# 이산성으로 인한 요일별 관찰주가의 군집현상에 관한 거래자료 연구*

## - 한국 주식시장에서의 일별주가변동을 중심으로 -

## (A Transaction Data Study of the Day-of-the-Week Clustering Patterns Induced by the Discreteness of Observed Stock Prices -Further Evidence : The Case of the Stock Market in Korea)

최 돈 일**
(Choi, Don Il)

초 록

Harris(1986)[22]는 주식가격에 있어서의 曜日效果(day-of-the-week effect)의 증거는 광범위한 시장지수에서의 日別 終價 대 終價(收益率)에 대한 연구들에서 나타난다고 한다. 이러한 연구들은 결론적으로 체계적 수익률 행태를 , 특히 陰의 월요일 수익률을 증명한다.

Harris(1990)[24]는 群集現象은 價格離散性이 推定量에 미치는 영향을 분석할 때 고려되어야 한다고 주장한다. 특히, 群集現象이 거래자가 규정된 최소가격변동에 기초한 집합보다 더 큰 離散的 價格集合을 사용하기 때문에 결과한다면, Gottlieb 와 Kalay(1985)[21] 및 Harris(1990)[24]에서 확인된 分散과 時系列共分散 推定量 偏倚는 훨씬 더 심각할 것이라고 한다. 또한 모든 연구들은 離散性이 거래가격의 유의한 특성이기 때문에 群集現象을 고려하여야 한다고 한다.

주식시장의 경우 요일효과가 존재한다면, 관찰주가의 離散性으로 인한 요일별 주가의 끝자리가격의 분포가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는지와 요일별 가격결정의 정도가 (1) 주가의 수준,(2) 주가수익률의 기복 및 (3) 시장에서의 주식거래량에 있어 차이가 있는지 등에 대하여 의문을 갖게 한다.

따라서 본 연구는 이산성으로 인한 요일별 관찰주가의 군집현상에 관한 거래자료를 연구하기 위하여 한국 주식시장에서의 입수가능한 최근년도인 1990년 1월 4일에서 1994년 6월 30일 까지의 4년 6개월 동안의 日別株價變動 去來資料를 조사하고 실증분석을 수행하였다. 본 연구의 결과에 의하면 주식가격에 있어서의 요일효과는 관찰가격의 이산성 특히, 呼價의 價格單位에 기인하는 것 같지는 않다. 그러나 본 연구의 결과에 의하면 최돈일(1993)[7]의 연구 결과에서와 같이 Gottlieb 와 Kalay(1985)[21] 및 Ball(1988)[9]의 주장을 받아 들이기 어렵다. 최돈일(1993)[7]의 연구를 확장한 본 연구의 결과는 최돈일(1993)의 연구 결과와도 상이하다.

* 이 연구는 1994학년도 강릉대학교 학술연구비의 지원에 의하여 수행되었음.
** 강릉대학교 사회과학대학 경영학과 부교수.

# Ⅰ. 서 론

최돈일(1989)[6]은 관찰된 주가의 離散性 때문에 주가수익률의 分散과 高次積率이 과연 상향 偏倚 되는 지에 의문을 갖고, 偏倚의 원천을 규명하는 연구들을 분석하였다. 그 이후 한국주식시장에서의 분석대상기간을 1982년 1월 4일에서 1985년 9월 30일 까지로 한정하여 주식거래가격 끝처리(rounding)의 특성, 도수 및 원인에 대한 실증적 연구를 통하여 연속적 주가의 起伏測定偏倚 여부의 검정를 수행하였다. 이 때의 呼價의 價格單位는 주식의 경우 1원이었다.[1] 呼價의 價格單位 차이로 인한 영향을 분석하기 위하여 최돈일(1993)[7]은 한국주식시장에서의 분석대상기간을 1989년 1월 4일에서 1992년 12월 말 까지로 하여 최돈일(1989)의 연구중 연구의 한계 및 앞으로의 연구과제에서 남겨 놓았던 후속연구를 수행하였다. 이 때의 呼價의 價格單位는 주식의 경우 1만원 미만의 경우 10원, 1만원 이상의 경우 100원이었다.

최돈일(1989, 1993)[6][7]의 연구 결과에 의하면 Gottlieb 와 Kalay(1985)[21] 및 Ball (1988)[9]의 주장을 받아 들이기가 어렵다. Gottlieb 와 Kalay(1985) 및 Ball(1988)의 이론적 연구 결과에 의하면 시간간격이 작은 경우(예컨대, 1일), 가격이 낮고 眞標準偏差가 작은 주식일수록 관찰된 標準偏差와 관찰된 尖度의 偏倚가 큼을 보여 준다. 그러나 呼價의 價格單位가 주식의 경우 100원인 최돈일(1993)의 연구 결과는 呼價의 價格單位가 주식의 경우 1원인 최돈일(1989)의 연구 결과와도 상이하다. 이러한 연구들은 주식시장의 微視構造에의 앞으로의 연구에 많은 여지가 있음을 示唆한다.

---

1) 우리나라 증권시장에서의 呼價의 價格單位는 株券 및 受益證券의 경우 1995년 4월 1일 부터는 1株 또는 1座의 가격이 10,000원 미만인 종목은 10원, 1株 또는 1座의 가격이 10,000원 이상 100,000원 미만인 종목은 100원, 1株 또는 1座의 가격이 100,000원 이상 500,000원 미만인 종목은 500원, 1株 또는 1座의 가격이 500,000원 이상인 종목은 1,000원으로 변경되었다. 1986년 12월 14일 이전까지는 呼價의 價格單位는 1원 이었다. 1986년 12월 15일에서 1988년 2월 4일 까지는 5,000원 미만의 경우 1원, 5,000원 이상의 경우는 10원이었다. 1988년 2월 5일에서 1988년 11월 20일 까지는 10,000원 미만의 경우 10원, 10,000원 이상 20,000원 미만의 경우 50원, 20,000원 이상의 경우 100원이었다. 1988년 11월 21일에서 1985년 3월 31일 까지는 10,000원 미만의 경우 10원, 10,000원 이상의 경우 100원이었다. 현재 미국의 경우, NYSE(뉴욕증권거래소)에서와 AMEX(미국증권거래소)에서의 최소가격변동(NYSE 규칙 제 62조와 AMEX 규칙 제 127조)은 1달러 이상의 주식의 경우 1/8달러, 0.25달러 이상 1달러 미만의 경우 1/16달러 및 0.25 달러 미만의 주식의 경우 1/32 달러이다. NASD(전미증권업협회)는 모든 주식의 경우 1/64로 거래하는 것을 허용한다. 그러나, NASDAQ (전미증권업협회 자동호가 시스템)에서의 呼價는 買受가 10달러를 초과하면 1/8달러의 倍數여야 하고 買受가 10달러 미만이면 1/64달러의 倍數여야 한다. 이러한 규칙 모두는 예외를 허용한다. AMEX는 5달러 미만으로 거래되는 외국의 주식을 허용하며 또한 이전에 NASDAQ으로 거래된 일본 주식이 1/16로 거래되는 것을 허용한다. NYSE와 NASD는 보통주식의 경우 어떠한 예외도 인정하지 않는다. 현재 일본의 경우, 株券 1株當(신주인수권 증서는 주식 1주를 인수하는 권리를 1주로 간주) 株價가 1,000엔 이하인 경우는 1엔, 1株當 株價가 1,000엔 초과시에는 10엔이다. 이에 대하여는 최돈일(1993, p. 2)[7], Harris(1991, p. 390)[25], 증권감독원, 「資本市場制度比較(上)」, 1988. 12, 148쪽, 168쪽, 207쪽[5] 및 證券去來所 規程의 業務規程(1963. 5.8 制定, 1994. 12. 10 改正) 제 9조와 業務規程細則(1977. 9. 1 制定, 1994. 12. 26 改正) 제 17조[1]를 참조.

Harris(1986)[22]는 보통주식의 曜日別 및 하루중의 價格變動行態를 조사하기 위하여 NYSE의 1981년 12월 1일에서 1983년 1월 31일 까지의 14개월 동안의 거래자료를 사용하였다. Harris(1986)는 대규모 기업의 경우 陰의 월요일 終價 대 終價 수익률이 금요일 終價와 월요일 始價 사이에서 발생하고, 소규모 기업의 경우 陰의 월요일 終價 대 終價 수익률은 월요일 거래일 동안 주로 발생한다고 한다. 또한 Harris(1986)는 전체기업의 경우 하루중 수익률에 있어서의 유의한 曜日差異는 시장이 개장된 후 첫 45분 동안에서 발생하며, 월요일 오전장에는 가격이 하락하고 다른 요일 오전장에서는 가격이 상승한다고 주장한다. Harris(1986)는 특히 주목할 현상은 하루의 마지막 거래에서 가격이 상승한다고 한다.

Harris(1989)[23]는 1981년 12월 1일과 1983년 1월 31일 사이에서의 14개월 동안의 NYSE에서 이루어진 보통주식의 거래자료와 1985년 3월과 4월에서의 2개월 동안 NYSE에서 이루어진 보통주식의 거래자료를 사용하여 日末去來價格 異例現象을 조사하고, 日末에서 가격이 상승토록하는 과정은 기업에 걸쳐 또한 시간에 걸쳐 매우 광범위하다고 한다. Harris(1989)는 日末에서의 가격상승은 마지막 거래가 일어나는 하루중 늦을수록 더욱 높고, 低價格 기업의 경우 약간 높다고 한다. 높은 평균가격변동의 대부분은 日末에서의 매도가격(ask prices)의 度數에서의 증가에 기인하고, 이러한 결론은 현재의 買受와 賣渡 呼價가 하루의 마지막 거래시간에서의 현재의 정보를 완전히 반영한다는 가정에 의존한다고 한다. 日末에서의 賣渡價格의 度數增加는 하루의 마지막 거래가 자주 매수자에 의하여 시작됨을 시사하고, 그러나 日末에서 시작하는 매수자와 매도자 사이에 비대칭(asymmetry)이 존재하는 이유를 설명하기는 어렵다고 한다.

Harris(1990)[24]는 群集現象(clustering)은 價格離散性(price discreteness)이 추정량에 미치는 영향을 분석할 때 고려되어야 한다고 주장한다. 특히, 群集現象이 거래자가 규정된 최소가격변동에 기초한 집합보다 더 큰 離散的 價格集合을 사용하기 때문에 결과한다면, Gottlieb 와 Kalay(1985)[21] 및 Harris(1990)[24]에서 확인된 分散(variance)과 時系列共分散(serial covariance) 推定量 偏倚(estimator biases)는 훨씬 더 심각할 것이라고 한다. 또한 모든 연구들은 離散性(discreteness)이 거래가격의 유의한 특성이기 때문에 群集現象을 고려하여야 한다고 한다.

Harris(1991)[25]는 群集現象은 價格水準(price level)과 起伏(volatility)에 따라 증가하고, 資本化(capitalization)와 去來頻度(transaction frequency)에 따라 감소한다고 한다. Harris(1991)는 價格群集現象은 거래자가 그들의 협상을 단순화하기 위하여 離散的 價格集合을 사용할 때 발생한다고 하고, 거래소의 규칙이 1/16 거래(trading on sixteenths)을 허용한다면 低價株式의 경우 거래자는 1/16의 홀수(odd sixteenths)로 거래할 것임을 시사한다.

Harris(1986)[22]는 주식가격에 있어서의 曜日效果(day-of-the-week effect)의 증거는 광범위한 시장지수에서의 日別 終價 대 終價에 대한 연구들에서 나타난다고 한다(Cross (1973)[16], French(1980)[19], Gibbons and Hess(1981)[20], Lakonishok and Levi (1982)[31]).[2] 이러한 연구들은 결론적으로 체계적 수익률 행태를, 특히 陰의 월요일 수익률을 증명한다.

주식시장의 경우 요일효과 또는 주말효과가 존재한다면, 요일별 주가의 離散性으로 인한 起伏測定偏倚 여부와 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 끝자리가격의 분포가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는 지의 여부등에 의문을 갖게 한다. 따라서, 요일별 관찰주가의 離散性과 群集現象에 관하여 거래자료를 연구할 필요성이 있다. 이러한 의문에 따라 본 연구는 관찰가격의 離散性으로 인한 曜日效果를 분석하지 못한 최돈일 (1993)[7]의 연구를 확장한다. 단원 II는 曜日別 群集現象에 대한 가설의 설정 및 자료의 선정이다. 총 39개의 가설이 설정되고 검정된다. 또한 여기에서는 엄격한 제 5차 선정 기준으로 자료가 선정된다. 단원' III은 曜日別 群集現象에 대한 가설 I 및 가설 II의 검정이다. 단원 IV는 曜日別 多變量判別分析에 의한 가설 III, 가설 IV 및 가설 V의 검정이다. 단원 V는 결론 및 연구의 한계이다.

## II. 요일별 군집현상에 대한 가설의 설정 및 자료의 선정

Rogalski(1984)[37]는 S & P 500 Index(1979년 1월에서 1984년 4월까지) 및 DJIA(1974년 10월에서 1984년 4월까지)에서의 夜間收益率(overnight returns)과 去來收益率(trading-day returns)에 대한 日別 終價 대 終價 收益率을 분석한 후 陰의 월요일 終價 대 終價 수익률이 주로 금요일 終價 대 월요일 始價로 부터 발생하고 평균 월요일 始價 대 終價 수익률은 다른 평일에 대한 평균 거래일 수익률과 통계적으로 구별할 수 없다는 것을 발견하였다. Rogalski(1984)는 연대순의 시간가설이 거래일내에서는 지지되지만 비거래기간에서는 지지되지 못한다고 주장한다.

2) 曜日效果에 관한 연구들로는 이들 이외에도 Booth와 Kaen(1979)[11], Oldfield와 Rogalski(1980)[35], McFarland와 Pettit 및 Sung(1982)[34], Ball과 Torous 및 Tschoegl(1982)[10], Keim과 Stambaugh(1984)[30], Rogalski(1984)[37], Jaffe와 Westerfield(1985a)[28], Jaffe와 Westerfield(1985b)[29], Ma(1986)[33], Spindt와 Hoffmeister(1988)[38], Chang과 Kim(1988) [12], Connolly(1989)[15], Wingender와 Groff(1989)[39], Damodaran(1989)[17], Peterson(1990)[36], Fortin(1990)[18], Lakonishok와 Maberly(1990)[32], Johnston과 Kracaw 및 McConnell(1991)[27], Herbst와 Marberly(1992)[26], Yang과 Brosen(1993)[40], Chang과 Pinegar 및 Ravichandran(1993)[13], Abraham과 Ikenberry(1994)[8]등이 있다.

Keim과 Stambaugh(1984)[30]는 10개의 시장가치 10분위수 포트폴리오의 日別 終價 대 終價를 조사한 후 曜日效果가 모든 규모별 포트폴리오의 수익률을 특징짓는다는 것을 발견하였다. Keim과 Stambaugh(1984)는 終價 대 終價 수익률(1962년에서 1976년)이 금요일에서 소규모 기업의 경우 큼을 보이고, 陰의 월요일 수익률이 비정상적으로 높은 금요일 終價 價格에 의하여 원인될 수 있음을 시사한다.

장하성(1992)[3]은 한국증권시장에서의 1989년 8월 1일 부터 1990년 7월 31일 까지의 1년간의 거래자료를 사용하여 하루중 시간대별 수익률, 거래량 및 거래빈도의 형태에 관한 분석을 한다. 장하성(1992)은 월요일효과를 확인하고, 월요일의 낮은 수익률은 특정시간대에 집중적으로 발생하는 것이 아니라 개장부터 폐장까지 지속적인 주가하락으로 인하여 발생함을 발견한다. 또한 장하성(1992)은 토요일은 평일과 같이 하루말 효과가 존재함을 발견한다.

장국현(1992)[2]은 1980년 1월 부터 1990년 4월 까지의 한국종합주가지수를 사용하여 日別收益率을 분석하고, 우리나라 주식시장에서도 진정한 월요일효과가 존재하는지의 여부를 밝히고자 하였다. 장국현(1992)은 여기서 진정한 월요일효과란 월요일에 일반적으로 나타나는 陰의 평균 수익률이 지난주의 주식장세가 내림세에 있을 때(bear market)만 발견되며 지난주의 장세가 오름세에 있으면(bull market) 月曜日效果가 사라져 버린다는 사실을 말한다고 한다. 장국현(1992)은 검정 결과 우리나라 주식시장에서는 매우 뚜렷하게 진정한 월요일효과가 존재한다는 새로운 사실이 드러났다고 주장한다.

장하성(1993)[4]은 한국증권거래소에서의 1989년 8월 1일에서 1990년 7월 31일 까지의 1년간 전산 매매자료를 사용하여 하루중 시간대에 따라 주가의 변동성이 어떻게 변화하는가를 분석한다. 장하성(1993)은 월요일이 대부분의 시간대에서 다른 요일 보다 변동성이 작은 것으로 나타나고, 토요일이 모든 시간대에서 가장 큰 변동성을 갖는 것으로 나타났음을 발견한다.

日別資料를 사용하였을 때의 이와 같은 연구들은 월요일효과를 확인한다. 그러나, 주식시장의 경우 요일효과 또는 주말효과가 존재한다면, 요일별 주가의 離散性으로 인한 起伏推定偏倚 여부와 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 끝자리가격의 분포가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는 지의 여부 및 그 원인 등에 의문을 갖게 한다. 따라서, 요일별 관찰주가의 離散性과 群集現象에 관하여 거래자료를 실증분석하고자 한다.

요일별 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 끝자리가격의 분포가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는지의 여부 및 그 원인등을 조사하기 위하여 한국주식시장에서의 입수가능한 1990년 1월 4일에서부터 1994년 6월 30일까지의 4년 6개월 동안의 日別株價變動 거래자료을 조사하고 이에 대한 실증분석을 수행한다.

呼價의 가격단위가 일정할 때 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 끝자리가격의 분포가

월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는 지의 여부와 요일별 가격결정의 정도가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는 지의 여부등을 분석하기 위하여 관찰가격의 離散性으로 인한 요일효과를 분석하지 못한 최돈일(1993)[7]의 연구를 확장한다.

## 1. 요일별 군집현상에 대한 가설의 설정

呼價의 가격단위가 일정할 때 관찰가격의 離散性으로 인한 曜日別 끝자리가격의 분포가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는 지의 여부와 요일별 가격결정의 정도가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는 지의 여부등을 분석하기 위하여 최돈일(1993) [7]의 가설를 확장한다.

첫째, 가격결정의 정도(degree of price resolution)(예컨대, 100, 200, …, 1,000원의 가장 가까운 곳에서 呼價되는 정도)가 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일)로 균등분포인지를 본다.

둘째, 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 가격결정의 정도가 (1) 주가의 수준, (2) 주가수익률의 기복 및 (3) 시장에서의 주식거래량의 함수인 지의 여부를 알고자 한다. 이와 같은 목적을 달성하기 위하여 日別 終價를 기준으로하여 다음의 귀무가설을 설정한다.

〈가설 Ⅰ〉 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 주가의 끝자리숫자(예컨대, 000, 100, 200, …, 900)의 일별분포는 균등분포이다.

(1) 월요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(2) 화요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(3) 수요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(4) 목요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(5) 금요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(6) 토요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다

라는 6개의 귀무가설이 설정되고 또한 이들을 각각 검정한다. 만약 가설 Ⅰ의 귀무가설이 기각된다면 Gottlieb 와 Kalay(1985)[21] 및 Ball(1988)[9]의 이론적 연구결과와 이들의 주장은 의문시 될 것이다.

〈가설 II〉 일별주가의 끝자리 숫자(예컨대, 000, 100, 200, …, 900)의 분포에 있어 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 주가는 서로 차이가 없다.

이를 위한 분석의 조합은 다음과 같다.

(1) 월요일 주가와 화요일 주가는 서로 차이가 없다,
(2) 월요일 주가와 수요일 주가는 서로 차이가 없다,
(3) 월요일 주가와 목요일 주가는 서로 차이가 없다,
(4) 월요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다,
(5) 월요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다,
(6) 화요일 주가와 수요일 주가는 서로 차이가 없다,
(7) 화요일 주가와 목요일 주가는 서로 차이가 없다,
(8) 화요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다,
(9) 화요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다,
(10) 수요일 주가와 목요일 주가는 서로 차이가 없다,
(11) 수요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다,
(12) 수요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다,
(13) 목요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다,
(14) 목요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다,
(15) 금요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다

의 15가지가 된다.

呼價의 가격단위가 일정할 때 현저하게 발생하는 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 끝자리숫자가 과연 어떠한 요인에 의하여 설명되는 지를 분석할 필요가 있을 것이다. 이를 위하여 가설 III, 가설 IV 및 가설 V를 설정한다.

〈가설 III〉 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 가격결정의 정도는 株價의 水準과 陰의 관계이다.

(1) 월요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다,
(2) 화요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다,
(3) 수요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다,
(4) 목요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다,

(5) 금요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다,
(6) 토요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다

라는 6개의 귀무가설이 설정되고 또한 검정된다.

〈가설 Ⅳ〉 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 가격결정의 정도는 株價收益率의 起伏과 陰의 관계이다.

(1) 월요일 주가의 가격결정의 정도는 주가수익률의 기복과 음의 관계이다,
(2) 화요일 주가의 가격결정의 정도는 주가수익률의 기복과 음의 관계이다,
(3) 수요일 주가의 가격결정의 정도는 주가수익률의 기복과 음의 관계이다,
(4) 목요일 주가의 가격결정의 정도는 주가수익률의 기복과 음의 관계이다,
(5) 금요일 주가의 가격결정의 정도는 주가수익률의 기복과 음의 관계이다,
(6) 토요일 주가의 가격결정의 정도는 주가수익률의 기복과 음의 관계이다

라는 6개의 귀무가설이 설정되고 또한 검정된다.

〈가설 Ⅴ〉 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 가격결정의 정도는 시장에서의 株式去來量과 陽의 관계이다.

(1) 월요일 주가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다,
(2) 화요일 주가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다,
(3) 수요일 주가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다,
(4) 목요일 주가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다,
(5) 금요일 주가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다,
(6) 토요일 주가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다

라는 6개의 귀무가설이 설정되고 또한 검정된다.

呼價의 가격단위가 일정할 때 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 효과를 분석하기 위하여 총 39개의 가설이 설정되고 또한 검정된다.

## 2. 자료의 선정

본 실증적 연구에서의 엄격한 제 5차에 걸친 자료의 선정기준은 최돈일(1993)[7]의 연구에서와 같다. 요일별 주식가격의 끝자리숫자가 균등분포인지의 여부를 검정하기 위해서는 상당한 관찰기간이 필요하다(자료의 제 1차 선정기준). 상당한 관찰기간을 위해 1990년 1월 4일에서부터 1994년 6월 30일까지의 4년 6개월 간의 요일별 주가자료를 1차 선정한다.

자료의 동질성을 확보(자료의 제 2차 선정기준)하기 위해 국내 증권거래소에 상장된 제 1부 종목 주식을 대상으로 한다. 자료의 동질성 확보기준을 더욱 엄격히 하기 위해서 제 1부 종목 주식중 은행, 증권, 단자 및 보험업종을 제외한다. 약 100개 종목의 주식을 확보하기 위해 1993년도말 총상장종목 1,048종목에서 금융업 95종목(은행 21종목, 단자 24종목, 기타금융 6종목, 증권 44종목)과 보험업 15종목의 합계 110종목을 제외한 938종목을 2차 선정한다.

자료의 제 3차 선정기준은 엄격한 상위 거래량 기준이다. 1993년도 연누계 거래량이 14,000천주 이상인 총 148 종목을 3차 선정한다(연누계 상위거래량기준). 또한 제 2부 종목 및 관리종목의 총 34종목을 제외한다.

자료의 제 4차 선정기준은 舊株의 보통주로 한정한다. 이 기준에 따라 新株, 優先株등의 15종목이 제외된다.

자료의 제 5차 선정기준은 1990년 1월 4일에서 1994년 6월 30일까지 계속 상장된 기업이다. 이러한 기준에 의하여 상장일이 1990년 1월 4일 이후 기업인 1개 종목이 제외된다.

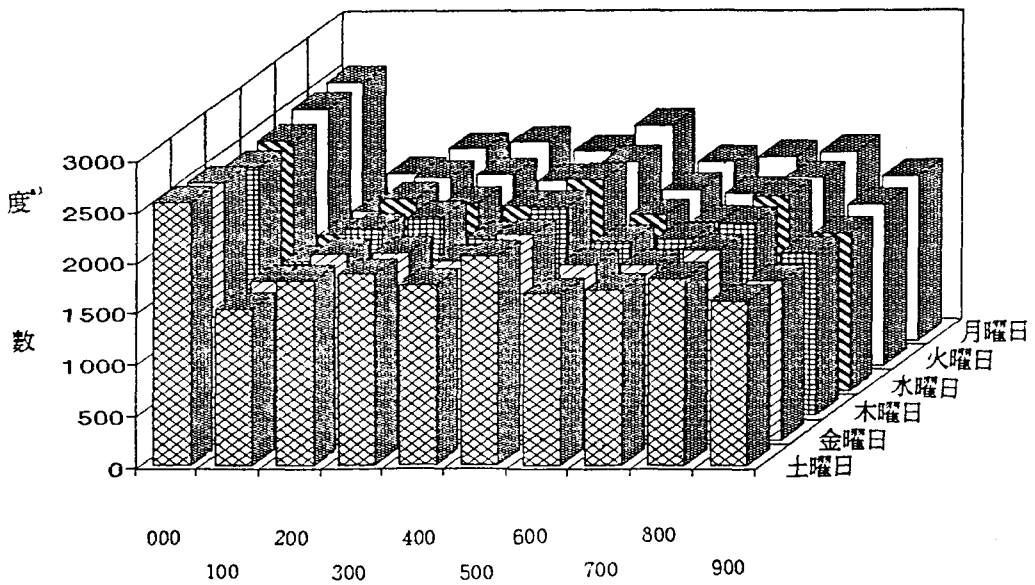
이와 같은 엄격한 자료의 제 5차 선정기준으로 분석대상 종목은 98개 종목으로 축소된다(제 1부 보통주). 관찰가격의 이산성으로 인한 요일별 효과를 분석하지 못한 최돈일(1993)[7]의 연구에서의 분석대상기간과 종목은 1989년 1월 4일에서부터 1992년 12월 28일까지의 4년간과 총 76개 종목이었다.

# Ⅲ. 요일별 군집현상에 대한 가설 Ⅰ 및 가설 Ⅱ의 검정

## 1. 요일별 군집현상에 대한 가설 Ⅰ 의 검정

1990년 1월 4일에서 1994년 6월 30일 까지의 기간동안 거래가 성립되지 않은 경우를 제외한 총 日別觀察의 수는 110,102개였다. 〈그림 3.1〉 및 〈그림 3.2〉는 총 관찰기간 동안의 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일)의 끝자리 가격(원)의 10개의 가능한 값의 발생도수(frequency)의 히스토그램(histogram)을 나타낸다.

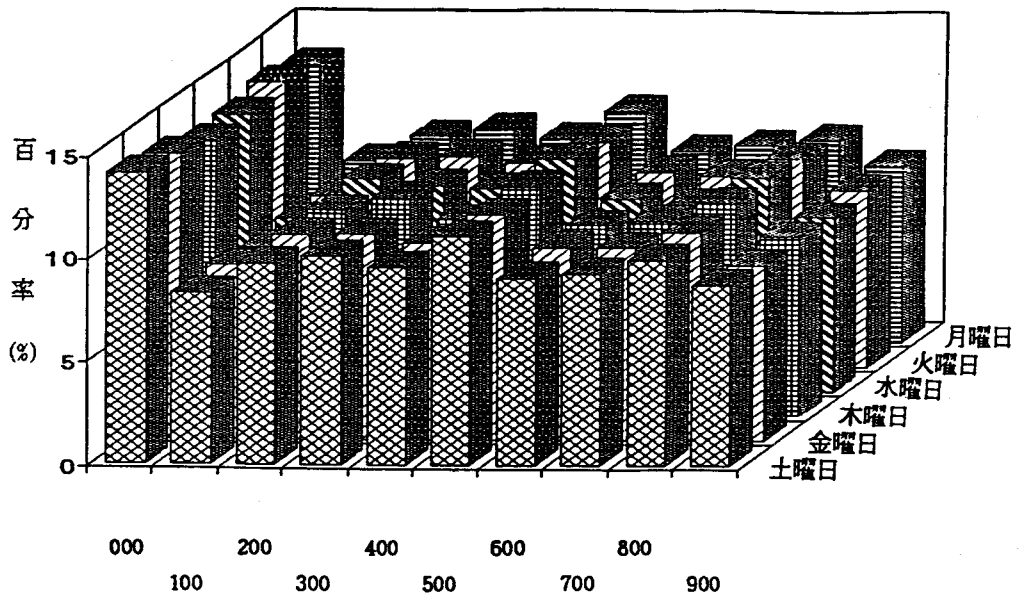
끝자리가격 1,000과 500은 월요일의 경우 13.30% 및 11.10%를, 화요일의 경우 13.67% 및 10.83%를, 수요일의 경우 13.33% 및 11.24%, 목요일의 경우 13.26% 및 11.10%를, 금요일의 경우 13.81% 및 10.99%를, 토요일의 경우 14.10% 및 11.13%를 각각 나타내어 다른 끝자리가격과 차이를 보인다. 최돈일(1993)[7]의 경우 始價의 경우 15.39% 및 12.40%를, 高價의 경우 14.26% 및 12.05%를, 低價의 경우 14.68% 및 12.35%를, 終價의 경




끝자리가격(원)

a) 단위 : 개.

〈그림 3.1〉 요일별(월요일, 화요일,…, 토요일)끝자리숫자의 절대도수
(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)




〈그림 3.2〉 요일별(월요일, 화요일,…, 토요일)끝자리숫자의 상대도수
(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

우 13.22% 및 11.11%를 각각 나타내어 다른 끝자리가격과 차이를 보인다.

「요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 주가의 끝자리숫자(예컨대, 000, 100, 200, …,900)의 일별분포는 균등분포이다」라는 가설 I 은 〈표 3.1〉, 〈표 3.2〉, 〈표 3.3〉, 〈표 3.4〉, 〈표 3.5〉 및 〈표 3.6〉에서 나타난 바와 같이 귀무가설을 모두 기각한다. 즉,

(1) 월요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(2) 화요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(3) 수요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(4) 목요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(5) 금요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다,
(6) 토요일 주가의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다

라는 6개의 귀무가설은 유의수준 $\alpha = 0.01$에서 모두 기각된다.

〈표 3.1〉 월요일 주가의 끝자리숫자의 균등분포 검정(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 관찰도수 | 백분율(%) | 누적백분율(%) | 기대도수 | $\chi^2$-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| 000 | 2,511 | 13.30 | 13.30 | 1,888 | 205.35 |
| 100 | 1,638 | 8.67 | 21.97 | 1,888 | 33.18 |
| 200 | 1,870 | 9.90 | 31.88 | 1,888 | 0.18 |
| 300 | 1,934 | 10.24 | 42.12 | 1,888 | 1.11 |
| 400 | 1,850 | 9.80 | 51.91 | 1,888 | 0.78 |
| 500 | 2,096 | 11.10 | 63.01 | 1,888 | 22.85 |
| 600 | 1,735 | 9.19 | 72.20 | 1,888 | 12.45 |
| 700 | 1,790 | 9.48 | 81.68 | 1,888 | 5.12 |
| 800 | 1,843 | 9.76 | 91.44 | 1,888 | 1.09 |
| 900 | 1,616 | 8.56 | 100.00 | 1,888 | 39.27 |
| $\chi^2$-값 | 321.35 | | | | |
| $\chi^2(9, \alpha = 0.01) = 21.67$ | | | | | |

〈표 3.2〉 화요일 주가의 끝자리숫자의 균등분포 검정(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 관찰도수 | 백분율(%) | 누적백분율(%) | 기대도수 | $\chi^2$-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| 000 | 2,499 | 13.67 | 13.67 | 1,828 | 246.74 |
| 100 | 1,504 | 8.23 | 21.90 | 1,828 | 57.27 |
| 200 | 1,836 | 10.05 | 31.95 | 1,828 | 0.04 |
| 300 | 1,861 | 10.18 | 42.13 | 1,828 | 0.61 |
| 400 | 1,800 | 9.85 | 51.98 | 1,828 | 0.41 |
| 500 | 1,979 | 10.83 | 62.81 | 1,828 | 12.56 |
| 600 | 1,714 | 9.38 | 72.19 | 1,828 | 7.05 |
| 700 | 1,680 | 9.19 | 81.38 | 1,828 | 11.90 |
| 800 | 1,835 | 10.04 | 91.43 | 1,828 | 0.03 |
| 900 | 1,567 | 8.57 | 100.00 | 1,828 | 37.13 |
| $\chi^2$-값 | 373.75 | | | | |
| $\chi^2(9, \alpha = 0.01) = 21.67$ | | | | | |

〈표 3.3〉 수요일 주가의 끝자리숫자의 균등분포 검정(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 관찰도수 | 백분율(%) | 누적백분율(%) | 기대도수 | $\chi^2$-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| 000 | 2,437 | 13.33 | 13.33 | 1,828 | 202.89 |
| 100 | 1,516 | 8.29 | 21.62 | 1,828 | 53.25 |
| 200 | 1,874 | 10.25 | 31.88 | 1,828 | 1.16 |
| 300 | 1,825 | 9.98 | 41.86 | 1,828 | 0.00 |
| 400 | 1,795 | 9.82 | 51.68 | 1,828 | 0.60 |
| 500 | 2,055 | 11.24 | 62.92 | 1,828 | 28.19 |
| 600 | 1,704 | 9.32 | 72.24 | 1,828 | 8.41 |
| 700 | 1,647 | 9.01 | 81.25 | 1,828 | 17.92 |
| 800 | 1,891 | 10.34 | 91.60 | 1,828 | 2.17 |
| 900 | 1,536 | 8.40 | 100.00 | 1,828 | 46.64 |
| $\chi^2$-값 | 361.24 | | | | |
| $\chi^2(9, \alpha = 0.01) = 21.67$ | | | | | |

〈표 3.4〉 목요일 주가의 끝자리숫자의 균등분포 검정(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 관찰도수 | 백분율(%) | 누적백분율(%) | 기대도수 | $\chi^2$-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| 000 | 2,421 | 13.26 | 13.26 | 1,826 | 193.58 |
| 100 | 1,488 | 8.15 | 21.40 | 1,826 | 62.70 |
| 200 | 1,815 | 9.94 | 31.34 | 1,826 | 0.07 |
| 300 | 1,931 | 10.57 | 41.91 | 1,826 | 5.99 |
| 400 | 1,734 | 9.49 | 51.41 | 1,826 | 4.67 |
| 500 | 2,028 | 11.10 | 62.51 | 1,826 | 22.25 |
| 600 | 1,680 | 9.20 | 71.71 | 1,826 | 11.74 |
| 700 | 1,713 | 9.38 | 81.09 | 1,826 | 7.04 |
| 800 | 1,874 | 10.26 | 91.35 | 1,826 | 1.24 |
| 900 | 1,580 | 8.65 | 100.00 | 1,826 | 33.24 |
| $\chi^2$-값 | 342.52 | | | | |
| $\chi^2(9, \alpha = 0.01) = 21.67$ | | | | | |

〈표 3.5〉 금요일 주가의 끝자리숫자의 균등분포 검정(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 관찰도수 | 백분율(%) | 누적백분율(%) | 기대도수 | $\chi^2$-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| 000 | 2,509 | 13.81 | 13.81 | 1,817 | 263.18 |
| 100 | 1,534 | 8.44 | 22.25 | 1,817 | 44.19 |
| 200 | 1,805 | 9.93 | 32.18 | 1,817 | 0.08 |
| 300 | 1,818 | 10.00 | 42.18 | 1,817 | 0.00 |
| 400 | 1,741 | 9.58 | 51.76 | 1,817 | 3.21 |
| 500 | 1,997 | 10.99 | 62.75 | 1,817 | 17.75 |
| 600 | 1,700 | 9.35 | 72.10 | 1,817 | 7.58 |
| 700 | 1,691 | 9.30 | 81.41 | 1,817 | 8.79 |
| 800 | 1,838 | 10.11 | 91.52 | 1,817 | 0.23 |
| 900 | 1,541 | 8.48 | 100.00 | 1,817 | 42.04 |
| $\chi^2$-값 | 387.07 | | | | |
| $\chi^2(9, \alpha = 0.01) = 21.67$ | | | | | |

〈표 3.6〉 토요일 주가의 끝자리숫자의 균등분포 검정(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 관찰도수 | 백분율(%) | 누적백분율(%) | 기대도수 | $\chi^2$-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| 000 | 2,569 | 14.10 | 14.10 | 1,823 | 305.67 |
| 100 | 1,511 | 8.29 | 22.39 | 1,823 | 53.27 |
| 200 | 1,777 | 9.75 | 32.14 | 1,823 | 1.14 |
| 300 | 1,845 | 10.12 | 42.26 | 1,823 | 0.28 |
| 400 | 1,747 | 9.59 | 51.84 | 1,823 | 3.14 |
| 500 | 2,028 | 11.13 | 62.97 | 1,823 | 23.15 |
| 600 | 1,656 | 9.09 | 72.06 | 1,823 | 15.23 |
| 700 | 1,692 | 9.28 | 81.34 | 1,823 | 9.36 |
| 800 | 1,812 | 9.94 | 91.28 | 1,823 | 0.06 |
| 900 | 1,589 | 8.72 | 100.00 | 1,823 | 29.94 |
| $\chi^2$-값 | 441.23 | | | | |
| $\chi^2(9, \alpha = 0.01) = 21.67$ | | | | | |

$\chi^2$ 검정법으로 적합도 검정을 한 이유는 끝자리숫자(000, 100, 200, …, 900)가 이산형 확률변수이기 때문이라는 것은 최돈일(1993)[7]의 연구에서와 같다. 최돈일(1993)의 경우, 「始價, 高價, 低價 및 終價의 끝자리숫자의 日別分布는 균등분포이다」라는 가설 I 은 귀무가설을 모두 기각한다. 즉, 「(1) 日別始價의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다, (2) 日別高價의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다, (3) 日別低價의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다, (4) 日別終價의 끝자리숫자의 분포는 균등분포이다」라는 4개의 귀무가설은 유의수준 $\alpha = 0.01$에서 모두 기각된다. 가설 I 의 귀무가설이 기각된다면 Gottlieb와 Kalay(1985)[21] 및 Ball(1988)[9]의 이론적 연구결과와 이들의 주장은 의문시 될 것이다.

## 2. 요일별 군집현상에 대한 가설 II의 검정

「일별주가의 끝자리 숫자(예컨대, 000, 100, 200, …, 900)의 분포에 있어 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 주가는 서로 차이가 없다」 라는 가설 II는 〈표 3.7〉에서 나타난 바와 같이 귀무가설($H_0$)를 기각하지 못한다. 즉, 「(1) 월요일 주가와 화요일 주가는 서로 차이가 없다, (2) 월요일 주가와 수요일 주가는 서로 차이가 없다, (3) 월요일 주가와 목요일 주가는 서로 차이가 없다, (4) 월요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다, (5) 월요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다, (6) 화요일 주가와 수요일 주가는 서로 차이가 없다, (7) 화요일 주가와 목요일 주가는 서로 차이가 없다, (8) 화요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다, (9) 화요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다, (10) 수요일 주가와 목요일 주가는 서로 차이가 없다, (11) 수요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다, (12) 수요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다, (13) 목요일 주가와 금요일 주가는 서로 차이가 없다, (14) 목요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다, (15) 금요일 주가와 토요일 주가는 서로 차이가 없다」라는 15개의 귀무가설은 〈표 3.7〉에서 나타난 바와 같이 유의수준 $\alpha = 0.1$에서 모두 기각되지 못한다. 자유도 45에서의 $\chi^2$의 임계값은 $\alpha = 0.1$에서 33.35 이다.

〈표 3.7〉 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 주가의 끝자리숫자 분포의 동일성 검정 (1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 끝자리숫자 | 000 | 100 | 200 | 300 | 400 | 500 | 600 | 700 | 800 | 900 | 합 계 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 월요일 | 2,511 | 1,638 | 1,870 | 1,934 | 1,850 | 2,096 | 1,735 | 1,790 | 1,843 | 1,616 | 18,883 |
| 화요일 | 2,499 | 1,504 | 1,836 | 1,861 | 1,800 | 1,979 | 1,714 | 1,680 | 1,835 | 1,567 | 18,275 |
| 수요일 | 2,437 | 1,516 | 1,874 | 1,825 | 1,795 | 2,055 | 1,704 | 1,647 | 1,891 | 1,536 | 18,280 |
| 목요일 | 2,421 | 1,488 | 1,815 | 1,931 | 1,734 | 2,028 | 1,680 | 1,713 | 1,874 | 1,580 | 18,264 |
| 금요일 | 2,509 | 1,534 | 1,805 | 1,818 | 1,741 | 1,997 | 1,700 | 1,691 | 1,838 | 1,541 | 18,174 |
| 토요일 | 2,569 | 1,511 | 1,777 | 1,845 | 1,747 | 2,028 | 1,656 | 1,692 | 1,812 | 1,589 | 18,226 |
| $\chi^2$-값 | 31.64 | | | | | | | | | | |
| $\chi^2(45, \alpha = 0.1) = 33.35$ | | | | | | | | | | | |

최돈일(1993)[7]의 경우, 「일별주가의 끝자리숫자의 분포에 있어 始價, 高價, 低價 및 終價는 서로 차이가 없다」라는 가설은 유의수준 $\alpha = 0.01$에서 귀무가설을 모두 기각한다.

## Ⅳ. 요일별 다변량판별분석에 의한 가설 Ⅲ, 가설 Ⅳ 및 가설 Ⅴ의 검정

가설 Ⅲ, 가설 Ⅳ 및 가설 Ⅴ를 검정하기 위해서 최돈일(1993)[7]의 연구에서와 같이 日別資料의 월요일, 화요일, 수요일, 목요일, 금요일 및 토요일 終價의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수를 종속변수(더미변수)로, 株價의 水準, 株價收益率의 起伏(分散) 및 株式去來量을 독립변수로 선정하고 다변량판별분석방법(multiple discriminant analysis method)을 이용하여 다음과 같이 모형화한다.

$$MONDIG_i = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 U_t + \alpha_3 VOL_t \quad (1)$$

$$TUEDIG_i = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 U_t + \beta_3 VOL_t \quad (2)$$

$$WEDDIG_i = \gamma_0 + \gamma_1 P_t + \gamma_2 U_t + \gamma_3 VOL_t \quad (3)$$

$$THUDIG_i = \delta_0 + \delta_1 P_t + \delta_2 U_t + \delta_3 VOL_t \quad (4)$$

$$FRIDIG_i = \xi_0 + \xi_1 P_t + \xi_2 U_t + \xi_3 VOL_t \quad (5)$$

$$SATDIG_i = \eta_0 + \eta_1 P_t + \eta_2 U_t + \eta_3 VOL_t \quad (6)$$

여기서

$MONDIG_i$ : 월요일 주가의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수,
$TUEDIG_i$ : 화요일 주가의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수,
$WEDDIG_i$ : 수요일 주가의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수,
$THUDIG_i$ : 목요일 주가의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수,
$FRIDIG_i$ : 금요일 주가의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수,
$SATDIG_i$ : 토요일 주가의 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$)의 발생도수,

$P_t$ : t 시점(일)의 요일별 株價,
$OP_t$ : t 시점(일)의 요일별 始價,
$HP_t$ : t 시점(일)의 요일별 高價,
$LP_t$ : t 시점(일)의 요일별 低價,
$CP_t$ : t 시점(일)의 요일별 終價,
$U_t$ : $\{0.5(\log HP_t - \log LP_t)^2 - (2\log 2 - 1) \cdot (\log OP_t - \log CP_t)^2\}^{1/2}$ ; 株價收益率의 起伏(分散),
$VOL_t$ : t 시점(일)의 요일별 株式去來量.

위의 요일별 다변량 판별분석모형을 실증분석한 결과는 다음과 같다.

$$MONDIG_i(D500^+) = -4.8043 + 3.428\,E-4\,P_t + 205.06\,U_t - 4.489\,E-7\,VOL_t,$$
$$MONDIG_i(D1000^+) = -5.0020 + 3.535\,E-4\,P_t + 204.70\,U_t - 4.543\,E-7\,VOL_t,$$
$$MONDIG_i(D_{other}^+) = -4.5602 + 3.289\,E-4\,P_t + 204.35\,U_t - 7.811\,E-8\,VOL_t,$$
$$TUEDIG_i(D500^+) = -5.0568 + 3.531\,E-4\,P_t + 212.29\,U_t - 5.924\,E-7\,VOL_t,$$
$$TUEDIG_i(D1000^+) = -5.0977 + 3.545\,E-4\,P_t + 213.47\,U_t - 6.625\,E-7\,VOL_t,$$
$$TUEDIG_i(D_{other}^+) = -4.7888 + 3.376\,E-4\,P_t + 212.33\,U_t - 3.261\,E-7\,VOL_t,$$
$$WEDDIG_i(D500^+) = -4.9230 + 3.501\,E-4\,P_t$$

$$+ 203.39\ U_t - 7.957\ E-7\ VOL_t,$$

$$WEDDIG_i\ (D1000^+) = -5.0368 + 3.539\ E-4\ P_t + 205.73\ U_t - 7.611\ E-7\ VOL_t,$$

$$WEDDIG_i\ (D_{other}{}^+) = -4.6372 + 3.321\ E-4\ P_t + 205.75\ U_t - 6.536\ E-7\ VOL_t,$$

$$THUDIG_i\ (D500^+) = -5.2109 + 3.593\ E-4\ P_t + 219.47\ U_t - 5.396\ E-7\ VOL_t,$$

$$THUDIG_i\ (D1000^+) = -5.2381 + 3.641\ E-4\ P_t + 215.52\ U_t - 5.542\ E-7\ VOL_t,$$

$$THUDIG_i\ (D_{other}{}^+) = -4.8109 + 3.410\ E-4\ P_t + 215.09\ U_t - 4.014\ E-7\ VOL_t,$$

$$FRIDIG_i\ (D500^+) = -5.0950 + 3.543\ E-4\ P_t + 206.61\ U_t - 7.997\ E-7\ VOL_t,$$

$$FRIDIG_i\ (D1000^+) = -4.9657 + 3.500\ E-4\ P_t + 203.73\ U_t - 7.857\ E-7\ VOL_t,$$

$$FRIDIG_i\ (D_{other}{}^+) = -4.6147 + 3.318\ E-4\ P_t + 202.21\ U_t - 6.331\ E-7\ VOL_t,$$

$$SATDIG_i\ (D500^+) = -4.7588 + 3.485\ E-4\ P_t + 224.18\ U_t - 1.048\ E-6\ VOL_t,$$

$$SATDIG_i\ (D1000^+) = -4.7772 + 3.501\ E-4\ P_t + 221.55\ U_t - 1.045\ E-6\ VOL_t,$$

$$SATDIG_i\ (D_{other}{}^+) = -4.3814 + 3.289\ E-4\ P_t + 221.22\ U_t - 9.740\ E-7\ VOL_t.$$

## 4.1 요일별 다변량 판별분석모형의 분류함수(1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 요 일 | 종속변수 | 설 명 변 수 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 상수항 | 가격수준 | 주가기복 | 거래량 |
| 월요일 | D1000 | −5.0020 | 3.535E−4 | 204.70 | −4.543E−7 |
| | D500 | −4.8043 | 3.428E−4 | 205.06 | −4.489E−7 |
| | $D_{other}$ | −4.5602 | 3.289E−4 | 204.35 | −7.811E−8 |
| 화요일 | D1000 | −5.0977 | 3.545E−4 | 213.47 | −6.625E−7 |
| | D500 | −5.0568 | 3.531E−4 | 212.29 | −5.924E−7 |
| | $D_{other}$ | −4.7888 | 3.376E−4 | 212.33 | −3.261E−7 |
| 수요일 | D1000 | −5.0368 | 3.539E−4 | 205.73 | −7.611E−7 |
| | D500 | −4.9230 | 3.501E−4 | 203.39 | −7.957E−7 |
| | $D_{other}$ | −4.6372 | 3.321E−4 | 205.75 | −6.536E−7 |
| 목요일 | D1000 | −5.2381 | 3.641E−4 | 215.52 | −5.542E−7 |
| | D500 | −5.2109 | 3.593E−4 | 219.47 | −5.396E−7 |
| | $D_{other}$ | −4.8109 | 3.410E−4 | 215.09 | −4.014E−7 |
| 금요일 | D1000 | −4.9657 | 3.500E−4 | 203.73 | −7.857E−7 |
| | D500 | −5.0950 | 3.543E−4 | 206.61 | −7.997E−7 |
| | $D_{other}$ | −4.6147 | 3.318E−4 | 202.21 | −6.331E−7 |
| 토요일 | D1000 | −4.7772 | 3.501E−4 | 221.55 | −1.045E−6 |
| | D500 | −4.7588 | 3.485E−4 | 224.18 | −1.048E−6 |
| | $D_{other}$ | −4.3814 | 3.289E−4 | 221.22 | −9.740E−7 |

## 4.2 요일별 끝자리숫자의 도수와 독립변수 요인간의 상관계수 (1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 구 분 | 독립변수 | 상관계수 | F-값 | 유의수준 |
|---|---|---|---|---|
| 월요일 | 주가수준 | 0.0671 | 84.31 | **** a) 0.0001 |
| | 가격기복 | -0.0106 | 2.11 | 0.1466 |
| | 거래량 | -0.0201 | 7.50 | *** b) 0.0062 |
| 화요일 | 주가수준 | 0.0506 | 46.52 | **** 0.0001 |
| | 가격기복 | -0.0088 | 1.41 | 0.2345 |
| | 거래량 | -0.0177 | 5.69 | 0.0171 |
| 수요일 | 주가수준 | 0.0655 | 77.90 | **** 0.0001 |
| | 가격기복 | -0.0132 | 3.17 | 0.0751 |
| | 거래량 | -0.0049 | 0.44 | 0.5087 |
| 목요일 | 주가수준 | 0.0674 | 82.59 | **** 0.0001 |
| | 가격기복 | -0.0083 | 1.25 | 0.2637 |
| | 거래량 | -0.0065 | 0.77 | 0.3815 |
| 금요일 | 주가수준 | 0.0588 | 63.35 | **** 0.0001 |
| | 가격기복 | -0.0023 | 0.10 | 0.7563 |
| | 거래량 | -0.0059 | 0.62 | 0.4299 |
| 토요일 | 주가수준 | 0.0654 | 76.71 | **** 0.0001 |
| | 가격기복 | -0.0083 | 1.23 | 0.2683 |
| | 거래량 | -0.0044 | 0.35 | 0.5557 |

a) ＊＊＊＊ : 유의수준 (0.001).
b) ＊＊＊ : 유의수준 (0.01).

## 4.3 요일별 끝자리숫자의 도수와 독립변수 전체와의 상관계수 (1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 구 분 | 월요일 | 화요일 | 수요일 | 목요일 | 금요일 | 토요일 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 상관계수 | 0.0711 | 0.0548 | 0.0661 | 0.0683 | 0.0602 | 0.0659 |
| F-값 | 31.56 | 18.17 | 26.44 | 28.25 | 21.75 | 26.02 |
| 유의수준 | **** a) 0.0001 | **** 0.0001 | **** 0.0001 | **** 0.0001 | **** 0.0001 | **** 0.0001 |

a) ＊＊＊＊ : 유의수준 (0.001).

## 4.4 요일별 끝자리숫자의 도수에 대한 독립변수 요인의 판별정확도 (1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 구 분 | 실제집단 | 표본의 수 | 예측된 집단 | | | | | | 판별정확도 (%) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | D1000 | | D500 | | $D_{other}$ | | |
| 월요일 | D1000 | 2464 | 934 | 38 | 221 | 9 | 1309 | 53 | 35.69 |
| | D500 | 2063 | 709 | 34 | 189 | 9 | 1165 | 57 | |
| | $D_{other}$ | 14128 | 4315 | 31 | 1337 | 9 | 8476 | 60 | |
| 화요일 | D1000 | 2464 | 736 | 30 | 358 | 14 | 1370 | 56 | 34.94 |
| | D500 | 1955 | 568 | 29 | 273 | 14 | 1114 | 57 | |
| | $D_{other}$ | 13685 | 3512 | 26 | 1817 | 13 | 8347 | 61 | |
| 수요일 | D1000 | 2400 | 688 | 29 | 400 | 16 | 1312 | 55 | 35.67 |
| | D500 | 2022 | 544 | 27 | 350 | 17 | 1128 | 56 | |
| | $D_{other}$ | 13678 | 3084 | 23 | 2245 | 16 | 8349 | 61 | |
| 목요일 | D1000 | 2387 | 764 | 32 | 297 | 12 | 1326 | 56 | 35.23 |
| | D500 | 2012 | 637 | 32 | 283 | 14 | 1092 | 54 | |
| | $D_{other}$ | 13690 | 3786 | 28 | 1744 | 12 | 8160 | 59 | |
| 금요일 | D1000 | 2475 | 285 | 12 | 773 | 31 | 1417 | 57 | 35.29 |
| | D500 | 1970 | 237 | 12 | 629 | 32 | 1104 | 56 | |
| | $D_{other}$ | 13515 | 1483 | 11 | 3596 | 27 | 8436 | 62 | |
| 토요일 | D1000 | 2499 | 668 | 28 | 426 | 17 | 1385 | 55 | 35.54 |
| | D500 | 1973 | 489 | 25 | 347 | 17 | 1137 | 58 | |
| | $D_{other}$ | 13411 | 2899 | 22 | 2265 | 17 | 8247 | 61 | |

본 실증분석의 결과에 의하면, 독립변수전체와 요일별 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$) 도수와의 상관계수는 월요일, 화요일, 수요일, 목요일, 금요일 및 토요일에서 각각 0.0711, 0.0548, 0.0661, 0.0683, 0.0602 및 0.0659(유의수준은 각각 0.001)이다. 또한, 독립변수 전체가 요일별 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$) 도수를 판별하는 정확도는 월요일, 화요일, 수요일, 목요일, 금요일 및 토요일에서 각각 35.69%, 34.94%, 35.67%, 35.23%, 35.29% 및 35.54%이다.

## 4.5 관찰가격의 이산성으로 인한 요일별 가설 III, 가설 IV 및 가설 V의 검정 (1990. 1. 4 ~ 1994. 6. 30)

| 구 분 | 독립변수 | 예측부호 | 끝자리숫자의 도수 | | 검정부호 | 유의수준 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | D500 | D1000 | | |
| 월요일 | 주가수준 | − | 18,848 < | 19,495 | + | 0.0139 *** a) |
| | 가격기복 | − | 0.0155 > | 0.0154 | − | 0.6474 |
| | 거래량 | + | 63,114 < | 63,550 | + | 0.9112 |
| 화요일 | 주가수준 | − | 19,041 < | 19,106 | + | 0.8084 |
| | 가격기복 | − | 0.0162 ~ | 0.0162 | ~ | 0.7965 |
| | 거래량 | + | 68,377 > | 66,874 | − | 0.7558 |
| 수요일 | 주가수준 | − | 19,152 < | 19,365 | + | 0.4385 |
| | 가격기복 | − | 0.0157 < | 0.0159 | + | 0.5125 |
| | 거래량 | + | 70,335 < | 72,339 | + | 0.7146 |
| 목요일 | 주가수준 | − | 19,503 > | 19,400 | − | 0.2237 |
| | 가격기복 | − | 0.0165 > | 0.0160 | − | 0.1430 |
| | 거래량 | + | 77,064 > | 75,617 | − | 0.7925 |
| 금요일 | 주가수준 | − | 19,404 > | 19,171 | − | 0.3949 |
| | 가격기복 | − | 0.0163 > | 0.0161 | − | 0.4584 |
| | 거래량 | + | 72,561 > | 71,692 | − | 0.8815 |
| 토요일 | 주가수준 | − | 19,107 < | 19,259 | + | 0.5856 |
| | 가격기복 | − | 0.0131 > | 0.0129 | − | 0.6573 |
| | 거래량 | + | 48,378 < | 55,034 | + | 0.1014 |

a) * * * : 유의수준 (0.05).

관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 가설 III, 가설 IV 및 가설 V의 검정 결과,「월요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 陰의 관계이다」라는 가설 III만 유의수준 0.05에서 기각되고, 나머지 가설 III, 가설 IV 및 가설 V는 유의수준 0.05에서 비유의적이다. 이러한 결과는 최돈일(1993)[7]의 연구 결과와 상이하다. 최돈일(1993)의 경우「일별 고가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 陽의 관계이다」라는 가설 V만 유의수준 0.01에서 기각되고, 나머지 가설 III, 가설 IV 및 가설 V는 유의수준 0.01에서 비유의적이다.

# V. 결론 및 연구의 한계

## 1. 연구의 결론

요일별 주가의 離散性으로 인한 起伏測定偏倚 여부와 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 끝자리 가격의 분포가 월요일과 다른 요일에서 차이가 있는 지의 여부등을 조사하기 위하여 한국 주식시장에서의 입수가능한 최근년도인 1990년 1월 4일에서 1994년 6월 30일 까지의 4년 6개월 동안의 日別株價變動 去來資料를 조사하고 실증분석을 수행한 본 연구의 결과에 의하면 최돈일(1993)[7]의 연구 결과에서와 같이 Gottlieb 와 Kalay (1985)[21] 및 Ball(1988)[9]의 주장을 받아 들이기 어렵다. 그러나 요일별 차이를 분석하지 못한 최돈일(1993)[7]의 연구를 확장한 본 연구의 결과는 최돈일(1993)의 연구 결과와도 상이하다.

Gottlieb 와 Kalay(1985) 및 Ball(1988)의 이론적 연구결과에 의하면 시간간격이 작은 경우(예컨대, 1일), 가격이 낮고 眞標準偏差가 작은 주식일수록 관찰된 標準偏差($\hat{\sigma}$)와 관찰된 尖度($\hat{\chi}$)의 偏倚가 큼을 보여 준다.

본 연구의 결과에 의하면 끝자리가격 1,000과 500은 월요일의 경우 13.30% 및 11.10%를, 화요일의 경우 13.67% 및 10.83%를, 수요일의 경우 13.33% 및 11.24%, 목요일의 경우 13.26% 및 11.10%를, 금요일의 경우 13.81% 및 10.99%를, 토요일의 경우 14.10% 및 11.13%를 각각 나타내어 다른 끝자리가격과 차이를 보인다. 최돈일(1993)의 경우 始價의 경우 15.39% 및 12.40%를, 高價의 경우 14.26% 및 12.05%를, 低價의 경우 14.68% 및 12.35%를, 終價의 경우 13.22% 및 11.11%를 각각 나타내어 다른 끝자리가격과 차이를 보인다.

「일별주가의 끝자리 숫자(예컨대, 000, 100, 200, …, 900)의 분포에 있어 요일별(월요일, 화요일, …, 토요일) 주가는 서로 차이가 없다」라는 가설은 유의수준 $\alpha = 0.1$에서 모두 기각되지 못한다. 최돈일(1993)의 경우 「일별주가의 끝자리숫자의 분포에 있어 始價, 高價, 低價 및 終價는 서로 차이가 없다」라는 가설은 유의수준 $\alpha = 0.01$에서 모두 기각된다.

관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 가설 III, 가설 IV 및 가설 V의 검정 결과, 「월요일 주가의 가격결정의 정도는 주가의 수준과 음의 관계이다」라는 가설 III만 유의수준 0.05에서 기각되고, 나머지 가설 III, 가설 IV 및 가설 V는 유의수준 0.05에서 비유의적이다. 이러한 결과는 최돈일(1993)의 연구 결과와 상이하다. 최돈일(1993)의 경우, 「일별고가의 가격결정의 정도는 시장에서의 주식거래량과 양의 관계이다」라는 가설 V만 유의수준

0.01에서 기각되고, 나머지 가설 III, 가설 IV 및 가설 V는 유의수준 0.01에서 비유의적이다.

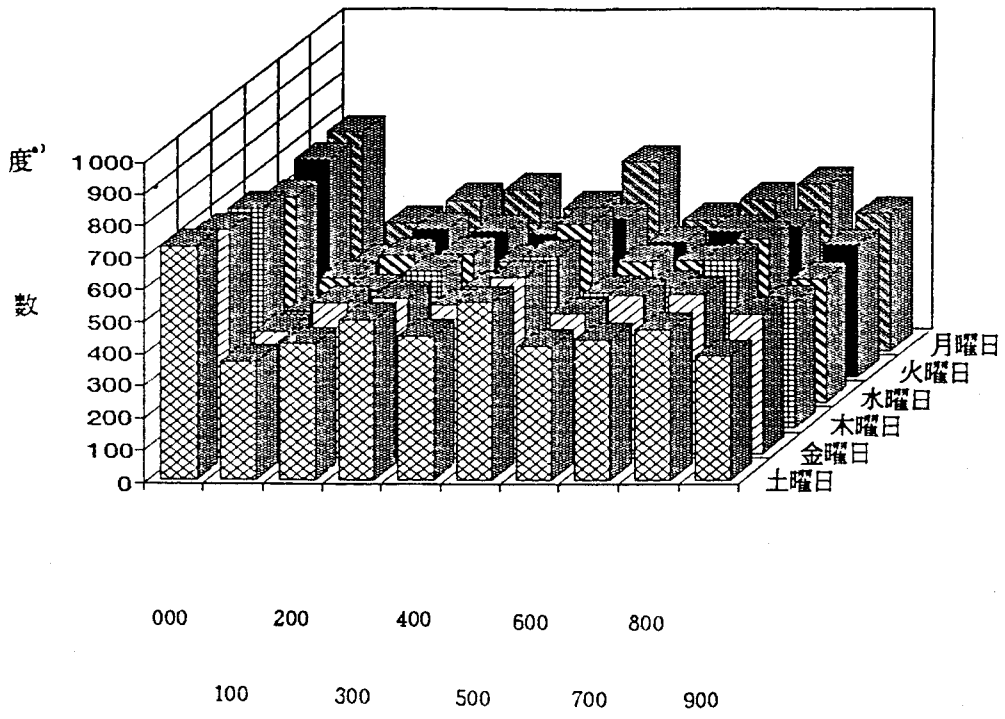
본 연구의 결과는 최돈일(1993)의 연구 결과와 마찬가지로 주식시장의 微視構造에의 앞으로의 연구에 많은 여지가 있다는 것을 시사한다.

## 2. 연구의 한계 및 앞으로의 연구과제

본 연구에서는 離散性으로 인한 요일별 관찰주가의 群集現象에 의문을 갖고, 離散性으로 인한 연속적 주가의 起伏推定偏倚 여부와 관찰가격의 離散性으로 인한 요일별 끝자리 가격의 분포가 월요일과 다른 요일에 있어 차이가 있는지의 여부등을 밝히려는 것이 연구의 목적이었다. 따라서, 株價의 變動行態를 설명하는 요인들을 정확히 밝힐 수 없었다. 독립변수 전체가 요일별 끝자리숫자(D1000, D500, $D_{other}$) 도수를 판별하는 정확도는 전체적으로 34.94%에서 35.69%를 판별한다. 株價의 變動行態를 완전히 설명하지 못한다는 연구의 한계가 있다.

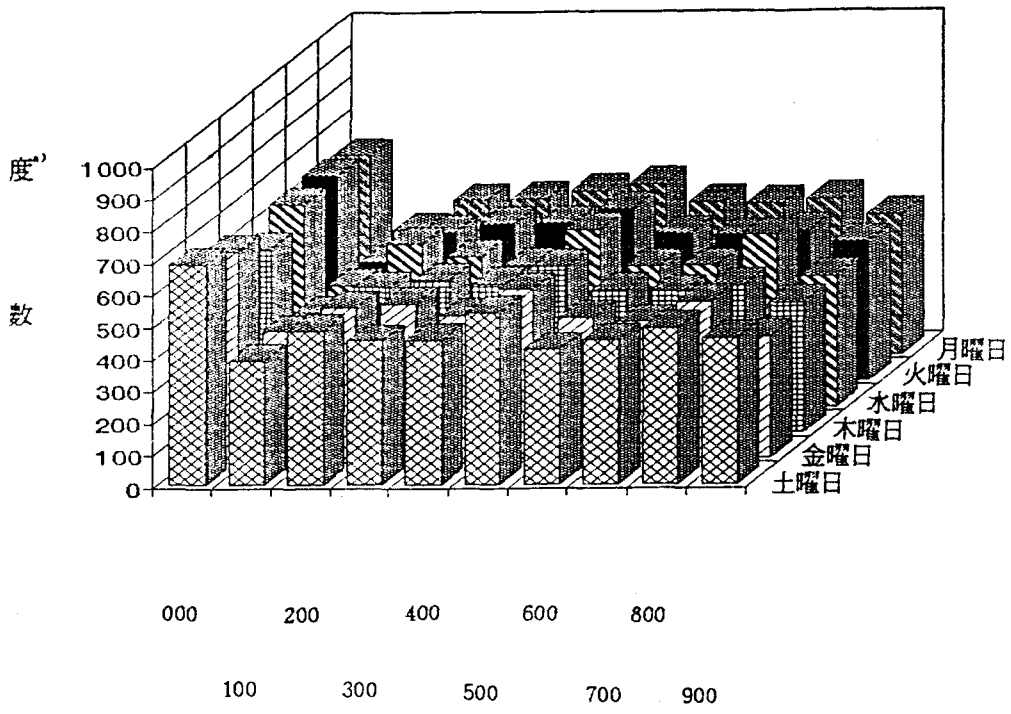
또한 본 연구에서는 관찰주가의 이산성으로 인한 (1) 요일별 上終價와 下終價 주식에 대한 분석, (2) 요일별 금융업 종목 및 (3) 요일별 제 2부 종목과 관리종목등에 대한 분석을 차후의 연구로 남기는 아쉬움이 있다.

〈附表 1〉 1990년도 曜日別(月曜日, 火曜日, …, 土曜日) 끝자리 가격의 發生度數



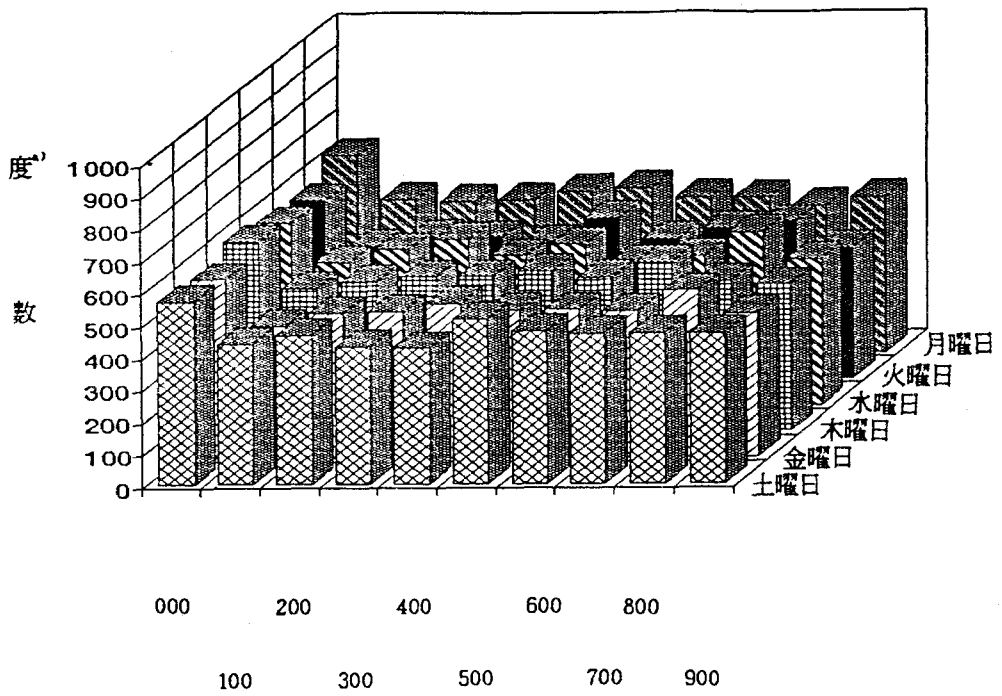

a) 단위 : 개.

〈附表 2〉 1991년도 曜日別(月曜日, 火曜日, …, 土曜日) 끝자리 가격의 發生度數




a) 단위 : 개.

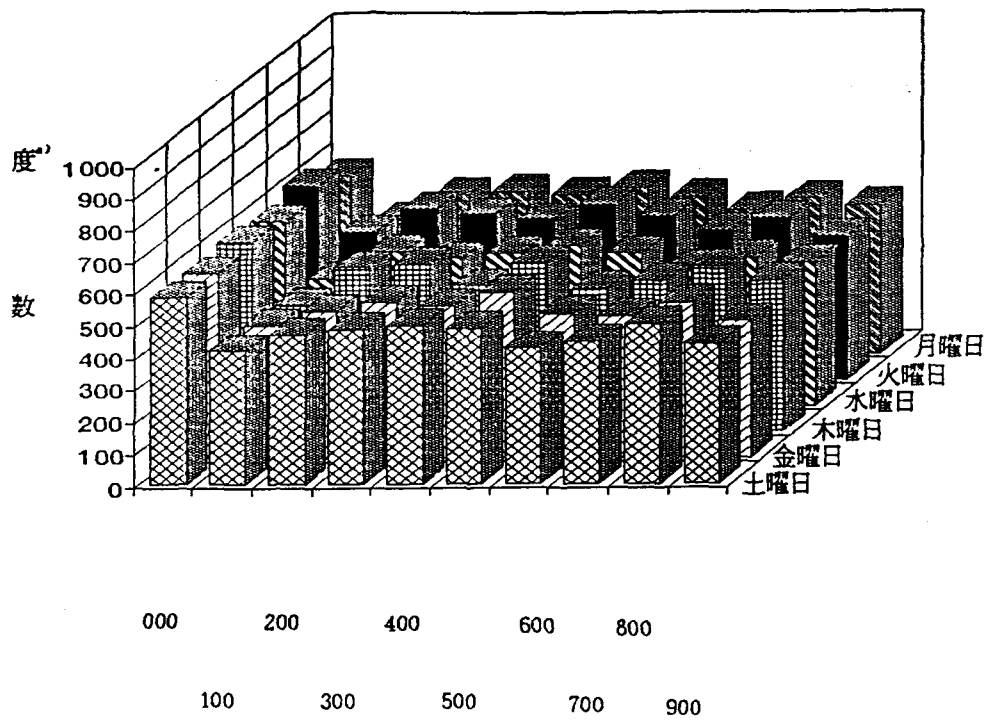
〈附表 3〉 1992년도 曜日別(月曜日, 火曜日, …, 土曜日) 끝자리 가격의 發生度數




끝자리 가격(원)

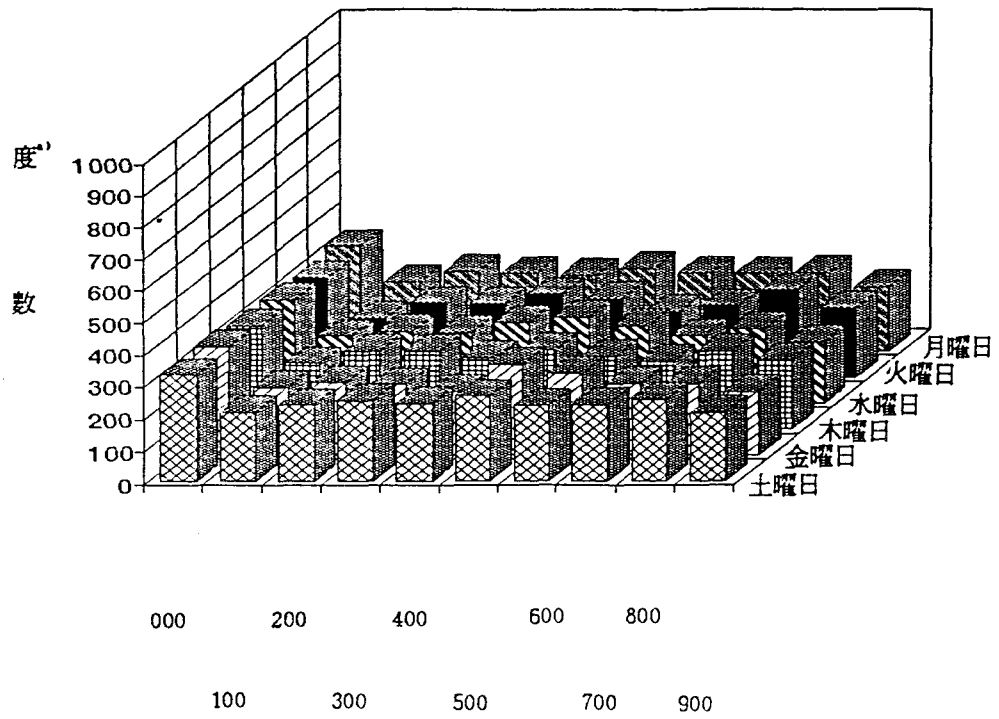
a) 단위 : 개.

〈附表 4〉 1993년도 曜日別(月曜日, 火曜日, …, 土曜日) 끝자리 가격의 發生度數




a) 단위 : 개.

〈附表 5〉 1994년도 曜日別(月曜日, 火曜日, …, 土曜日) 끝자리 가격의 發生度數




a) 단위 : 개.

# 참 고 문 헌

[1] 세기문화사 편집부편,「證券業務規程集」(世紀文化社, 1995.2), 550쪽, 561쪽 및 566－7쪽.

[2] 장국현, 진정한 월요일효과에 관한 연구－한국 및 미국 주식시장에서의 실증분석－,「재무연구」(1992.12), 제 5호, 207－230쪽.

[3] 장하성, 韓國證券市場에서의 하루중 收益率과 去來量에 관한 記述的 分析,「재무연구」(1992. 12), 제 5호, 1－47쪽.

[4] 장하성, 한국증권시장에서의 하루중 주가변동성에 관한 실증연구, 증권학회지(1993), 제 15집, 395－435쪽.

[5] 증권거래소 조사부,「資本市場制度比較(上)」(證券監督院, 1988. 12), 148쪽, 168쪽 및 207쪽.

[6] 최돈일, 離散性으로 인한 連續的 株價의 起伏測定偏倚硏究－國內證市에서의 日別株價變動을 중심으로－,연세대학교 대학원 박사학위논문(1989. 6).

[7] 최돈일, 觀察株價의 離散性으로 인한 起伏推定偏倚의 實證的 硏究－國內 證市에서의 日別株價變動을 중심으로－, 산경논총(1993. 12), 강릉대학교 영동산업문제연구소, 117－161쪽.

[8] Abraham, A. and D.L. Ikenberry, "The Individual Investor and the Weekend Effect," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol.29, No.2(June 1994), pp. 263－277.

[9] Ball, C.A., "Estimation Bias Induced by Discrete Security Prices," *Journal of Finance* (Sept. 1988), pp. 841－865.

[10] Ball, C.A., W.N. Torous and A.E. Tschoegl,"Gold and the Weekend Effect," *Journal of Futures Markets* 2(Summer 1982), pp. 175－182.

[11] Booth, G.G. and F.R. Kaen, "Gold and Silver Spot Prices and Market Information Efficiency," *Financial Review* 14(Spring 1979), pp. 21－26.

[12] Chang, E.C and C.W. Kim, "Day of the Week Effects and Commodity Price Changes ," *Journal of Futures Markets* Vol.8, No.2(1988), pp. 229－241.

[13] 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* Vol.28, No.4(Dec. 1993), pp. 497－513.

[14] Coats, W.L., Jr., "The Weekend Eurodollar Game," *Journal of Finance* 36(1981), pp. 649－659.

[15] Connolly, R.A., "An Examination of the Robustness of the Weekend Effect," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol.24, No.2(June 1989), pp. 133-169.

[16] Cross, F., "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays," *Financial Analysts Journal*(1973), pp. 67-69.

[17] Damodaran, A., "The Weekend Effect in Information Releases : A Study of Earnings and Dividend Announcements," *Review of Financial Studies* Vol.2, No.4(1989), pp. 607-623.

[18] Fortin, R., "Transaction Costs and Day-of-the-Week Effects in the OTC/NASDAQ Equity Market," *Journal of Financial Research* Vol.13, No.3(Fall 1990), pp. 243-248.

[19] French, K.R., "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics* 8(Mar. 1980), pp. 55-69.

[20] Gibbons, M.R. and P. Hess, "Day of the Week Effects and Asset Returns," *Journal of Business* 54(Oct. 1981), pp. 579-596.

[21] Gottlieb, G.and A. Kalay, "Implications of the Discreteness of Observed Stock Prices," *Journal of Finance*(Mar. 1985), pp. 135-153.

[22] Harris, L., "A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 16(1986), pp. 99-117.

[23] Harris, L., "A Day-end Transaction Price Anomaly," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24(March 1989), pp. 29-45.

[24] Harris, L., "Estimation of Stock Variance and Serial Covariances from Discrete Observations," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25(1990), pp. 291-306.

[25] Harris, L., "Stock Price Clustering and Discreteness," *Review of Financial Studies* Vol.4, No.3(1991), pp. 389-415.

[26] Herbst, A.F. and E.D. Maberly, "The Informational Role of End-of-the-Day Returns in Stock Index Futures," *Journal of Futures Markets* Vol.12, No.5(1992), pp. 565-601.

[27] Johnston, E.T., W.A. Kracaw and J.J. McConnell, "Day-of-the-Week Effects in Financial Futures : An Analysis of GNMA, T-Bond, T-Note, and T-Bill Contracts," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol.26, No.1(March 1991), pp. 23-44.

[28] Jaffe, J. and R. Westerfield, "The Week-End Effect in Common Stock Returns : The International Evidence," *Journal of Finance* 40(June 1985a), pp. 433-454.

[29] Jaffe, J. and R. Westerfield, "Patterns in Japanese Common Stock Returns : Day

of the Week and Turn of the Year Effects," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol.20(June 1985b), pp. 261-272.

[30] Keim, D.B. and R.F. Stambaugh, "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns," *Journal of Finance* 34(July 1984), pp. 819-837.

[31] Lakonishok, J. and M. Levi, "Weekend Effects on Stock Returns : A Note," *Journal of Finance* 37(June 1982), pp. 883-889.

[32] Lakonishok, J. and E.M. Maberly, "The Weekend Effect : Trading Patterns of Individual and Institutional Investors," *Journal of Finance*(Mar. 1990), pp. 231-243.

[33] Ma, C.K., "A Further Investigation of the Day-of-the-Week Effect in the Gold Market," *Journal of Futures Markets* Vol.6, No.3(1986), pp. 409-419.

[34] McFarland, J.W., R.R. Pettit and S.K. Sung, "The Distribution of Foreign Exchange Price Changes : Trading Day Effects and Risk Measurement," *Journal of Finance* 37(June 1982), pp. 693-717.

[35] Oldfield, G.S., Jr. and R.J. Rogalski, "A Theory of Common Stock Returns over Trading and Non-Trading Periods," *Journal of Finance* 35(June 1980), pp. 729-751.

[36] Peterson, D.R., "A Transaction Data Study of Day-of-the-Week and Intraday Patterns in Option Returns," *Journal of Financial Research* Vol.13, No.2(Summer 1990), pp. 117-131.

[37] Rogalski, R., "New Findings regarding Day of the Week Returns over Trading and Non-trading Periods," *Journal of Finance* 39(Dec. 1984), pp. 1603-1614.

[38] Spindt, P.A. and J.R. Hoffmeister, "The Micromechanic of the Federal Funds Market : Implications of Day-of-the-Week Effects in Funds Rate Variability," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol.23, No.4(Dec. 1988), pp. 401-416.

[39] Wingender, J. and J.E. Groff, "On Stochastic Dominance Analysis of Day-of-the-Week Return Patterns," *Journal of Financial Research* Vol.12, No.1(Spring 1989), pp. 51-55.

[40] Yang, S.R. and B.W. Brosen, "Nonlinear Dynamics of Daily Futures Prices : Conditional Heteroskedasticity or Chaos ? ," *Journal of Futures Markets* Vol.13, No.2(1993), pp. 175-191.