

株式價格決定要因의 經濟的 意味에 대한 實證的 研究

李 龍 浩*

〈요 약〉

市場均衡狀態의 條件하에서 株式의 기대수익률을 설명할 수 있는 價格決定 要因이 무엇
을 의미하는가를 규명하는 일은 증권市場을 설명하기 위한 중요한 과제이다. 본 논문
의 연구 목적은 裁定價格決定模型을 적용하여 株式수익률에 대한 要因을 分析하고,
최적 포트폴리오 구성 株式수와 유의적인 가격결정 요인 및 이들이 설명하는 經濟的
意味를 찾는 데 있다.

특히 ML방식의 요인분석 과정에서 헤이우드 狀況(Heywood case)을 확인하고 정밀한
要因의 추정을 위하여 이를 제거하였으며, 헤이우드 狀況이 미치는 영향을 분석하였다.

實證分析 結果 요인분석에서 최적 포트폴리오 구성 株式수는 35개이며, 이때의 價格決定
要因數는 2~3개 정도이다. 그리고 株式의 가격결정요인으로 일관성 있게 설명하는 經濟變
數로는 종합주가지수, 산업생산성지수, 실업률지수, 기업소규모지수 등이다. 그리고
Heywood case 발생 표본은 균형모형 설정에 교란요인이 됨을 검증하였다.

I. 序 論

최근 市場均衡狀態의 조건하에서 株式의 기대수익률을 설명하기 위한 많은 연구가 이루어
지고 있다. 그 중에서 裁定價格決定模型(Ross: 1976)은 多要因模型으로서 자산의 수익률
이 多數의 共通要因(common factor)에 의해 형성된 수익생성모형(return generating model)
이라는 점에서 새로운 인식을 하게 되었다. 그러나 裁定價格決定模型(arbitrage pricing
model: APM)의 연구에 있어서도 역시 많은 비판이 따르고 있다.

샐켄(Shanken)¹⁾은 요인분석방법을 통한 APM의 검증에서 논쟁이 되고 있는 주요한 관
점은 통계적 방법에 의하여 추정된 共通要因이 무엇을 설명하는가를 명쾌하게 밝혀내지
못한다고 주장하였다. 즉, 要因分析으로 부터 推定된 共通要因 중 橫斷面回歸分析에서 유

* 慶星大學校 産業開發研究所 研究員.

** 이 論文은 本人의 博士學位論文의 일부이다.

“韓國證券市場에 適用한 裁定價格決定模型의 實證的 研究”, 慶星大學校 大學院 博士學位論文. 1993. 2.

1) Shanken, J., "The Arbitrage Pricing Theory : Is It Testable?" The Journal of Finance 37, NO. 5, December 1982, pp. 1129~1140.

의적인 價格決定要因으로 나타나는 要因들이 실제로 어떠한 經濟的 意味를 가지는가 하는 것은 판단하기 어렵다. 따라서 株式價格決定 要因의 經濟的 意味를 관찰 가능한 經濟的 變數로 설명하고자 하는 것은 매우 중요한 일이라고 할 수 있다.

이런 문제들과 관련하여 기존의 APM에 대한 연구 방법은 다음의 두 가지 방법으로 요약 될 수 있다²⁾. 첫째 주식수익률 자체를 요인분석(factor analysis)하여 주식수익률에 體系的으로 影響을 미치는 몇개의 공통적 요인을 확인한 후, 이들에 의하여 APM의 타당성을 검증하는 방법이다. 둘째는 주식수익률에 체계적으로 영향을 미치는 巨視經濟變數들을 사전에 파악한 후, 그것들에 의해서 APM을 檢證하려는 접근 방법이다. 전자의 경우는 주식수익률에 체계적으로 영향을 주는 共通要因이 어느정도인가에 대해 일관성 있는 結論을 제시하지 못하고 있으며, 공통요인의 經濟的 意味를 일치되게 설명하지 못하고 있다. 그리고 후자의 경우는 주식 수익률에 체계적으로 영향을 미치는 중요한 經濟變數들 중에서 일부 變數만을 이용하거나 자료의 선정 및 처리 방법에 따라 결과가 서로 다르게 나타나고 있다.

본 論文은 이러한 문제 의식을 바탕으로 우리나라 證券市場에서 주식의 가격결정에 영향을 미치는 요인을 설명하기 위해 다음과 같은 방법으로 연구하였다.

먼저 정밀한 要因의 추정을 위하여 공통요인 추정 방법을 2원화 하였다. 즉 공통요인의 추정에 있어서 PC방식에 의한 요인수 지정과 ML방식에 의한 정밀한 回歸係數行列을 추정하였다. 이러한 ML 방식의 공통요인 추정과정에서 헤이우드 狀況(Heywood case)³⁾을 확인하고 이를 제거하였다. 둘째 포트폴리오 그룹의 유의적인 공통요인이 설명하는 경제적 의미를 검증하기 위하여 다중회귀분석(multipule regression)을 실시하였다. 세째 헤이우드 상황이 균형시장모형 설정에 미치는 영향을 비교검토하였다.

본 研究에 이용된 資料는 1980년 1월부터 1989년 12월까지 株式市場에 계속 上場된 264개 주식자료 중에서 공분산분석이 가능한 232개 주식을 대상으로 하였다. 그리고 본 研究은 다음과 같은 내용으로 구성하였다.

먼저 1章에서 研究의 目的 및 研究방법 등을 記述하고, 2章은 재정가격결정모형을 통한 株式價格決定要因을 추정하기 위하여 檢證資料의 抽出方法 및 檢證模型을 설정하였다. 그리고 경제변수의 선정과 변수설정방법에 대하여 서술하였다.

2) 甘炳奎, "株式의 價格決定要因에 관한 實證的 研究", 『財務管理研究, 第8卷. 第2號』1991. 12, pp. 131~164.

3) Heywood Case의 원인으로는 좋지않은 공통성(communality)의 先驗推定值, 너무 많은 共通要因, 안정적인 추정치를 얻기에 충분치 못한 자료, 공통요인의 모형자체가 자료에 적절치 못한 경우 등을 생각할 수 있다.

3章은 먼저 共通要因의 결정과정에 대하여 서술하고, 共通要因의 추정방식에 있어서 PC 방식과 ML 방식으로 구분하여 추정하였다. 한편 추정된 共通要因의 橫斷回歸分析을 통하여 유의적인 價格決定要因을 확인하고 이 과정에서 헤이우드 상황(Heywood case)이 발생하는 그룹은 Heywood 발생 변수를 제거하여 다시 검증하였다. 또한 要因構造의 經濟的 意味 파악을 하였으며, 이 과정에서 一貫性있게 설명하는 경제변수를 추출하였다. 그리고 그 결과를 Heywood case를 조정한 경우와 비교분석 하였다. 4章은 본 研究의 結論으로 實證分析 結果를 요약하였다.

II. 實證分析 過程

1. 檢證 過程

(1) 檢證模型의 設定

APM을 통한 주식의 가격결정요인을 검증하기 위해서는 포트폴리오 수익률 자료에서 共通要因을 확인하고 횡단면 회귀분석을 통하여 要因係數를 추정하며, 요인계수의 有意性을 검증하는 것이다. 따라서 검증과정은 먼저 일정한 방법에 따라 추출된 표본주식들의 收益率 資料로 부터 요인분석(factor analysis) 기법에 따라 공통요인의 수와 그 요인들에 대한 敏感度를 나타내는 요인계수(factor loading)를 추정한다. 이때 共通要因推定 技法으로 ML방식을 채택하고, 요인분석 과정에서 헤이우드 狀況이 발생하는 표본은 제거하도록 한다. 그리고 추정된 要因係數를 이용하여 주식의 평균수익률과의 橫斷回歸分析을 통해서 APM을 검증하는 것으로 검증 모형은 다음과 같다.

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \bar{b}_{i1} + \lambda_2 \bar{b}_{i2} + \dots + \lambda_k \bar{b}_{ik} + e_i \quad (2-1)$$

R_i : i 주식의 평균수익률

\bar{b}_{ij} : 요인분석에 의해 추정된 j 요인에 대한 요인계수

λ_j : j 요인에 대한 위험 프리미엄

e_i : 잔차항

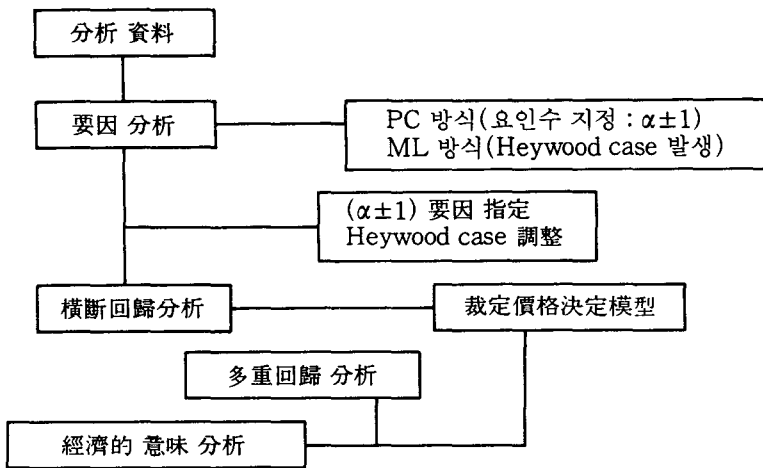
그리고 證券收益率이 식(2-1)에서와 같이 k 개의 공통요인과 관련이 있다면 위험프리미엄 $\lambda_1 \dots \lambda_k$ 는 統計的으로 0과 有意的인 차이를 보여야 할 것이다.

위의 檢證模型式(2-1)의 $\bar{b}_{ij}(j=1, \dots, k)$ 는 공통요인 j 에 대해서 개별주식 i 가 어느 정도 민감

〈표 2-1〉 포트폴리오의 형성

| 포트폴리오 구성주식수 | 포트폴리오 그룹수 | 분석에서 제외된 주식수 |
|-------------|-----------|------------------------|
| 25주 | 9 | 7 표본 (25 × 9 = 225) |
| 35주 | 6 | 22 표본 (35 × 6 = 210) |
| 45주 | 5 | 7 표본 (45 × 5 = 225) |

[그림 2-1] 統計 檢定 順序圖 (flow chart)



하게 반응하는가를 보여주는 것으로 i 주식의 각 요인에 대한 체계적인 위험으로 볼 수 있다.

2. 檢證 段階

APM에서 共通要因 數의 추정을 위한 포트폴리오 구성 방법에 관한 연구에 있어서 미국의 경우 일반적으로 1개 그룹에 50개 정도의 주식을 포함시키면 요인구조가 어느정도 일관성이 있을 것이라는 假定하에서 많은 研究가 행해져 왔다.

우리나라의 경우 黃時雄(1987)은 30개, 鄭禹澤(1988)은 44개 정도의 주식이면 재정가격 결정모형으로서 要因構造의 一貫性이 유지 된다고 주장하고 있다.

本 論文에서 최적 포트폴리오 구성수를 추정하기 위하여 다음과 같이 포트폴리오 群으로 형성하였다. 즉 標本企業의 영문표기를 기준으로 알파벳의 내림차순에 따라 정리한 후 각각 25주, 35주, 45주로 구분하여 포트폴리오군을 형성하였다. 형성된 포트폴리오 그룹을 요약하면 다음 〈표2-1〉과 같다.

그리고 다음 기준에 따라 요인을 도출 하였다.

첫째, PC방식에 따라 고유치가 1.0 이상인 제약하에 추출된 要因數(α)를 구한 후, 그 요인수에 1을 더한 要因數를 최우요인 추출법(ML)에서 산출할 요인수로 제약 한다. ML 방식에 의한 요인추정 과정에서 Heywood case 발생변수를 확인하고 이러한 현상이 일어나지 않는 그룹과 구분하였다.

둘째 앞에서 구한 고유치가 1.0이상인 요인수(α)와 이 요인의 누적 공통 분산치의 平均比率(α)을 制約으로 하여 ML방식으로 要因 抽出 및 要因 負荷量과 要因 點數를 산출한다.

전 단계에서 구한 要因 負荷量을 獨立變數로 이용하고, 표본그룹별주식 수익률의 평균 수익률을 從屬變數로 하여 橫斷回歸分析을 이용하여 模型의 타당성과 유효성을 분석한다. 이때의 유의적인 要因 負荷量을 가격결정요인으로 채택하였다.

橫斷回歸分析에서 模型의 타당성은 F-검정 통계량을 이용하였다. 그리고 이 가격결정요인의 經濟的 意味 과약을 위하여 경제변수를 설명변수로한 다중회귀분석을 실시하였다. 이상의 검증과정은 [그림2-1]에 흐름표(flow chart)로 나타내었다.

2. 經濟 變數의 選定 및 內容

(1) 經濟 變數의 選定

裁定價格決定理論에서 개별주식들은 포트폴리오그룹으로 資產을 構成하여 개별자산의 위험이 충분히 분산되고 구성자산의 固有危險(idiosyncratic risk)은 모두 제거되어 포트폴리오의 體系의 危險만 남게 된다. Merton(1973)은 투자자의 수익기회에 영향을 주는 경제 전반의 상태변수(state variables)가 주식수익률에 영향을 준다고 주장하였다. 그리고 Chen, Roll과 Ross(1986)는 경제변수가 株價에 函數關係가 있는 것으로 보고, 이들의 관계를 정립하기 위해서는 株式評價模型에 의거하여 이의 구성 요소 분석이 필요하다고 주장하였다. 그리고 이들 변수들이 개별증권의 수익률에 영향을 미치는 것은 예상하지못한 요인들(unanticipated factors)이므로 선정한 경제변수들을 모두 예상하지못한 경제변수의 변화된 값으로 하였다.

결국 株式評價模型은 예상되는 장래 현금유입에 대하여 현재가치로 환원하는 할인률과 장래 현금유입에 영향을 미치는 요인들이 裁定價格決定模型의 共通요인이 될 것이다. 따라서 경제변수 선정은 주식이 가격에 영향을 미치고 있다고 판단되는 거시경제변수들 중에서 선행연구에서 적용한 변수들 및 경제통계연보등에서 선택하였으며, 그 중에서 서로 상관성이 낮은 13개의 변수들을 선택하여 각 변수간의 변화율을 추정하였다.

(2) 經濟變數의 內容

① 綜合株價指數

주식시장 전체의 주가의 움직임을 나타내는 指標로는 종합주가지수, 배당수익률, 거래량 등이 있다. 이들 중에서 거래량의 변동상황은 證券市場의 活況장세와 침체장세를 예측할 수 있는 중요한 측도로 이용될 수 있다. 그리고 綜合株價指數의 경우는 총체적인 증권시장의 움직임을 반영하는 지표로서, 1개월 정도의 단기간 주식보유에 있어서는 주가에 대한 변동을 파악하기 어려우며, 거시경제 변수(macro-economic variables)의 움직임보다 새로이 공표되는 情報에 대하여 신속히 반응을 하는 종합주가지수가 더 중요한 투자 측도가 될 수 있다.

② 企業規模 效果(firm size effect)

Roll과 Ross(1986)는 재정가격결정 모형에 기업규모효과가 영향을 미치는가를 우리나라의 成耆星은 (1987) 기업규모 효과의 영향을 기각하였다. 한편 Banz는 보통주를 市場價値의 크기에 따라 企業規模를 나눌때, 하위 20%에 속하는 기업들의 수익률은 상위 20%에 속하는 기업들의 수익률보다 19.8%의 초과 수익률을 얻고 있다고 주장하였다. 본 논문은 증권통계연보에서 기업자본규모에 따라 구분한 대규모기업지수 및 소규모기업지수를 적용하였다.

③ 平均配當 收益率(average dividend yield)

평균배당 수익률은 금년의 配當金을 작년의 株價로 나누어 표시한다. 따라서 투자자들은 기업에 있어서 기간에 따른 배당의 비교를 통하여 현재의 주가 수준이 어느 정도 되는가를 나타내주는 指標가 된다. 한편 Litzemberher와 Lamaswamy(1979)는 配當收益率(dividend yield)이 주식수익률에 영향을 준다고 주장하였다. 즉, 이 지수는 株式市場 전체의 배당수익률 수준이나 흐름을 파악하는데 이용된다. 그리고 이에 대한 자료는 『증권통계 연보』에서 구하였다.

④ 物價指數

株價는 인플레이션에 의하여 영향을 받는다고 생각할 수 있다. 1970년대 이전까지의 연구 결과는 普通株에 있어서는 인플레이션에 대하여 100% 헷지(hedge)가 가능하기 때문에 인플레이션 기간에는 正(+의 상관관계가 있는 것으로 보았다. 그러나 70년대말 이후부터는 普通株의 가격과 인플레이션률은 負(-의 상관관계가 있는 것으로 檢證되고 있다. 즉 物價가 上昇할 경우, 다른 요인이 일정하다면 투자자들은 인플레이에 의한 구매력 감소를 보상받기 위하여 더 높은 수익률을 요구하게 된다. 그 결과 配當評價 模型의 할인률 k 가 상승하게 되어 주식 수익률에 負(-의 效果를 미칠 수 있다. 따라서 인플레이션의 헷지 수단이 될수 있다.

본 論文에서 인플레이션은 1980년 1월부터 1989년 12월까지의 경제기획원에서 발표한 전 도시 소비자 물가 지수 (CPI)를 이용하여 산정하였다.

$$Inf_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$$

단, Inf_t : t 시점에서의 인플레이션률

CPI_t : t 시점에서의 전도시 소비자물가지수

CPI_{t-1} : $t-1$ 시점에서의 전도시 소비자물가지수

⑤ 産業生産指數(industrial production index)

산업생산지수는 모든 經濟活動의 기초가되는 生産의 움직임을 알기위한 지표로서 국민경제 전체의 경기동향을 파악하기 쉬운 指標이다. Fama & French 는 景氣變動과 기대수익률이 역으로 관련되어 있다고 주장하여 이들의 관계를 간접적으로 설명하였다. 일반적으로 經濟狀況에 있어서 경기가 상승하면 企業利潤도 증가할것이고 경기가 침체하면 기업이윤도 감소할것이다. 따라서 國民經濟의 현재상황을 나타내는 경기와 관련된 지표들은 투자자들이 주식의 미래수익력을 예측하는데 도움을 줄 수도 있다.

⑥ 通貨量(money supply)

通貨量과 株價와의 因果關係에 관한 研究는 크게 화폐자산선택모델(Monetary Portfolio Model)과 효율적자본시장모델(Efficient Capital Market Model)로 구분된다. 화폐 자산선택모델은 통화량 변동등 經濟變數의 변화가 직접·간접적인 경로를 통하여 시차를 가지고 株式價格에 영향을 준다고 보는 견해이다. 만약 통화당국이 투자자들이 예상하는 수준 이상으로 통화공급을 증가시키면 투자자들은 去來의 目的을 위하여 구성되어있는 現金量 보다도 더 많은 현금을 가지고 있는 것으로 느끼게된다. 따라서 투자자들은 현금의 초과 보유분을 주식을 비롯한 金融資產을 구입함으로써 전체적으로 자산의 균형 포트폴리오를 재구성하려 할 것이다. 그러나 단기에 있어 주식등 금융자산의 양은 고정되어 있으므로 금융자산에 대한 초과 수요는 가격상승 효과를 가지게된다. 결국 통화량 증가율의 증가는 株式價格을 상승시키고, 이의 감소는 주식이가격을 하락시키게 되는데 이러한 과정은 가격조정 시차를 수반하게 된다.

일반적으로 통화량과 주가는 正(+의 상관관계)를 가진다. 그러나, 실질 생산량의 증가와 무관한 통화량의 증가는 직접적인 인플레이션의 원인이 되며, 이 경우 通貨量의 증가와 株價는 負(-의 관계)를 가질 수 있다. 우리나라의 경우는 그 관계가 다소 불명확한 것으로

로 나타나고 있다.

⑦ 위험프리미엄률

투자자들은 證券市場에서 주식투자에 대한 위험회피의 수단으로 또는 分散投資의 目的으로 투자할 수 있다. 채권 수익률은 지급불능의 위험의 정도에 따라채권의 質的評價(quality rating)를 하게 된다. 채권의 질은 기업의 財務要因과 경영진의 능력·태도 및 성장산업등의 要因이 고려되어야 하므로 일반인이 평가하기는 어렵다. 일반적으로 채권수익률의 위험 프리미엄을 측정하기 위해서는 저급의 채권(low-grade bond)으로 구성된 포트폴리오 수익률과 고급의 채권(high-grade bond)으로 구성된 포트폴리오 수익률의 차이로서 측정할 수 있다. 이 차이를 債務不移行 위험프리미엄이라고 한다. 본 論文에서는 債務不移行 危險이 없는 국공채수익률과 채무불이행 위험을 수반하는 회사채수익률의 차이로 정의하였다. 이들 자료는 韓國證券去來所에서 발간되는 證券統計年報에 의거하여 산출하였다.

$$\text{위험프리미엄의 변동} = \text{회사채수익률} - \text{국공채수익률}$$

⑧ 그 밖의 經濟 變數

石油價格指數(oil price index): 70년대의 두 차례 石油波動은 우리나라의 經濟構造에 많은 영향을 미쳤다. Chen, Roll과 Ross는 예상하지 못한 石油價格의 變動이 다른 경제변수보다 많은 영향을 주가 수익률에 미치는지 파악하기는 어렵지만 중요한 경제요인으로서 자주 인용되어 왔다고 주장하였다. 그런데, 石油價格의 短期變動은 경제활동에 상당한 영향을 주는 것이 사실이지만 長期間을 통하여 계속적으로 주가수익률에 영향을 미치는지 檢定해 볼 필요가 있다.

우리나라의 경우 석유가격이 상당기간 고시가격으로 되어 있었으므로 國際石油價格指數를 적용하였다. 본 자료는 한국석유개발공사에서 발표는 두바이유(DUBAI oil) 가격의 변동지수를 변수로 사용하였다.

경기선행지수: 경기동향을 파악하기 위해서는 경기종합지수를 이용할 수 있으며, 이 중에서도 투자자들의 투자결정에는 선행지수가 중요한 투자지표로 인정되고 있다. 특히 경기의 단기예측에 있어서 경기선행지수가 중요한 이유는 70년대 이후 선행종합지수의 전환점과 기준순환점이 대체로 3~8개월 정도선행하고 있기 때문이다.

실업률지수: 노동시장의 고용구조는 경기순환의 영향을 많이 받으며, 직업의 종류에 따라 경기변동의 영향을 받는 정도에 차이가 있다. 대체로 실업률의 증가는 사회불안정 요인이 될 수 있으며, 이러한 요인은 주식투자자들에게 직·간접적으로 심리적영향을 미칠

수 있다.

수출액증가율 : 국제수지의 변동은 경기변동에 직접적인 영향을 미친다. 국제거래는 해외경기, 환율, 무역여건, 가격경쟁 등에 의하여 결정되며, 수출액의 증가는 국내경기의 호황을 나타내며 주가상승의 요인이 된다. 특히 국제수지 흑자의 경우 기업가치 증가와 통화량의 증가를 가져오고 이는 주가상승의 원인이 될 수 있다.

이외에도 물가 상승률이 클때는 인플레이션 기대심리로 부동산 가격이 상승하고 그 반대의 경우는 금융자산에 투자하는 경향이있으므로 부동산가격도 중요한 변수중의 하나이다.

Ⅲ. 實證研究의 分析

1. 共通要因의 推定

株式의 價格決定要因을 규명하기 위하여 재정가격결정모형을 이용한 實證的 檢證方法은 요인분석과 橫斷回歸分析으로 이루어진다.

요인의 추정 방법에 따라 추출된 요인수에 차이가 있으므로 이를 調整하기 위하여 1차적으로 PC방식에서 추정된 要因數(고유근 > 1이상 기준)에 각 그룹별로 ± 1 을 더한 要因數를 指定하여 2차적으로 ML방식으로 要因分析을 실시하였다. 즉 ML방식에서 요인추정을 할 때 일정한 요인수($\alpha \pm 1$)를 지정하여 추정하였으며, 지정된 요인수의 적합성의 정도를 χ^2 값으로 나타내었다. 예컨대 만약 χ^2 값의 p-value가 5% 이내이면 귀무가설이 기각되어 지정된 요인수가 채택 될 수 없는 경우가 된다. 다음 <표3-1>은 요인수 지정에 의한 ML방식의 요인 추정 결과와 요인수의 적합성검증 결과를 나타낸 것이다.

<표3-1>에 의하면 25주식 포트폴리오($\alpha-1$)의 경우 0.05 수준에서 요인수가 적절하다고 판단되는 그룹은 없으며, (α)의 경우 0.05 수준에서 7개 그룹이, ($\alpha+1$)의 경우 9개 그룹이 지정된 요인수가 적절한 것으로 추정하였다. 또한 35주식 포트폴리오의 경우 2의 P-Value가 ($\alpha-1$)은 0.05 수준에서 1그룹, (α)는 2그룹, ($\alpha+1$)은 4그룹에서 받아 들이고 있다. 그리고 45주식 포트폴리오의 경우 ($\alpha-1$)은 0.05 수준에서 2그룹, (α)는 2그룹, ($\alpha+1$)은 4그룹에서 要因數의 指定이 적절한 것으로 나타났다.

다음은 ML방식의 요인추정 과정에서 발생한 Heywood case 실태를 포트폴리오 구성별로 살펴보자.

〈표 3-1〉 要因數 指定에 따른 要因數의 適合性 檢證 (ML方式)

| 25주식 그룹 | | I | II | III | IV | V | VI | VII | VIII | IX |
|---------|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| α-1 | 요인수 | 4 | 4 | 4 | 5 | 4 | 5 | 5 | 5 | 4 |
| | χ ² | 272.3 | 274.5 | 275.4 | 225.0 | 286.2 | 225.0 | 226.4 | 221.5 | 252.1 |
| | P-value | 0.001 | 0.001 | 0.000 | 0.023 | 0.000 | 0.023 | 0.020 | 0.034 | 0.015 |
| | Akaike' | 543.0 | 545.4 | 546.4 | 533.5 | 558.5 | 533.5 | 535.1 | 529.6 | 520.3 |
| | Heywood | (1) | (.) | (.) | (.) | (.) | (.) | (.) | (.) | (.) |
| α | 요인수 | 5 | 5 | 5 | 6 | 5 | 6 | 6 | 6 | 5 |
| | χ ² | 219.6 | 212.4 | 208.2 | 192.1 | 242.5 | 195.4 | 187.7 | 184.4 | 206.2 |
| | P-value | 0.041 | 0.081 | 0.116 | 0.073 | 0.002 | 0.052 | 0.108 | 0.142 | 0.135 |
| | Akaike' | 527.5 | 519.3 | 514.5 | 537.8 | 553.2 | 541.5 | 532.8 | 529.1 | 512.4 |
| | Heywood | (.) | (2) | (.) | (.) | (1) | (.) | (.) | (1) | (.) |
| α+1 | 요인수 | 6 | 6 | 6 | 7 | 6 | 7 | 7 | 7 | 6 |
| | χ ² | 178.1 | 166.2 | 171.3 | 162.1 | 192.0 | 159.9 | 153.5 | 156.5 | 164.0 |
| | P-value | 0.228 | 0.457 | 0.350 | 0.170 | 0.073 | 0.202 | 0.317 | 0.261 | 0.505 |
| | Akaike' | 522.0 | 508.5 | 514.3 | 543.0 | 537.8 | 540.5 | 533.2 | 536.5 | 506.0 |
| | Heywood | (.) | (2) | (.) | (.) | (1) | (1) | (1) | (1) | (.) |

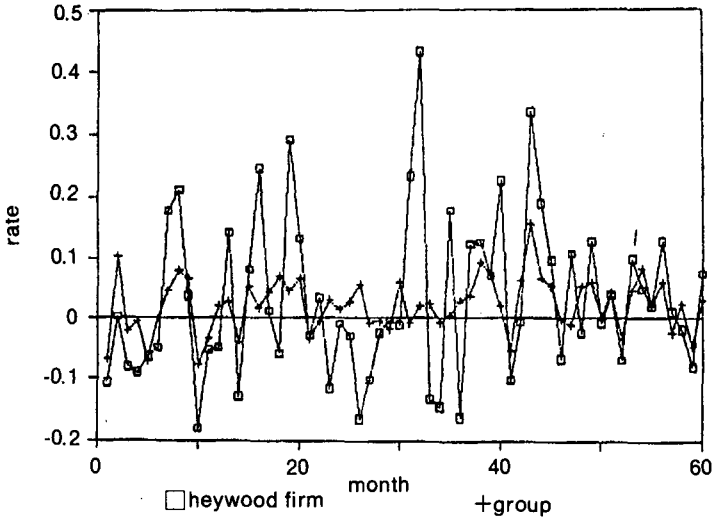
| 35주식 그룹 | | I | II | III | IV | V | VI |
|---------|----------------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|
| α-1 | 요인수 | 7 | 7 | 6 | 7 | 7 | 8 |
| | χ ² | 452.2 | 403.2 | 508.3 | 425.3 | 449.4 | 436.9 |
| | P-value | 0.002 | 0.119 | 0.000 | 0.026 | 0.003 | 0.000 |
| | Akaike' | 1050.9 | 993.2 | 1055.0 | 1019.2 | 1047.6 | 1092.3 |
| | Heywood | (1) | (.) | (.) | (2) | (.) | (.) |
| α | 요인수 | 8 | 8 | 7 | 8 | 8 | 9 |
| | χ ² | 398.2 | 351.9 | 448.9 | 362.9 | 391.9 | 379.9 |
| | P-value | 0.021 | 0.375 | 0.003 | 0.219 | 0.035 | 0.007 |
| | Akaike' | 1046.4 | 991.5 | 1047.0 | 1004.5 | 1038.8 | 1081.7 |
| | Heywood | (1) | (.) | (.) | (1) | (.) | (1) |
| α+1 | 요인수 | 9 | 9 | 8 | 9 | 9 | 10 |
| | χ ² | 354.4 | 309.9 | 404.7 | 310.2 | 337.2 | 333.9 |
| | P-value | 0.067 | 0.585 | 0.012 | 0.581 | 0.196 | 0.038 |
| | Akaike' | 1051.2 | 998.1 | 1054.1 | 998.4 | 1030.7 | 1081.4 |
| | Heywood | (2) | (1) | (.) | (2) | (1) | (2) |

(연속)

| 45주식 그룹 | | I | II | III | IV | V |
|------------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $\alpha-1$ | 요인수 | 10 | 9 | 8 | 10 | 10 |
| | χ^2 | 605.8 | 736.8 | 777.6 | 634.8 | 687.1 |
| | P-value | 0.267 | 0.000 | 0.000 | 0.075 | 0.002 |
| | Akaike' | 1653.3 | 1738.0 | 1707.7 | 1689.4 | 1754.5 |
| | Heywood | (3) | (.) | (.) | (.) | (.) |
| α | 요인수 | 11 | 10 | 9 | 11 | 11 |
| | χ^2 | 549.3 | 671.6 | 706.9 | 575.3 | 616.5 |
| | P-value | 0.500 | 0.007 | 0.009 | 0.219 | 0.025 |
| | Akaike' | 1657.8 | 1735.2 | 1701.1 | 1690.4 | 1742.0 |
| | Heywood | (3) | (.) | (.) | (1) | (.) |
| $\alpha+1$ | 요인수 | 12 | 11 | 10 | 12 | 12 |
| | χ^2 | 504.9 | 607.4 | 633.0 | 519.2 | 555.3 |
| | P-value | 0.627 | 0.044 | 0.082 | 0.452 | 0.112 |
| | Akaike' | 1674.7 | 1730.6 | 1687.2 | 1692.6 | 1738.2 |
| | Heywood | (3) | (1) | (.) | (1) | (.) |

- Akaike's 기준: 최적인자 갯수의 판정기준으로 통계량의 값이 최소가 될 경우에 인자 갯수가 적당함.
- Heywood는 그룹별 Heywood case 발생 기업수임.

[그림3-1] 35株式 I($\alpha-1$) 그룹의 收益率 分布



2. Heywood case 發生 實態

〈표3-2〉는 Heywood case가 발생하는 35주식 포트폴리오 I에서 ($\alpha-1$)의 요인수를 설정한 경우의 각 變數들의 共通性(Communalities)을 나타내었다. 공통성의 값은 변수 x_i 가 x_i 를 제외한 나머지 모든 변수들과 공통으로 가지는 분산으로서 x_i 의 분산중 타인자들에 의해 설명되어지는 부분이다. 이 표에서 共通性(communalities)은 0.272762 ~ 0.841564 사이에 분포되어 있어서 대부분 0과 1 사이의 값을 갖고 있다. 그러나 變數 28의 경우는 1.0으로 Heywood case가 발생하고 있음을 확인할 수 있다. 즉 x_{28} 의 경우는 좋지않은 선행추정치나 공통요인의 모형자체가 자료에 적절치 못한 경우라고 볼 수 있다.

한편 [그림3-1]은 포트폴리오 I($\alpha-1$)그룹의 平均 收益率分布와 Heywood case을 발생하는 변수(X_{28})의 수익률 분포를 나타낸 것이며, [그림3-2]는 이들 수익률의 누적치를 나타낸 것이다. [그림3-1]과 [그림3-2]는 共通性的 값이 1이 되어 헤이우드 狀況이 발생하는 변수의 수익률 분포가 어떤가를 잘 나타내고 있는 그림으로서 그룹전체의 平均 收益率 分布와 Heywood case 발생 기업의 수익률분포는 매우 심한 收益率 偏差를 나타내고 있다. 특히 이러한 현상은 다른 그룹들에서도 비슷한 현상으로 확인되었다. 즉 Heywood case 발생 변수는 특정 기간의 선행 추정치가 다른 변수들에 비하여 지나치게 극단치를 나타냄으로서 불안정한 수익률의 분포를 보이고 있었다.

그리고 각 변수들의 분산도가 비슷한 경우에 있어서도 특정 기간에는 Heywood case 변수가 심한 편포를 보이고 있다. 이러한 기업들이 포트폴리오 平均收益率과 비교하여 지나치게 높거나 낮게 나타나는 원인은, 企業情報의 왜곡 전달 또는 불성실 公示 등으로 투자자들의 판단을 흐리게한 결과라고 봐야 할 것이다. 뿐만아니라 이러한 결과는 證券市場의

〈표 3-2〉 35株式 I ($\alpha-1$) 그룹의 共通性(communalities) 事例

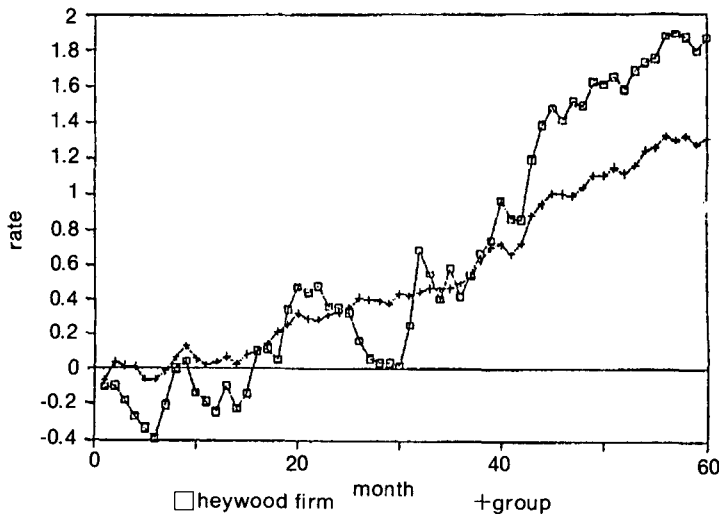
Final communality Estimates and Variable weights

Total communality : Weighted = 51.477985 Unweighted = 19.699215

| | | | | | | |
|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | x01 | x02 | x03 | x04 | x05 | x06 |
| communality | 0.592063 | 0.444218 | 0.723002 | 0.516932 | 0.538793 | 0.423796 |
| weight | 2.451802 | 1.799607 | 3.610720 | 2.070176 | 2.168028 | 1.735406 |
| | x07 | x08 | x09 | x10 | x11 | x12 |
| communality | 0.681196 | 0.387968 | 0.436848 | 0.552945 | 0.784647 | 0.505244 |
| weight | 3.136603 | 1.633687 | 1.775921 | 2.236559 | 4.643490 | 2.022668 |
| | x13 | x14 | x15 | x16 | x17 | x18 |
| communality | 0.649456 | 0.793827 | 0.478999 | 0.526798 | 0.272762 | 0.354380 |
| weight | 2.852531 | 4.849565 | 1.919573 | 2.112772 | 1.375046 | 1.548865 |
| | x19 | x20 | x21 | x22 | x23 | x24 |
| communality | 0.584893 | 0.624315 | 0.454330 | 0.527139 | 0.372112 | 0.841564 |
| weight | 2.409531 | 2.660612 | 1.832274 | 2.114730 | 1.592698 | 6.308858 |
| | x25 | x26 | x27 | x28* | x29 | x30 |
| communality | 0.485561 | 0.365487 | 0.643243 | 1.000000 | 0.703418 | 0.354775 |
| weight | 1.943855 | 1.575862 | 2.803154 | . | 3.371413 | 1.549698 |
| | x31 | x32 | x33 | x34 | x35 | |
| communality | 0.555860 | 0.669118 | 0.621429 | 0.697632 | 0.534465 | |
| weight | 2.251285 | 3.024747 | 2.641496 | 3.306762 | 2.147804 | |

註) *는 Heywood case 발생 변수 28번을 나타냄.

[그림 3-2] 35株式 I ($\alpha - 1$) 그룹의 收益率 分布의 累積值



교란과 시장의 비효율성을 한층 더 가중하고 APM의 적용에 어려움을 주는 결과를 초래했을 것으로 본다.

다음의 <표3-3>은 헤이우드 狀況이 발생하는 35주식 포트폴리오의 Heywood case 발생 정도와 조정 결과를 표시한 것이다. <표3-3>에 의하면 전체 18개 소그룹 중에서 Heywood 발생이 없는 소그룹은 8개이며, 나머지 10개 소그룹에서 헤이우드 상황이 발생하였다. 그리고 Heywood 발생변수를 제거하여 조정하였을 경우에도 계속 발생하는 경우를 볼 수 있다. 이러한 경우는 45주식 포트폴리오에서 심하며, 최적 포트폴리오 구성으로 적절치 못함을 짐작할 수 있다. 한편 25주식 포트폴리오와 45주식 포트폴리오의 경우는 부록으로 나타내었다.

3. 價格決定要因의 推定

앞에서 분석한 요인수의 적합성 검증 및 헤이우드 狀況 등을 봐서, 35주식 포트폴리오가 최적 포트폴리오 집단임을 판단할 수 있다. 그리고 다음장에서 검증한 ‘가격화된 공통요인’과 경제변수와의 회귀분석에서도 그룹별로 어느정도 일관성 있게 설명할 수 있는 포트폴리오는 35주식 portfolio이다. 따라서 본 논문의 서술은 35주식 포트폴리오의 검증결과를 중심으로 나타내었다.

(1) 價格決定要因의 推定

要因分析을 통하여 추정된 각 포트폴리오의 要因係數와 주식수익률의 橫斷回歸分析을 통하여 유의적인 공통요인, 즉 ‘가격화된 공통요인 (priced common factor)’을 추정하였다. 이때에 추정된 價格決定要因은 증권수익률과 선형관계를 이루는 裁定價格決定模型의 독립변수로서 주식시장의 수익률을 설명하는 변수가 된다.

다음의 <표3-4>은 35株式 포트폴리오의 18개 소그룹 중에서 헤이우드 狀況이 발생하지 않는 8개 소그룹의 橫斷回歸分析 결과이다. <표3-4>에 의하면 결정계수는 0.42~0.49이며, 模型의 타당성을 나타내는 F 검증 결과 5% 유의수준에서 8개 모형이 모두 유의적으로 나타났다. 그리고 가격결정요인은 각 소그룹별 價格決定要因 數는 1~3개 정도로 나타나고 있다. 따라서 일반적으로 가격결정요인이 2~3개 정도라는 기존의 연구와 비슷한 결과라고 볼 수 있다.

다음으로 35株式 포트폴리오를 중심으로 헤이우드 상황(Heywood case)이 발생하는 그룹의 조정전후의 橫斷回歸分析 결과를 다음<표 3-5> 및 <표 3-6>에 나타내었다. <표3-5>은 35株式 포트폴리오의 18개 소그룹 중에서 헤이우드 狀況이 발생하는 10개 소그룹의 조정전 橫斷回歸分析 결과이다. 10개 소그룹 중에서 유의적인 가격결정요인이 1~3개 정도이

〈표3-3〉 헤이우드 狀況(Heywood case) 發生의 實態 (35주식 포트폴리오)

| 그룹 Heywood 조정전 | | | | Heywood 1차조정 | | Heywood 2차조정 | | Heywood 발생기업 | |
|----------------|------------|----|-----|--------------|-----|--------------|---------|--------------|------|
| I | $\alpha-1$ | 7 | 1발생 | 34주 | 제거 | 3002 | 4058 註) | 3304 | 4552 |
| | α | 8 | 1발생 | 34주 | 제거 | | | | |
| | $\alpha+1$ | 9 | 2발생 | 33주 | 2발생 | 31주 | 3발생 | | |
| II | $\alpha-1$ | 7 | 제외 | | | | | 7820 | |
| | α | 8 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 9 | 1발생 | 34주 | 제거 | | | | |
| III | $\alpha-1$ | 6 | 제외 | | | | | | |
| | α | 7 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 8 | 제외 | | | | | | |
| IV | $\alpha-1$ | 7 | 2발생 | 33주 | 1발생 | 32주 | 제거 | 2650 | 6601 |
| | α | 8 | 1발생 | 34주 | 1발생 | 33주 | 1발생 | 4066 | 3800 |
| | $\alpha+1$ | 9 | 2발생 | 33주 | 1발생 | 32주 | 제거 | 5302 | 3101 |
| V | $\alpha-1$ | 7 | 제외 | | | | | 3850 | |
| | α | 8 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 9 | 1발생 | 34주 | 제거 | | | | |
| VI | $\alpha-1$ | 8 | 제외 | | | | | 3506 | |
| | α | 9 | 1발생 | 34주 | 제거 | | | | |
| | $\alpha+1$ | 10 | 2발생 | 33주 | 제거 | | | | |

資料) 포트폴리오 구성별 요인분석에서 공통성(communality)이 1이 되는 변수가 발생한 경우와 이를 제거하여 다시 ML분석을 실시한 결과를 나타냄.

註) Heywood 발생 기업의 숫자는 개별 기업의 코드번호 임.

〈表 3-4〉 35株式 포트폴리오 그룹의 橫斷 回歸分析 結果 (Heywood case 발생이 없는 그룹)

| 그룹 | $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n + \epsilon_i$ 註) | | | | | | | | | F | R ² |
|-------------------|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|------|----------------|
| II($\alpha-1$) | 0.022 | -0.001 | 0.002 | 0.002 | -0.008 | 0.010* | -0.005 | 0.003 | | 2.83 | 0.42 |
| | | (-0.31) | (0.42) | (0.32) | (-1.29) | (2.23) | (-1.20) | (0.54) | | | |
| II(α) | 0.021 | -0.000 | 0.002 | -0.008 | -0.000 | 0.009* | -0.004 | -0.000 | 0.006 | 2.54 | 0.43 |
| | | (-0.06) | (0.57) | (-1.35) | (-0.04) | (2.12) | (-0.87) | (-0.02) | (1.11) | | |
| III($\alpha-1$) | 0.017 | 0.003 | -0.000 | 0.012* | -0.008* | 0.000 | 0.004 | | | 3.73 | 0.44 |
| | | (1.05) | (-0.02) | (3.27) | (-2.51) | (0.10) | (1.13) | | | | |
| III(α) | 0.017 | 0.005 | 0.000 | 0.012 | 0.001 | -0.007* | 0.003 | -0.007* | | 3.57 | 0.48 |
| | | (1.56) | (0.13) | (3.17) | (0.35) | (-1.91) | (0.74) | (-1.86) | | | |
| III($\alpha+1$) | 0.017 | 0.005 | 0.000 | 0.010* | 0.001 | 0.000 | -0.008* | 0.001 | -0.010* | 3.21 | 0.49 |
| | | (1.42) | (0.04) | (2.53) | (0.34) | (0.24) | (-2.15) | (0.28) | (-2.70) | | |
| V($\alpha-1$) | 0.015 | 0.002 | -0.001 | 0.009* | 0.006* | 0.006* | 0.002 | -0.003 | | 2.76 | 0.45 |
| | | (0.75) | (-0.38) | (2.74) | (1.90) | (1.83) | (0.43) | (-0.88) | | | |
| V(α) | 0.014 | 0.002 | -0.001 | 0.008* | 0.006* | 0.006* | 0.002 | -0.002 | -0.005 | 2.79 | 0.42 |
| | | (0.74) | (-0.27) | (2.84) | (1.84) | (1.99) | (0.46) | (-0.63) | (-1.27) | | |
| VI($\alpha-1$) | 0.009 | 0.008 | 0.009 | 0.006 | 0.003 | 0.000 | 0.023* | -0.003 | 0.007 | 2.48 | 0.43 |
| | | (1.45) | (1.30) | (0.98) | (0.55) | (0.09) | (3.58) | (-0.45) | (1.16) | | |

註) 표본모형의 n은 PC方式에 의하여 지정된 要因數 임. ()안은 t값.

〈表 3-5〉 Heywood case 발생 그룹의 調整前 橫斷 回歸分析 結果 (35株式 포트폴리오의 경우)

| 그룹 | $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n + \epsilon$ 註) | | | | | | | | | | F | R ² |
|------------------|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|----------------|
| I($\alpha-1$) | 0.026 | -0.013* | 0.002 | -0.004 | -0.005 | 0.000 | 0.007 | 0.000 | | | 2.35 | 0.37 |
| | | (-2.06) | (0.46) | (-0.70) | (-1.02) | (0.16) | (1.23) | (0.00) | | | | |
| I(α) | 0.025 | -0.012* | -0.004 | -0.002 | 0.002 | 0.004 | 0.000 | 0.007 | -0.004 | | 1.99 | 0.38 |
| | | (-1.70) | (-0.89) | (-0.38) | (0.42) | (0.65) | (0.15) | (1.24) | (-0.73) | | | |
| I($\alpha+1$) | 0.024 | -0.013* | -0.004 | -0.003 | 0.003 | 0.000 | 0.006 | 0.006 | 0.001 | -0.005 | 1.86 | 0.40 |
| | | (-1.92) | (-0.76) | (-0.42) | (0.57) | (0.09) | (0.95) | (1.12) | (0.21) | (-0.86) | | |
| II($\alpha+1$) | 0.020 | 0.000 | 0.003 | -0.006 | 0.001 | 0.012* | -0.003 | 0.001 | -0.004 | 0.010* | 2.65 | 0.48 |
| | | (0.04) | (0.74) | (-1.07) | (0.25) | (2.59) | (-0.81) | (0.31) | (-0.80) | (1.68) | | |
| IV($\alpha-1$) | 0.014 | 0.014* | 0.012* | 0.000 | 0.002 | -0.002 | 0.008 | -0.010* | | | 2.93 | 0.43 |
| | | (2.17) | (2.22) | (0.01) | (0.32) | (-0.55) | (1.45) | (-1.88) | | | | |
| IV(α) | 0.014 | 0.015* | 0.013* | 0.001 | -0.004 | 0.002 | -0.007 | 0.009 | -0.004 | | 2.72 | 0.45 |
| | | (2.25) | (2.37) | (0.28) | (-0.87) | (0.32) | (-1.56) | (1.58) | (-0.71) | | | |
| IV($\alpha+1$) | 0.014 | 0.014* | 0.013* | 0.002 | -0.004 | 0.001 | -0.006 | 0.009 | -0.006 | 0.000 | 2.29 | 0.45 |
| | | (2.07) | (2.25) | (0.32) | (-0.80) | (0.27) | (-1.20) | (1.48) | (-1.01) | (0.10) | | |
| V($\alpha+1$) | 0.014 | 0.002 | 0.009* | -0.002 | 0.007* | 0.005* | 0.000 | 0.002 | -0.000 | -0.005 | 2.69 | 0.49 |
| | | (0.91) | (2.88) | (-0.73) | (2.18) | (1.78) | (0.23) | (0.91) | (-0.10) | (-1.59) | | |
| VI(α) | 0.006 | 0.009 | 0.007 | 0.006 | 0.009 | 0.004 | -0.002 | 0.024* | 0.006 | 0.008 | 2.51 | 0.47 |
| | | (1.54) | (1.20) | (0.97) | (1.42) | (0.69) | (-0.35) | (3.73) | (1.05) | (1.32) | | |
| VI($\alpha+1$) | 0.007 | 0.011* | 0.008 | 0.004 | 0.002 | 0.006 | 0.006 | -0.002 | 0.023* | 0.007 | 2.27 | 0.48 |
| | | (1.77) | (1.34) | (0.59) | (0.44) | (0.92) | (1.10) | (-0.35) | (3.45) | (1.11) | (1.50) | |

고 決定係數는 37.0%~49.0% 정도로서, 이는 〈표 3-4〉와 비교해 볼 때 결정계수 및 F-값이 약간의 차이가 있음을 알 수 있다. 한편 〈표 3-6〉은 Heywood case 발생표본을 제거한 그룹을 대상으로 횡단회귀분석한 결과이다.

〈표 3-5〉와 〈표 3-6〉을 비교하여 분석해 볼 때, 각 그룹별 유의적인 價格決定要因數는 1~3개로 동일하지만 IV(α)그룹에서 유의적인 가격결정 요인이 하나더 증가하였다. 〈표 3-6〉의 경우는 전체적으로 헤이우드 狀況이 발생하는 14개의 표본 1680개 자료(data)가 제거 되었지만 決定係數는 그의 동일한 수준인 평균 0.44를 유지하고 있다. 이러한 결과는 따라서 표본자료가 감소하여도 결정계수가 일정수준을 유지하는 결과로 봐서 Heywood case 발생 標本은 裁定價格決定模型의 검증 결과에 무의미한 변수이거나 아니면 본질을 벗어난 攪亂要因으로 작용 하고 있음을 판단 할 수 있다.

(表 3-6) Heywood case 발생 그룹의 調整後 橫斷 回歸分析 (35株式 포트폴리오)

| 그룹 | $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n + \varepsilon_i$ 註) | | | | | | | | | | F | R ² |
|------------------|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|----------------|
| I($\alpha-1$) | 0.026 | -0.012* | -0.001 | -0.004 | 0.001 | -0.000 | 0.003 | -0.008 | | | 1.65 | 0.30 |
| | | (-1.67) | (-0.22) | (-0.55) | (0.18) | (-0.01) | (0.46) | (-1.24) | | | | |
| I(α) | 0.026 | -0.011 | -0.002 | -0.003 | 0.003 | 0.000 | 0.002 | -0.012* | 0.003 | | 1.73 | 0.35 |
| | | (-1.57) | (-0.48) | (-0.39) | (0.62) | (0.09) | (0.37) | (-2.06) | (0.44) | | | |
| I($\alpha+1$) | 0.027 | -0.005 | -0.002 | 0.000 | 0.003 | -0.011 | -0.010* | 0.003 | -0.003 | -0.009 | 1.60 | 0.38 |
| | | (-0.66) | (-0.42) | (0.01) | (0.60) | (-1.62) | (-1.73) | (0.44) | (-0.50) | (-1.16) | | |
| II($\alpha+1$) | 0.018 | 0.002 | 0.006 | -0.005 | 0.005 | 0.013* | -0.002 | -0.007 | 0.009* | 0.004 | 2.90 | 0.52 |
| | | (0.49) | (1.26) | (-0.95) | (0.89) | (2.91) | (-0.56) | (-1.37) | (1.69) | (0.82) | | |
| IV($\alpha-1$) | 0.015 | 0.013* | 0.011* | 0.000 | -0.001 | 0.000 | -0.012* | 0.004 | | | 2.70 | 0.43 |
| | | (2.38) | (2.00) | (0.05) | (-0.22) | (0.10) | (-2.06) | (0.67) | | | | |
| IV(α) | 0.015 | 0.014* | 0.013* | 0.002 | -0.003 | -0.007 | 0.008 | -0.005 | 0.000 | | 2.61 | 0.45 |
| | | (2.38) | (2.27) | (0.35) | (-0.70) | (-1.39) | (1.35) | (-0.83) | (0.00) | | | |
| IV($\alpha+1$) | 0.014 | 0.015* | 0.014* | -0.000 | -0.002 | 0.008 | -0.005 | -0.003 | 0.007 | 0.004 | 2.16 | 0.45 |
| | | (2.35) | (2.34) | (-0.03) | (-0.44) | (1.36) | (-0.75) | (-0.49) | (1.02) | (0.65) | | |
| V($\alpha+1$) | 0.015 | 0.001 | 0.008* | -0.002 | 0.006* | 0.006* | -0.002 | 0.000 | 0.004 | -0.005 | 2.53 | 0.48 |
| | | (0.58) | (2.59) | (-0.62) | (1.68) | (1.94) | (-0.54) | (0.02) | (1.15) | (-1.48) | | |
| VI(α) | 0.004 | 0.011 | 0.009 | 0.008 | 0.009 | 0.006 | 0.013* | 0.026* | -0.002 | -0.001 | 2.85 | 0.51 |
| | | (1.57) | (1.52) | (1.50) | (1.51) | (0.92) | (1.99) | (4.12) | (-0.34) | (-0.23) | | |
| VI($\alpha+1$) | 0.006 | 0.009 | 0.007 | 0.003 | 0.007 | 0.004 | -0.002 | 0.022* | 0.007 | 0.007 | 2.38 | 0.52 |
| | | (1.01) | (1.41) | (1.24) | (0.50) | (1.05) | (0.69) | (-0.44) | (3.61) | (1.16) | (1.19) | (1.98) |

註) 표본모형의 n은 PC方式에 의하여 지정된 要因數 임.

()안은 t값.

* 10% 유의수준.

한편 Kryzanowsky & To⁴⁾는 주식수익률이 공통요인들로 구성된 명시적인 要因構造에 의하여 설명되어 질 수 있다는 假定하에서, 공통요인을 추정하고 추정된 요인 중에서 첫번째 요인을 가장 중요한 요인으로 인식하였다. 또한 Roll & Ross는 표본주식수의 증가로 늘어나는 요인들은 분산투자로 인하여 실제 가격경쟁에 유의적인 영향을 미치지 않기 때문에 무시할 수 있다고 하였다.⁵⁾

4) Kryzanowsky & To, op. cit., pp. 31~52.

5) R. Roll and S. A. Ross, "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory : A Reply," Journal of Finance.

〈表 4-1〉 價格決定要因에 의하여 說明되는 經濟變數

| 구분 | 변수 | 종합주가 지수 | 산업생산 성 지수 | 실업률 지수 | 기업소규 모 지수 | 경기선행 지수 | F | \bar{R}^2 |
|---------------------|----|--------------------|------------------|-------------------|---------------------|--------------------|-------|-------------|
| Heywood 발생 없는 그룹 | | 5.620** (2.934) | 2.573 (1.546) | 0.936* (1.648) | 1.839*** (3.060) | -0.183 (-1.560) | 3.127 | 0.275 |
| Heywood 발생 하는 그룹 | | 4.046** (2.193) | 1.211 (1.211) | 0.622 (1.065) | 1.039* (1.654) | -0.094 (-0.824) | 2.539 | 0.229 |

()는 t값임.

* :10% 유의수준

** :5% 유의수준

***:1% 유의수준

그러나 본 研究에서 추정된 공통요인과 주식수익률의 평균값들 사이에는 첫번째 요인이 반드시 株式의 價格決定에 영향을 미치는 유의적인 요인은 아니라는 것이 검증되었다. 橫斷面 回歸分析에서 주식의 평균수익률을 유의적으로 설명하는 공통요인은 제2요인 또는 그보다 낮은 순위의 요인이 주요 요인으로 될 수 있음을 확인하였다. 또한 〈표 3-6〉에서 보는 바와 같이 固有根 값이 작은 共通要因이 가격결정요인으로 나타난 것은 黃時雄(1987) 연구 결과와도 일치하는 것이다. 이러한 研究結果로 봐서 추정된 공통요인 그 자체가 어떤 명시적인 經濟變數가 될 수 없음을 알 수 있다. 한편 최적 포트폴리오 구성주식수는 35株式포트폴리오로서, 유의적인 價格決定要因 數는 1~3으로 보는 것이 타당하다. 이러한 결과는 Roll과 Ross(1980)가 無危險 收益率이 추정 되도록한 경우에 2개 요인에서 위험프리미엄이 있다고 지적한 것과 Brown과 Weinstein(1983)이 標準要因이 3개로 충분하다는 檢證과 비슷한 결과이다.

IV. 要因構造의 經濟的 意味

本 論文의 주요 目的이 裁定價格決定模型의 價格決定要因이 경제변수들을 설명할 수 있는가. 그리고 이러한 설명력이 一貫性이 있는가를 분석하는데 있다. 본 節에서는 推定된 各 要因들의 경제적 의미를 파악하기 위하여 價格決定要因들과 經濟變數의 時係列 資料를 이용하여 多重回歸分析을 실시하였다. 그리고 多重回歸分析 결과는 t-검증 및 F-검증으로 유의성을 확인하고 결정계수로 적합성의 정도를 판단하였다.

價格決定要因이 경제적 의미를 일관성 있게 설명하는가를 검증한 결과에 대하여,

〈表 4-2〉 價格決定要因에 의하여 說明되는 經濟變數

| 변수 구분 | 종합주가 지수 | 산업생산 성 지수 | 실업률 지수 | 기업소규 모 지수 | 경기선행 지수 | \bar{F} | \bar{R}^2 |
|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|-----------|-------------|
| Heywood 발생 하는 그룹 | 4.046** (2.193) | 1.211 (1.211) | 0.622 (1.065) | 1.039* (1.654) | -0.094 (-0.824) | 2.539 | 0.229 |
| Heywood 발생 조정 그룹 | 4.706*** (2.577) | 2.556* (1.623) | 0.982* (1.672) | 1.606*** (2.691) | -0.148 (-0.935) | 2.914 | 0.255 |

()는 t값임.
 * :10% 유의수준
 ** :5% 유의수준
 *** :1% 유의수준

Heywood case 발생이 없는 경우와 발생하는 그룹을 조정한 경우를 비교분석하였다. <표 4-1>은 Heywood case 발생이 없는 8개 소그룹의 경제변수들에 대한重回歸分析을 실시한 것이다. 분석결과 각 그룹별 경제변수들의 회귀계수 중에서 다소 일관성있게 설명하는 변수들을 나타낸 것이다.

Heywood 발생이 없는 경우에 어느정도 일관성있게 설명되는 경제변수를 보면 종합주가지수, 실업률지수, 기업소규모지수 등 3개와 설명력이 다소 떨어지는 산업생산성지수 및 경기선행지수 등이다. 그리고 Heywood 발생의 경우는 어느정도 일관성 있게 설명하는 경제변수가 종합주가지수와 소규모기업지수 뿐이며 나머지는 설명력이 없는 것으로 나타났다.

한편 유의적인 경제변수로 一貫性있게 설명하는 變數들의 움직임을 살펴보면 다음과 같다. 첫째로 종합주가지수의 변동은 대부분의 그룹에서 유의성이 높은 正(+)⁶⁾의 부호를 나타내며 일반적으로 생각할 수 있는 방향이다. 그런데 Chen, Roll & Ross(1986)⁶⁾ 및 감형규(1991)등은 陰(-)의 부호로 상반되게 나타나는 경우도 있다.⁷⁾

둘째, 산업생산지수에 대한 설명력은 다소 약하지만 正(+)⁶⁾의 방향이다. 이는 다른 經濟變數가 일정 할때 산업생산지수 증가율이 상승한다면, 포트폴리오의 수익률이 상승한다는 의미이다. 이러한 결과는 산업생산의 증가가 기업의 미래 현금 흐름에 正(+)⁶⁾의 방향으로

6) Chan, Chen & Hsieh (1985), Chen, Roll & Ross(1986) 그리고 Chang & Pinegar (1990)등의 研究結果에서도 加重平均된 NYSE指數收益率(VWNY)의 위험프리미엄은 본 연구의 결과와 달리 陰(-)의 부호를 가졌다.

7) 그 이유에 대하여 甘炯奎는 時價總額式으로 작성되고 있는 우리나라의 綜合株價指數의 特性때문일 것으로 보았다. 그런데 陰(-)의 부호가 나타나는 다른 이유로는 企業規模에 따라 綜合株價指數에 미치는 영향이 다르기 때문에, 포트폴리오 構成方法上的 차이(기업규모별로 포트폴리오를 구성하는 등)에서 부호의 방향이 다를수도 있을 것으로 본다.

움직임을 말하며 일반적인 이론과 일치하고, Chen, Roll & Ross(1986)의 APM검증 결과와도 일치한다. 그러나 감형규(1991)는 산업생산지수가 음(-)의 방향으로 영향을 미칠 수 있는 것으로 보았다.⁸⁾

세째, 기업소규모지수는 종합주가지수 만큼 유의성이 높게 正(+)의 방향으로 나타났다. 이는 기업규모가 작을 수록 위험이 증가하고 따라서 기대수익률이 높아진다는 주장과 일치한다.

네째, 경기선행지수는 기준 지표의 변동에 앞서서 변하는 경기순응적 변수로서 效率的 市場假說의 理論에서 본다면 正(+)의 값을 가져야 할 것이다. 그러나 본 論文에서는 예상과 달리 陰(-)의 값을 가지고 있다. 이는 주가수익률이 상승 할때에 경기선행지수는 하락하는 뜻이며, Fama 와 Frech의 주장과 일치하고 있다. 그리고 우리나라의 과거의 경기순환에 관한 特徵的 現象 (stylized facts)⁹⁾으로 주가지수와 경제의 순환 변동성 사이에 시차를 고려해야 할 것으로 본다.

한편 <표 4-2>는 헤이우드 狀況 발생 그룹에 대하여 Heywood 발생 표본을 제거하여 회귀분석한 결과이다. <표 4-2>와 <표 4-1>을 비교해 볼때 Heywood case 발생변수를 제거하여 다시 분석함으로써 Heywood 발생이 없는 그룹의 경제변수 설명과 비슷한 결과를 가져왔음을 알 수 있다. 특히 생산성지수 및 실업률지수는 調整前에는 설명력이 없었으나 調整을 함으로써 설명력이 높아졌다.

즉 종합주가지수는 Heywood 발생이 없는 그룹과 유사하게 나타나고, 산업생산성 지수는 t-값이 개선되었다. 특히 산업생산지수는 Heywood 발생 표본을 제거하지 않았을 때는 설명력이 없었던 변수가 조정을 거쳐 설명력이 높아져서 Heywood Case 조정의 중요성을 확인 할 수 있다. 한편 실업률지수도 Heywood 발생 조정 그룹의 價格決定要因에 의하여 설명력이 뚜렷이 높아진 경제변수이다. 그런데 일반적으로 실업률지수는 景氣逆行的인 變數로서 증권의 수익률 변동과는 逆의 방향으로 적용하는 것으로 지적되고 있다. 그러나 예상과 달리 陽(+)의 부호를 가지고 있다. 그 이유는 실업률의 변동이 證券市場에 역작용을 한다기보다는 다만 雇傭狀態의 변동이 景氣變動의 상태에 민감한 정도의 차이를 나타내는 것으로 봐야 한다.¹⁰⁾

그리고 경기선행지수 변동률은 Heywood 발생을 조정한 그룹에서 유의성이 떨어지고 있으나 움직임의 방향에서는 Heywood 발생이 없는 그룹과 동일하다.

8) 經濟狀況이 좋지 않을 때는 생산의 증가가 기업의 현금흐름에 正(-)의 영향을 미치지 못하고 오히려 판매감소로 인한 在庫가 增加하여 기업의 收益力이 감소할 수 있다는 점을 들고 있다.

9) 金基禾, 『景氣循環理論』, 서울, 茶山出版社, 1990, pp. 492~493.

10) 우리나라 就業構造의 변화를 보면 雇傭狀態의 변동이 景氣變動에 덜 민감해져 왔으며 이는 經濟에 미치는 충격의 波及效果가 더 감소된 것으로 판단하고 있다. : 金基禾, 前揭論文, p. 468.

이상에서 우리나라의 證券市場에서 裁定價格決定模型에 의하여 어느 정도 一貫性 있게 설명하는 經濟變數는 종합주가지수, 산업생산성지수, 실업률지수, 기업소규모지수 등으로 볼 수 있다. 지금까지 裁定價格決定模型에 의하여 유의적인 經濟變數를 설명하고자하는 경우, 吳賢鐸(1986)은 종합주가지수, 산업생산성지수 등 2개의 변수로 밝혔으며, 鄭禹澤(1988)은 종합주가지수, 기업규모효과 등의 2개 변수로 검증하였다. 본 論文은 이들의 주요 변수를 모두 유의적인 변수로 받아들이고 있는 점이 주목된다. 특히 산업생산성지수, 실업률지수 등은 Heywood case 發生의 調整을 통하여 확인되었기 때문에, 우리나라의 證券市場에서 裁定價格決定模型을 통한 檢證에서는 균형시장모형설정의 攸關원인이 될 수 있는 헤이우드 狀況 발생 표본을 제거하는 것이 반드시 필요하다고 본다.

V. 結 論

본 논문의 연구 목적은 첫째, 우리나라 證券市場을 대상으로하여 APM을 적용할 경우 유의적인 가격결정요인은 어느 정도이며 포트폴리오 구성 주식수는 어느 정도인가. 그리고 둘째는 이들 요인이 설명하는 경제적 의미는 무엇이며 재정가격결정모형의 검증에서 制約點이 무엇인가 등을 규명해 보고자 하였다.

본 연구의 結果를 정리하면 다음과 같다. 첫째 要因分析에 있어서 표본주식수를 각 25개, 35개, 45개 그룹으로 증가시켜 분석한 결과 portfolio 분산이 잘 되고 경제변수를 일관성 있게 설명하는 경우는 35株式 포트폴리오 그룹이 었다.

그리고 요인분석에서 헤이우드 狀況의 發生 實態를 보면 전체 232개 기업중 portfolio 구성방법에 따라 13~14개 정도의 기업에서 발생하였으며, 이러한 현상은 재정가격결정모형의 정밀성에 攸關 원인이 됨을 알 수 있었다. 또한 헤이우드 狀況을 調整하는 과정에서 45주식 포트폴리오 구성은 잘 분산되지 못하는 (non well-diversified risk) 그룹이 있음을 확인하였다.

둘째 橫斷回歸分析에서 유의적인 價格決定要因으로 추정된 요인수는 1~3개이며, Heywood case 영향이 거의 미치지 않았다.

셋째 유의적인 價格決定要因과 經濟變數의 관계에 있어서 經濟的 意味 파악에 대한 分析結果를 보면, 유의적인 가격결정요인으로 일관성 있게 설명하는 경제변수로는 종합주가지수, 생산성지수, 실업률지수, 기업소규모지수 등으로 나타났다. 그리고 헤이우드 狀況이 발생 할 경우 이를 조정함으로써 설명력의 일관성이 더 높아지고 統計的 有意性도 높아졌다.

이상에서 본 논문이 새롭게 접근한 연구는 APM을 이용한 시장모형 설정에 있어서 최적포트폴리오 구성 및 검증방법론이다. 즉 요인분석에 있어서 PC 및 ML 방식을 병행하였고 요인수의 적합성 검증을 하였다. 그리고 시장의 정보왜곡 및 교란요인이 많은 우리나라 증권시장에서 Heywood case를 확인하고 이를 제거함으로써 최적 portfolio 구성 과 정교한 시장모형을 설정 하였다.

다음으로 최적 포트폴리오에서 설명하는 경제적 의미는, 기존의 APM 실증연구에서 밝혀지지 않았던 경제변수의 설명력을 더욱 높이는 결과를 얻었다. 또한 앞으로 우리나라 증권시장에서 시장모형과 관련한 연구에서 좀더 정밀한 분석결과를 얻기 위해서는 교란 변수(Heywood case)들에 대한 신중한 대응이 필요함을 확인하였다.

參 考 文 獻

- 甘炳奎, “株式의 價格決定要因에 관한 實證的 研究,” 『財務管理研究』, 第8卷 第2號, 韓國財務管理學會, 1991年 12月, pp. 132~160.
- 具孟會, “裁定價格決定模型에 관한 研究(Ⅱ),” 「財務管理研究」제3권 제1호, 1987.
- 宋永出, “資產價格決定模型에 관한 研究,” 서울대학교 大學院, 博士學位 論文, 1988.
- 吳賢錫, “資本市場理論의 模型에 대한 實證的 研究,” 全北大學校 大學院, 博士學位論文, 1986.
- 李弼商 외 6인, “裁定價格決定模型의 理論的 考察과 實證的 分析,” 證券學會誌, 第6輯, 韓國證券學會, 1984, pp. 1~29.
- 鄭基雄, “巨視經濟變數와 株價-韓國株式市場에서의 實證分析,” 韓國財務管理學會, 第8卷 第2號, 1991, 12, pp. 111~129.
- 鄭禹澤, “裁定價格決定理論의 要因構造 安定性에 관한 實證的 研究,” 仁荷大學校 大學院, 博士學位論文, 1988.
- 黃時雄, “裁定價格決定模型의 적용 가능성과 均衡價格決定模型에 관한 實證的 分析,” 成均館大學校 大學院, 博士學位論文, 1987.
- Brown, S. J, and M. T. Weinstein., “A New Approach to Test Pricing Models : The Bilinear Paradigm,” *The Journal of Finance* 38 (June 1983), 711~743.
- Chen, N. F., “Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing,” *The Journal of Finance* 38 (Dec. 1983), 1393~1414.
- Chen, N. F., Roll, R. & S. Ross, “Economic Forces and the Stock Market : Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories,” *Journal of Business* (July 1986), 383~403.
- Cho, D. C., “On Testing the Arbitrage Pricing Theory : Inter-Battery Factor Analysis,” *The Journal of Finance* 39(Dec. 1984)
- Dhrymes, P. J., Friend, I. and B. Gultekin., “A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory,” *The Journal of Finance* 39 (Jun. 1984), 323~346.
- Dhrymes, P. J., Friend, I., Gultekin, N. B. and M. N. Gultekin., “An Empirical Examination of the Implication of Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Banking and Finance* 9 (1985), 73~99.
- Kryzanowski, L. and M. C. To., “General Factor Models and Structure of Security

Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (1983), 31~52.

Litzenberger, R. and K. Ramaswamy, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics* 7 (June, 1979), 163~195.

Roll, R., "A Critical of the Asset Pricing Theory's Tests ; Part I: On Past and Portential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics* 4 (March 1977), 129~176.

Roll, R. and S. A. Ross., "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *The Journal of Finance* 35 (Dec. 1980), 1073~1103.

Ross, S. A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* 13 (Dec. 1976), 341~360.

Shanken, J., "The Arbitrage Pricing Theory: Is It Testable?" *The Journal of Finance* 37 No. 5 (Dec. 1982), 1129~1140.

Stambaugh, R. F., "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Senitivity Analysis," *Journal of Financial Economics* 10 (1982), 237~268.

附 錄

1) 헤이우드 狀況(Heywood case) 發生의 實態

(1) 構成株式數가 25株인 경우

| 그룹 Heywood 조정전 | | | | Heywood 1차조정 | | Heywood 2차조정 | | Heywood발생기업 | |
|----------------|------------|---|-----|--------------|-----|--------------|-----|-------------|------|
| I | $\alpha-1$ | 4 | 1발생 | 24주 | 제거 | | | 5950 | |
| | α | 5 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 6 | 제외 | | | | | | |
| II | $\alpha-1$ | 4 | 제외 | 23주 | 제거 | 23주 | 1발생 | 7507 | 3303 |
| | α | 5 | 2발생 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 6 | 2발생 | 23주 | 1발생 | | | 7806 | 4803 |
| III | $\alpha-1$ | 4 | 제외 | | | | | | |
| | α | 5 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 6 | 제외 | | | | | | |
| IV | $\alpha-1$ | 5 | 제외 | | | | | | |
| | α | 6 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 7 | 제외 | | | | | | |
| V | $\alpha-1$ | 4 | 제외 | 24주 | 제거 | | | 2650 | |
| | α | 5 | 1발생 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 6 | 1발생 | 24주 | 제거 | | | | |
| VI | $\alpha-1$ | 5 | 제외 | 24주 | 1발생 | 23주 | 1발생 | 4054 | 2304 |
| | α | 6 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 7 | 1발생 | | | | | | |
| VII | $\alpha-1$ | 5 | 제외 | 24주 | 1발생 | 23주 | 1발생 | 3850 | 3701 |
| | α | 6 | 제외 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 7 | 1발생 | | | | | | |
| VIII | $\alpha-1$ | 5 | 제외 | 24주 | 제거 | 23주 | 제거 | 4051 | 2752 |
| | α | 6 | 1발생 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 7 | 1발생 | 24주 | 1발생 | | | 7503 | |
| IX | $\alpha-1$ | 4 | 제거 | | | | | | |
| | α | 5 | 제거 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 6 | 제거 | | | | | | |

(2) 構成株式數가 45株인 경우

| 그룹 Heywood 조정전 | | | | Heywood 1차조정 | | Heywood 2차조정 | | Heywood발생기업 | | | |
|----------------|------------|----|-----|--------------|-----|--------------|-----|-------------|------|------|------|
| I | $\alpha-1$ | 10 | 3발생 | 42주 | 1발생 | 41주 | 1발생 | 7812 | 5054 | 4603 | 3303 |
| | α | 11 | 3발생 | 42주 | 1발생 | 41주 | 1발생 | 7507 | 4052 | 5451 | 1871 |
| | $\alpha+1$ | 12 | 3발생 | 42주 | 3발생 | 39주 | 2발생 | 6201 | 7823 | | |
| II | $\alpha-1$ | 9 | 제외 | | | | | 1751 | | | |
| | α | 10 | 제외 | | | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 11 | 1발생 | 44주 | 제거 | | | | | | |
| III | $\alpha-1$ | 8 | 제외 | | | | | | | | |
| | α | 9 | 제외 | | | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 10 | 제외 | | | | | | | | |
| IV | $\alpha-1$ | 10 | 제외 | | | | | 2301 3850 | | | |
| | α | 11 | 1발생 | 44주 | 제거 | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 12 | 1발생 | 44주 | 1발생 | 43주 | 3발생 | | | | |
| V | $\alpha-1$ | 10 | 제외 | | | | | | | | |
| | α | 11 | 제외 | | | | | | | | |
| | $\alpha+1$ | 12 | 제외 | | | | | | | | |