

株式의 價格決定要因에 관한 實證的 研究**

甘 炯 奎*

〈요 약〉

주식시장에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 巨視經濟變數들과 국민경제의 중요한 한 부분인 株式市場의 관계를 구체적으로 규명하는 것은 투자자에게 유용한 정보를 제공하는 동시에 주식시장이 건전한 방향으로 발전할 수 있도록 유도하는 의미있는 일이다. 본 연구의 목적은 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 경제적으로 유의적인, 즉 '價格化'된 巨視經濟變數를 발견하는데 있다. 이를 위하여 주식평가모형과 기존의 연구결과를 토대로 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 31개의 거시경제변수를 선정하고, 실증적 연구방법을 사용하여 우리나라 주식시장에서 '價格化'된 거시경제변수가 무엇인지를 확인하였다. 먼저 株式收益率에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 31개의 巨視經濟變數들을 요인분석하여 6개의 공통적 특성으로 압축 요약한 후, 각 차원(요인)을 가장 잘 대표하는 6개의 巨視經濟變數(代用變數)를 추출하였다. 그리고 요인분석에 의해서 추출된 6개의 거시경제변수와 주식수익률로 Fama & MacBeth(1973) 방법과 유사한 2단계회귀분석을 실시하여 주식수익률에 유의적인 영향을 미치는 '가격화'된 거시경제변수를 발견하였다. 그 결과, 6개의 거시경제변수 중 産業生産指數增加率, 會社債流通收益率 그리고 綜合株價指數收益率 등 3개의 거시경제변수가 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적인 또는 '가격화'된 경제변수임을 확인할 수 있었다.

I. 序 論

일반적으로 株式收益率은 株式間에 서로 相異하며, 또한 期間에 따라 변동한다. 많은 학자들에 의해서 이와 같은 주식수익률의 變動이 일어나는 이유가 무엇인지, 그리고 그 변동을 사전에 예측할 수 있는 지에 관한 의문이 제기되어 그에 관한 수많은 연구가 진행되어 왔다. 균형상태하에서 위험자산의 기대수익률을 설명하려는 대표적인 모형으로는 Sharpe(1964), Lintner(1965), Mossin(1966) 등에 의해서 개발된 資本資產價格決定模型(capital asset pricing model : CAPM)과 Ross(1976)에 의해서 개발된 裁定價格決定模型(arbitrage pricing model : APM)이 있다.

* 成均館大學校 經營學科 講師.

** 이 論文은 本人의 博士學位論文의 일부이다.

甘炯奎, 株式收益率과 巨視經濟變數의 關係에 관한 實證的 研究, 成均館大學校 大學院 博士學位論文, 1991.12.

CAPM은 위험자산의 均衡期待收益率이 그 자산의 수익률과 시장포트폴리오의 수익률간의 共分散(또는 베타계수)에 대해서 線形函數의 關係를 가진다는 것이다. 그러므로 CAPM에 의하면 위험자산의 기대수익률은 그 자산의 수익률과 시장포트폴리오의 수익률간의 공분산(또는 베타계수)만 구하면 사전에 예측될 수 있을 것이다. CAPM은 모든 위험자산을 포함하는 진실한 효율적 시장포트폴리오가 존재함을 전제로 하여 성립한다. 그러나 모든 위험자산을 포함하는 진실한 시장포트폴리오의 구성은 현실적으로 거의 불가능한 실정이다. 그러므로 CAPM의 타당성여부에 대한 검증가능성과 위험자산의 기대수익률을 예측하기 위한 CAPM의 실제 적용가능성이 의문시 된다.¹⁾

CAPM에 대한 대체적 모형으로 Ross(1976)에 의해서 개발된 APM은 자본시장에서 관찰된 현상을 설명하기 위하여 다른 분석적 방법을 사용하였다. APM의 주요한 함축적 의미는 모든 위험자산의 수익률에 공통적인 영향을 미치는 몇 개의 任意的 要因들(random factors)에 대한 개별자산의 민감도에 의해서 위험자산의 기대수익률이 예측될 수 있다는 것이다. 이러한 관점에 의하면 APM에서는 시장포트폴리오라는 개념이 중요한 역할을 담당하지 않는다. 그러나 APM을 이용하여 위험자산의 기대수익률을 예측하기 위해서는 임의적 요인이 무엇인지 確認(identification)하여야 하는 어려움이 따른다. 기존의 APM에 대한 검증방법은 다음의 두 가지 방법으로 요약될 수 있다. 첫번째 방법은 먼저 주식수익률 자체를 要因分析(factor analysis)하여 주식수익률에 체계적으로 영향을 미치는 몇 개의 共通的 要因을 확인한 후, 그것들에 의해서 APM의 타당성을 검증하는 방법이다. 이 방법은 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 공통적 요인을 주식수익률 그 자체의 共變動性(covariability)에 의해서 확인하려는 것이다. 이와 같은 방법을 이용한 대표적 연구에는 Roll & Ross(1980, 1984), Reinganum(1981), Shanken(1982, 1985), Chen(1983), Dhrymes, Friend & Gultekin(1984), Dhrymes, Friend, Gultekin & Gultekin(1985), Dybvig & Ross(1985), Conway & Reinganum(1988) 등의 연구가 있다.

두번째 방법은 주식수익률에 體系的(즉 共通的)으로 영향을 미치는 巨視經濟變數들을 사전에 파악한 후, 그것들에 의해서 APM을 검증하려는 대체적 접근방법이다. 즉 주식수익률 그 자체를 통해서가 아니라 經濟/財務理論과 그 동안의 연구결과를 토대로 주식수익률에 체계적인 영향을 준다고 생각되는 몇 개의 거시경제변수들을 사전적으로 선정한 후, 그것들을 이용하여 APM의 타당성을 검증하는 방법이다. 이와 같은 방법을 사용한 대표적 연구에는 Chen, Roll & Ross (1983, 1986), Chan, Chen & Hsieh (1985),

1) R. Roll, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics* 4 (March 1977), pp.129-176.

Keim & Stambaugh(1986), Burmeister & McElory(1988a,b), Fama & French(1989), Chang & Pinegar(1990) 등의 연구가 있다. 주식수익률에 영향을 주는 공통적 요인을 구체적으로 확인하려는 그 동안의 연구는 모두 만족스럽지 못하였다. 주식수익률 자체에 대해서 요인분석을 실시하여 몇 개의 공통요인을 확인하려는 要因分析方法에 의한 연구들은 주식수익률에 체계적으로 영향을 주는 공통요인이 몇 개 있는지에 대한 일치된 결론을 제시하지 못하고 있으며, 또한 공통요인의 경제적 의미가 무엇인지 설명하기 어려운 문제점을 가지고 있다. 그리고 代替的인 方法을 이용한 연구들은 일부 거시경제변수만을 이용하였기 때문에 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 중요한 거시경제변수들이 제외될 가능성을 내포하고 있다. 그러므로 먼저 주식수익률에 체계적인 영향을 미칠 수 있는 공통적 요인을 보다 합리적인 방법으로 확인하는 작업이 선행되어야 한다. 한편 최근 우리나라에서도 이와 같은 작업의 일환으로 거시경제변수와 주식수익률의 관계를 설명하려는 연구가 활발하게 진행되고 있으나, 소수의 거시경제변수를 이용하여 주식수익률의 時系列的 특성에 주로 초점을 맞추는 부분적인 분석에 불과한 실정이다.²⁾

우리나라의 주식시장은 1986년 이후 국제수지흑자로의 전환 및 이른바 3저현상에 의한 국내경기의 호조와 경제의 고도성장에 힘입어 급팽창하여 기업에게는 資本調達의 중요창구로서, 투자자에게는 富의 增殖을 위한 투자대상으로서 本源的인 金融媒介機能을 수행하기 시작하고 있다. 따라서 주식시장에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 諸거시경제변수들과 국민경제의 중요한 한 부분인 주식시장의 관계를 구체적으로 규명하는 것은 투자자에게 유용한 정보를 제공하는 동시에 주식시장이 건전한 방향으로 발전할 수 있도록 유도하는 의미있는 작업일 수 있다.

본 논문의 목적은 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 경제적으로 유의적인, 즉 '價格化(priced)' 된 巨視經濟變數를 발견하는데 있다. 다시 말하면 諸거시경제변수들을 분석하여 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 공통요인을 확인한 후, 그것들이 주식수익률에 어떻게 영향을 미치는지를 살펴보는 것이 본 논문의 목적이다.

본 논문은 다음과 같은 4개의 章으로 구성되어 있다. I장의 서론에 이어서 II장에서는 경제/재무이론에 입각하여 거시경제변수들과 주식수익률의 관계에 대한 이론적 모형을 정립한 후, 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 諸거시경제변수들을

2) 우리나라에서의 株式收益率과 巨視經濟變數의 關係에 관한 最近의 研究로는 金暎圭(1988), 朴貞潤(1989), 南尙九, 嚴卿植 (1990), 金喆教의 2인(1990), 高聖洙(1990), 이상빈, 고흥수(1990) 등의 연구가 있다.

선정하였다. III장에서는 우리나라의 1980년 1월부터 1990년 12월까지의 기간동안에 이용가능한 諸거시경제변수 및 주식수익률의 월별자료를 이용하여 실증분석을 실시하고, 그 결과를 분석하였다. 그리고 IV장에서는 본 논문의 내용을 요약한 후, 그 결론을 제시하였다.

II. 株式市場과 巨視經濟變數

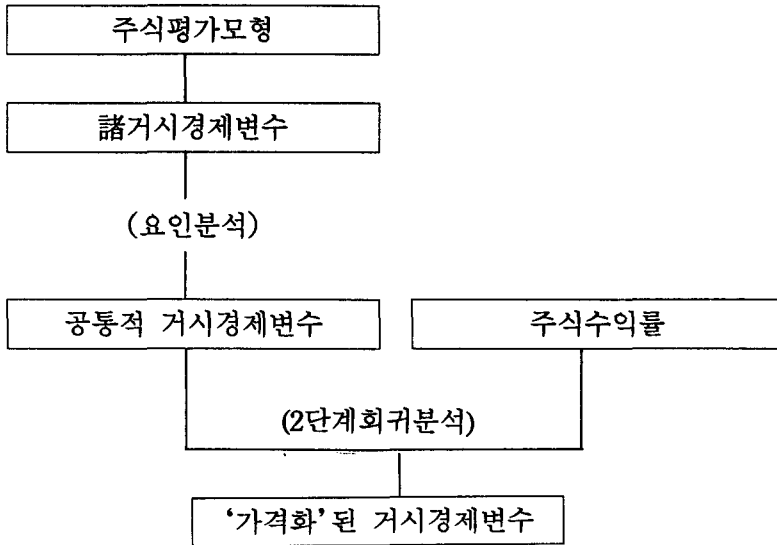
본 장에서는 먼저 일반적인 주식평가모형인 配當評價模型에 의해서 주식수익률과 거시경제변수의 관계를 개괄한 후, 경제이론과 문헌조사 등을 통하여 주식수익률과 거시경제변수들의 관계를 구체적으로 살펴보았다. 그리고 이와 같은 고찰을 통하여 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수들을 선정하였다.

1. 論文의 全般的 展開過程

본 논문은 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 諸거시경제변수들에 대해서 要因分析을 실시하여 몇 개의 공통적 차원으로 구분한 후, 각 차원의 성격을 대변할 수 있는 共通的 要因을 규정한다는 점이 특이하다. 이는 주식수익률 자체에 대하여 요인분석을 실시함으로써 요인의 경제적 의미를 확인할 수 없었던 기존의 요인분석 방법과 다르다. 그리고 부분적 경제변수가 아닌 총체적 경제변수를 이용함으로써 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 모든 중요한 정보를 종합적으로 포함시켰다는 점에서 기존의 代替的인 方法을 이용한 연구들과 구분될 수 있다.

그러므로 본 논문은 먼저 주식평가모형과 기존의 연구결과를 토대로 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수를 선정한 후, 실증적 연구방법을 사용하여 우리나라 주식시장에서 '價格化'된 거시경제변수가 무엇인지를 확인하였다. 실증적 연구는 다음과 같은 몇 가지 절차에 의해서 이루어졌다. 먼저 요인분석방법을 이용하여 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 諸거시경제변수들을 몇 개의 공통적 특성으로 압축 요약한 후, 경제전체를 대표할 수 있는 몇 개의 공통적 요인을 추출하였다. 그리고 요인분석에 의해서 추출된 거시경제변수와 주식수익률을 가지고 Fama & MacBeth(1973)방법과 유사한 2段階回歸分析을 실시함으로써 주식수익률에 유의적인 영향을 미치는 '價格化'된 거시경제변수를 발견하였다. 본 논문의 전개과정을 요약하여 도시하면 다음의 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 본 논문의 전개과정



APM에 의하면 주식의 기대수익률을 측정할 때 고려해야 하는 위험요소는 예상하지 못한 거시경제변수의 변화에 따라 발생하게 되는 분산불가능한 위험일 것이다. 그러므로 거시경제변수의 변화를 예상한 변화와 예상하지 못한 변화로 구분하여야 한다. 일반적으로 거시경제변수를 임의의 독립변수들에 의해서 회귀분석하거나 시계열분석을 함으로써 그 결과 측정된 오차항을 예상하지 못한 변화의 추정치로 사용할 수 있다. 그러나 이 경우 독립변수의 선정절차가 자의적일 수 있다. Chen, Roll & Ross(1986)는 적절하지 못한 예측모형을 사용하는 경우 變數誤差(errors in variable)問題가 발생할 수 있다고 주장하였다. 다시 말하면 합리적이지 못한 예측모형을 사용할 경우 더 심각한 문제를 초래할 수 있다는 것이다. 그러므로 모든 경제변수들에 대한 합리적인 예측모형을 정립하기 어려운 현실을 감안하여 본 논문에서는 관찰된 거시경제변수를 예상하지 못한 변화의 대체물로 이용할 것이다. 이 경우 거시경제변수들의 예상하지 못한 변화를 사용하지 않음으로써 발생할 수 있는 문제점을 다소 완화시키기 위하여 본 논문에서는 모든 거시경제변수자료를 增加率로 변환시킨 후 사용하였다. 이는 거시경제변수의 기대값이 일정하다고 전제함으로써 관찰된 거시경제변수의 증가율을 예상하지 못한 변화의 代用으로 사용할 수 있음을 의미한다. 즉 거시경제변수의 증가율이 매기간 거의 랜덤(random)하게 움직인다는 사실을 전제한 것이다.

2. 株式評價模型

주식시장과 거시경제사이에 존재하는 관계에 대한 많은 연구가 있어 왔으나, 그 관계를 명확하게 설명할 수 있는 만족스러운 이론이 존재하지 않는 실정이다. 그러나 일반적으로 주식수익률이 外的인 힘(예를 들면, 경제적 환경의 변화 등)에 대하여 반응을 한다는 실증적인 증거는 존재한다.³⁾ 궁극적인 의미에서 모든 巨視經濟變數들은 内生變數(endogenous variable)라 할 수 있다. 지진 또는 태풍 등과 같은 自然的인 요인들은 外生的(exogenous)인 요인으로서 경제전반에 큰 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이러한 초자연적인 요인까지 고려하여 자산가격결정모형을 정립하는 것은 거의 불가능한 일이다. 또한 자본시장이론이 묵시적으로 가정하고 있는 분산효과에 의해서 개별적 요인에 의한 비체계적 위험은 제거될 수 있다. 그러므로 經濟狀況變數만이 株式市場의 價格決定에 체계적으로 영향을 미친다고 할 수 있을 것이다.

Chen, Roll & Ross(1983,1986)는 주식시장에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 요인을 살펴보기 위하여 다음과 같은 單純化된 配當評價模型을 이용하였다. 주식가격은 주식을 소유함으로써 얻을 수 있다고 기대되는 미래의 현금흐름(즉 배당금)을 적절한 할인율에 의해서 할인한 값으로 나타낼 수 있다.⁴⁾ 즉

$$P = \frac{E(c)}{k} \quad (1)$$

단, P = 현재의 주식가격

E(c) = 기대현금흐름(즉 배당금)

k = 위험조정할인율

위의 식(2)에서 주식가격 P의 전미분(total differential)을 구하면 다음과 같다.

$$dP = \frac{1}{k} dE(c) - \frac{E(c)}{k^2} dk \quad (2)$$

3) 株式收益率과 巨視經濟變數와의 關係를 體系的으로 분석한 대표적인 연구는 다음과 같다.

E. F. Fama, "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," American Economic Review, Vol.71(Sep.1981), pp.545-565.

4) 未來의 現金흐름(즉 配當金)이 항상 일정하다고 가정한다.

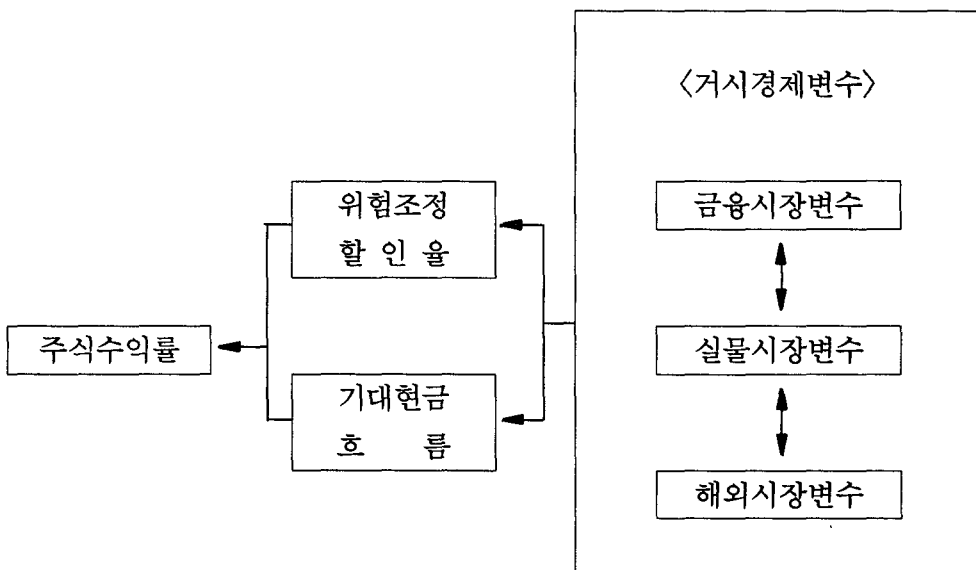
식(2)의 양변을 P로 나눈 후, 양변에 (c/P)를 더하여 일정기간동안의 주식수익률 r을 구하면 다음과 같다.

$$r = \frac{dE(c)}{E(c)} - \frac{dk}{k} + \frac{c}{p} \tag{3}$$

단, $r = \frac{dp}{p} + \frac{c}{p}$

식(3)에서 볼 수 있는 바와 같이 기대현금흐름의 변화율 $dE(c)/E(c)$ 는 주식수익률에 正(+)의 영향을 미치나, 위험조정할인율의 변화율 dk/k 는 주식수익률에 負(-)의 영향을 미친다. 즉 기대현금흐름과 위험조정할인율의 변화에 의해서 주식수익률은 직접적으로 영향을 받게 된다. 그러므로 주식수익률에 체계적으로 영향을 미치는 요인은 기대현금흐름과 위험조정할인율을 변화시키는 것들이라 할 수 있다. 기대현금흐름과 위험조정할인율은 경제상황과 밀접한 관계를 가진다. 결론적으로 경제상황이 변화함에 따라 주식의 위험조정할인율과 기대현금흐름은 변화하게 되며, 그것들의 변화에 의해서 주식수익률은 영향을 받게 된다. 이와 같은 관계를 도시하면 다음의 <그림 2>와 같다.

<그림 2> 주식수익률과 거시경제변수



3. 巨視經濟變數

앞에서 배당평가모형을 이용하여 주식수익률과 거시경제변수의 관계를 살펴보았다. 여기서는 경제이론과 기존의 연구결과를 토대로 본 논문에 이용될 수 있는 巨視經濟變數들을 金融市場, 實物市場 그리고 海外市場으로 구분한 후, 각각의 시장을 대표할 수 있는 중요한 거시경제변수들을 선정하고자 한다.

(1) 金融市場變數

1) 通貨量

통화량의 변화가 경제에 미치는 영향에 대한 견해는 거시경제학자들간에 상당한 인식의 차이가 있다.⁵⁾ 예를 들어, 케인지안(Keynesian)의 견해는 다음과 같다. 즉

통화공급의 증가→이자율하락→투자증대→승수효과에 의한 국민소득증대

이와 같은 케인지안의 견해에 대해 通貨主義(monetarism)는 통화공급을 계속 증대시키면 케인즈가 말했듯이 일시적으로는 이자율이 내려가서 투자를 증대시키고 그 결과 유효수요가 증대되어 생산량도 확대될 수 있으나, 일시적인 생산량의 증대는 화폐수요를 증대시킬 뿐만 아니라 물가상승에 따른 명목화폐수요 역시 증대하게 되어 이자율이 상승할 수 있다고 주장하였다. 즉

통화공급 증가→인플레이션→인플레이션 기대심리형성→명목이자율상승

이상과 같은 巨視經濟學者들의 견해를 종합하면 통화량이 주식의 기대현금흐름과 위험조정할인율을 변화시켜 주식수익률에 영향을 미칠 수 있으나 그 방향은 각각 달라질 수 있음을 알 수 있다. 즉 케인지안의 주장이 타당하다면, 통화량이 증가하는 경우 이자율의 하락으로 인한 위험조정할인율의 하락과 승수효과에 의한 기대현금흐름의 증가에 의해서 주식수익률은 상승하게 될 것이다. 즉 通貨量과 株式收益率은 正(+)의 관계를 가지게 된다. 반면에 通貨主義의 주장이 타당하다면, 통화량이 증가하는 경우 인플레이션과 이자율의 상승으로 인한 위험조정수익률의 상승에 의해서 주식수익률은 오히려 하락할 수도 있다. 즉 通貨量과 株式收益率은 負(-)의 관계를 가질 수 있음을 시사한다. 이와 같이 통화량과 주식수익률의 관계는 각각의 경제상황에 따라

5) 金峻永, 合理的 期待 巨視經濟學, 博英社, 1990, pp.87-99.

달라질 수 있으므로 그 관계를 이론적으로 명확하게 정립하기는 어려운 일이다.

通貨量과 株價의 관계를 직관적으로 살펴보면 다음과 같다. 일반적으로 통화공급이 증가하면 풍부한 流動性(liquidity)에 따른 주식수요의 증대에 의해서 주가는 상승하게 된다. 반대로 통화공급이 감소하면 투자자들은 감소된 유동성을 보전하기 위하여 상대적으로 비유동적인 주식을 처분하려 할 것이며, 이와 같은 행동에 의해서 주가는 하락하게 된다. 즉 통화량과 주가는 正(+)의 相關關係를 가진다. 그러나 실질생산량의 증가와 무관한 통화량의 증가는 직접적인 인플레이션의 원인이 되며, 이 경우 통화량의 증가와 주가는 負(-)의 관계를 가질 수 있다.

기존의 실증분석결과에 의하면, 미국의 경우 株價와 通貨量은 상당히 밀접한 관계가 있는 것으로 나타나고 있으나, 우리나라의 경우에는 그 관계가 다소 불명확한 것으로 나타나고 있다.⁶⁾

Homa & Jaffee(1971), Hamburger & Kochin(1972), Cooper(1974) 등은 통화주의 견해에 근거하여 通貨量의 變化는 株價에 先行하여 변화한다는 사실을 발견하였다. 이들은 사전적인 과거의 통화량 변화를 관찰함으로써 주가를 예측할 수 있다고 주장하였다. 이와 같은 사실에 의하면, 통화공급에 관한 정보가 주식시장에 효율적으로 반영되지 못한다는 것이다.

이와는 다르게 Rozeff(1974), Rogalski & Vinso(1977), Sorensen(1982) 등은 通貨供給에 대해서 株式市場은 效率的이라고 주장하였다.

본 논문에서는 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 통화량과 관련된 주요지표로서 다음과 같은 지표들을 선정하였다.

- M1(평균잔액)의 실질증가율
- M2(평균잔액)의 실질증가율
- M3(말잔액)의 실질증가율
- 요구불예금 회전을
- 전국어음부도를

2) 金利

利率의 變化에 의해서 기업의 資本費用인 할인율 k 가 변화하며, 그것에 의해서 주식수익률은 영향을 받는다. 일반적으로 이자율이 상승하면 위험조정할인률이 상승하게 되어 주가는 하락하게 된다. 그러므로 이자율과 주식수익률은 負(-)의

6) 우리나라에서의 실증분석은 이상빈(1988), 김철교(1989) 그리고 고성수(1990) 등을 참조.

관계를 가진다고 할 수 있다.

본 논문에서는 현실적으로 이용가능한 금리지표로서 다음과 같은 지표들을 선정하였다.

- 정기에금금리(3-6개월)
- 회사채유통수익률
- 국공채수익률

3) 物價

앞의 식(3)에 의해서 株式收益率과 物價上昇(inflation)과의 관계는 다음과 같이 요약할 수 있다. 물가가 상승할 경우, 다른 요인이 일정하다면 투자자들은 인플레이션으로 인한 구매력 감소를 보상받기 위하여 더 높은 수익률을 요구하게 된다. 그 결과, 할인률 k 가 상승하게 되어 주식수익률에 負(-)의 효과를 미칠 수 있다. 그러나 물가상승으로 인하여 기업의 명목현금흐름이 증가할 수 있다. 이 경우 기업의 명목현금흐름이 인플레이션과 동일한 비율로 증가한다면, 주식은 인플레이션에 대하여 헷지效果(hedge effect)를 제공할 수 있다. 즉 인플레이션으로 인한 實質收益率의 감소가 없다면 주식은 인플레이션의 헷지수단이 될 수 있다. 이와 같은 논리는 名目收益率이 期待實質收益率과 期待인플레이션률의 합이라는 Fisher의 가설과 유사하다. 이를 식으로 표현하면 다음의 식(4)와 같다.

$$N_{t-1} = E(R_t | t-1) + E(I_t | t-1) \quad (4)$$

단, N_{t-1} : (t-1)기간 말에 관찰된 명목수익률

$E(R_t | t-1)$: t기간 말의 실질수익률에 대한 기대치

$E(I_t | t-1)$: t기간 말의 인플레이션율에 대한 기대치

식(4)에서 볼 수 있는 바와 같이 명목수익률은 인플레이션율과 일대일의 관계를 가지고 있기 때문에 기대실질수익률은 인플레이션율과 독립적이다. 그러므로 Fisher의 가설에 의하면 인플레이션율과 동일하게 주식의 명목수익률이 상승하므로 주식의 실질수익률은 변하지 않는다. 즉 주식이 인플레이션에 대한 헷지수단으로 이용될 수 있다는 것이다.

이와 같은 Fisher의 가설이 성립하는지(즉 주식이 인플레이션에 대하여 헷지능력이 있는지)에 관해서 Fama & Schwert(1977), Schwert(1981), Gultekin(1983), Geske

& Roll(1983), Solnik(1983) 등의 많은 실증적인 연구가 있었다. 그리고 국내에서는 김영규(1988), 박정운(1989), 김철교(1990), 고성수(1990) 등의 실증적 연구가 있었다. 그러나 이상의 국내·외 연구결과들의 대부분은 주식이 인플레이션에 대해서 헷지수단이 되지 못하고 있음을 보여준다. 즉 주식수익률과 인플레이션은 負(-)의 相關關係를 이룬다는 것이다. 인플레이션을 예측하기 위하여 Box & Jenkins(1976)에 의해서 개발된 ARIMA모형을 사용하였다. 실제인플레이션과 예측된 인플레이션(즉 기대인플레이션)의 차이는 豫測誤差(forecast error)로서 예상하지 못한 인플레이션의 추정치라 할 수 있다. 소비자물가지수(CPI)와 도매물가지수(WPI)를 이용하여 실제 인플레이션율을 각각 다음과 같이 정의하였다.

- 소비자물가상승률(INF^c) = $\ln(CPI_t/CPI_{t-1})$
- 도매물가상승률(INF^w) = $\ln(WPI_t/WPI_{t-1})$

自己相關函數(autocorrelation function)와 偏自己相關函數(partial autocorrelation function)의 형태를 관찰하여 소비자물가상승율과 도매물가상승율에 대한 각각의 적절한 ARIMA모형을 識別(identification)하였다.⁷⁾

ARIMA(0, 1, 1)에 의해서 추정된 소비자물가상승율(INF^c)의 예측모형은 다음과 같다.⁸⁾

$$\Delta INF_t^c = -0.01538 + e_t - 0.79743e_{t-1} \tag{5}$$

(-1.24) (14.61)

단, $\Delta INF_t^c = INF_{t-1}^c$

e_t : t월의 예상하지 못한 소비자물가상승률

() : 각 계수의 t값

그리고 ARIMA(1, 1, 1)에 의해서 추정된 도매물가상승률(INF^w)의 예측모형은 다음과 같다.

7) ARIMA模型의 識別에 관한 사항은 다음의 文獻을 참조.

S.Makridakis, S.C.Wheelwright, and V.E.McGee, Forecasting, 2nd ed. (John Wiley & Sons, 1983), pp.413-440.

8) PC SAS/ETS 6.03을 이용하여 最尤推定法(maximum likelihood estimation method)으로 豫測模型의 母數를 推定하였다.

$$\Delta \text{INF}_t^w = -0.01335 + 0.24358 \Delta \text{INF}_{t-1}^w + e_t - 0.91563 e_{t-1} \quad (6)$$

(-0.99) (2.55) (20.33)

단, $\Delta \text{INF}_t^w = \text{INF}_t^w - \text{INF}_{t-1}^w$

e_t : t월의 예상하지 못한 도매물가상승률

() : 각 계수의 t값

본 논문에서는 식(5)와 식(6)에 의해서 추정된 기대인플레이션과 예상하지 못한 인플레이션을 물가에 관한 지표로서 사용하였다.

- 기대소비자물가상승률
- 예상하지 못한 소비자물가상승률
- 기대도매물가상승률
- 예상하지 못한 도매물가상승률

4) 株式市場

株式市場의 전체적인 움직임을 나타내는 指標로는 綜合株價指數, 配當收益率, 去來量 등이 있는데 이 중에서 일반투자자들이 가장 큰 관심을 가지고 있는 대표적인 지표는 시장전체 주가의 움직임을 나타내는 綜合株價指數라 할 수 있다. 그리고 주식의 配當收益率은 주식의 수익성정도를 나타내는 지표로서 주식의 기대현금흐름에 직접적으로 영향을 미치는 중요한 지표이다. 또한 株式去來量은 주가와 밀접한 관계를 가지고 움직이고 있다. 즉 주가가 상승하는 시점에서는 주가가 계속 오를 것이라고 예상하는 매수세력과 이를 기다리고 있던 매도세력이 서로 집중함으로써 거래량은 늘게 되고 반면에 주가가 하락하는 시점에서는 반대로 거래량이 감소하는 추세를 보이는 것이 일반적이다.⁹⁾

그러나 거래량에 의해서 주식시장의 流通水準을 정확히 파악하기는 어려운 일이다. 이 경우 장기간에 걸친 보다 정확한 주식시장의 유통수준을 알아보기 위한 지표로서 上場株式回轉率과 時價總額回轉率이 있다. 이와 같은 회전율은 일반적으로 거래가 활발하고 주가가 상승하는 활황기에는 높아지나, 반대로 침체기에는 낮아진다. 이상의 분석결과를 종합하여 본 논문에서는 주식시장의 움직임을 나타내는

9) 去來量과 株價에 관한 實證的 研究에 의하면 미국뿐만 아니라 우리나라에서도 正(+)의 相關關係를 가진다고 한다. 이와 같은 실증분석에 관해서는 Harris(1986), 鄭鍾洛(1987) 등을 참조.

주요한 지표로서 다음과 같은 지표들을 선정하였다.

- 종합주가지수수익률
- 가중평균배당수익률
- 거래량증가율
- 상장주식회전율
- 시가총액회전율

(2) 實物市場變數

거시경제적 측면에서 각 기업의 미래현금흐름은 경제의 전반적인 상황을 나타내는 景氣와 관련이 있다. 그러므로 미래현금흐름에 영향을 미치는 景氣變動과 株式收益率間에는 밀접한 관계를 가지고 있을 것이다.¹⁰⁾ 산업의 미래전망은 일반적인 경제상황과 밀접한 관계를 가지고 있다. 경제가 호황일 때는 대부분의 기업이이익은 증가하는 경향이 있는 반면에 경제가 불황일 때는 대부분의 기업이이익은 감소하는 경향이 있다. 그러므로 국민경제의 현재상황을 나타내는 경기와 관련된 지표들은 투자자들이 주식의 미래수익력을 예측하는데 도움을 줄 수도 있다. 기업의 미래수익력과 밀접한 관계를 가지고 있는 실물시장의 움직임을 살펴보기 위해서는 경기동향을 종합적으로 나타내는 景氣綜合指數의 파악과 더불어 경기변동의 원인인 個別指標들의 움직임도 동시에 살펴보아야 한다. 그러므로 본 논문에서는 기업의 미래현금흐름에 영향을 미칠 수 있는 실물시장과 관련된 대표적인 거시경제지표로서 다음과 같은 지표들을 선정하였다.

- 경기선행지수증가율
- 경기동행지수순환변동치증가율
- 산업생산지수증가율
- 제조업가동률지수증가율
- 도소매판매액지수증가율
- 건축허가연면적증가율
- 자본재생산지수증가율
- 제조업임금증가율

10) Fama & French(1989)는 景氣變動과 期待收益率(즉 危險調整割引率)이 逆으로 관련되어 있다고 주장함으로써 景氣變動과 株式收益率의 관계를 간접적으로 설명하였다.

- 실업률
- GNP성장을

(3) 海外市場變數

개방경제체제하에서 국민경제는 貿易收支, 輸出動向, 換率, 原油價 등의 海外市場變數와 밀접한 관계를 가지고 있다. 그러므로 이와같은 해외시장변수는 株價에 직접 또는 간접적으로 영향을 미칠 수 있다. 예를 들면, 무역수지 흑자, 순수출(수출-수입)의 증대, 안정적인 환율인하, 원유가의 안정 등에 의해서 지속적인 경제성장을 이룰 수 있으며 이에 따라 주가도 상승할 수 있다. 그러나 실제로는 해외시장변수가 주가에 미치는 영향은 매우 복잡적이므로 단순히 해외시장변수와 주가의 관계를 말할 수는 없다. 일반적으로 수출의 감소, 수입의 증가 등으로 인한 貿易收支의 赤字는 기업의 기대현금흐름은 감소시키며, 그 결과 株價는 하락하게 된다. 반대로 貿易收支의 黑字는 해외부문으로부터의 자금유입을 증대시키고, 그 결과 시중의 유동성증대로 인한 주식의 매입수요가 증가하므로 株價가 상승할 수 있다.¹¹⁾

換率은 국내화폐와 외국화폐의 교환비율로서 외국화폐와 비교한 국내화폐의 가치를 나타낸다. 이와 같은 환율은 기본적으로 외환시장에서의 외환에 대한 수요와 공급에 의해 결정되나 인플레이션, 금리차, 정치사회의 안정성여부 등 복합적인 요인에 의해서 영향을 받는다. 일반적으로 환율이 과도하게 切上되면 수출은 줄고 수입은 늘어 경상수지가 나빠지고 우리나라와 같이 대외의존도가 높은 나라에서는 경제성장이 낮아지게 되어 株價를 하락시킬 수도 있으나, 한편으로는 수입물가가 떨어져 국내물가가 하락하고 기업의 외채상환 부담이 줄어들므로 株價를 상승시키는 작용을 할 수도 있다. 반면에 환율이 과도하게 切下되면 반대로 수출이 늘고 수입이 줄어 경상수지는 개선되어 株價를 상승시키나, 한편으로는 수입물가가 올라 국내 물가가 상승하는 부작용을 초래할 수 있으므로 株價를 하락시킬 수도 있다. 이와 같이 환율변동은 경제 여러 분야에 이해가 상반되는 영향을 미치게 되므로 換率과 株價의 관계는 일률적으로 말할 수는 없다.

油價變動은 기업의 수익성과 물가에 영향을 미치며, 그 결과 株價에도 영향을 미친다고 할 수 있다.¹²⁾ 특히 에너지 의존도가 매우 높은 우리나라의 경우 유가변동은

11) 우리나라의 경우 國際收支가 黑字로 전환되던 1986년부터 株式市場이 급팽창하기 시작하였다. 그러므로 國際收支와 株式市場은 밀접한 관계를 가지고 있음을 추측할 수 있다.

12) Kling(1985)은 效率의 市場假說에 입각하여 原油價格이 未來 株式價格에 대한 情報를 제공할 수 있다고 주장하였다.

기업의 수익성에 직접적으로 영향을 미치므로 주가에도 큰 영향을 미칠 수 있다.

이상의 분석내용을 토대로 본 논문에서 선정한 海外市場과 관련된 주요한 거시경제지표는 다음과 같다.

- 무역수지증가율
- 수출신용장(L/C)내도액증가율
- 對 \$ 환율증가율
- 原油價증가율

III. 實證的 研究

본 장에서는 우리나라의 거시경제자료와 주식수익률자료를 이용하여 다음과 같은 실증적 분석을 차례로 실시하였다. 먼저 II장에서 선정한 31개의 거시경제변수들에 대해서 직접 요인분석을 실시하여 경제전체를 몇 개의 차원으로 구분한 후, 각 차원의 성격을 대변할 수 있는 거시경제변수들을 추출하였다. 그리고 APM을 이용하여 要因分析에 의해 추출된 거시경제변수들 중 주식수익률에 유의적인 영향을 미치는 ‘價格化’된 巨視經濟變數를 발견하였다.

1. 實證資料와 巨視經濟變數의 抽出

(1) 實證資料

본 논문은 1980년 1월부터 1990년 12월까지 132개월동안 계속하여 상장되어 있는 304개 기업에 대한 月別株式收益率資料와 동기간동안 이용가능한 31개의 巨視經濟變數의 月別資料를 이용하였다. 월별주식수익률 자료는 신평-KAIST 수익률파일을 이용하였다. 그리고 거시경제변수의 월별자료는 조사통계월보(한국은행), 한국통계월보(통계청), 경기종합지수(통계청), 주식(증권거래소), 증권조사월보(증권감독원) 등을 이용하여 수집하였다. 본 논문에서 사용한 거시경제변수의 목록은 다음의 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 거시경제변수목록

변수	변 수 명	비 고
M1	M1(평균잔액)실질증가율	$\ln(M1_t/M1_{t-1}) - \ln(CPI_t/CPI_{t-1})$
M2	M2(평균잔액)실질증가율	$\ln(M2_t/M2_{t-1}) - \ln(CPI_t/CPI_{t-1})$
M3	M3(말잔액)실질증가율	$\ln(M3_t/M3_{t-1}) - \ln(CPI_t/CPI_{t-1})$
M4	요구불예금회전율	
M5	전국어음부도율	
INT1	정기예금금리(3-6개월)	
INT2	회사채유통수익률	
INT3	국공채수익률	
INF1	기대소비자물가상승률	
INF2	예상하지 못한 소비자물가상승률	
INF3	기대도매물가상승률	
INF4	예상하지 못한 도매물가상승률	
SM1	종합주가지수수익률	
SM2	가중평균배당수익률	
SM3	거래량증가율	
SM4	상장주식회전율	거래량/상장주식수
SM5	시가총액회전율	거래대금/시가총액
RM1	경기선행지수증가율	$\ln(RM1_t/RM1_{t-1})$
RM2	경기동행지수순환변동치증가율	$\ln(RM2_t/RM2_{t-1})$
RM3	산업생산지수증가율	$\ln(RM3_t/RM3_{t-1})$, 제조업
RM4	제조업가동률지수증가율	$\ln(RM4_t/RM4_{t-1})$
RM5	도소매판매액지수증가율	$\ln(RM5_t/RM5_{t-1})$
RM6	건축허가연면적증가율	
RM7	자본재생산지수증가율	$\ln(RM7_t/RM7_{t-1})$
RM8	제조업임금증가율	보너스제외, 실질
RM9	실업률	
RM10	GNP성장율	실질, 연율
EX1	무역수지증가율	$(EX1_t - EX1_{t-1}) / EX1_{t-1} $
EX2	수출신용장(L/C)내도액증가율	
EX3	대 \$ 환율증가율	
EX4	원유가증가율	Oman유

(2) 要因分析을 이용한 巨視經濟要因의 抽出

APM을 검증하기 위하여 먼저 주식수익률에 체계적으로 영향을 미치는 몇 개의 共通要因을 추출하여야 한다. 이를 위하여 기존의 연구는 대체적으로 다음과 같은 두 가지 방법에 의존하고 있다. 첫째는 주식수익률 자체에 대하여 要因分析을 실시하여 몇 개의 공통요인을 추출하는 방법이다. 둘째는 경제/재무이론에 의해 주식수익률에 체계적으로 영향을 미친다고 생각되는 소수의 거시경제변수를 사전에 선정하는 방법이다. 그러나 이와 같은 기존의 두 가지 방법들은 다음과 같은 문제점을 내포하고 있다. 즉 첫번째 방법은 요인의 경제적인 의미를 확인하기 어렵다는 문제점을 가지고 있으며, 두번째 방법은 중요한 巨視經濟變數가 제외될 가능성이 있다는 문제점을 가지고 있다.

이와는 달리 본 논문에서는 株式評價模型과 기존의 연구결과를 토대로 추출한 31개의 거시경제변수에 대해서 직접 요인분석을 실시하여 경제전체를 대표할 수 있는(즉 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는) 몇 개의 共通的 要因을 추출하였다.¹³⁾

要因分析의 일반적인 목적은 최소한의 정보손실로 다수의 변수들 속에 들어있는 정보를 소수의 새로운 복합적 차원(즉 요인)으로 압축 요약하는 것이다. 즉 요인분석은 변수들의 밑에 깔려있는 기본적인 구조 또는 차원을 찾아서 정의하는 것이다. 그러므로 본 논문에서는 31개의 경제변수들 속에 숨어있는(즉 쉽게 관찰되지 않는) 일련의 차원을 확인하고 多要因價格決定模型의 검증에 필요한 공통요인(즉 巨視經濟要因)들을 찾아내기 위하여 요인분석방법을 사용하였다.

요인분석은 主成分分析法(principal component analysis)을 이용하였으며, 요인의 해석을 보다 용이하게 하기 위하여 VARIMAX방법에 의해서 直角回轉시켰다. 요인 분석결과는 다음의 <표 2>와 같다.

<표 2> 요인분석 결과

변수	요인1	요인2	요인3	요인4	요인5	요인6	공통성
SM2	.9663	-.0239	-.0769	.0258	.0401	-.0410	.9441
INF3	.9190	-.0178	-.0348	-.2804	.0971	-.1101	.9462
INF1	.9176	-.0155	-.0349	-.2838	.0977	-.1088	.9453
INT1	.9103	-.0154	-.0161	.2063	-.0842	-.0682	.8834
INT3	.8682	-.0131	-.0941	.2977	-.1389	-.0092	.8707

13) 株式收益率에 대하여 要因分析을 실시하는 경우에는 추출된 요인의 의미를 확인할 수 없으나, 구체적인 의미를 가지고 있는 巨視經濟變數들에 대하여 要因分析을 실시할 경우 추출된 要因의 意味를 확인할 수 있다.

INT2	.8292	-.0023	-.0726	.3557	-.1564	-.0221	.8442
M5	.7689	.0505	-.0336	-.2783	.0390	-.0287	.6746
RM9	.7467	.0402	.0668	-.1646	.1286	-.2610	.6753
M4	-.7055	.1102	-.0208	.4022	-.2272	.2137	.7693
RM10	-.6775	-.0409	.1650	-.2754	.2146	-.0386	.6113
RM8	-.5408	.0614	-.0849	-.2359	.0678	.2407	.4217
EX3	.4782	-.0456	-.1287	.1482	-.0551	.1336	.2902
RM4	-.0169	.8843	-.0543	-.0097	.1832	-.0152	.8190
RM3	-.0383	.8770	-.0240	.0017	.2512	-.0397	.8358
RM5	-.0276	.7447	-.0729	.0385	.0204	.3301	.6715
RM6	-.0262	.7207	.1615	-.0580	-.0419	-.1638	.5782
EX2	.0435	.7130	.0585	-.0347	-.0479	.0684	.5218
SM5	-.3842	-.0327	.8212	.0594	.0130	-.0709	.8318
SM1	-.0136	.0741	.8157	.0003	.0737	.1003	.6866
SM4	-.4446	-.0015	.8140	.0824	.0317	-.0686	.8728
SM3	.1328	-.0246	.6292	-.0183	.0108	.1246	.4301
EX4	-.0868	-.1161	-.2538	.0931	-.1492	.1543	.1402
INF2	-.0768	.0420	.0545	.8950	-.0890	-.1655	.8469
INF4	.1342	-.0755	-.0429	.8120	-.0086	-.0763	.6908
RM2	-.0118	.0895	-.0249	-.0379	.9085	-.0092	.8357
RM7	-.0461	.0824	.0099	-.0046	.7622	.0284	.5907
RM1	-.0180	.0713	.2093	-.0815	.7620	.0778	.6426
M1	-.0284	.0109	.0480	-.0264	.0725	.8750	.7747
M2	-.0713	-.1412	.0720	-.2515	-.0112	.8402	.7995
M3	-.3350	.1297	-.1093	-.4026	.0006	.5241	.5777
EX1	-.0928	.2121	.0260	.0553	.0278	.3228	.1623
고 유 근	8.0453	3.2885	2.6502	2.5603	2.3260	2.3147	21.1850
설명률(%)	25.9527	10.6081	8.5492	8.2591	7.5032	7.4666	68.3388

〈표 2〉에서 요인의 경제적 의미를 쉽게 확인할 수 있도록 要因負荷(factor loading)의

크기에 의해서 변수의 순서를 재정렬하여 유의성이 높은 변수들은 밑줄을 그어서 표시하였다.¹⁴⁾ 要因行列(factor matrix), 즉 <표 2>에서 요인부하를 살펴봄으로써 추출된 6개의 요인에 대하여 의미를 부여할 수 있다. 요인부하는 要因과 變數간의 相關關係를 나타낸다. 각 요인에 대해서 유의적인 요인부하를 가지는 변수들의 공통적인 특성을 살펴봄으로써 요인의 경제적인 의미를 관찰할 수 있다. 즉 실질적인 요인의 해석(즉 명명)은 유의성이 높은 요인부하를 가지는 변수를 중심으로 이루어진다. <표 2>에 의해서 유의적인 요인부하를 가지는 변수들의 속성을 관찰하면, 요인 1에 유의적인 변수들은 주로 금리와 관련된 변수들이라 할 수 있다. 그리고 대체적으로 볼 때 요인 2에는 생산과 관련된 변수, 요인 3에는 주식시장과 관련된 변수, 요인 4에는 豫想하지 못한 인플레이션과 관련된 변수, 요인 5에는 경기와 관련된 변수, 요인 6에는 통화량과 관련된 변수들이 각각 유의적임을 알 수 있다. 다음 단계의 檢證模型에 이용하기 위하여 31개의 경제변수들을 대표할 수 있는 몇 개의 巨視經濟變數가 필요하다. 이와 같이 다수의 변수들을 대표하는 변수들을 구하는데는 다음과 같은 두 가지 방법을 이용할 수 있다.

첫째, 要因點數(factor scores)를 이용하는 방법이 있다. 요인점수는 원변수들을 압축 요약하여 새로이 생성된 합성치로서 Anderson-Rubin법, 回歸分析法, Bartlett법 등에 의해서 추정될 수 있다.

둘째, 代用變數(surrogate variables)를 선택하는 방법이 있다. 이는 특정 요인을 대표하는 대용변수로서 높은 요인부하를 가지는 변수들을 관찰하여 그 중 특정요인을 가장 잘 대표할 수 있는 변수를 선택하는 방법이다. 앞의 <표 2>에서 요인부하를 관찰하면 각 요인에 대한 대용변수를 선택할 수 있다. 금리동향을 나타낸다고 할 수 있는 요인 1의 요인부하를 살펴보면 가중평균배당수익률, 기대도매물가상승율, 기대소비자물가상승율, 정기에금금리, 국공채수익률, 회사채유통수익률 등이 0.83이상의 높은 요인부하 값을 가진다. 그러므로 요인 1을 대표할 수 있는 변수로서 실세 금리동향을 가장 잘 나타낸다고 추정되는 會社債流通收益率을 선택하였다.¹⁵⁾ 이와 같은 방법으로 나머지 요인들에 대해서도 대용변수를 선택할 수 있다. 각 요인에 대하여 대용변수를 선정한 결과는 다음의 <표 3>에 나타나 있다. 이와 같이 선택된 경제변

14) SPSS/PC V3.0을 이용하여 要因分析을 실시하였다.

15) 代用變數를 선정할 때, 가장 높은 要因負荷값을 가지는 변수를 선정하는 것이 일반적이다. 그러나 변수에 관한 事前的 知識이 있을 경우 약간 낮은 要因負荷값을 가지는 변수라 하더라도 분석의 목적상 그것을 代用變數로 선정할 수 있다. 자세한 내용은 다음을 참조. Hair, J.F. Jr., R.E. Anderson and R.L. Tatham, *Multivariate Data Analysis with Reading*, 2nd ed. (Macmillan Publishing Company, 1987), pp.258-259

수들은 Chen, Roll & Ross(1983, 1986)가 사용하였던 변수들과 상당히 유사함을 알 수 있다.

〈표 3〉 각 요인에 대한 대응변수의 선정

요 인	경제적 의미	대 응 변 수
요인1	금리요인	회사채유통수익율
요인2	생산요인	산업생산지수증가율
요인3	주식시장요인	종합주가지수수익률
요인4	인플레이션요인	예산하지 못한 소비자물가상승률
요인5	경기요인	경기동행지수순환변동치증가율
요인6	통화요인	실질통화량(M1)증가율

要因點數는 요인에 걸려있는 모든 변수들을 이용하여 생성된 합성치로서 변수들의 종합적인 특성을 잘 대표할 수 있다는 장점이 있으나, 요인점수들은 要因構造의 不安定性으로 인하여 요인점수의 부호와 그 크기가 안정적이지 못하다는 단점을 가지고 있다. 그리고 代用變數를 이용하는 방법은 요인점수가 가지는 요인구조의 불안정성 문제를 해결할 수 있으나, 단지 하나의 특성만을 대표한다는 문제점이 발생하게 된다. 이와 같이 두 방법은 모두 장 단점을 가지고 있으나, 요인점수를 이용할 경우 발생할 수 있는 요인구조의 불안정성이 본 논문의 결과를 도출하는데 보다 더 큰 문제점이 될 수 있다. 그러므로 본 논문에서는 경제전체를 대표하는 요인으로서 대응변수를 다음의 검증모형에 이용하였다.

2. APM의 檢證方法

(1) 檢證期間 및 포트폴리오의 構成

표본기간 11년(1980.1-1990.12)을 4년씩 겹쳐서 8개의 기간으로 나누었다. 첫번째 기간은 1980.1-1983.12, 두번째 기간은 1981.1-1984.12, 그리고 이와 같은 방법으로 계속해서 기간을 나누면 마지막 8번째 기간은 1987.1-1990.12 이 된다. 이와 같은 방법으로 나누어진 각 기간에서 304개의 주식들을 3번째 연도말의 시가총액에 따라 순서대로 나열한 후 20개의 포트폴리오를 구성하였다. 첫번째 포트폴리오와 마지막 포트폴리오의 구성주식수는 각각 17개씩이며, 그리고 나머지 18개의 포트폴리오들의 구성주식수는 각각 15개씩이다. 이와 같이 구성된 포트폴리오들의 수익률은 각 기간의

3번째 연도말의 주식의 시가총액에 의해서 가중평균한 것이다.¹⁶⁾

(2) 2段階 檢證模型

본 논문에서는 4년씩으로 구성된 8개의 각 기간마다 처음 3년동안의 時系列資料를 이용하여 각 포트폴리오의 경제변수들에 대한 베타係數(즉 敏感度)를 추정하고, 이를 이용하여 마지막 4번째 연도의 각 월에서 橫斷面回歸分析을 실시하였다.¹⁷⁾

1) 時系列模型

4년씩으로 구성된 8개의 각 기간마다 처음 3년동안의 월별 시계열자료를 이용하여 20개의 포트폴리오 각각에 대해서 다음과 같은 時系列回歸分析을 실시하였다.

$$r_t = \alpha + \beta_1 INT2_t + \beta_2 RM3_t + \beta_3 SM1_t + \beta_4 INF2_t + \beta_5 RM2_t + \beta_6 M1_t + e_t$$

단, r_t : t월의 포트폴리오수익률 (7)

α : 절편(상수항)

β_m : 거시경제변수 m에 대한 포트폴리오의 민감도

(단, $m=1, \dots, 6$)

e_t : t월의 포트폴리오 잔차항

식 (7)의 회귀분석에 의해서 각 포트폴리오마다 6개의 경제변수들에 대한 민감도를 추정할 수 있다.

16) 時系列模型에서 추정한 回歸係數를 橫斷模型의 獨立變數로 사용할 경우 발생할 수 있는 變數誤差 問題를 통제하고, 個別株式收益率에 포함되어 있는 非正常的인 騒音(noisy)을 감소시키기 위하여 포트폴리오를 구성하였다. 그러나 포트폴리오를 구성하는 경우 變數誤差 問題에 의해서 발생할 수 있는 一致性(consistency) 問題는 어느정도 해결할 수 있으나 效率性(efficiency) 問題가 제기될 수 있다. 그러므로 이와 같은 效率性 問題를 줄이기 위해서는 포트폴리오간의 變動이 커지도록 포트폴리오를 구성하여야 한다. Chen, Roll & Ross(1986)는 企業規模에 따라 포트폴리오를 구성하는 경우 이러한 統計的인 問題들을 상당히 완화시킬 수 있다고 하였다. 이에 관한 자세한 내용은 다음을 참조. C.Huang, and R.H.Litzenberger, Foundations for Financial Economics, (North-Holland, 1988), pp.299-356.

變數誤差問題를 줄이는 또다른 방법으로 Burmeister & McElory(1988a,b)에 의해서 개발된 非線形 無關回歸分析(nonlinear seemingly unrelated regression)이 있다.

17) 이 방법은 Fama-MacBeth(1973)가 사용하였던 방법과 유사하다.

2) 橫斷面回歸模型

식(7)에 의해서 추정된 각 포트폴리오의 경제변수들에 대한 민감도(즉 베타계수)를 이용하여 4번째 연도의 각 월마다 다음과 같은 橫斷面回歸分析을 실시하였다.¹⁸⁾

$$r_j = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_j(\text{INT2}) + \lambda_2 \hat{\beta}_j(\text{RM3}) + \lambda_3 \hat{\beta}_j(\text{SM1}) + \lambda_4 \hat{\beta}_j(\text{INF2}) \\ + \lambda_5 \hat{\beta}_j(\text{RM2}) + \lambda_6 \hat{\beta}_j(\text{M1}) + \varepsilon_j \quad (8)$$

단, r_j : 포트폴리오 j 의 수익률(단, $j=1, 2, \dots, 20$)

λ_0 : 무위험자산의 수익률 또는 제로베타포트폴리오의 수익률

λ_m : 거시경제변수 m 의 위험프리미엄(단, $m=1, \dots, 6$)

ε_j : 포트폴리오 j 의 전차항

식(8)의 橫斷面回歸模型에 의해서 1983.1-1990.12 기간동안 매월 각 위험프리미엄(즉 回歸係數)의 추정치를 구할 수 있다. 이와 같은 방법으로 추정된 각 월의 위험프리미엄에 대한 시계열자료를 이용하여 각 경제변수의 위험프리미엄의 통계적 유의성을 검증할 수 있다.

추정된 위험프리미엄 $\hat{\lambda}_m$ 의 통계적 유의성을 검증하기 위한 가설은 다음과 같다.

$$H_0: \lambda_m = 0 \quad \text{단, } m=0, 1, \dots, 6 \quad (9)$$

식(9)의 가설을 검증하기 위하여 다음과 같은 t 검증을 실시하였다.

$$\frac{\bar{\hat{\lambda}}_m}{s(\hat{\lambda}_m)/\sqrt{T}} \sim t_{T-1} \quad (10)$$

단, T : $\hat{\lambda}_m$ 의 총추정월수

$$\bar{\hat{\lambda}}_m = \text{각 추정치의 평균, 즉 } \bar{\hat{\lambda}} = \frac{\sum \hat{\lambda}_{mt}}{T}$$

$s(\hat{\lambda}_m)$: 각 추정치의 표준편차

18) 橫斷回歸分析시 殘差의 異分散(heteroscedasticity)을 고려하기 위하여 加重最小自乘法(weighted least square method)을 이용하였다. 이 경우 각 기간에 대해서 橫斷面 OLS를 실시하여 全體期間(1983.1-1990.12)동안의 각 포트폴리오의 殘差를 구한 후, 그 標準偏差를 각각 推定하여 그 逆數 $1/\hat{\sigma}_j$ 를 포트폴리오 j 에 대한 加重值로 사용하였다.

식(10)과 같은 t검증에 의해서 株式收益率의 橫斷面的 差異를 설명할 수 있는 유의적인 (즉 價格化된) 巨視經濟變數를 확인할 수 있다.

3. 實證的 分析結果

(1) 時系列分析結果

앞의 시계열모형 식(7)에 의해서 추정된 경제변수들에 대한 각 포트폴리오의 평

〈표 4〉 경제변수에 대한 민감도(베타계수)

포트폴리오	$\hat{\beta}(\text{INT2})$	$\hat{\beta}(\text{RM3})$	$\hat{\beta}(\text{SM1})$	$\hat{\beta}(\text{INF2})$	$\hat{\beta}(\text{RM2})$	$\hat{\beta}(\text{M1})$	\bar{R}^2
1(최소)	.0801	-.1682	.7409	-.2515	1.1197	-.5044	.3890
2	.6986	-.0138	.7206	.0531	.5259	-.3775	.4661
3	.3555	-.1059	.7384	-.2103	1.4699	-.1610	.5021
4	.4709	-.0865	.7183	.3439	.6679	-.1852	.4908
5	.5993	-.0201	.6930	.0923	.4299	-.1777	.4656
6	.1579	-.1272	.8035	-.2046	.4140	-.2149	.5208
7	.3543	-.0817	.6894	.5284	.2392	-.2084	.4807
8	.3140	-.1436	.7050	-.1334	.4179	-.2765	.4747
9	-.1138	-.0976	.7257	-.2704	.6352	-.1031	.5415
10	.5542	-.1141	.8538	.3825	.4000	-.1287	.5872
11	.1351	-.0761	.7665	-.2808	.7075	-.2340	.5581
12	-.1054	-.1419	.8349	.4480	.7316	-.2187	.5869
13	-.1105	-.1131	.8416	-.1878	.2515	-.1478	.5809
14	-.1964	-.1415	.8128	-.6328	-.1124	-.1011	.5783
15	.2410	-.0709	.9386	.7332	.3753	-.2264	.6271
16	.2177	-.1867	.9602	.5348	.7938	-.2299	.6697
17	.2579	-.1583	.8449	.0660	.6548	-.2171	.5782
18	.0526	-.1326	.9776	.5107	1.3249	-.2577	.6730
19	-.3562	-.2187	1.0629	.5307	.8876	-.3037	.6775
20(최대)	-.1697	-.1385	1.1138	.0779	.0124	-.1831	.7401

단, INT2=회사채유통수익률, RM3 =산업생산지수증가율

SM1 =종합주가지수수익률, INF2=예상하지 못한 소비자물가상승률

RM2 =경기동행지수순환변동치증가율, M1=실질통화량증가율

군베타계수는 다음의 <표 4>와 같다¹⁹⁾

<표 4>는 8개의 추정기간에서 각각 추정된 베타계수들을 단순평균하여 작성하였다. <표 4>에서 時系列模型의 평균적인 설명력을 나타내는 R^2 는 모든 포트폴리오에서 상당히 높게 나타나고 있으며, 특히 企業規模가 큰 주식으로 구성된 포트폴리오들에서 보다 현저하게 나타나고 있다. 이는 기업규모가 클수록, 그 수익률이 경제변수들의 움직임에 의해서 잘 설명될 수 있음을 의미한다. <표 4>에 나타난 베타계수의 의미를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 會社債流通收益率에 대한 각 포트폴리오의 평균베타계수 β (INT2)의 부호는 각 포트폴리오에서 일정하지 않다. 일반적으로 회사채유통수익률은 시중의 자금사정(즉 금리)를 나타내는 지표로서 그것의 증가는 시중자금사정의 악화(또는 割引率의 증가)를 의미하기 때문에 주식수익률에 負(-)의 영향을 미친다고 할 수 있다. 즉 β (INT2)가 陰(-)의 값을 가지는 것이 일반적일 것이다. 그러나 <표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 상당수의 포트폴리오의 경우(특히 소규모 주식의 경우)에 예상했던 것과 다르게 β (INT2)는 陽(+)의 값을 가지고 있다. 그 이유로서 회사채와 주식이 서로 대체적인 투자수단으로 이용될 수 있다는 것을 생각해 볼 수 있다. 만약 회사채와 주식이 서로 대체적인 투자수단이라 한다면, 회사채에 대한 수요의 감소(즉 회사채가격의 하락→회사채유통수익률의 증가)는 상대적으로 주식의 수요를 증가시켜 주가를 상승시킬 수 있으므로 주식수익률은 증가할 수 있을 것이다. 즉 β (INT2)는 陽(+)의 값을 가질 수 있다.

둘째, 産業生産指數增加率에 대한 각 포트폴리오의 평균베타계수 β (RM3)는 모든 포트폴리오에서 陰(-)의 부호를 가지고 있다. 즉 이는 다른 경제변수가 일정할 때 산업생산지수증가율이 상승한다면, 포트폴리오의 수익률이 하락한다는 것을 의미한다. 그러나 이러한 결과는 생산증가가 기업의 미래현금흐름에 正(+)의 영향을 미침으로써 주식수익률이 증가될 수 있다는 일반적인 이론과 상반되는 결과라 할 수 있다. 이와 같은 결과는 특히 경제침체국면(1980.1-1985.12)에 두드러지게 나타났는데, 이에 대한 한 가지 설명으로서 경제상황이 좋지 않을 때는 생산의 증가가 기업의 현금흐름에 正(+)의 영향을 미치지 못하고 오히려 판매감소로 인한 재고가 증가하여 그 결과 기업의 수익력이 감소할 수 있다는 점을 생각해 볼 수 있을 것이다. 그러므로 전체기간에서의 평균베타계수가 陰(-)의 값을 가지는 이유는 경제침체국면에서의 영향이 보다 현저하였기 때문이라 할 수 있다. 그리고 베타계수의 크기(절대치)는 기업규모에 따라 뚜렷한 양상을 나타내지는 않으나, 대체적으로 볼 때 기업규모가 클수록 약간 높은 경향이 있다. 이는 企業規模가 클수록 경제상황에 따라 생산량의

19) SPSS/PC⁺ V3.0을 이용하여 回歸分析하였다.

조정이 어렵기 때문일 것으로 생각된다.

세째, 綜合株價指數收益率에 대한 각 포트폴리오의 평균베타계수 $\beta(SM1)$ 는 모든 포트폴리오에서 陽(+)¹⁾의 부호를 가지고 있으며, 이는 일반적인 재무이론과 일치된 결과라 할 수 있다. 그러나 기업규모가 작은 주식으로 구성된 포트폴리오일수록 $\beta(SM1)$ 의 크기가 더 작아지는 양상을 보이고 있는데, 이는 기업규모가 작을수록 위험이 증가한다는 일반적인 통념과 다소 상반되는 결과라 할 수 있다. 이와 같은 결과는 우리나라의 종합주가지수가 時價總額方式에 의해서 작성되고 있기 때문일 것이다. 즉 종합주가지수가 시가총액식에 의해서 작성되는 경우 기업규모가 작은 주식은 상대적으로 종합주가지수에 미치는 영향이 미미하기 때문에, 기업규모가 작을수록 종합주가지수수익률에 대한 민감도, 즉 베타계수는 작게 나타날 수 있다.

네째, 豫想하지 못한 인플레이션(消費者物價上昇率)에 대한 각 포트폴리오의 평균베타계수 $\beta(INF2)$ 의 부호는 각 포트폴리오에서 일정하지 않다. 그러나 대체적으로 기업규모가 큰 주식으로 구성된 포트폴리오들에서 正(+)²⁾의 방향으로 높은 베타계수 값을 가지고 있음을 알 수 있다. 이는 기업규모가 클수록 인플레이션에 대한 헷지 능력이 높아짐을 의미한다.

다섯째, 景氣同行指數 循環變動值增加率에 대한 각 포트폴리오의 평균베타계수 $\beta(RM2)$ 를 살펴보면 그 크기는 기업규모에 따라 일정한 양상을 보이고 있지 않으나, 그 부호는 대부분의 포트폴리오들에서 陽(+)³⁾의 값을 가지고 있음을 알 수 있다. 이 결과는 경기가 좋아지면, 기업의 수익력이 증가하여 주식수익률은 상승한다는 일반적인 사고와 일치한다.

여섯째, 實質通貨量增加率에 대한 각 포트폴리오의 평균베타계수 $\beta(M1)$ 은 모든 포트폴리오에서 陰(-)⁴⁾의 부호를 가지고 있으며, 기업규모가 작은 포트폴리오에서 그 크기의 절대값이 다소 큰 양상을 보이고 있다. $\beta(M1)$ 이 陰(-)⁵⁾의 부호를 가지는 이유는 통화량이 증가하는 경우, 期待인플레이션과 利子率의 상승으로 인하여 危險調整割引率⁶⁾이 상승함으로써 주식수익률은 오히려 하락할 수도 있다는 통화주의의 견해에서 찾아볼 수 있을 것이다.

(2) 橫斷面回歸分析結果

앞의 橫斷面回歸模型 식(8)에 의해서 1983.1-1990.12 기간동안 각 월의 위험프리미엄(즉 回歸係數)의 추정치를 구할 수 있다. 이와 같은 방법으로 추정된 위험프리미엄의 時系列資料를 이용하여 각 경제변수의 위험프리미엄에 대한 유의성을 검증할 수 있다. 횡단면회귀분석의 결과는 다음의 <표 5>에 나타나 있다. 분석기간은 전체기간

(1983.1-1990.12), 칩체국면(1983.1-1985.12) 및 호황국면(1986.1-1990.12)으로 구분하였다. 그 이유는 1986년에 들어서면서부터 우리나라 경제의 3저현상에 힘입어 국내 주식시장은 이전의 주식시장과 확연하게 구분되는 양상을 보여주고 있기 때문에, 주식시장의 장세가 어느 정도 본 논문에 영향을 미치는지를 구분하여 살펴보기 위함이다.

〈표 5〉 횡단면회귀분석결과

기간	$\hat{\lambda}_0$	$\hat{\lambda}(INT_2)$	$\hat{\lambda}(RM_3)$	$\hat{\lambda}(SM1)$	$\hat{\lambda}(INF2)$	$\hat{\lambda}(RM2)$	$\hat{\lambda}(M1)$	\bar{R}^2
1983. 1 }	.0681	.0047	-.0269	-.0430	-.0020	.0010	-.0108	.4541
1990.12	(6.80)**	(1.07)	(-1.93)*	(-4.17)**	(-1.12)	(.44)	(-.74)	
1983. 1 }	.0285	-.0080	-.0086	-.0034	-.0047	-.0027	.0099	.4607
1985.12	(3.84)**	(-.77)	(-.44)	(-.33)	(-1.54)	(-1.44)	(.99)	
1986. 1 }	.0918	.0124	-.0380	-.0668	-.0003	.0032	-.0231	.4502
1990.12	(6.29)**	(3.98)**	(-1.99)*	(-4.61)**	(-.16)	(.960)	(-1.04)	

단, () : t값, 양측검증의 유의수준 : *→.05 **→.01

INT2=회사채유통수익률, RM3=산업생산지수증가율

SM1=종합주가지수수익률, INF2=예상하지 못한 소비자물가상승률

RM2=경기동행지수순환변동치증가율, M1=실질통화량증가율

〈표 5〉의 각 분석기간에서 나타난 多要因價格決定模型의 검증결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 횡단회귀모형의 평균적인 적합도를 나타내는 \bar{R}^2 는 모든 기간에 걸쳐서 40%를 약간 상회하는 다소 높은 값을 가지고 있으므로 多要因價格決定模型의 설명력은 높다고 할 수 있다.

둘째, 분석기간에 따라 다소 상이하나, 전반적으로 會社債流通收益率의 危險프리미엄 $\lambda(INT_2)$, 産業生産指數增加率의 危險프리미엄 $\lambda(RM_3)$ 그리고 綜合株價指數收益率의 危險프리미엄 $\lambda(SM_1)$ 등이 유의적이라 할 수 있다. 그러나 주식시장의 칩체국면(1983.1-1985.12)에서는 유의적인 경제변수를 발견할 수가 없었다. 이는 1986년 이전에는 주식시장의 규모도 작았고 따라서 증시의 자율적인 기능이 미미하였으나,

1986년 이후 우리나라 경제의 지속적인 고도성장과 이에 따른 주식시장의 질적 양적 팽창으로 인하여 실물경제의 거울인 주식시장이 어느 정도 그 역할을 수행하기 시작한 결과라 할 수 있다. 그러므로 우리나라에서 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적, 즉 ‘價格化’된 經濟變數로서 産業生産指數增加率, 會社債流通收益率 그리고 綜合株價指數收益率 등을 들 수 있다.

세제, 多要因價格決定模型은 각 경제변수의 위험프리미엄 부호에 대한 이론적 근거를 제시하지 않고 있으나, 그 부호의 타당성을 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 危險回避型 投資者를 가정한다면 豫想하지 못한 인플레이션의 위험프리미엄을 제외한 나머지는 모두 陽(+)의 부호를 가지는 것이 보다 정상적일 것이다. 예상하지 못한 인플레이션에 대한 민감도(즉 베타계수)가 클수록 인플레이션에 대한 헷지능력이 뛰어난 주식이므로 투자자들은 이와 같은 주식에 대해서는 보다 작은 기대수익률도 감수할 수 있다. 그러므로 예상하지 못한 인플레이션의 위험프리미엄은 陰(-)의 값을 가질 것이다. 즉 다른 조건이 일정하다면, 예상하지 못한 인플레이션에 대한 베타계수가 큰 주식일수록 그 기대수익률은 감소한다는 것을 의미한다. 이와는 달리 일반적으로 위험회피형 투자자들은 생산위험, 이자율위험, 경기변동위험, 시장위험 그리고 통화량위험 등의 체계적 위험이 증가할수록 보다 높은 기대수익률을 요구하게 되므로 이것들에 대한 위험프리미엄은 모두 正(+)의 부호를 가지는 것이 정상일 것이다. 그러나 산업생산지수증가율, 종합주가지수수익률 그리고 실질통화량증가율 등의 위험프리미엄은 예상하였던 것과 다르게 陰(-)의 부호를 가지고 있다. 여기서 종합주가지수수익률의 위험프리미엄이 陰(-)의 부호를 가지는 이유는 앞에서 이미 지적하였듯이 時價總額式으로 작성되고 있는 우리나라의 綜合株價指數의 특성때문일 것이다.²⁰⁾ 즉 이는 소형주일수록 종합주가지수수익률에 대한 민감도는 작으나 평균 수익률은 높게 나타나는 경향이 있음을 의미한다. 그리고 산업생산지수증가율과 실질통화량증가율의 위험프리미엄이 陰(-)의 부호를 가지는 이유는 그것들에 대한 민감도가 앞의 <표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 陰(-)의 부호를 가지는 속성에서 찾아볼 수 있다.²¹⁾

20) 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 危險프리미엄은 본 연구의 결과와 마찬가지로 陰(-)의 符號를 가졌다.

21) 이와 같은 결과로 인하여 無危險利率의 代用值라 할 수 있는 定期預金(3-6개월)의 月平均金利가 分析期間(1983.1-1990.12)동안에 약 0.52%인 반면, \bar{r}_0 의 값은 同期間동안 6.82%로서 지나치게 높게 나타나고 있다.

IV. 要約 및 結論

주식수익률에 체계적으로 영향을 주는 요인을 구체적으로 확인하려는 그 동안의 연구는 모두 만족스럽지 못하였다. 주식수익률 자체에 대해서 要因分析을 실시하여 몇 개의 共通要因을 확인하려는 연구들은 주식수익률에 체계적으로 영향을 주는 요인이 몇 개 있는지에 대한 일치된 결론을 제시하지 못하고 있으며, 또한 공통적 요인의 經濟的인 意味가 무엇인지를 설명하지 못하였다. 그리고 사전적인 경제변수를 이용한 연구들은 일부 경제변수만을 이용하였기 때문에 資產價格決定에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 중요한 경제변수가 제외되었을 가능성을 내포하고 있다.

그러므로 본 논문은 諸巨視經濟變數들을 분석하여 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 공통요인을 확인한 후, 이를 이용하여 株式收益率의 橫斷面的 差異를 설명할 수 있는 경제적으로 유의적인, 즉 '價格化' 된 巨視經濟變數를 발견하는데 그 목적이 있다.

본 논문은 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 諸거시경제변수들에 대해서 요인분석을 실시하여 몇 개의 공통적 차원으로 구분한 후, 각 차원의 성격을 대변할 수 있는 共通的 要因을 규정한다는 점이 특이하다. 이는 주식수익률 자체에 대하여 요인분석을 실시함으로써 요인의 경제적 의미를 확인할 수 없었던 기존의 요인분석방법과 다르다. 그리고 부분적 경제변수가 아닌 총체적 경제변수를 이용함으로써 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 모든 중요한 정보를 종합적으로 포함시켰다는 점에서 기존의 사전적인 거시경제변수들을 이용한 연구들과 구분될 수 있다.

본 논문에서는 먼저 검증모형으로서 이용되는 多要因價格決定模型(즉 APM)과 그 실증적 연구동향을 고찰하였으며, 그리고 경제/재무이론과 기존의 연구결과를 토대로 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 31개의 巨視經濟變數를 선정하였다. 그리고 1980년 1월부터 1990년 12월까지 132개월동안의 우리나라의 諸巨視經濟資料와 株式收益率資料를 이용하여 실증적 분석을 실시하였다. 실증분석에서는 먼저 거시경제변수들에 대한 요인분석을 실시하여 경제전체를 몇 개의 차원으로 구분한 후, 각 차원(즉 요인)을 대표할 수 있는 6개의 거시경제변수를 추출하였다. 그리고 이와 같이 6개의 거시경제변수를 추출한 후, APM을 이용하여 주식시장에 유의적인 영향을 미치는 '價格化' 된 巨視經濟變數를 발견하고자 하였다.

본 논문에서 실시한 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 경제전체를 몇 개의 차원으로 압축·요약하기 위하여 실시한 요인분석결과에 따라 6개의 요인을

추출하였으며, 추출된 각 요인을 대표하는 代用變數로서 다음의 6개 거시경제변수를 선정하였다.

- 회사채유통수익률
- 산업생산지수증가율
- 종합주가지수수익률
- 예상하지 못한 소비자물가상승률
- 경기동행지수순환변동치증가율
- 실질통화량증가율

그리고 요인분석에 의해서 추출된 6개의 거시경제변수들을 이용하여 실시한 2段階回歸分析, 즉 APM의 검증결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 多要因價格決定模型의 평균적인 적합도를 나타내는 R^2 는 모든 분석기간에 걸쳐서 40%를 약간 상회하는 다소 높은 값을 가지고 있으므로 그 설명력은 높다고 할 수 있다.

둘째, 분석기간에 따라 다소 상이하나 전반적으로 會社債流通收益率, 産業生産指數增加率 그리고 綜合株價指數收益率 등 3개의 경제변수가 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적 또는 ‘價格化’된 經濟變數였다. 그러나 침체국면(1983.1-1985.12)에서는 유의적인 경제변수를 확인할 수 없었다. 이는 1986년 이전에는 주식시장의 규모도 작았고 따라서 증시의 자율적인 기능이 미미하였으나, 1986년 이후 우리나라 경제의 지속적인 고도성장과 이에 따른 주식시장의 질적·양적 팽창으로 인하여 실물경제의 거울인 주식시장이 어느 정도 그 역할을 수행하기 시작한 결과라 할 수 있다.

셋째, 多要因價格決定模型에서는 각 경제변수의 危險프리미엄에 대한 부호를 살펴보면, 회사채유통수익률과 경기동행지수순환변동치증가율은 陽(+)의 값을 갖는 반면, 그외의 변수들은 모두 陰(-)의 값을 가지고 있다. 일반적으로 危險回避型 投資者를 가정한다면 豫想하지 못한 인플레이션의 위험프리미엄을 제외한 나머지는 모두 陽(+)의 부호를 가지는 것이 보다 정상적일 것이다. 그러나 산업생산지수증가율, 종합주가지수수익률 그리고 실질통화량증가율 등의 위험프리미엄들은 예상하였던 것과 다르게 陰(-)의 부호를 가지고 있음을 알 수 있다. 여기서 종합주가지수수익률의 위험프리미엄이 陰(-)의 부호를 가지는 이유는 時價總額式으로 작성되고 있는 우리나라의 綜合株價指數의 특성때문일 것이다. 즉 이는 소형주일수록 종합주가지수 수익률에 대한 민감도는 작으나 평균수익률은 높게 나타나는 경향이 있음을 의미한다.

그리고 산업생산지수증가율과 실질통화량증가율의 위험프리미엄이 陰(-)의 부호를 가지는 이유는 그것들에 대한 민감도가 陰(-)의 부호를 가지는 속성에서 찾아볼 수 있다.

결론적으로 우리나라의 주식시장에서는 産業生産指數增加率, 會社債流通收益率 그리고 綜合株價指數收益率 등 3개의 거시경제변수가 株式收益率의 橫斷面的 差異를 설명할 수 있는 유의적 또는 '價格化'된 經濟變數라 할 수 있다. 그러나 보다 명확한 결론을 도출하기 위해서는 본 논문의 연구기간(11년)보다 더 많은 연구기간이 필요할 것이다.

참 고 문 헌

〈국내문헌〉

高聖洙, “韓國證市에서의 Fisher 效果分析,” 韓國經營學會發表論文, 1990.10.13.

具本烈, 鞠燦杓, 現代財務論, 比峰出版社, 1990.

金暎圭, “인플레이션과 株式收益率의 相關性에 관한 研究,” 證券學會發表論文, 1988.2.16.

金峻永, 合理的 期待 巨視經濟學, 博英社, 1990.

金喆教의 2인, “諸經濟指標가 綜合 및 業種指數에 미치는 影響에 관한 研究,” 證券學會發表論文, 1990.2.20.

南尚九, 嚴卿植, “韓國 株式市場과 債券市場에서의 收益率 豫測에 관한 研究,” 證券學會發表論文, 1990.2.20.

朴貞潤, “株式은 인플레이션 헷지인가?,” 信評저널, 1989, 가을·겨울 합병호, pp.38-52.

宋永出, “資產價格決定模型에 관한 研究 : CAPM과 APT의 比較를 中心으로,” 서울 大學校 大學院 博士學位論文, 1987.12.

李商彬, “株價와 通貨量間的 因果關係에 관한 實證的 研究,” 季刊 雙龍 投資, 1987, pp.7-17.

이상빈, 고흥수, “巨視經濟變數가 株價에 미치는 影響에 관한 實證的 研究,” 金融經濟研究 제3권 제1호, 1990.4., pp.53-83.

李逸均, “證券의 日別收益率과 月別收益率의 特性에 관한 研究,” 證券學會紙 第11輯, 1889, pp.199-229.

李鍾元, 金峻永, 韓國經濟의 巨視計量分析, 成均館大學校出版部, 1991.

趙志浩, “株式投資 收益率의 豫測에 관한 研究,” 證券學會紙 第11輯, 1989, pp.231-257.

鄭鍾洛, “株價變動과 去來量,” 證券學會紙 第9輯, 1987, pp.309-336.

韓國銀行, 經濟指標解說, 1990.

〈외국문헌〉

Berry, M.A., E. Burmeister, and M.B. McElroy, “Sorting Out Risks Using Known APT Factors,” *Financial Analysts Journal* 44 (Mar.-Apr. 1988), pp.29-42.

Burmeister, E. and M.B. McElroy, “APT as a Restricted Nonlinear Multiple Regression Model : ITNLSUR Estimators,” *Journal of Business and Economic Statistics*

- 6 (Jan. 1988a), pp.29–42.
- Burmeister, E. and M.B. McElroy, “Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the APT,” *Journal of Finance* 43 (Jul. 1988b), pp.721–735.
- Chan, K.C., N.F. Chen, and D.A. Hsieh, “An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect,” *Journal of Financial Economics* 14 (Sep. 1985), pp.451–471.
- Chang, E.C. and M. Pinegar, “Stock Market Seasonals and Prespecified Multifactor Pricing Relations,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25 (Dec. 1990), pp.517–533.
- Chen, N.F., “Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing,” *Journal of Finance* 38 (May 1983), pp.1393–1414.
- Chen, N.F., R. Roll, and S.A. Ross, “Economic Forces and the Stock Market : Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories,” CRSP Working Paper no.119(University of Chicago, Chicago,IL, 1983).
- Chen, N.F., R.Roll, and S.A. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business* 59 (Jul. 1986), pp.383–403.
- Conway, D.A. and M.R. Reinganum, “Stable Factors in Security Returns : Identification Using Cross-Validation,” *Journal of Business and Economic Statistics* 6 (Jan. 1988), pp.1–15.
- Cooper, R., “Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money,” *Journal of Finance* 19 (Jun. 1974), pp.887–908.
- Dhrymes, P.J., I. Friend, and N.B. Gultekin, “A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Finance* 39 (Jun. 1984), pp.323–346.
- Dhrymes, P.J., I. Friend, M.N. Gultekin, and N.B.Gultekin, “New Tests of the APT and Their Implications,” *Journal of Finance* 40 (Jul. 1985), pp.659–674.
- Dybvig, P.H. and S.A. Ross, “Yes, the APT is Testable,” *Journal of Finance* 40 (Sep. 1985), pp.1137–1187.
- Elton, E.J. and M.J. Gruber, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 2nd ed. (John Wiley & Sons, 1984).
- Fama, E.F., “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money,” *American Economic Review* 71 (Sep. 1981), pp.545–565.
- Fama, E.F. and K.R. French, “Business conditions and Expected Returns on Stocks

- and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 25 (Nov. 1989), pp.23–49.
- Fama, E.F. and J.D. MacBeth, “Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests,” *Journal of Political Economy* 81 (May 1973), pp.607–636.
- Fama, E.F. and G.W. Schwert, “Asset Returns and Inflation,” *Journal of Financial Economics* 5 (Nov. 1977), pp.115–116.
- Fogler, H.R. and S. Ganapathy, *Financial Econometrics for Researchers in Finance and Accounting* (N.J. : Prentice-Hall, 1982).
- Geske, R. and R. Roll, “The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation,” *Journal of Finance* 38 (Mar.1983), pp.1-33.
- Gultekin, N.B., “Stock Market Returns and Inflation : Evidence from Other Contries,” *Journal of Finance* 38 (Mar. 1983), pp.49–65.
- Hair, J.F.Jr., R.E. Anderson and R.L. Tatham, *Multivariate Data Analysis with Reading*, 2nd ed. (Macmillan Publishing Company, 1987)
- Hamburger, M.J. and L.A. Kochin, “Money and Stock Prices : The Channels of Influence,” *Journal of Finance* 27 (Mar. 1972), pp.231-249.
- Harris, L., “Cross-Security Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21 (Mar. 1986), pp.39-46.
- Homa, K.E. and D.M. Jaffee, “The Supply of Money and Common Stock Prices,” *Journal of Finance* 26 (Dec. 1971), pp.1045-1066.
- Huang, C. and R.H. Litzenberger, *Foundations for Financial Economics*, (N.Y. : North-Holland, 1988).
- Johnson, R.A. and D.W. Wichern, *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 2nd ed. (N.J. : Prentice-Hall, 1988).
- Keim, D.B. and R.F. Stambaugh, “Predicting Returns in the Stock and Bond Markets,” *Journal of Financial Economics* 17 (Sep. 1986), pp.357-390.
- Kling, J.L., “Oil Prices Shocks and Stock Market Behavior,” *Journal of Portfolio Management* 12 (Fall 1985), pp.34–39.
- Koo, B.Y., “Factor Identification in the Arbitrage Pricing Theory,” Ph.D.Dissertation, (U. of Texas at Austin, August 1987).
- Lintner, J., “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets,” *Review of Economics and Statistics* 47 (Feb. 1965), pp.13–37.
- Makridakis, S., S.C. Wheelwright, and V.E.McGee, *Forecasting*, 2nd ed. (John Wiley

- & Sons, 1983).
- McQueen, G. and V.V. Roley, "Stock Prices, News, and Business Conditions," NBER Working Paper no.3520 (Cambridge,MA.,Nov.1990).
- Mossin, J., "Equilibrium in a Capital Asset Market," *Econometrica* 34 (Oct. 1966), pp.768-783.
- Reinganum, M.R., "The Arbitrage Pricing Theory : Some Empirical Results," *Journal of Finance* 36 (May 1981), pp.313-321.
- Rogalski, R.J. and J.D. Vinso, "Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality," *Journal of Finance* 32 (Sep. 1977), pp.1017-1030.
- Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics* 4 (Mar. 1977), pp.129-176.
- Roll, R. and S.A.Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance* 35 (Dec. 1980), pp.1073-1103
- Roll, R. and S.A. Ross, "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory : A Reply," *Journal of Finance* 39 (Jun. 1984), pp. 347-350.
- Ross, S.A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* 13 (Dec. 1976), pp.341-360.
- Rozeff, M.S., "Money and Stock Prices : Market Efficiency and the Lag in Effect of Monetary Policy," *Journal of Financial Economics* 1 (Sep. 1974), pp.245-302.
- Schwert, G.W., "The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation," *Journal of Finance* 36 (Mar. 1981), pp.15-29.
- Shanken, J., "The Arbitrage Pricing Model: Is It Testable?," *Journal of Finance* 37 (Dec. 1982), pp.1129-1140.
- Shanken, J., "Multi-Beta CAPM or Equilibrium-APT? : A Reply," *Journal of Finance* 40 (Sep. 1985), pp.1189-1196.
- Sharpe, W.F., "Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance* 19 (Jan. 1964), pp.425-442.
- Solnik, B., "The Relation between Stock Prices and Inflationary Expectations : The International Evidence," *Journal of Finance* 38 (Mar. 1983), pp.35-48.
- Sorensen, E.H., "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices," *Journal of Financial and Quantative Analysis* 17 (Dec. 1982), pp.649-662.