚜렷하게 월요일 수익율이 유의하게 負로 나타나 月曜日效果가 있는 것으로 나타났으나, S&P와 單純平均指數(EW)에서는 1963~1974년까지는 月曜日效果가 존재하나, 74년 이후로는 존재하지 않음을 보였다. 그러나 Connolly는 株式收益率의 變動性에 대해서는 이러한 曜日效果를 분석하지 않았다.

Hamao, Masulis & Ng(1990)는 New York, Tokyo, London의 株式市場의 일별 始價와 終價의 指數收益率를 사용하여 變動性 移轉效果, 즉, 한 시장에서의 증권가격 변화가 그 다음에 오는 시장의 始價에 어느 정도 영향을 주는지, 그리고 한 시장에서의 價格變動性的 변화가 다음 시장에서의 價格變動性的 변화와 正의 관계가 있는지를 살펴보기 위하여 週末 및 休日效果를 추정하는 假變數를 포함시킴으로써 株式市場에 대한 異狀現象의 영향을 통제하여 추정하였다. 그 결과 條件附 平均收益率에 대해서는 유의한 負의 효과를 나타내었고, 條件附 變動性에 대해서는 유의한 正의 효과가 나타남을 보였다.

우리나라 株式市場에서의 요일별 變動性的의 움직임에 대한 연구는 張夏成(1993)의 하루 중 株價變動性을 이용한 요일별 변동성의 분석, 李商彬, 高光秀(1993)의 거래방법의 관점에서의 株價變動性에 관한 연구이외는 거의 없다. 그러나 張夏成의 연구에서 變動性은 時間帶別로 最高-最低價格의 比率를 가지고 측정하였고, 李商彬 外의 연구에서 측정된 變動性

---

순한 記述統計에 의해 모든 나라가 月曜日의 分散이 가장 크고 金曜日의 分散이 가장 작게 나타남을 보여주었다.

8) 이는 日別 株式收益率의 분포가 正規分布를 따르지 않는다는 것에서 正規分布를 가정하는 전통적인 回歸分析 대신에 분포를 가정하지 않은 추정방법인 L-추정량과 M-추정량을 사용한 LAD(least absolute deviation), TRLS(trimmed least squares), 그리고 WLS(weighted least squares)의 방법을 사용하였다.

은 단순 株式收益率의 分散으로 본 연구에서의 條件附 分散에 대한 요일별 분석과는 다르다. 그런데 張夏成과 李商彬 外의 연구에서 나타난 월요일의 變動性은 서로 상반된 결과를 보여주고 있다. 즉, 張夏成의 연구에서는 월요일의 變動性이 가장 적고 토요일의 변동성이 가장 높게 나타난 반면에, 李商彬 外의 연구에서는 월요일에 가장 높은 變動性이 나타나고, 수요일에 가장 낮게 나타남을 보여주었다.<sup>9)</sup>

주식시장에서 ARCH형태의 모형을 사용한 변동성의 요일효과는 앞서 살펴보았지만 Connolly(1989)는 條件附 平均收益率에 대해서만 분석하였고, 변동성에 대해서는 분석하지 않았으며, Hamao, Masulis & Ng(1990)는 週末 또는 休日效果만을 條件附 平均收益率 및 條件附 分散에 대해서 분석하였다. 그러나 본 연구에서는 條件附 平均收益率 및 條件附 分散을 사용한 曜日效果를 모든 요일에 대하여 분석하였다.<sup>10)</sup>

### Ⅲ. 研究模型 및 資料

본 연구에서는 1975~1992년의 綜合株價指數 日別收益率(관찰치 數: 5272) 및 1980~1992년의 韓國 證券去來所에서 분류된 大型株, 中型株, 小型株 등 規模別 指數의 日別收益率(관찰치 數: 3802)을 사용하여 月曜日의 條件附 平均收益率이 유의한 負의 효과를 나타내는지, 또한 條件附 分散이 月曜일에 유의한 正의 효과가 있는지를 분석하고, 또한 이러한 효과가 다른 요일 또는 공휴일 다음 날에는 어떻게 나타나는지를 ARCH형태의 모형으로 분석한다.

이를 위해 式 (3-1)의 GARCH(p, q) 모형이 사용되며, 이 모형은 條件附 平均과 條件附 分散에 대한 曜日效果를 고려하기 위하여 條件附 平均方程式 및 條件附 分散方程式에 각각 曜日 假變數(dummy variable)을 포함시킨 모형이다. 式 (3-1)에서  $\beta_1 = 0$ 이면 ARCH(q) 모형이다. 또한 式 (3-1)을 非 同時去來로 인한 日別收益率의 時系列相關을 고려하기 위해 MA(1)項을 추가시킨 것이 式 (3-2) 및 (3-3)의 MA(1)-GARCH(p,q) 모형이며, 式 (3-3)은 式 (3-2)의 개별적인 요일별 추정을 월·화·금·토요일의 4개 요일을 한꺼번에 넣어 추정하는 式이다. 본 연구에서는 주로 式 (3-2)와 (3-3)을 추정한다.

9) 이러한 차이는 變動性의 추정방법이 다름에 따라 생긴 결과라고 생각된다.

10) 모든 요일에 대한 조건부 평균수익률 및 조건부 분산의 요일효과는 외환시장 자료를 이용한 Baillie & McMahon(1989)의 연구가 있다.

$$\begin{aligned}
 R_t &= b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t \\
 h_t &= \omega + \sum_{i=1}^a \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + d_k D_k \\
 \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\sim N(0, h_t)
 \end{aligned} \tag{3-1}$$

여기서,  $\omega > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$  ( $i = 1, \dots, q$ ),  $\beta_i \geq 0$  ( $i = 1, \dots, p$ )이며,  
 $\psi_{t-1}$ 는 과거의 이용가능한 모든 情報集合,  
 $R_t$ 는  $t$ 시점의 綜合株價指數 및 規模別 指數收益率로서  
 $R_t = (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})) * 100$ 으로 계산한다.

$$\begin{aligned}
 R_t &= b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \\
 h_t &= \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + d_k D_k \\
 \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\sim N(0, h_t)
 \end{aligned} \tag{3-2}$$

그리고

$$\begin{aligned}
 R_t &= b_0 + b_1 D_1 + b_2 D_2 + b_5 D_5 + b_6 D_6 + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \\
 h_t &= \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + d_5 D_5 + d_6 D_6 \\
 \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\sim N(0, h_t)
 \end{aligned} \tag{3-3}^{11)$$

여기서  $D_1, D_2, D_3, D_4, D_5, D_6$ 는 월요일 부터 토요일까지의 해당되는  
 요일은 1, 그 以外의 요일은 0을 나타내는 假變數이며,  
 $D_7$ 은 日曜日 및 公休日 다음날은 1, 그 以外는 0을 나타내며,

11) 式 (3-2)와 (3-3)은 다음과 같이 曜日 假變數를 한꺼번에 넣어 曜日效果를 관찰하려고 하였으나, 最尤 推定의 反復過程에서 수렴이 이루어 지지 않아, 이들 式으로 추정하게 되었다. 이러한 방법은 기존 연구에서도 많이 사용되어 왔다. (Akgiray(1989), Connolly(1989), Hamao, Masulis & Ng(1990), Conrad, Gultekin & Kaul(1991)등)

$$\begin{aligned}
 R_t &= b_0 + \sum_{k=1}^g b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \\
 h_t &= \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{k=1}^g d_k D_k \\
 \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(1, h_t)
 \end{aligned}$$

$D_8$ 은 公休日(日曜日 除外) 다음날은 1, 그 以外는 0을 나타내는 假變數이다.

위의 모형에 대한 추정은 Berndt, Hall, Hall & Hausman(1974)이 제안한 BHHH 알고리즘을 통한 最尤推定(MLE)으로 수행되며, 모형에 대한 적합성 검정은 라그랑지 乘數(Lagrange Multiplier : LM) 검정, 尤度比(Likelihood Ratio : LR) 검정을 병행한다. 또한 분석모형에 대한 正規殘差(normalized residuals)( $\epsilon_t/h^{1/2}$ )와 正規自乘殘差(normalized square residual)( $\epsilon_t^2/h$ )가 時系列相關되어 있는지를 검정하기 위하여 Ljung & Box(1978)의 퍼트멘토우 檢定(portmanteau test) 統計量 Q를 계산한다.<sup>12)</sup>

## IV. 實證分析

### 1. 記述統計 및 自己相關

먼저 綜合株價指數에 대한 요일별 記述統計를 나타낸 表(4-1)를 살펴보면 월요일 수익율의 평균이 86~92년을 제외하고는 0과는 다르지 않지만 負의 수익율을 보이고 있고, 모든 標本期間에 있어 金요일과 토요일의 수익율이 0과 尤의하게 다른 正의 수익율을 보이고 있어 曜日效果의 존재 가능성을 뒷받침해 준다.<sup>13)</sup> 분산에서는 월요일이나 公휴일 다음날이 다른 요일보다도 크게 나타났으며, 특히 86~92년에서 월요일의 분산이 2.17796, 公휴일 다음날의 분산은 2.36466로 나타나 이 기간이 비 거래기간 다음날의 분산이 높게 나타남을 볼 수 있다. 또한 토요일의 분산이 가장 적고 金요일의 분산이 그 다음으로 적은 것으로 나타나, 分散에 대해서도 曜日效果의 존재 가능성을 보여주고 있다. 요일별 수익율에 대한 正規性檢定에 있어서도 86~92년을 제외한 모든 標本期間에 있어 正規性이 棄却되는 것으로 나타났다.

表(4-2)는 標本期間에 따라 大型 및 小型 指數收益率에 대한 曜日別 記述統計를 나타낸 것인데, 이를 살펴보면 大型株에서는 월요일의 平均收益率이 다른 요일보다도 낮게 나타남을 볼 수 있으며, 86~92년 기간외에 전체기간 및 80~85년 기간에서 負의 수익율이

12) 이러한 시계열상관 여부의 검정은 Ljung & Box 이외에도 Durbin의 m 및 h 검정을 사용할 수 있다. 그런데 Ljung & Box의 Q통계량은 ARCH 효과가 있다면 비록 시계열이 백색 잡음일지라도 시계열상관을 받아들이는 방향으로 偏倚되어 있으며, 또한 이는 시차(lag)에 대한 증가함수로 정확한 검정을 할 수 없다는 등의 단점이 있으나, 사용이 간편하고 다른 검정방법도 비슷한 문제점이 지적되어 가장 많이 사용하는 검정방법이다.

13) 86~92년에서는 토요일이 0.11302( $t = 1.874$ )로 나타나 10% 유의수준에서 유의적임.



〈表 4 - 1〉 綜合株價指數에 대한 曜日別 記述統計

曜日 統計量	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
1975 ~ 1992								
觀察值數	880	876	881	877	880	878	1061	182
平均(%)	-0.00780	-0.00066	-0.07313*	-0.02718	-0.10867*	-0.15629*	-0.00999	-0.02359
分散(%)	1.33579	1.10845	1.13151	1.11708	1.03702	0.68194	1.32297	1.26222
歪度	0.45443	0.77520	0.32284	0.11502	0.10469	0.02604	0.41314	0.20212
尖度 <sup>c</sup>	2.65409	2.60684	2.18827	2.70258	2.14272	4.05331	2.67935	2.92341
K-S D 統計量 <sup>d</sup>	0.08975*	0.10523*	0.06585*	0.07197*	0.07621*	0.07924*	0.08884*	0.08833
B-J 統計量 <sup>e</sup>	288.58	335.78	191.08	268.83	169.95	601.14	347.55	66.05
1975 ~ 1980								
觀察值數	291	295	293	293	294	294	352	62
平均(%)	-0.02945	-0.04739	0.05696	0.07246	0.09196*	0.17037*	-0.02929	-0.03717
分散(%)	0.65452	0.58446	0.55468	0.56635	0.59374	0.38037	0.61745	0.44587
歪度	0.43324	0.49658	0.44595	0.04230	0.29332	-1.10775	0.40698	0.19488
尖度	2.41880	2.49543	2.59911	1.46648	1.65715	11.21026	2.26032	-0.20664
K-S D 統計量	0.08256*	0.07094	0.06024	0.05591	0.09886*	0.08518*	0.08276*	0.08009
B-J 統計量	80.04	88.67	92.18	26.34	37.86	1599.58	84.65	0.50
1980 ~ 1985								
觀察值數	293	294	291	295	295	291	352	59
平均(%)	-0.05415	-0.05223	0.08773	-0.02009	0.10090*	0.20849*	-0.06613	-0.12560
分散(%)	0.98819	0.74429	0.73877	0.74896	0.66646	0.37876	0.92528	0.62019
歪度	0.72238	0.69065	1.04510	-0.08153	0.23727	1.06376	0.71257	0.42424
尖度	4.14836	2.61150	4.21514	1.89883	2.47098	1.74444	4.38875	5.62325
K-S D 統計量	0.08825*	0.13334*	0.08835*	0.06060	0.09055*	0.11291*	0.09752*	0.15929
B-J 統計量	235.58	106.92	268.40	44.64	77.82	91.78	312.28	79.50
1986 ~ 1992								
觀察值數	344	337	345	337	338	341	415	72
平均(%)	0.02875	0.07015	0.06027	0.02709	0.14177*	0.11032	0.03393	0.03711
分散(%)	2.17796	1.82481	1.87833	1.84164	1.74516	1.18187	2.20420	2.36466
歪度	0.26653	0.64569	0.13845	0.17368	-0.00977	0.17537	0.22435	0.06617
尖度	0.98766	1.10494	0.53487	1.46337	0.77358	1.56637	0.94315	0.85502
K-S D 統計量	0.07018	0.08301*	0.03451	0.06526	0.04308	0.05703	0.06277	0.06323
B-J 統計量	18.05	40.56	5.21	31.76	8.43	36.61	18.86	2.25

\*: 5% 有意水準에서 有意的인 것을 나타냄.

a: 日曜日과 公休日 다음날을 나타냄.

b: 公休日 다음날을 나타냄.

c: 尖度は 3을 뺀 수치임.

d: Kolmogorov - Smirnov D 統計量임 (5% 有意水準에서의 臨界値는 1.36/ n).

e: Bera - Jarque 統計量임 (5% 有意水準에서  $\chi^2$ 의(2) 分布의 臨界値는 5.991).

〈表 4 - 2〉規模別 指數收益率(大型株 및 小型株)에 대한 記述統計

曜日 統計量	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
大型株價指數 (1980 ~ 1992)								
觀察值數	637	631	636	632	633	633	769	132
平均(%)	-0.02474	0.00841	0.07100	-0.01240	0.12004*	0.15971*	-0.03054	-0.05852
分散(%)	1.80780	1.54358	1.56448	1.51153	1.42687	0.96969	1.79721	1.75856
歪度	0.40769	0.06466	0.25389	0.20015	0.07716	0.29533	0.36550	0.15160
尖度 <sup>c</sup>	1.68929	1.74861	1.38994	2.04646	1.57043	2.31520	1.74983	2.16113
K-S D 統計量 <sup>d</sup>	0.07962*	0.10443*	0.06901*	0.07120*	0.06749*	0.08795*	0.08215*	0.09998
B-J 統計量 <sup>e</sup>	93.39	124.36	58.03	114.50	65.68	150.58	115.23	26.19
大型株價指數 (1980 ~ 1998)								
觀察值數	293	294	291	295	295	291	352	59
平均(%)	-0.09326	-0.06037	0.08544	-0.04666	0.08094	0.21580*	-0.10248	-0.14828
分散(%)	1.03767	0.90126	0.88038	0.83420	0.75712	0.48213	0.97913	0.69873
歪度	0.63785	0.47282	0.98899	0.12859	0.28713	1.03054	0.59448	0.08175
尖度	3.03540	2.72279	3.31331	1.49334	2.41112	1.61580	3.36996	6.22754
K-S D 統計量	0.08144*	0.11796*	0.09929*	0.06525	0.08894*	0.10669*	0.08325*	0.11968
B-J 統計量	132.35	101.77	180.55	28.22	75.51	83.16	187.30	95.41
大型株價指數 (1986 ~ 1992)								
觀察值數	344	337	345	337	338	341	415	72
平均(%)	0.03363	0.06841	0.05882	0.01759	0.15416*	0.11230	0.03531	0.01422
分散(%)	2.46126	2.10054	2.14542	2.10676	2.01289	1.38624	2.48511	2.66176
歪度	0.26372	0.57871	0.08849	0.16338	-0.01642	0.22076	0.21862	0.04211
尖度	0.77548	0.82428	0.42734	1.27245	0.66266	1.36974	0.75373	0.70644
K-S D 統計量	0.07214	0.08421*	0.02694	0.06327	0.04757	0.06407	0.06645	0.05472
B-J 統計量	12.61	28.35	3.08	24.23	6.20	29.43	13.13	1.52
小型株價指數 (1980 ~ 1992)								
觀察值數	0.04599	0.00689	0.07499*	0.06289	0.09056*	0.13113*	0.05054	0.07247
分散(%)	0.84225	0.73190	0.73675	0.72957	0.62600	0.41396	0.84119	0.84210
歪度	0.59062	0.83820	0.86434	0.26550	0.16104	0.08935	0.60679	0.69436
尖度	3.01708	3.60949	3.15431	2.89684	2.71519	3.08608	3.15874	4.03750
K-S D 統計量	0.10256*	0.09469*	0.08855*	0.07202*	0.06913*	0.08504*	0.10608*	0.13154*
B-J 統計量	278.64	416.43	342.86	228.41	197.18	252.04	366.89	100.26
小型株價指數 (1980 ~ 1985)								
平均(%)	0.03528	-0.02312	0.06485	0.04839	0.09290*	0.13939*	0.01621	-0.07848
分散(%)	0.57197	0.45087	0.40676	0.42353	0.32077	0.23570	0.53293	0.33459
歪度	1.26244	-0.05069	1.55676	0.09084	0.43292	-0.31133	1.22676	0.38767
尖度	8.69810	3.74168	8.65382	2.47393	1.07111	5.86906	8.67967	3.25030
K-S D 統計量	0.12847*	0.09567*	0.10515*	0.08121*	0.07472	0.11239*	0.12988*	0.13166
B-J 統計量	1001.47	171.63	1025.56	75.63	23.32	422.36	1193.23	27.45
小型株價指數 (1986 ~ 1992)								
平均(%)	0.05511	0.03308	0.08355	0.07558	0.08851	0.12446*	0.07976	0.19717
分散(%)	1.07453	0.97767	1.01692	0.99919	0.89414	0.56829	1.10677	1.24563
歪度	0.33258	0.99157	0.63951	0.26796	0.10053	0.18940	0.35673	0.42504
尖度	1.08362	2.62434	1.41829	2.06394	1.82448	1.74680	1.33811	2.44407
K-S D 統計量	0.07291	0.09125*	0.08292*	0.06307	0.05827	0.05854	0.07215*	0.10548
B-J 統計量	23.17	151.93	52.43	63.85	47.45	45.39	39.76	20.09

\*, a - e : 表 (4 - 1) 참조.

나타났으며, 또한 토요일의 수익율이 다른 요일보다 높고 0과 유의하게 다른 平均收益率을 보이고 있으며, 주말(금, 토요일)로 갈수록 높은 평균수익율을 나타냈다. 그러나 小型株의 경우 모든 標本期間에 대해 화요일이 가장 낮은 平均收益率을 나타내고 있어 規模別로 상이한 차이가 있음을 볼 수 있다.

分散은 大型株가 小型株보다 더 높게 나타났으며, 요일별로는 月曜日이 가장 높게 나타남을 볼 수 있다. 그리고 土曜日의 분산이 가장 낮으며, 다음으로 금요일이 낮은 것으로 나타나 주말로 갈수록 낮은 분산을 보였다. 따라서 平均收益率에 대한 曜日效果 뿐만아니라 分散에 있어서도 曜日效果가 나타남을 간접적으로 볼 수 있다.<sup>14)</sup>

規模別 指數收益率에 대한 正規性 檢定結果는 모든 지수에 있어 正規性 假說이 기각됨을 볼 수 있으나, 86~92년 기간에 대해서는 Kolmogorov-Smirnov 검정에서는 몇몇 요일을 제외하고는 正規性假說이 채택되었으나, Bera-Jarque 검정에서는 正規性假說이 기각되어 상반된 결과를 보여주고 있다.<sup>15)</sup> 그러므로 주식수익율의 요일별 분포에서도 正規分布보다 첨도가 높고 두터운 꼬리를 가지는 렙토키틱한 분포를 보임으로써 요일별 수익율의 정확한 움직임을 분석하기 위해서는 기존의 正規分布 假定이 아닌 높은 尖度를 설명할 수 있는 모형으로의 추정이 요구된다.<sup>16)</sup>

종합주가지수에 대하여 80~92년 기간의 요일별 수익율 및 自乘收益率의 自己相關係數를 나타낸 表 (4-3)을 살펴보면, 모든 요일별 수익율에 대한 1次 自己相關이 統計적으로 유의한 것으로 나타났으며, 특히 月曜日과 公休日 다음날의 수익율에 대한 自己相關이 높은 것으로 나타났다. 규모별 지수에 대한 요일별 수익율의 자기상관은 소형주(평균 약 0.3)가 대형주(평균 0.07)보다 매우 컸으며, 소형주의 요일별 自己相關에 있어서는 긴 시차에 있어서 까지 통계적으로 유의한 계수를 보임으로써 다른 株價行態를 보이고 있음을 알 수 있다. 한 가지 특이한 것은 大型株에 있어서는 월요일(0.08412)이 가장 크게 나타났으며, 화요일(0.04877)이 가장 적고 토요일(0.06798)이 그 다음으로 적은 것으로 나타난 반면에,

14) 본 연구에서의 기술적 분석결과는 張夏成(1993)의 하루중 株價變動性에 대한 曜日別 분석결과와 상반된 결과를 보여주고 있으나, 現代 經濟社會研究院(1991), 張國賢(1992)의 연구와는 비슷한 결과를 보여주고 있다.

15) 이는 86-92년 기간이 다른 표본기간보다 분산이 큰 것에 기인된다고 생각된다. 본 연구에서는 Bera-Jarque 검정을 중심으로 분석하였다.

16) 물론 ARCH 형태의 모형도 正規分布를 가정하고 있으나, 이는 條件附 正規分布 가정을 하고 있기 때문에 단순한 正規分布 가정과는 다르다. 그리고 MLE에 의한 추정은 일반적으로 正規分布 假定下에서 추정되어지나, 비록 자료가 正規分布 가정을 따르지 않더라도 正規分布를 따르는 것으로 하여 추정하는 QMLE(quasi maximum likelihood estimation)를 사용할 수도 있고, 條件附 正規分布 가정 대신에 條件附 t 분포를 가정하여 추정할 수도 있다. Weiss(1986) 및 Lumsdaine(1991), 그리고 Bollerslev & Wooldridge(1991)은 QMLE의 一致성과 漸近的 正規性이 있음을 보였다.

〈表 4-3〉綜合株價指數 收益率 및 自乘收益率에 대한 曜日別 自己相關係數 (1980 ~ 1992)

Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	Q(5)	Q(10)	Q(15)	
曜日																			
月	.10217*	-.01864	.01251	.00649	.00160	-.00603	-.01384	-.00862	.00322	-.00576	.02674	.01978	.04490*	.03247	.02528	39.72	43.80	61.51	
火	.06835*	-.02869	.04376*	.00580	-.00867	-.00299	-.01031	-.03033	.00744	.00197	.01718	.01220	.04269*	.02732	.02571	28.65	32.79	46.81	
水	.09394*	-.01991	.02491	.02124	-.00420	-.00280	-.00420	-.00864	-.00490	.00273	.01658	.01877	.02295	.04020*	.01210	39.24	39.74	50.87	
木	.08247*	-.02473	.03115	.01626	.00776	-.01523	-.00191	-.01581	-.00214	-.01126	.01836	.01874	.03103	.03612*	.02541	33.14	35.49	49.24	
金	.08784*	-.01776	.02591	.01127	.00073	-.02204	-.01328	-.02554	.00615	.00423	.01908	.03269*	.02534	.02990	.01032	33.60	38.83	50.56	
土	.08788*	-.02440	.04016*	.01721	.02030	-.01634	-.00349	-.01080	.00242	.00743	.03441*	-.00131	.03842*	.04735*	.04226*	40.49	42.23	67.77	
日+公 <sup>b</sup>	.09385*	-.01404	.03835*	.00453	-.00981	-.00247	-.00213	-.01501	.01046	-.00248	.03303*	.02246	.03473*	.03359*	.04389*	40.32	41.76	64.12	
公 <sup>c</sup>	.09418*	-.00638	.02311	.00542	-.01058	-.00160	-.00813	-.01569	.00759	-.00132	.03372*	.01500	.04470*	.04037*	.04222*	36.48	37.90	63.76	
R	.27786*	.26519*	.25147*	.19560*	.16975*	.19596*	.15127*	.11454*	.11201*	.12091*	.12097*	.11487*	.07691*	.05704*	.07249*	1057.61	1444.73	1605.98	
月	.25596*	.25379*	.24530*	.19273*	.17377*	.18746*	.14828*	.09788*	.13124*	.12645*	.11263*	.12005*	.10979*	.07044*	.08908*	979.98	1360.85	1559.50	
火	.26527*	.24846*	.23714*	.19267*	.17071*	.17748*	.12866*	.11951*	.11394*	.11165*	.13100*	.13083*	.09204*	.06581*	.07628*	969.15	1303.73	1505.60	
水	.28076*	.24579*	.21929*	.18316*	.16480*	.16955*	.12179*	.09495*	.10961*	.12427*	.12785*	.12081*	.07130*	.05532*	.08403*	944.15	1249.28	1425.39	
木	.27834*	.25768*	.24585*	.19997*	.17237*	.17805*	.14532*	.11532*	.13212*	.11356*	.13561*	.14110*	.08637*	.07420*	.08333*	1043.04	1410.75	1632.90	
金	.28510*	.26925*	.25104*	.20670*	.18604*	.19040*	.14283*	.11819*	.13480*	.12819*	.13194*	.13269*	.08440*	.06950*	.09128*	1119.65	1520.73	1731.79	
土	.28523*	.26847*	.23894*	.19276*	.17630*	.17868*	.15871*	.12496*	.11847*	.12331*	.12870*	.13752*	.10512*	.07798*	.07897*	1061.12	1449.79	1674.35	
日+公	.27000*	.25990*	.23510*	.18770*	.17205*	.16946*	.16132*	.11824*	.11470*	.11499*	.12244*	.13194*	.09254*	.07044*	.07397*	991.81	1354.29	1550.44	
公																			

\* : 5% 有意水準에서 自己相關係數가 有意的인 것을 나타냄. (標準誤差는 생략하였음.)  
 a : Ljung & Box의 Q統計量을 나타냄. (각각 5% 有意水準에 대한  $\chi^2(5)$ ,  $\chi^2(10)$ ,  $\chi^2(15)$  分布의 臨界値는 11.071, 18.307, 24.996 이다.)  
 b : 日曜日 과 公休日 다음날을 나타냄.  
 c : 公休日 다음날을 나타냄.

小型株는 토요일(0.33206)이 가장 크게 나타남을 볼 수 있었다. 그리고 自乘收益率에 대한 자기상관은 긴 시차에 있어서도 통계적으로 유의적인 계수를 보이고 있어 요일별에 대해서도 ARCH형태 모형으로 적용해 볼 필요성이 있다고 생각된다.

## 2. 綜合株價指數에 대한 推定結果

먼저 綜合株價指數 요일별 수익율에 대하여 4개 요일(月 火 金 土) 假變數를 한꺼번에 넣은 MA(1)-GARCH(1,1) 모형<sup>17)</sup>의 추정결과가 表 (4-4)에 나타나 있다. 條件附 平均收益率(期待收益率)에 대한 曜日效果를 살펴보면 전체 표본기간 (75~92年)를 통하여 條件附 平均方程式에서의 월요일 및 화요일의 계수( $b_1, b_2$ )가 통계적으로 유의적인 負의 추정치를(각각  $-0.09234(t = -3.051)$ ,  $-0.09301(t = -3.216)$ ), 토요일은 유의적인 正의 추정치( $0.09255(t = 3.251)$ )를 보였다. 이는 월요일 및 화요일은 平均收益率 以下를 나타내고, 토요일은 平均收益率 以上을 나타낸다는 것을 의미하는 것으로 우리나라 주식시장에서 條件附 期待收益率에 대한 曜日效果가 존재함을 볼 수 있다. 그런데 다른 標本期間에서도 이와 비슷한 결과를 보였으나, 86-92年 기간은 이러한 曜日效果가 나타나지 않았다.

條件附 分散에 대한 曜日效果( $d_1, d_2, d_5, d_6$ 의 추정치)는 條件附 平均收益率과는 상반된 결과, 즉 모든 표본기간에 대하여 월요일은 통계적으로 유의한 正의 효과(75~92년에  $0.10975(t = 8.154)$ ), 토요일은 유의적인 負의 효과를 보이고 있다 (75~92년에  $-0.10855(t = -7.901)$ ). 다시말하면 월요일은 變動性이 다른 요일에 비해 크게 나타나고, 土曜日은 적게 나타남을 의미한다. 그리고 금요일의 조건부 분산은 표본전체 기간에서는 負의 추정치( $-0.04896(t = -2.381)$ )를 나타내었으나, 주가의 변동이 심했던 86~92年에서는 正의 추정치( $0.23532(t = 1.983)$ )를 보였다. 따라서 우리나라 株式市場에서 株式收益率의 變動性에 대한 曜日效果가 뚜렷하게 나타남을 볼 수 있으며, 이는 全體 標本期間(75~92年)에 대하여 각각의 曜일에 대해 개별적으로 추정한 表 (4-5)를 살펴보면 더욱 분명하게 알 수 있다.<sup>18)</sup>

表 (4-5)에서 條件附 平均收益率에 대하여 월요일 및 화요일은 유의적인 負의 효과, 그리고 토요일은 正의 효과가 나타나 앞의 表 (4-4)에서의 결과와 마찬가지로 條件附 平

17) ARCH 및 GARCH(1,1) 모형을 추정한 결과, 잔차의 正規性이 기각되기 때문에 잔차를 MA(1) 또는 AR(1)과정으로 변형하여 추정한 결과만 제시한다. 또한 MA(1), AR(1)過程을 포함한 ARCH 모형의 추정결과가 모형의 適合性에 있어서 같은 형태의 GARCH 모형의 추정결과보다 우수하지 못하였고, 또한 적은 推定値의 數로 설명력이 더 좋은 GARCH 모형의 추정결과만 제시한 것이다. 그리고 같은 GARCH(1,1) 모형이라도 MA(1)과정이 포함된 모형이 AR(1)과정이 포함된 모형보다 모형의 적합성이 있는 것으로 나타나 MA(1)-GARCH 모형의 결과만 제시한다. 자세한 내용은 申宰貞 鄭範奭(1993) 및 鄭範奭(1994) 참조.

18) 각각의 요일별 가변수를 하나씩 넣은 MA(1)-ARCH(5) 모형의 추정결과를 附錄 (表 A-1)에 제시하였음.

〈表 4 - 4〉 綜合株價指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 模型의 推定結果

$$R_t = b_0 + b_1D_1 + b_2D_2 + b_5D_5 + b_6D_6 + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1\epsilon_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1} + d_1D_1 + d_2D_2 + d_5D_5 + d_6D_6^*$$

推定 母數	期間				
	75 ~ 92	75 ~ 80	80 ~ 85	86 ~ 92	80 ~ 92
관찰치 數	5272	1760	1759	2042	3802
b <sub>0</sub>	0.08577 (4.938) <sup>a</sup>	0.10738 (4.044)	0.08680 (13.762)	0.06888 (1.529)	0.08496 (3.574)
b <sub>1</sub>	-0.09234 (-3.051)	-0.10167 (-2.376)	-0.14185 (-13.671)	-0.06172 (-0.691)	-0.12759 (-3.236)
b <sub>2</sub>	-0.09301 (-3.216)	-0.12077 (-3.075)	-0.08533 (-6.284)	-0.02384 (-0.256)	-0.08281 (-2.092)
b <sub>5</sub>	0.01372 (0.582)	-0.02127 (-0.558)	0.02968 (4.006)	0.07715 (0.999)	0.01808 (0.487)
b <sub>6</sub>	0.09255 (3.251)	0.09850 (2.316)	0.06090 (3.547)	0.02136 (0.322)	0.06508 (1.777)
θ	0.14153 (9.935)	0.25824 (10.937)	0.14355 (22.170)	0.08688 (3.698)	0.10484 (6.143)
ω	0.03103 (3.880)	0.01147 (0.926)	0.00332 (0.356)	0.05215 (1.214)	0.05213 (4.081)
α <sub>1</sub>	0.15865 (18.816)	0.12976 (8.893)	0.21756 (22.498)	0.15035 (8.037)	0.17630 (15.764)
β <sub>1</sub>	0.83139 (116.489)	0.85928 (66.196)	0.73550 (114.305)	0.76401 (32.105)	0.80100 (78.974)
d <sub>1</sub>	0.10975 (8.154)	0.06231 (3.154)	0.31989 (18.091)	0.77939 (6.230)	0.19284 (6.909)
d <sub>2</sub>	-0.02042 (-1.020)	0.01466 (0.508)	0.22439 (10.008)	0.00402 (0.032)	-0.04958 (-1.638)
d <sub>5</sub>	-0.04896 (-2.381)	-0.02284 (-0.670)	-0.00370 (-0.163)	0.23532 (1.983)	-0.07584 (-2.365)
d <sub>6</sub>	-0.10855 (-7.901)	-0.06712 (-2.893)	-0.42304 (-25.798)	-0.43595 (-4.257)	-0.15150 (-6.674)
Log L <sup>b</sup>	-6691.599	-1706.789	-2049.985	-3314.414	-5294.789
Q(10) <sup>c</sup>	24.315	9.425	16.838	14.031	19.844
Q <sup>2</sup> (10) <sup>d</sup>	21.200	8.034	8.269	15.651	14.860
LM <sup>e</sup>	26.234	44.358	76.653	67.395	46.141
LR <sup>f</sup>	1939.940	557.686	309.172	334.466	1150.900

\* : D<sub>1</sub>, D<sub>2</sub>, D<sub>5</sub>, D<sub>6</sub>는 각각 월, 화, 금, 토요일을 나타내는 假變數.

a : t 統計量 (5% 有意水準 臨界值 1.96)      b : 對數尤度函數 값을 나타냄.

c, d : 正規化된 殘差(ε<sub>t</sub>/h<sub>t</sub><sup>1/2</sup>) 및 自乘殘差(ε<sub>t</sub><sup>2</sup>/h<sub>t</sub>)에 대한 10次數 Ljung & Box의 檢定統計量을 나타냄.  
(5% 有意水準에 대한 χ<sup>2</sup>(10)分布의 臨界值는 18.307).

e, f : 각각 라그랑지 乘數 檢定統計量 및 尤度比率 檢定統計量을 나타냄.

(각각 χ<sup>2</sup>(6), χ<sup>2</sup>(11)分布의 5% 有意水準에 대한 臨界值는 12. 592, 19. 675).

〈表 4 - 5〉 綜合株價指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 模型의 曜日別 推定結果  
(1975. 1. 4. ~ 1992. 12. 28., OBS. = 5272)

$$R_t = b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_k D_k, \quad k = 1, \dots, 8$$

曜日 推定 母數	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
b <sub>0</sub>	0.10315 (9.776) <sup>c</sup>	0.09029 (8.097)	0.06940 (6.105)	0.07672 (6.929)	0.07962 (6.632)	0.05104 (4.556)	0.11097 (10.325)	0.08792 (8.314)
b <sub>k</sub>	-0.10496 (-4.153)	-0.09031 (-3.483)	0.03083 (1.202)	0.02602 (1.156)	0.01003 (0.399)	0.12305 (5.047)	-0.12399 (-5.295)	-0.18900 (-3.718)
θ	0.14282 (9.944)	0.13924 (9.625)	0.14331 (10.027)	0.14223 (9.874)	0.14420 (10.086)	0.14623 (10.344)	0.13851 (9.602)	0.14226 (9.898)
ω	0.00762 (2.987)	0.01148 (3.601)	0.00472 (1.506)	0.02123 (6.294)	0.03029 (9.803)	0.03633 (12.182)	0.00832 (3.067)	0.01237 (8.923)
α <sub>1</sub>	0.15749 (18.326)	0.16165 (18.929)	0.15496 (18.925)	0.15919 (18.570)	0.15110 (18.255)	0.15278 (18.983)	0.16168 (18.751)	0.15074 (18.700)
β <sub>1</sub>	0.83366 (111.398)	0.83497 (115.324)	0.84157 (120.180)	0.83646 (113.562)	0.84381 (117.375)	0.84313 (122.598)	0.82962 (114.181)	0.84593 (122.467)
d <sub>k</sub>	0.15554 (9.087)	0.02580 (1.599)	0.06348 (4.162)	-0.03222 (-2.012)	-0.08679 (-6.737)	-0.12381 (-9.667)	0.13608 (8.330)	0.05217 (2.545)
Log L <sup>d</sup>	-6723.030	-6743.570	-6744.400	-6747.687	-6740.879	-6723.848	-6717.278	-6741.356
Q(10) <sup>e</sup>	23.382	23.987	22.484	23.813	22.736	22.407	24.771	23.593
Q <sup>2</sup> (10) <sup>f</sup>	18.669	19.241	20.622	18.224	21.295	24.332	17.263	20.867
LMb <sup>g</sup>	117.629	101.859	85.498	91.394	80.874	96.703	108.227	120.220
LR <sup>h</sup>	1877.078	1835.998	1834.338	1827.764	1841.380	1875.442	1888.582	1840.426

a : 日曜日과 公休日 다음날을 나타냄.      b : 公休日 다음날을 나타냄.  
 c - e : 表 (4 - 4) 참조.  
 g, h : 각각 라그랑지 乘數 檢定統計量 및 尤度比率 檢定統計量을 나타냄.  
 (각각  $\chi^2(3)$ ,  $\chi^2(5)$  分布의 5% 有意水準에 대한 臨界値는 7. 815, 11. 071).

均收益率에 대한 뚜렷한 曜日效果를 볼 수 있다. 그리고 본 연구에서는 표본기간 동안의 公休日(日曜日 제외) 다음날의 效果를 살펴본 결과, 통계적으로 유의적인 負의 效果(75~92년은 -0.18900(t = -3.718), 80~92년은 -0.23243(t = -3.641))를 나타내어 公休日效果가 존재함을 볼 수 있다. 그런데 86-92年 기간에서 개별적으로 추정을 한 경우는 曜日效果가 존재하지 않는 것으로 나타났다(월요일은 -0.06962 (t = -0.868), 토요일은 0.03938(t = 0.616)). 다만, 이 기간에서 公休日效果(-0.21137 (t = -1.933))가 존재하는 것으로 나타났다.

條件附 分散에 대한 曜日效果를 살펴보면 월요일의 경우에는 통계적으로 유의적인 正의 效果가 (0.15554(t = 9.087)), 금요일, 토요일은 유의적인 負의 效果 (각각 -0.08679

( $t = -6.737$ ),  $-0.12381(t = -9.667)$ )가 나타나 表 (4-4)의 결과와 마찬가지로 條件附 平均收益率의 曜日效果와는 상반된 결과를 보여주고 있다. 즉, 條件附 平均收益率이 적은 요일은 상대적으로 높은 變動性을 나타내고, 條件附 平均收益率이 큰 요일은 상대적으로 적은 變動性을 나타내어 記述統計의 表 (4-1)에서 나타난 결과와 유사함을 알 수 있다. 그리고 表 (4-5)에서 條件附 分散에 대하여 유의한 正의 公休日效果( $0.05217(t = 2.545)$ )를 볼 수 있으나, 이러한 公休日效果는 80년 이후에서는 나타나지 않았다.<sup>19)</sup>

變動性의 曜日效果에 대한 하나의 가능한 설명으로 정보의 유출량 또는 情報到着率에 따른 株式收益率 變動性의 변화를 들 수 있다. 즉, 月曜日의 變動性이 높은 것은 非 去來期間(土曜日 午後 및 日曜日)에 발생하는 情報流出量과 去來期間(月曜日 마감시간 前)에 발생하는 情報流出량이 누적된 결과로 볼 수 있다. 이러한 株式收益率의 條件附 分散과 情報流出量사이의 연구에서 Lamoureux & Lastrapes(1990)는 정보가 많은 날은 거래가 활발하고 주가의 변동이 심하며, 정보가 적은 날은 거래가 부진하고 주가의 변동이 적게 나타난다고 하여 株式收益率의 條件附 分散이 情報到着率의 代用變數인 日別去來量과 正의 관계가 있음을 보였다. 또한 Gallant, Rossi & Tauchen(1992)도 去來量과 條件附 分散 사이에 正의 관계가 있음을 보였다.<sup>20)</sup>

模型의 適合性에 대한 검정결과 LM 및 LR 檢定統計量이 表 (4-4) 및 (4-5)에서 모두 유의적으로 나타나 적합성이 있는 것으로 나타났으며, 模型推定 後의 正規化 殘差 및 自乘殘差에 대하여 약간의 自己相關이 존재하는 것으로 나타났으나 심각한 모형의 不適合性은 볼 수 없었다. 그리고 表 (4-5)에 나타나 있듯이  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ 이 유의적인 추정치를 보임으로써 모든 요일에 대해 時間變動性이 존재하며, 모든 요일에서의  $\alpha_1 + \beta_1$ 의 합이 1에 가깝게 나타나(0.995) 변동성의 지속성이 있는 것으로 나타났다.

그리고 본 연구에서는 曜日別 期待收益率과 條件附 分散과의 관계를 MA(1)-GARCH

19) 이는 요일별로 개별적으로 추정한 75~80년에는  $0.07177(t = 2.667)$ 로 나타나 公休日效果가 존재하였으나, 80~92년( $0.01638(t = 0.470)$ ), 80~85년( $0.00798(t = 0.205)$ ), 86~92년( $0.01548(t = 0.121)$ )으로 나타나 公休日效果가 존재하지 않았다. 그런데 86~92년 기간에 대한 MA(1)-ARCH(5) 모형의 추정결과, 條件附 平均收益率에 있어서는 曜日效果 및 公休日效果가 존재하지 않았으나, 條件附 分散에 대해서는 공휴일 다음날에 유의적인 正의 효과( $0.61116(t = 1.958)$ )를 보임으로써 상이한 결과를 나타내었다.

20) 기존연구의 대부분이 거래량과 주가 변동성사이의 관계에 대하여 正의 相關關係를 가진다고 하였으며 (Epps(1975, 1977), Korpoff(1987), Admati & Pfleiderer(1988), 張夏成(1993)), 주가 변동성이 거래제도의 차이에 기인된다는 연구도 있다( Amihud & Mendelson(1987, 1991), 李商彬 高光秀(1993)). 그러나 본 연구에서는 이러한 變動性의 曜日效果의 원인 및 條件附 分散과 거래량사이의 관계는 연구하지 못하였으며, 추후 거래량 변수 및 변동성의 변화에 영향을 줄 수 있는 변수를 도입하여 條件附 分散의 曜日別 변화를 분석할 수 있기를 기대한다.



(1,1)-M 모형으로 추정하였으나, 鄭範奭(1993)의 결과와 마찬가지로 期待收益率과 條件附 分散과의 관계를 나타내는 계수인  $\delta$ 에 대한 有意性이 없는 것으로 나타났다. (附錄의 (表 A-2) 참조)

### 3. 規模別指數에 대한 推定結果

앞에서 우리나라 綜合株價指數에 대한 條件附 平均收益率 및 條件附 分散에 대한 曜日效果를 추정한 결과, 모두에 있어서 曜日效果가 나타남을 보았다. 따라서 이러한 曜日效果가 規模別 指數에 대해서도 존재하는지, 그리고 規模別에 따라 어떠한 차이를 나타내는지에 대하여 MA(1)-GARCH(1,1) 모형으로 추정하였다. 각각의 標本期間(80~92年 및 80~85年, 86~92年)에 대하여 4個의 曜日(月, 火, 金, 土)의 假變數를 한꺼번에 넣어 추정한 결과가 表 (4-6)에 나타나 있다. 이를 살펴보면 86-92년을 제외한 규모별 지수의 條件附 平均收益率에 있어 月曜일에 유의적인 負의 효과가 나타나며(小型指數에 대해서는 주로 火曜日), 土曜일은 中型指數를 제외한 다른 規模指數에서 유의적으로 正의 효과가 나타나 종합주가지수와 마찬가지로 規模別 指數에 있어서도 어느 정도 曜日效果가 존재함을 볼 수 있다.<sup>21)</sup> 이는 80~85年 기간에서의 추정결과를 살펴보면 더욱 더 뚜렷하게 나타나는 것을 볼 수 있다.

한편, 小型指數에 대한 條件附 平均收益率의 曜日效果 추정에서 화요일이 월요일보다 더 적은 負의 효과를 보임으로써 기존 연구결과와 다르게 나타났다. 이러한 결과는 추정 모형에 따른 오차라고 생각할 수 있으나, 表 (4-6)의 80~85年 기간의 결과(월, 화요일 각각 -0.03587( $t = -1.052$ ), -0.07232( $t = -2.523$ ))와 각 요일별로 개별적인 추정을 하였을 경우(表 (4-9))에는 月曜일은 有意的이지 않고 오히려 火曜일이 유의적인 負의 효과를 나타내었다(각각 -0.02016( $t = -0.841$ ), -0.04059( $t = -2.080$ )).<sup>22)</sup>

이에 대한 한 가지 가능한 설명은 大型株보다 상대적으로 위험이 큰 小型株가 정보반응에 있어서 大型株보다 늦게 반응함으로써 時差가 발생하여 나타난 결과로 생각된다. 즉, 小型株의 투자자들이 주말의 비 거래기간 및 월요일에 나타나는 정보가 먼저 大型株 투자

21) 그런데 表 (4-6)에 나타난 中型指數에 대한 土曜일의 추정결과는 한꺼번에 추정하였을 경우에는 유의하지 않는 것으로 나타났으나, 個別的으로 추정한 결과는 表 (4-8) 유의적인 正의 효과를 보이는 것으로 나타나(80~92년에 0.09368( $t = 3.071$ )), 推定模型에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다.

22) 이러한 결과는 現代經濟社會研究院(1991, pp. 931~95)의 小型指數에 대한 單순 記述統計에서 월요일의 平均收益率이 가장 낮고 화요일의 平均收益率이 토요일 다음으로 높다는 결과와 차이가 있다. 이는 분석기간의 차이(1984. 1. 5. ~ 1991. 6. 29.)에 기인할 수 있다. 그런데 본 연구에서의 표본기간별(80~92年, 80~85年, 86~92年)에 따른 曜日別 記述統計을 살펴보면(表 (4-2)) 모든 표본기간에서 火曜일의 平均收益率이 가장 낮게 나타남을 볼 수 있다.

자들에게 전달되어 大型株에 대한 가격변화를 살펴본 후, 월요일 오후장이나 폐장직전에 小型株에 대한 거래가 이루어진다고 볼 수 있다. 따라서 小型株에 대한 거래가 월요일에 이루어지지 못하는 경우가 많아 그 정보가 화요일의 주식가격에 영향을 줌으로써 발생되는 非同時去來 效果(nonsynchronous trading effect)의 존재로 인하여 小型株의 경우에는 火曜日이 月曜日보다 더 큰 負의 효과가 나타나는 것으로 생각되어 진다.<sup>23)</sup>

Conrad, Gultekin & Kaul(1991)은 대규모 주식의 지난 한 週전 수익율과 소규모 주식의 이번 週 수익율사이의 1次 時差交叉相關(first-order lagged cross correlation)이 0.227인 반면에 逆으로의 交叉相關은 0.014로 나타나 대규모 주식수익율이 소규모 주식수익율을 예측하는데 사용되어 질 수 있다고 하였으며, 반대로 소규모 주식수익율이 대규모 주식수익율을 예측하는데 사용되어질 수 없다고 하였다. 그리고 이들은 대규모 주식에 대한 變動性 衝擊(예상 외의 변동)이 小規模 株式의 變動性에 영향을 준다는 變動性 移轉效果에 대하여 연구하였다.<sup>24)</sup>

曜日別 條件附 分散에 대한 表 (4-6)의 추정결과를 살펴보면 月曜日是 통계적으로 유의한 正의 효과가 土曜日是 負의 효과가 나타나 綜合株價指數의 결과와 비슷하게 나타났다. 따라서 우리나라 規模別 株式收益率의 條件附 分散에 대해서도 曜日效果가 존재함을 볼 수 있으며, 이러한 條件附 分散을 이용한 투자자들의 위험측정을 투자전략 지침의 하나로 사용될 수 있을 것으로 생각된다. 즉, 變動性이 시간에 따라 변화하며, 또한 강한 持續性이 나타나며, 그리고 曜日別로 다른 움직임을 보여줌으로써 未來 變動性에 대한 豫測이 가능할 것으로 생각된다.

表 (4-6)에 나타난 모형의 適合性 檢定結果 모든 지수에 있어서 LM 및 LR 檢定統計量이 유의적으로 나타나 적합성이 있는 것으로 보인다. 그러나 模型推定 後의 殘差에 대한 時系列相關 檢定결과, 다른 지수의 경우에는 심각한 不適合性은 보이지 않았으나, 小型指數에 대하여 여전히 時系列相關이 존재하여 模型의 不適合性이 존재하는 것으로 나타났다.<sup>25)</sup> 小型株가 다른 指數보다 높은 時系列相關을 보여주고 있으며, 긴 時差(時差 5)에서까

23) 小型株에 대한 非 同時去來 效果는 널리 알려진 사실이다. 이러한 비 동시거래 효과는 개별주식에 대해서는 적은 영향을 미치며, 비 동시거래 효과가 없는 주식과 있는 주식이 합쳐서 나타낸 日別 指數收益率에 대해서는 수익을 발생과정이 시간적으로 독립되어 있다는 가정에도 불구하고 시계열 종속이 나타나며, 일반적으로 일별 지수수익율에 대하여 正의 時系列相關을 야기한다(Lo & MacKinlay(1990) 참조). 따라서 小型指數 收益率에 대한 時系列相關이 높게 나타나는 것도 비 동시거래 효과가 한 요인으로 작용하며, 이로 인한 偏倚를 줄이기 위해 주식수익을 시계열을 보통 AR(1) 또는 MA(1)과정으로 조정하여 분석한다.

24) 이들은 收益率 交叉相關에 남아있는 非對稱性을 설명하기 위하여 하나의 포트폴리오의 條件附 平均方程式에 다른 두 포트폴리오의 時差收益率을 포함시켜 분석하였다. 그러나 이들의 연구는 週別資料를 사용하여 분석하였기 때문에 이러한 非對稱性이 日別收益率에도 존재하는지에 대해서는 확실하지 않다.

(表 4-6) 規模別 株價指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 模型의 推定結果

$$R_t = b_0 + b_1 D_1 + b_2 D_2 + b_5 D_5 + b_6 D_6 + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + d_5 D_5 + d_6 D_6$$

推定 母數	1980~1992 (3802)			1980~1985 (1759)			1986~1992 (2042)		
	大型	中型	小型	大型	中型	小型	大型	中型	小型
$b_0$	0.06322 (2.400) <sup>a</sup>	0.10822 (4.628)	0.07573 (6.444)	0.04750 (1.322)	0.11316 (3.267)	0.05651 (3.539)	0.05697 (1.210)	0.09229 (2.935)	0.07661 (6.276)
$b_1$	-0.13930 (-2.995)	-0.12344 (-2.825)	-0.05060 (-1.887)	-0.16400 (-2.867)	-0.16403 (-2.589)	-0.03587 (-1.052)	-0.06065 (-0.636)	-0.06909 (-1.180)	-0.01907 (-0.374)
$b_2$	-0.08101 (-1.596)	-0.11115 (-2.119)	-0.06399 (-2.909)	-0.12397 (-1.924)	-0.15928 (-2.956)	-0.07232 (-2.523)	-0.01040 (-0.114)	-0.05221 (-1.033)	-0.03454 (-0.813)
$b_5$	0.03755 (0.844)	-0.04390 (-1.283)	-0.00010 (-0.003)	0.03300 (0.650)	-0.03707 (-0.710)	-0.01586 (-0.795)	0.09778 (1.156)	-0.00281 (0.034)	0.05994 (1.347)
$b_6$	0.09971 (2.385)	-0.00880 (-0.277)	0.04293 (3.112)	0.12866 (2.433)	0.02896 (0.559)	0.04920 (2.548)	0.04139 (0.596)	0.00606 (0.161)	0.08403 (2.169)
$\theta$	0.06971 (3.988)	0.21702 (12.922)	0.36114 (22.662)	0.08233 (3.126)	0.18041 (7.098)	0.36932 (15.469)	0.06702 (2.856)	0.25258 (10.698)	0.35016 (14.923)
$\omega$	0.04178 (2.261)	0.06018 (4.939)	0.01783 (3.558)	0.05792 (2.316)	0.07158 (3.886)	0.00878 (1.450)	0.04534 (0.899)	0.10942 (4.656)	0.07277 (4.049)
$\alpha_1$	0.16546 (13.770)	0.18727 (16.776)	0.26091 (22.224)	0.15825 (8.774)	0.21940 (11.910)	0.28078 (15.319)	0.14250 (7.837)	0.17733 (8.545)	0.21353 (8.999)
$\beta_1$	0.79316 (64.921)	0.75890 (67.559)	0.73085 (67.973)	0.73888 (27.593)	0.72689 (34.608)	0.70099 (41.747)	0.77754 (32.555)	0.73007 (29.813)	0.72837 (30.639)
$d_1$	0.28129 (6.923)	0.34409 (13.986)	0.15259 (16.696)	0.18517 (4.160)	0.26704 (6.568)	0.13624 (12.353)	0.89159 (6.114)	0.44386 (6.886)	0.23388 (6.276)
$d_2$	0.08361 (2.074)	-0.05927 (-1.945)	-0.01310 (-1.082)	0.20603 (4.553)	-0.08137 (-2.076)	0.01340 (0.865)	0.00784 (0.054)	-0.13519 (-1.817)	-0.10094 (-2.409)
$d_5$	-0.07456 (-1.563)	-0.00821 (-0.264)	-0.02043 (-1.435)	-0.13144 (-2.685)	-0.05430 (-1.424)	-0.01394 (-0.940)	0.27196 (1.952)	0.01011 (0.149)	-0.02337 (-0.518)
$d_6$	-0.014639 (-4.251)	-0.026002 (-10.950)	-0.08384 (-7.814)	-0.09437 (-2.895)	-0.19106 (-7.726)	-0.05494 (-1.522)	-0.47605 (-3.879)	-0.35707 (-6.383)	-0.20464 (-5.763)
Log L <sup>b</sup>	-5656.124	-5053.008	-3768.522	-2138.312	-2222.505	-1325.969	-3467.193	-2815.157	-2414.691
Q(10) <sup>c</sup>	14.540	26.386	98.040	7.750	9.338	25.576	11.769	26.894	75.455
Q <sup>2</sup> (10) <sup>d</sup>	5.971	8.822	10.922	2.876	2.198	4.055	15.978	14.393	10.329
LM <sup>e</sup>	71.707	84.655	43.417	113.059	27.968	380.377	72.330	61.287	90.941
LR <sup>f</sup>	982.462	1224.952	1798.854	434.706	749.304	740.762	308.678	502.724	795.472

a-f: 表(4-4) 참조.

〈表 4 - 7〉 大型 株價指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 模型의 曜日別 推定結果  
(1980. 1. 5. ~ 1992. 12. 28., OBS. = 3802)

$$R_t = b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_k D_k, \quad k = 1, \dots, 8$$

曜日 推定 母數	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
$b_0$	0.07538 (4.957) <sup>c</sup>	0.05577 (3.394)	0.03233 (1.873)	0.05297 (2.869)	0.03086 (1.742)	0.02496 (1.707)	0.09407 (5.504)	0.05821 (3.845)
$b_k$	-0.14696 (-3.257)	-0.07004 (-1.533)	0.05570 (1.372)	-0.02196 (-0.552)	0.05262 (1.526)	0.14233 (3.654)	-0.16261 (-3.869)	-0.25441 (-3.594)
$\theta$	0.06349 (3.618)	0.06657 (3.768)	0.06441 (3.661)	0.06522 (3.719)	0.06396 (3.678)	0.07276 (4.183)	0.06441 (3.620)	0.06420 (3.644)
$\omega$	-0.00285 (-0.499)	0.02196 (2.851)	0.04477 (5.250)	0.08665 (16.828)	0.10267 (20.779)	0.11811 (20.617)	0.00138 (0.159)	0.06170 (12.991)
$\alpha_1$	0.16599 (13.989)	0.16960 (13.964)	0.16683 (14.318)	0.16018 (13.915)	0.16476 (14.332)	0.16628 (14.479)	0.17296 (13.612)	0.17024 (13.918)
$\beta_1$	0.79586 (66.371)	0.79943 (66.098)	0.80151 (68.075)	0.80793 (68.588)	0.80604 (72.388)	0.79575 (66.811)	0.77281 (57.380)	0.79536 (63.606)
$d_k$	0.39322 (17.550)	0.21538 (11.359)	0.07401 (1.834)	-0.19150 (-9.429)	-0.29157 (-16.570)	-0.32319 (-12.680)	0.43365 (15.014)	-0.04278 (-1.142)
Log L <sup>k</sup>	-5677.645	-5701.533	-5724.052	-5709.016	-5699.298	-5695.371	-5689.425	-5719.627
Q(10) <sup>e</sup>	14.269	15.193	13.783	14.124	14.273	14.481	13.520	14.575
Q <sup>2</sup> (10) <sup>f</sup>	4.548	4.929	2.765	3.668	4.450	4.817	3.141	2.805
LM <sup>g</sup>	104.989	103.736	76.029	80.614	30.950	28.286	109.420	25.005
LR <sup>h</sup>	941.420	893.644	848.606	878.678	898.114	905.968	917.860	857.456

a - f: 表 (4 - 5) 참조.

g, h: 각각 라그랑지 乘數 檢定統計量 및 尤度比率 檢定統計量을 나타냄.

(각각  $\chi^2(3)$ ,  $\chi^2(5)$  分布의 5% 有意水準에 대한 臨界値는 7.815, 11.071).

지 유의적인 自己相關係數를 보여 持續性이 강함을 알 수 있다. 이는 表 (4 - 6)의  $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값이 0.991로 나타나 다른 지수보다 變動性의 持續性이 강하게 나타남을 볼 수 있다.<sup>25)</sup>

表 (4 - 7), 表 (4 - 8) 그리고 表 (4 - 9)는 표본전체 기간(80~92년)에서 각각 大型, 中型, 小型指數에 대해 하나의 요일씩 개별적으로 추정한 결과이다. 이들 表를 살펴보면, 앞의 表 (4 - 6)의 추정결과와 마찬가지로 모든 規模別 指數에 있어서 條件附 平均收益率에 대해 大

25) 본 연구에서는 小型指數에 대하여 AR(1)-GARCH(1,1) 모형으로 추정하였으나 MA(1)-GARCH(1,1) 모형보다는 時系列相關이 크기는 적게 나타났으나 여전히 時系列相關이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 小型指數에 대해서는 MA(2), AR(2)-GARCH(1,1) 또는 MA(1), AR(1)-GARCH(2,1) 모형의 추정이 더 타당성이 있을 것으로 생각된다.

〈表 4 - 8〉 中型 株價指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 模型의 曜日別 推定結果  
(1980. 1. 5. ~ 1992. 12. 28., OBS. = 3802)

$$R_t = b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_k D_k, \quad k = 1, \dots, 8$$

曜日 推定 母數	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
$b_0$	0.08155 (5.091) <sup>c</sup>	0.07632 (4.585)	0.06158 (3.711)	0.06117 (3.710)	0.05781 (3.463)	0.04038 (2.420)	0.09519 (5.986)	0.06694 (4.317)
$b_k$	-0.08358 (-2.201)	-0.05310 (-1.470)	0.02758 (0.912)	0.02547 (0.848)	0.00772 (0.292)	0.09368 (3.071)	-0.10032 (-3.255)	-0.14064 (-2.207)
$\theta$	0.21060 (12.221)	0.22055 (12.525)	0.21703 (12.511)	0.21577 (12.343)	0.21469 (12.392)	0.22060 (12.571)	0.20929 (11.846)	0.21417 (12.204)
$\omega$	0.00561 (0.801)	0.05026 (6.740)	0.04649 (7.029)	0.05867 (8.305)	0.07621 (10.695)	0.10749 (13.334)	0.02552 (3.782)	0.06082 (10.216)
$\alpha_0$	0.19081 (15.183)	0.21155 (16.000)	0.21060 (16.138)	0.21054 (15.987)	0.21226 (16.201)	0.22082 (16.079)	0.20772 (15.427)	0.21224 (15.965)
$\beta_1$	0.75974 (56.480)	0.74755 (52.994)	0.74731 (52.396)	0.74773 (52.536)	0.74625 (53.832)	0.72606 (49.457)	0.73897 (50.160)	0.74241 (51.104)
$d_k$	0.32591 (9.493)	0.04962 (1.959)	0.06925 (2.686)	-0.00448 (-0.180)	-0.11514 (-5.293)	-0.22951 (-12.417)	0.20385 (7.539)	0.00495 (0.145)
Log L <sup>d</sup>	-5087.849	-5113.397	-5113.811	-5115.349	-5111.534	-5093.464	-5094.633	-5113.352
Q(10) <sup>e</sup>	26.424	25.701	25.852	26.548	26.057	27.080	27.273	26.556
Q <sup>2</sup> (10) <sup>f</sup>	6.029	6.614	6.336	6.194	7.134	6.217	4.984	5.967
LM <sup>g</sup>	84.981	55.865	45.609	46.351	52.741	59.604	56.493	37.244
LR <sup>h</sup>	1155.270	1104.174	1103.346	1100.270	1107.900	1144.040	1141.702	1104.264

a - h : 表 (4 - 7) 참조.

型 및 中型株에는 月曜日이 유의적인 負의 效果(각각 -0.14696 (t = -3.257), -0.08358 (t = -2.201))가 나타난 반면, 小型株는 火曜日이 유의적인 負의 效果(-0.04059(t = -2.080))를 나타내었다. 그리고 모든 지수에 있어서 토요일은 正의 效果(대형, 중형, 소형 각각 0.14233(t = 3.654), 0.09368(t = 3.071), 0.06582(t = 3.715))를 보여 曜日效果가 뚜렷함을 볼 수 있다. 80~85年 기간에서는 대형 및 중형주가 각각 월요일에 -0.18208(t = -3.144), -0.10077(t = -2.188)로, 소형주는 화요일에 -0.05606(t = -2.083)으로 나타났으며, 토요일은 각각 0.19000(t = 4.179), 0.12650(t = 2.891), 0.07550(t=3.439)로 나타나 曜日效果가 존재하였다. 그러나 86~92年 기간에서는 모든 지수에 있어 條件附 平均收益率에 대한 曜日效果가 존재하지 않았으나, 月 火曜日은 負의 效果가 金 土曜日은 正의 效果가 나타나 유의적이지는 않지만 어느 정도 요일별 차이를 볼 수 있었다. 그리고 이 기간동안에 中·小型指數

〈表 4 - 9〉 小型 株價指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 模型의 曜日別 推定結果  
(1980. 1. 5. ~ 1992. 12. 28., OBS = 3802)

$$R_t = b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_k D_k, \quad k = 1, \dots, 8$$

曜日 推定 母數	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
b <sub>0</sub>	0.06481 (6.186) <sup>c</sup>	0.06167 (5.660)	0.05921 (5.111)	0.05837 (5.393)	0.05605 (4.999)	0.03723 (3.471)	0.07156 (6.814)	0.05449 (4.887)
b <sub>k</sub>	-0.02016 (-0.841)	-0.04059 (-2.080)	-0.01201 (-0.624)	0.00024 (0.002)	-0.01471 (-0.896)	0.06582 (3.715)	-0.03476 (-1.757)	-0.04554 (-1.095)
θ	0.35224 (20.850)	0.34954 (20.215)	0.35327 (20.719)	0.35375 (20.672)	0.35269 (20.656)	0.34681 (20.088)	0.34990 (20.410)	0.34972 (20.594)
ω	-0.00860 (-3.958)	0.01437 (5.850)	0.01353 (5.949)	0.02305 (8.727)	0.03160 (11.432)	0.03562 (11.962)	-0.00366 (-1.396)	0.01620 (8.522)
α <sub>1</sub>	0.20590 (16.407)	0.22868 (18.895)	0.22290 (17.955)	0.21859 (18.092)	0.22306 (18.322)	0.23248 (18.843)	0.22776 (17.450)	0.21949 (17.688)
β <sub>1</sub>	0.77664 (70.577)	0.76478 (67.560)	0.76971 (64.920)	0.77492 (69.140)	0.77148 (70.500)	0.75408 (65.120)	0.75921 (64.606)	0.77240 (65.846)
d <sub>k</sub>	0.17224 (14.234)	0.02344 (2.675)	0.03033 (2.979)	-0.03224 (-2.830)	-0.08343 (-7.279)	-0.08670 (-11.067)	0.11882 (11.517)	0.03149 (2.721)
Log L <sup>0</sup>	-3781.308	-3815.404	-3816.144	-3815.737	-3806.624	-3801.406	-3788.875	-3815.814
Q(10) <sup>e</sup>	96.422	99.257	97.134	97.443	95.341	101.512	94.841	96.178
Q <sup>2</sup> (10) <sup>f</sup>	6.879	7.813	7.324	7.513	7.948	8.253	7.008	7.472
LM <sup>g</sup>	134.534	110.849	26.850	29.750	43.534	59.196	62.092	32.315
LR <sup>h</sup>	1764.282	1696.090	1694.610	1695.424	1713.650	1724.086	1749.148	1695.270

a - h : 表 (4 - 7) 참조.

에는 나타나지 않았지만 大型指數에 있어서는 公休日에 유의한 負의 效果가 나타나 公休日效果가 존재함을 볼 수 있다. (86~92년에 대·중·소형주 각각 -0.25563(t = -2.118), -0.07592(t = -0.830), 0.00697(t = 0.120))

條件附 分散에 대해서는 표본기간에 관련없이 모든 규모별 지수에 대하여 月曜日은 正의 效果가, 土曜日은 負의 效果가 나타나 曜日效果가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 條件附 平均收益率의 曜日別 추정결과와는 달리 다른 指數에는 나타나지 않는 公休日 다음날의 條件附 分散에 대해 유의적인 正의 效果가 小型株에 나타남을 볼 수 있었다. 즉, 80~92년 기간에 大型株, 中型株은 각각 -0.04278(t = -1.142), 0.00495(t = 0.145)로 나타난 반

면에 小型株은 0.03149( $t = 2.721$ )로 나타났다.<sup>26)</sup> 따라서 小型株은 月曜日 뿐만아니라 公休日 다음날에도 條件附 分散을 증가시킴으로서 小型株 投資者들이 정보에 매우 민감한 것을 알 수 있으며, 특히 非 去來期間동안에 발생하는 정보에 민감한 것으로 생각된다.

그러나 小型指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 모형으로의 추정후의 正規化 殘差에 대하여 여전히 높은 時系列相關이 나타나 모형의 不適合性이 나타났다. 이는 規模別 指數에 대한 추정결과, 小型株은 다른 規模別 指數와 株價行態가 다를 수 있으며, 小型株에 대해서는 時系列相關이 調整된 또 다른 형태의 추정모형이 요구되어진다.

## V. 結 論

본 연구는 株式市場의 異狀現象중의 하나인 曜日效果를 전통적인 回歸分析이 아닌 ARCH 또는 GARCH 모형을 사용하여 條件附 平均收益率 뿐만아니라 條件附 分散에도 나타나는지에 대하여 분석하였으며, 規模別에 따라 曜日效果에 어떠한 차이가 나타나는지를 분석하였다.

본 연구의 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 條件附 平均收益率에 대해서는 月曜日是 負의 효과, 土曜日是 正의 효과가 나타났다. 이는 月曜日이 다른 요일에 비해 期待收益率이 상대적으로 낮으며, 土曜日是 상대적으로 높다는 것을 의미한다.

둘째, 條件附 分散에 대해서는 月曜日是 正의 효과가 土曜日是 負의 효과를 보였다. 이는 주식수익을 變動性이 月曜日是 다른 요일보다 상대적으로 높으며, 土曜日是 상대적으로 낮다는 것을 의미한다.

셋째, 주가의 등락이 심했던 86~92년 기간에서는 條件附 平均收益率에 대해 曜日效果가 존재하지는 않았으나 公休日 다음날의 주가가 하락한다는 公休日效果가 존재하는 것으로 나타났다.

그리고 小型指數가 中 大型指數와는 다른 움직임을 보이는 것으로 나타났으며, 다음과 같은 몇 가지의 規模別 差異를 보였다.

첫째, 中·大型指數에서는 뚜렷한 月曜效果(Monday effect)가 존재하는 것으로 나타났으나, 小型指數에서는 月曜日보다 火曜日의 條件附 平均收益率이 유의하게 負의 효과가 나타나 火曜效果(Tuesday effect)가 존재함을 보였다.

26) 86~92년에는 大型株, 中型株 및 小型株의 공휴일 다음날의 條件附 分散에 대하여 각각  $-0.00047(t = -0.003)$ ,  $0.07854(t = 1.205)$ ,  $0.10060(t = 3.432)$ 로 나타났다.

둘째, 中·大型指數의 경우에는 條件附 平均收益率에 負의 公休日效果가 존재하며, 條件附 分散에 대해서는 公休日效果가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 小型指數의 경우에는 條件附 平均收益率에는 公休日效果가 존재하지 않았으나 條件附 分散에 대해서는 正의 公休日效果가 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 小型指數에 대한 MA(1)-GARCH(1,1) 모형의 추정 후의 正規化 殘差에 대한 時系列相關 검정결과 여전히 時系列相關이 존재하는 모형의 不適合性이 나타나 中 大型指數와는 다른 모형으로의 추정이 요구된다.

條件附 分散에 대한 曜日效果의 원인에 대한 한 가지 가능한 해석은 非 去來期間(土曜日 午後 및 日曜日)동안의 情報와 去來期間(月曜日 폐장시간 前)에 발생하는 情報등의 公的 및 私的 情報가 누적되어 거래가 빈번하게 이루어짐으로서 나타난 결과로 생각되나, 본 연구에서는 검정하지 못하였다. 그리고 小型指數에 대한 火曜效果의 존재는 情報反應에 있어서 投資者들이 大型株와 時差를 두고 반응하여 나타난 결과로 생각되어진다. 이는 小型株에서 많이 나타나는 非同時去來 效果, 즉, 小型株에 대한 情報反應이 大型株보다 늦게 이루어져 月曜일에 去來가 이루어지지 못하는 경우가 많아 그 情報가 火曜日の 株式價格에 영향을 미치기 때문에 나타나는 것으로 생각된다.

본 연구에서는 條件附 分散에 대한 曜日效果에 원인의 대해서는 연구되지 못하였으나, 추후 거래량과 條件附 分散과의 관계를 통해 이를 규명해 볼 것이며, 또한 始價와 終價資料를 이용한 비 거래기간과 거래기간사이의 條件附 分散의 움직임의 연구를 통해 우리나라 주식시장의 주가행태를 살펴볼 것이다.



## 참 고 문 헌

- 李商彬, 高光秀, “證券市場 微視構造와 株價變動性: 主要 指數別 研究,” 證券學會誌, 第 15輯, 1993, 327~352.
- 張國賢, “진정한 月曜日效果에 관한 研究: 韓國과 美國市場에서의 實證分析,” 財務研究, 第 5號, 1992, 207~230.
- 張夏成, “韓國 證券市場에서의 하루中 株價變動性에 관한 實證研究,” 證券學會誌, 第 15輯, 1993, 395~435.
- 申宰貞, 鄭範奭, “株式收益率의 時間變動性에 관한 研究,” 財務管理研究, 第 10卷 第 2號 1993, 263~301.
- 鄭範奭, “GARCH 模型을 이용한 株式收益率의 條件附 變動性에 관한 研究,” 博士學位論文, 國民大學校, 1994.
- 曹 淡, “株式收益率의 條件附 異分散性에 관한 實證的 研究,” 韓國財務學會 秋季學術發表 論文集, 1993, 59~82.
- 現代經濟社會研究院, 株價의 異例의 現象, 證券調查資料, 91~03, 1991.
- Admati, A. R. and P. Pfleiderer, “A Theory of Intraday Trading Patterns: Volume and Price Variability,” *The Review of Financial Studies* 1 (1988), 3~40.
- Agrawal, A. and K. Tandon, “Anomalies or Illusions? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries,” *Journal of International Money and Finance* 13 (1994), 83~106.
- Akgiray, V., “Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts,” *Journal of Business* 62 (1989), 55~80.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, “Trading Mechanism and Stock Returns: An Empirical Evidence,” *Journal of Finance* 42 (1987), 533~553.
- Amihud, Y. and H. Mendelson, “Volatility, Efficiency, and Trading: Evidence from the Japanese Stock,” *Journal of Finance* (46) 1991, 1765~1789.
- Ariel, R. A., “High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes,” *Journal of Finance* (45) 1990, 1611~1626.
- Baillie, R. T. and P. C. McMahon, *The Foreign Exchange Market: Theory and Econometric Evidence*, New York: Cambridge Univ. Press, 1989.
- Barclay, M. J., R. H. Litzenberger and J. B. Warner, “Private Information, Trading Volume, and Stock-Returns Variances,” *The Review of Financial Studies* 3, (1990),

233~253.

- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman**, "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement* (1974), 653~665.
- Bollerslev, T.**, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31 (1986), 307~327.
- 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), 5~60
- Bollerslev, T. and J. M. Wooldridge**, "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances," *Unpublished manuscripts*, Northwestern University, 1991.
- Chang, E. C., J. M. Pinegar and R. Ravichandran**, "International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28 (1993), 497~513.
- Connolly, R. A.**, "An Examination of the Robustness of the Weekend Effect," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 1989, 133~169.
- Connolly, R. A.**, "A Posterior Odds Analysis of the Weekend Effect," *Journal of Econometrics* 49 (1991), 51~104.
- Conrad, J., M. N. Gultekin and G. Kaul**, "Asymmetric Predictability of Conditional Variances," *The Review of Financial Studies* 4 (1991), 597~622.
- Damodaran, A.**, "The Weekend Effect in Information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements," *The Review of Financial Studies*, 2 (1989), 607~623.
- Dimson, E.**, *Stock Market Anomalies*, Cambridge Univ. Press, 1988.
- Engle, R. F.**, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation," *Econometrica* 50 (1982), 987~1008.
- Epps, T. W.**, "Security Price Changes and Transaction Volumes: Theory and Evidence," *American Economic Review* 65 (1975), 586~597.
- Epps, T. W.**, "Security Price Changes and Transaction Volumes: Some Additional Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 12 (1977), 141~146.
- Fama, E. F.**, "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business* 38 (1965), 34~105.
- Fama, E. F.**, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work,"

- Journal of Finance* 25 (1970), 383~417.
- Fama, E. F.**, "Efficient Capital Markets : II," *Journal of Finance* 46, 1991, 1575~1617.
- French, K.**, "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics*, 8 (1980), 55~69.
- French, K. and R. Roll**, "Stock Return Variances : The Arrival of Information and Reaction of Traders," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 5~26.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh**, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics* 19 1987, 3~29.
- Gallant, A. R., P. E. Rossi and G. Tauchen**, "Stock Prices and Volume, *The Review of Financial Studies* 5, (1992) 199~242.
- Gibbons, M. R. and P. Hess**, "Day of the Week Effects and Asset Returns," *Journal of Business* 54, (1981) 579~596.
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng**, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *The Review of Financial Studies* 3 (1990), 281~307.
- Harris, L. E.**, "A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 16 1986, 99~117.
- Harris, L. E.**, "A Day-End Transaction Price Anomaly," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24 (1989), 29~45.
- Jaffe, F. and R. Westerfield**, "The Week-End Effect in Common Stock Returns : The International Evidence," *Journal of Finance* 40 (1985), 433~454.
- Jaffe, J. F., R. Westerfield and C. Ma**, "A Twist on Monday Effect in Stock Prices : Evidence from the U. S. and Foreign Stock Markets," *Journal of Banking and Finance* 13 (1989), 641~650.
- Kato, K.**, "Weekly Patterns in Japanese Stock Returns," *Management Science* 36 (1990), 1031~1043.
- Keim, D. B. and R. F. Stambaugh**, "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns," *Journal of Finance* 39 (1984), 819~835.
- Lakonishok, J. and E. Maberly**, "The Weekend Effect : Trading Patterns of Individual and Institutional Investors," *Journal of Finance* 45 (1990), 231~243.
- Lakonishok, J. and M. Levi**, "Weekend Effects on Stock Returns: A Note," *Journal of Finance* 37 (1982), 883~889.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes**, "Heteroskedasticity in Stock Return Data : Volume

- versus GARCH Effect," *Journal of Finance* 45, (1990) 221~229.
- Lee, S. B. and K. Y. Ohk**, "Time-Varying Volatilities and Stock Market Returns: International Evidence," *Pacific-Basin Capital Markets Research II* (1991), 261~281.
- Liano, K., G. C. Huang and B. E. Gup**, "A Twist on the Monday Effect in Stock Returns: A Note," *Journal of Economics and Business* 45 (1993), 61~67
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box**, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika* 65 (1978), 297~303.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay**, "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading," *Journal of Econometrics* 45 (1990), 181~211.
- Lumsdaine, R. L.**, "Asymptotic Properties of the Quasi-Maximum Likelihood Estimator in GARCH(1,1) and IGARCH(1,1) Models," *Unpublished manuscripts*, Department of Economics, Princeton University, 1991.
- Rogalski, R. J.**, "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-trading Periods," *Journal of Finance* 39 (1984), 1603~1614.
- Schatzberg, J. D. and P. Datta**, "The Weekend Effect and Corporate Dividend Announcements," *The Journal of Financial Research* 15 (1992), 69~76.
- Smirlock, M. and L. Starks**, "Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 197~210.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley**, "Stock Market Structure and Volatility" *The Review of Financial Studies* 3, (1990) 37~71.
- Weiss, A. A.**, "Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing," *Econometric Theory* 2 (1986), 107~131.

부 록

〈表 A - 1〉 綜合株價指數 收益率에 대한 MA(1)-ARCH(5) 模型의 曜日別 推定結果  
(1975. 1. 4. ~ 1992. 12. 28., OBS = 5272)

$$R_t = b_0 + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + d_k D_k, \quad k = 1, \dots, 8$$

曜日 推定 母數	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
b <sub>0</sub>	0.08540 (8.312) <sup>c</sup>	0.07406 (6.921)	0.05979 (5.429)	0.05133 (4.821)	0.05935 (5.408)	0.04467 (4.158)	0.08701 (8.298)	0.06564 (6.646)
b <sub>k</sub>	-0.11451 (-4.762)	-0.07392 (-2.968)	0.02323 (0.880)	0.04605 (1.872)	0.02400 (0.916)	0.10331 (4.574)	-0.12450 (-5.580)	-0.15815 (-2.800)
θ	0.13872 (9.616)	0.13350 (9.307)	0.13702 (9.641)	0.13528 (9.497)	0.13777 (9.683)	0.13523 (9.365)	0.13767 (9.541)	0.13483 (9.435)
ω	0.19743 (22.221)	0.20223 (20.086)	0.20479 (22.152)	0.20569 (21.344)	0.20609 (20.538)	0.25245 (21.211)	0.19295 (22.071)	0.20771 (22.530)
α <sub>1</sub>	0.20976 (12.904)	0.20711 (12.868)	0.20690 (12.836)	0.20710 (12.807)	0.20757 (12.955)	0.20705 (12.415)	0.20780 (12.625)	0.20350 (12.585)
α <sub>2</sub>	0.20749 (11.494)	0.21207 (11.608)	0.21305 (11.673)	0.21334 (11.536)	0.21335 (11.601)	0.19731 (11.128)	0.21098 (11.537)	0.21467 (11.623)
α <sub>3</sub>	0.20841 (11.621)	0.21620 (12.196)	0.21611 (12.229)	0.21431 (11.744)	0.21724 (11.991)	0.19017 (10.680)	0.21267 (11.832)	0.22358 (12.422)
α <sub>4</sub>	0.16090 (10.221)	0.16420 (10.495)	0.16171 (10.241)	0.16242 (10.162)	0.16385 (10.212)	0.18855 (11.224)	0.15603 (9.943)	0.15737 (9.886)
α <sub>5</sub>	0.11191 (7.493)	0.10395 (6.850)	0.10620 (7.228)	0.10427 (7.057)	0.10719 (7.232)	0.09226 (6.150)	0.10943 (7.218)	0.10110 (6.735)
d <sub>k</sub>	0.06861 (2.720)	0.04962 (2.629)	0.01917 (0.849)	0.03435 (1.859)	0.00125 (0.070)	-0.16294 (-13.441)	0.08438 (3.616)	0.12144 (1.928)
Log L <sup>k</sup>	-6835.002	-6841.644	-6847.230	-6845.591	-6846.812	-6812.352	-6826.936	-6840.588
Q(10) <sup>e</sup>	23.589	25.696	24.086	24.987	24.405	26.206	24.088	25.471
Q <sup>2</sup> (10) <sup>f</sup>	17.683	19.919	19.282	19.317	19.827	14.106	16.830	18.480
LM <sup>g</sup>	123.388	98.376	96.062	97.492	98.884	132.277	125.483	104.479
LR <sup>h</sup>	1653.134	1639.850	1628.678	1631.956	1629.514	1698.434	1669.266	1641.962

a - f: 表 (4 - 5) 참조.

g, h: 각각 라그랑지 乘數 檢定統計量 및 尤度比率 檢定統計量을 나타냄.

(각각  $\chi^2(6)$ ,  $\chi^2(8)$  分布의 5% 有意水準에 대한 臨界値는 12.592, 15.507).

〈表 A - 2〉 綜合株價指數 收益率에 대한 MA(1)-GARCH(1,1)-M 模型의 曜日別 推定結果 (1975. 1. 4. ~ 1992. 12. 28., OBS = 5272)

$$R_t = b_0 + \delta h_t + b_k D_k + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_k D_k, \quad k = 1, \dots, 8$$

曜日 推定 母數	月	火	水	木	金	土	日+公 <sup>a</sup>	公 <sup>b</sup>
b <sub>0</sub>	0.10057 (8.627) <sup>c</sup>	0.08669 (6.020)	0.07559 (5.854)	0.07763 (6.805)	0.07875 (5.538)	0.03922 (2.551)	0.11316 (10.400)	0.08549 (7.175)
b <sub>k</sub>	-0.09368 (-3.607)	-0.07778 (-2.967)	0.02845 (1.150)	0.03071 (1.455)	0.01040 (0.411)	0.12144 (5.024)	-0.12481 (-5.331)	-0.18439 (-3.553)
δ	-0.00092 (-0.180)	0.00809 (0.500)	-0.00401 (-0.359)	-0.00060 (-0.137)	-0.00525 (-0.407)	0.01355 (0.752)	-0.00064 (-0.131)	-0.00298 (-0.324)
θ	0.13853 (9.555)	0.13962 (9.665)	0.14290 (9.985)	0.14140 (9.746)	0.13993 (9.772)	0.14248 (10.009)	0.14225 (9.852)	0.13823 (9.555)
ω	0.00789 (2.837)	0.01066 (3.221)	0.00489 (1.543)	0.02251 (6.415)	0.03114 (9.891)	0.04210 (12.900)	0.00820 (2.993)	0.01308 (8.913)
α <sub>1</sub>	0.14856 (17.603)	0.15918 (18.521)	0.15835 (19.013)	0.15952 (18.353)	0.14918 (18.098)	0.16258 (19.178)	0.16913 (19.012)	0.14697 (18.304)
β <sub>1</sub>	0.84227 (112.093)	0.83644 (113.725)	0.83698 (117.856)	0.83606 (111.756)	0.84583 (117.986)	0.83205 (116.455)	0.82166 (111.196)	0.84934 (121.793)
d <sub>k</sub>	0.15914 (8.661)	0.03545 (2.102)	0.06752 (4.386)	-0.03569 (-2.150)	-0.09199 (-7.045)	-0.14165 (-10.713)	0.14134 (8.560)	0.04610 (2.233)
Log L <sup>d</sup>	-6722.893	-6743.121	-6744.814	-6747.608	-6740.908	-6723.772	-6717.810	-6741.315
Q(10) <sup>e</sup>	23.929	23.766	22.819	23.964	23.869	23.606	23.879	24.360
Q <sup>2</sup> (10) <sup>f</sup>	19.699	19.038	19.957	17.876	21.635	22.272	16.371	21.265
LM <sup>g</sup>	116.952	117.886	133.367	142.560	151.726	129.827	233.043	257.399
LR <sup>h</sup>	1877.352	1836.896	1833.510	1827.922	1841.322	1875.594	1887.518	1840.508

a - f: 表 (4 - 5) 참조.

g, h: 각각 라그랑지 乘數 檢定統計量 및 尤度比率 檢定統計量을 나타냄.

(각각  $\chi^2(3)$ ,  $\chi^2(6)$  分布의 5% 有意水準에 대한 臨界値는 7.815, 12.592).