

동태적 요인구조 하에서의 차익거래가격결정이론의 실증적 검증

조 담*

<요 약>

이 논문에서는 자산의 수익률과 공통요인이 시간가변적 변동성을 갖는 경우의 APT를 검증하고자 시도하였다. 이를 위하여 1980년 1월부터 1995년 12월까지의 17개업종별 포트폴리오 수익률로부터 주성분분석에 의하여 4개의 공통요인을 추출하였다.(이중 첫 번째 요인은 동일가중 시장수익률과 거의 1에 가까운 상관성을 갖고 있으므로, 추출된 첫 번째 요인 대신에 시장수익률을 사용하였다.) 17개 업종별 포트폴리오에 대한 ARCH모형을 추정한 결과, 12개 포트폴리오의 수익률이 조건부 이분산성을 보이고 있다. 또 네 개의 공통요인 중 시장수익률을 포함한 3개의 요인은 뚜렷한 조건부 이분산성을 보이고 있다.

따라서 요인위험--즉, 공통요인에 대한 개별자산의 민감도(β_{ij})--은, 개별자산과 공통요인의 상관계수가 일정하다고 가정하여, ARCH모형에 의해 측정된 자산 및 공통요인의 시간가변 표준편차로부터 계산되었다. 이와 같이 계산된 요인위험에 대하여 어느 정도의 위험프리미엄이 주어지고 있는가는 일반화 적률법(GMM)에 의하여 추정하였다. 그 결과, APT의 추정에 사용된 4개의 공통요인 중 시장수익률을 포함한 3개의 요인에 대하여 유의한 위험프리미엄이 추정되었다.

I. 서론

1. 문제의 제기

위험자산을 거래하는 증권시장에서 자산의 가격변동을 모형화하는 현실적인 수단의 하나는 요인모형이다. 요인모형은 몇 가지 공통요인으로 표현되는 거시적 충격을 받아 자산가격이 어떻게 변동하는가를 설명하는 수익생성모형이다. 요인모형에서 공통요인에 대한 민감도가 큰 자산은 공통요인의 충격을 보다 많이 받게 되므로 보다

* 전남대학교 경영대학 교수

** 이 논문은 1996년도 전남대학교 연구년교수연구비 지원에 의하여 연구되었음.

큰 위험프리미엄을 갖도록 가격이 결정된다.

차익거래 해소(no arbitrage)의 조건을 만족하는 균형시장에서 공통요인에 대한 민감도와 자산의 위험프리미엄의 관계를 설명하는 이론이 Ross(1976)의 차익거래 가격결정이론(arbitrage pricing theory ; 이하 APT로 줄이기로 한다)이다. APT는 자산의 균형적 기대수익률이 몇 가지 공통요인에 대한 민감도와 선형적 관계를 갖는다는 것을 모형화한 자산가격이론이다. APT는 자산가격이 복수의 거시적 공통요인에 의하여 영향받는 현실을 반영하고 있으므로, APT가 제시된 이후 지금까지 그것의 현실적 타당성에 관하여 다수의 실증적 검증이 이루어지고 있다.¹⁾ 이들 중 초기에 이루어진 대부분의 실증적 연구들은 자산의 수익률과 공통요인의 모수들이 모두 시간불변(time invariant)인 것으로 가정하고 있으며, 그런 의미에서 정태적 APT의 실증적 연구라고 할 수 있다[Roll & Ross(1981), Chen, Roll & Ross(1986), Burmeister & McElroy (1988) 등].

그러나 단일요인모형에서 유일한 공통요인인 시장수익률의 분산이 시간의 흐름에 따라 변동하며, 개별자산의 시장수익률에 대한 요인계수인 베타계수가 시간의 흐름에 따라 변동한다는 사실이 여러 가지 연구에서 확인되고 있다[French, Schwert & Stambaugh (1986)]. 또 복수 요인을 고려하는 경우에도 자산의 공분산 구조가 시간의 흐름에 따라 변동하고 공통요인의 과거의 분산에 의해 설명되는 현상 역시 확인되고 있다[Engle, Ng & Rothschild(1990), Ng, Engle & Rothschild(1992)].

이런 사실은 다요인모형에 기초한 APT의 검증에서도 요인구조가 동태적 또는 시간가변적 성격을 갖는다는 점을 고려할 필요가 있다는 것을 시사하고 있다. 즉, 자산의 요인구조가 시간의 흐름에 따라 변동하는 동태적 모형을 검증함으로써 증권시장의 자산가격결정에 대하여 보다 현실적인 이해를 가질 수 있다. 이런 이유 때문에 이 논문에서는 동태적 요인구조를 설명하는 통계적 모형을 추정하고, 이에 기초하여 APT를 검증하고자 한다.

이 논문에서는 주가변동을 설명할 수 있는 공통요인을 주성분분석(principal component analysis)에 의하여 추출하고, 이 공통요인들이 주요한 거시변수들과 어느 정도의 상관성을 갖고 있는가를 봄으로써 공통요인의 경제적 의미에 대한 직관적 판단을 갖게 될 것이다. 또 공통요인들의 조건부 평균과 분산을 얻기 위하여 ARCH(1) 모형을 추정하고자 한다.

1) APT의 실증적 검증에 대하여 체계적으로 검토한 문헌으로서 Campbell, Lo & MacKinlay(1997)가 있으므로 여기에서는 이에 대한 논의는 생략하기로 한다.

이와 같이 요인의 동태적 성격이 추정되면 동태적 요인구조에 의하여 개별자산의 수익률이 적절하게 설명되고 있는지를 검증할 수 있다. 이를 위하여 요인위험이 시간가변적인 경우 위험프리미엄을 추정할 수 있는 동태적 APT의 공식을 제시하고 이를 일반화적률법(GMM)에 의하여 추정하게 될 것이다.

2. 기존연구의 검토

자산수익률의 변동성이 시간의 흐름에 따라 변동하는 현실을 명시적으로 고려하게 된 것은 Engle(1982)의 ARCH(*autoregressive conditional heteroscedasticity*) 모형이 제시되기 시작한 후 부터이다. ARCH 모형의 개발로 인하여 투자위험의 시간가변성을 고려하는 통계적 모형을 갖게 되었으며 기존의 정태적 자산가격이론의 검증결과들을 비판적으로 재검토할 수 있게 되었다. 그 결과 1980년대 후반 이후 위험의 시간가변성을 고려한 조건부 CAPM의 검증이 광범하게 이루어졌다. 그러나 다수의 조건부 CAPM의 실증적 검증결과들은 투자위험의 시간가변성을 고려한다 하더라도 CAPM이 자산가격을 충분히 설명하지 못한다는 것을 보여 주고 있다.

1990년대 이후 자산가격이론에 관한 실증적 연구의 관심은 동태적 APT의 연구에 쏠리고 있다. 그 이유는 Chen, Roll & Ross(1986)와 Burmeister & McElroy(1988) 등의 연구에서 현실의 자산가격에 영향을 미치는 공통요인의 수가 상식적으로 생각하고 있는 것보다 훨씬 적은 수에 지나지 않으며, Engle, Ng & Rothschild(1990)에 의해 시간가변적인 요인계수의 추정방법인 요인 ARCH(*factor ARCH*)가 이용가능하게 되었기 때문이다. 또 Ng, Engle & Rothschild(1992)는 시장포트폴리오, 산업생산지수 및 이자율을 공통요인으로 하는 요인 ARCH 모형이 자산가격을 유의하게 설명하고 있음을 보인 바 있다.

Engle, Ng & Rothschild(1990)가 제시한 요인 ARCH 모형은 자산의 수익률에 대한 동태적 요인의 존재와 그 영향을 포착하는 데에 초점을 맞추고 있다. 그들은 1992년의 논문에서 이른바 제약하의 주성분분석(*restricted principal component analysis*)에 의하여 요인포트폴리오를 구성하고 요인포트폴리오의 초과수익률을 시간가변적 위험프리미엄의 자료로 사용하였다.²⁾ 그들의 요인 ARCH 모형은 요인포트폴리오의

2) 제약하의 주성분분석은 다음과 같은 순서로 이루어진다. ① 먼저 시장수익률을 첫 번째 요인포트폴리오로 간주하고, ② 시장포트폴리오에 대하여 0의 베타계수를 갖으면서 최대의 분산을 갖는 포트폴리오를 구성하여 두 번째 요인포트폴리오로 간주하고 ③ 시장포트폴리오에 대하여 0의 베타

초과수익률 자료로부터 개별자산의 시간불변적인 요인위험(베타계수)을 추정함과 동시에, 개별자산의 시간가변적인 분산을 요인포트폴리오의 시간가변적 분산에 의하여 설명하고자 하는 모형이다.

Ng, Engle & Rothschild(1992)의 요인 ARCH 모형이 요인의 동태적 성격을 충분히 고려하고 있는지에 대해서는 다소의 의문이 존재한다. 왜냐하면 그들은 시간가변적인 위험프리미엄의 자료를 사용하여 개별자산의 시간불변적인 요인위험(민감도)을 추정하고자 시도하고 있기 때문이다. 자산가격이론의 검증이 1단위의 위험에 대한 위험프리미엄을 추정하는데 목적을 두고 이루어져야 한다면, 시간가변적인 요인위험 1단위에 대하여 어느 정도의 위험프리미엄이 주어지고 있는가를 추정하여야 한다.

따라서 이 논문에서는 요인위험이 시간가변적인 경우 위험프리미엄을 추정할 수 있는 동태적 APT의 모형을 제시하고 검증함으로써, 동태적 APT의 현실적 적용가능성을 평가하고 요인 ARCH가 갖는 한계를 보완하고자 한다.

우리 나라는 미국 등의 선진국에 비하여 주식수익률의 변동성이 시간의 흐름에 따라 훨씬 큰 폭으로 달라지고 있다. 또 거시적 공통요인의 영향을 훨씬 민감하게 반영하고 있는 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 우리 나라에서 요인구조의 시간가변성을 고려한 APT의 연구는 아직까지 거의 이루어지지 못하고 있다. 하나의 예외로서 이창호(1996)의 연구가 있으며, 그의 연구에서는 시장수익률이라는 하나의 요인만을 고려한 요인 ARCH 모형을 적용한 바 있다.

II. 동태적 APT의 검증모형

Ross(1976)가 제시한 본래의 APT는 자산 i 의 수익률이 K 개 요인과 다음과 같은 선형적 관계에 의하여 생성되며 이 관계가 시간불변적인 것으로 가정하고 있다.

$$R_i = E(R_i) + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} F_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

단, R_i : 자산 i 의 수익률.

β_{ij} : 요인위험. 요인 F_j 에 대한 자산 i 의 민감도.

F_j : 0의 기대치와 σ_j^2 의 분산을 갖으며, 다른 요인과의 공분산이 0인 공통요인.

타계수를 갖고 두 번째 요인포트폴리오와 0의 상관계수를 갖고면서 최소의 분산을 갖는 포트폴리오를 구성하여 세 번째 요인포트폴리오로 간주한다. 이와 같은 방법을 계속하여 여러 개의 요인포트폴리오를 구할 수 있다.

ϵ_i : 오차항. 자산 i 의 고유요인.

자산의 수가 충분히 클 경우 투자자들은 충분한 분산투자를 통하여 고유요인에 기인한 비체계적 위험을 거의 0으로 만들 수 있다. 또 투자자들은 충분히 분산투자된 포트폴리오들을 이용하여 추가적 위험부담과 투자액이 없이 양의 확실한 이익을 얻고자 하는 차익거래를 행하고자 한다. 균형상태는 더이상의 차익거래 이윤이 얻어지지 않는 상태, 즉 차익거래 해소의 조건이 충족되는 상태에서 달성된다. Ross는 이러한 균형상태에서 다음과 같은 APT의 공식이 성립된다는 것을 증명하였다.

$$E(R_i) = R_f + \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij} \tag{2}$$

단, $E(R_i)$: 자산 i 의 기대수익률.

R_f : 무위험수익률.

λ_j : j 번째 요인에 대한 1단위의 민감도에 대해 주어지는 위험프리미엄.

만일 자산의 수익생성모형을 규정하는 모수들이 시간가변적(time-varying) 성격을 갖는다면 요인모형은 다음 식과 같이 나타내진다.

$$R_{i,t} = E(R_{i,t}) + \sum_{j=1}^K \beta_{ij,t} F_{j,t} + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

식(3)의 요인모형에서 시간가변적 성격은 시간을 나타내는 첨자 t 에 의하여 표현되고 있다. 이처럼 요인모형에 시간가변적 성격을 표현하는 것은 공통요인의 분산($\sigma_{j,t}^2$)과 자산의 분산($\sigma_{i,t}^2$) 및 민감도($\beta_{ij,t}$)가 시간 t 의 흐름에 따라 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 요인모형의 모수들 중 자산의 민감도가 식(3)에서와 같이 시간가변적이라면 APT의 공식 역시 식(4)에서와 같이 시간가변적 형태로 표현되어야 한다.

$$E(R_{i,t}) = R_{f,t} + \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij,t} \tag{4}$$

식(4)는 위험의 시간가변성을 고려하고 있는 동태적 APT의 공식이다. 이 식(4)에서 특정 시점에서의 무위험수익률($R_{f,t}$)은 확실하게 예측되는 것이지만 시간의 흐름에 따라 변동한다. 1단위의 민감도에 대하여 자본시장이 요구하는 위험프리미엄(λ_j)은 투자자들의 위험에 대한 태도에 의하여 결정되는 것으로서 자산 또는 요인의 시간가변적 성격과는 독립적이므로 식(4)에서 시간의 흐름에 따라 일정한 것으로 표현되어 있다.

동태적 APT의 식(4)는 자산의 기대수익률이 시간의 흐름에 관계없이 일정한 것으로 가정하는 정태적 APT에 비하여 현실을 보다 적절하게 설명할 것으로 기대된다.

왜냐하면, 동태적 APT는 일부의 공통요인이 시간가변적인 변동성을 갖는 현상을 고려할 수 있기 때문이다.

동태적 APT의 식(4)를 사후적으로 관찰된 시계열 자료에 의하여 검증가능한 형태로 전환하기 위하여 식(4)를 식(3)에 대입하면 다음의 식이 얻어진다.³⁾

$$R_{i,t} = R_{f,t} + \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij,t} + \sum_{j=1}^K \beta_{ij,t} F_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

이 식(5)의 우변의 두 항은 동태적 APT에 의한 균형적 기대수익률이다. 따라서 식(5)는 자산의 수익률이 균형적 기대수익률($R_{f,t} + \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij,t}$), 공통요인의 기대밖의 충격($\sum_{j=1}^K \beta_{ij,t} F_{j,t}$) 및 고유요인($\varepsilon_{i,t}$)의 합계로 이루어져 있다는 것을 의미한다.

요인위험의 시간가변적 성격을 고려하기 위하여 Engle, Ng & Rothschild(1990)와 Ng, Engle & Rothschild(1992)이 제시한 요인 ARCH모형은 요인위험, 즉 자산의 민감도가 시간불변적($\beta_{ij,t} = \beta_{ij}$)인 것으로 가정하고 시간가변적인 위험프리미엄($\lambda_{j,t}$)의 자료를 사용하여 자산의 민감도를 추정하고자 하고 있다.⁴⁾

동태적 APT를 검증하기 위하여 식(5)를 사용할 것이냐 또는 요인 ARCH를 사용할 것이냐의 문제는 위험프리미엄(λ_j)을 시간가변적인 독립변수로 채용하여 요인위험(β_{ij})을 추정하느냐, 또는 요인위험(β_{ij})을 시간가변적인 독립변수로 채용하여 위험프리미엄(λ_j)을 추정하느냐의 선택문제이다. 자산가격이론의 검증문제는 기본적으로 위험의 시장가격, 즉 위험부담의 대가로 시장이 제공하는 위험프리미엄을 추정하는 문제라고 할 수 있다. 따라서 식(5)에서와 같이 요인위험(β_{ij})을 독립변수로 채용하여 위험프리미엄(λ_j)을 추정하는 것이 보다 타당한 검증방법인 것으로 판단된다.⁵⁾

3) Campbell, Lo & MacKinlay(1997)의 식(6.2.38)은 시간가변성을 고려하지 않는 경우에 적용하기 위한 것으로서 이와 기본적으로 동일한 검증모형이다.

4) Engle, Ng & Rothschild(1990)와 Ng, Engle & Rothschild(1992)이 제시한 요인 ARCH모형은 다음과 같은 모형을 사용하고 있다.

$$R_{i,t} = R_{f,t} + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} \cdot \lambda(\sigma_{j,t}) + \xi_{i,t} \quad (a)$$

단, $\xi_{i,t}$: 잔차항.

$$\sigma_{i,t}^2 = \sum_{j=1}^K \beta_{ij}^2 \sigma_{j,t}^2 + \nu_{i,t} \quad (b)$$

단, $\nu_{i,t}$: 잔차항.

위의 요인 ARCH모형의 평균방정식 (a)는 APT의 검증식으로서 요인위험, 즉 자산의 민감도가 시간불변적($\beta_{ij,t} = \beta_{ij}$)인 것으로 가정하고 시간가변적인 위험프리미엄($\lambda(\sigma_{j,t})$)의 자료를 사용하여 자산의 민감도를 추정하고자 하고 있다.

III. 요인 및 자산수익률의 조건부 이분산성

식(5)를 검증하기 위해서는 먼저 공통요인($F_{j,t}$)과 요인위험($\beta_{ij,t}$)의 시계열자료를 구성하여야 한다. 즉, 자산의 수익률변동을 가져오는 공통요인을 식별하고, 그 다음으로 자산의 수익률과 공통요인이 시간가변적 변동성을 갖고 있는지를 확인하고, 그 결과를 이용하여 시간가변적 요인위험($\beta_{ij,t}$)의 시계열을 구성하여야 한다. 이를 위하여 여기에서는 업종별 포트폴리오의 수익률 자료로부터 주성분분석에 의해 공통요인을 식별하고, 자산 및 공통요인의 조건부 변동성을 추정하기로 한다.

1. 자료

(1) 주식의 수익률

이 연구의 실증적 검증에서 사용하는 자산의 수익률 자료는 한국신용평가(주)의 주식수익률 파일(KIS-SMAT)로부터 필자가 작성한 17개 업종별 포트폴리오의 월간수익률 자료이다. 업종별 포트폴리오의 월간수익률은 각 업종에 속하는 개별주식 수익률을 단순평균하여 구하였으며, 관찰기간은 1980년 1월부터 1995년 12월에 걸친 192개월이다. 각 자산의 수익률, 즉 업종별 포트폴리오수익률의 변수명과 기술통계량은 <표 1>과 같다.

<표 1>에서 보이는 특징의 하나는 각 자산의 수익률이 월평균 2% 내외의 수익률로서 큰 차이를 보이고 있지 않다는 점이다. 두번째의 특징은 모든 자산의 왜도가 유의한 양의 값을 보이고 있다는 점이다. 이것은 각 자산의 수익률의 분포가 오른쪽 꼬리가 두터운 비대칭분포라는 것을 의미한다. 세번째의 특징은 4개의 자산을 제외한 13개의 자산의 수익률이 정규분포보다 큰 첨도를 보이고 있다는 점이다.

5) 요인에 대한 민감도가 불변인 것으로 가정하는 것은 다음과 같은 통계적 문제를 암묵적으로 내포하고 있다. 즉, 선형생성모형에서 $\beta_{ij,t} = \rho_{ij,t}\sigma_{i,t}/\sigma_{j,t}$ 에 의해 추정될 수 있으므로(단, $\rho_{ij,t}$ 는 상관계수), 이 가정이 성립하기 위해서는 ① 자산과 요인 사이의 상관계수($\rho_{ij,t}$)가 시간불변적이어야만 할 뿐만 아니라, ② 개별자산의 표준편차($\sigma_{i,t}$)가 요인의 표준편차($\sigma_{j,t}$)의 변동에 비례하여 변동하여야만 하기 때문이다. 현실적으로 ①의 가정은 실증적 검증을 위하여 불가피한 가정이지만 ②의 가정은 무리한 가정이라고 하지 않을 수 없다.

<표 1> 자산(업종별 포트폴리오)의 기술통계량

변수	산업분류	평균	표준편차	왜도 (p값)	첨도 (p값)
R1	00(기타)	0.0224	0.0802	0.8118(0.00)	1.2793(0.00)
R2	09(음식료품)	0.0206	0.0765	1.0416(0.00)	3.3331(0.00)
R3	12(섬유,의복,가죽)	0.0215	0.0787	0.9807(0.00)	3.0392(0.00)
R4	16(종이 및 종이제품)	0.0221	0.0938	1.1793(0.00)	3.5618(0.00)
R5	18(화학)	0.0219	0.0737	0.7906(0.00)	1.9375(0.00)
R6	20(의약)	0.0218	0.0841	0.9954(0.00)	4.1896(0.00)
R7	21(비금속광물)	0.0222	0.0812	0.9483(0.00)	2.7686(0.00)
R8	22(1차금속)	0.0212	0.0815	1.0077(0.00)	1.7001(0.00)
R9	26(조립금속)	0.0198	0.0934	0.5297(0.00)	0.3780(0.29)
R10	27(기계)	0.0233	0.0950	0.6917(0.00)	0.3633(0.31)
R11	28(전기기계)	0.0247	0.0960	0.6168(0.00)	0.1546(0.66)
R12	29(운수장비)	0.0255	0.0969	0.8307(0.00)	1.3635(0.00)
R13	31(종합건설업)	0.0206	0.1135	1.4956(0.00)	4.0630(0.00)
R14	32(도매업)	0.0211	0.0902	0.5534(0.00)	0.3316(0.35)
R15	37(은행업)	0.0212	0.0945	2.0097(0.00)	7.0858(0.00)
R16	39(증권업)	0.0335	0.1388	1.9443(0.00)	5.9042(0.00)
R17	40(보험업)	0.0326	0.1434	2.6172(0.00)	10.2604(0.00)

* 왜도는 $\frac{N^2}{(N-1)(N-2)} \frac{M3}{s^3}$ 에 의해 계산하였음(단, M3는 3차적률, s는 표준편차).

* 첨도는 $\frac{N^3}{(N-1)(N-2)(N-3)} \frac{(N-1)M4 - 3(N-1)M2^2}{s^4}$ 에 의해 계산하였음.

따라서 정규분포의 첨도는 0이며, 위 표의 p값은 첨도가 0이라는 귀무가설에 대한 유의수준임.

(2) 공통요인

APT의 검증에서 공통요인을 식별하기 위하여 흔히 사용하는 방법은 ① 거시경제 변수를 곧바로 이용하거나 ② 주성분분석(principal component analysis) 또는 요인분석(factor analysis) 등과 같은 통계방법에 의하여 공통요인을 추출하는 방법이다. 전자의 방법은 공통요인의 경제적 의미가 명확하다는 장점을 갖고 있지만 현실적으로 자산수익률을 유의하게 설명할 수 있는 요인모형이 용이하게 얻어지지 않는다는 문제점을 갖고 있다.

이 논문에서는 17개 업종별포트폴리오의 수익률에 대하여 주성분분석을 행하여 공통요인을 식별하고 그 시계열자료를 구하였다. 주성분분석은 각 자산수익률의 공분산행렬을 가장 잘 설명하는 요인을 추출하기 위한 통계적 기법이기 때문에, 수익률변동을 설명하는 요인모형을 구성하기가 용이하지만 공통요인의 경제적 의미가 불명확하다는 단점을 갖고 있다. 따라서 공통요인의 경제적 의미를 보다 분명히 하기 위하여 노동경제연구소 거시경제 데이터베이스(KLIDB)에서 작성한 몇 가지 거시변수 및 동일가중 시장수익률과 공통요인 사이의 상관분석을 행하고자 한다.

이 연구에서는 주성분분석에 의하여 4개의 공통요인--이들을 각각 F1, F2, F3 및 F4로 부르기로 한다--이 추출되었다.⁶⁾ 이 4개 요인의 무조건부 기대치와 분산은 0과 1이고 서로 사이의 상관계수는 0이다.

이 4개 요인을 주요 거시경제변수에 관하여 단계별 회귀분석(stepwise regression)한 결과는 <표 2>와 같다. 여기에서 사용한 거시지표는 시장수익률(mkt), 회사채실질수익률, 소비자물가상승률, 생산지수증가율, 어음부도율, 총소비증가율, 경기순환동행지수, 환율변동률, 월간경상수지/GNP의 9개 변수이며,⁷⁾ 각 변수의 현재 및 향후 3개

6) 17개의 수익률자료로부터 주성분분석에 의하여 최대 17개까지의 요인이 추출될 수 있다. 유의한 공통요인만을 식별하기 위하여 이 연구에서는 고유치(eigenvalue)가 0.5 이상이고 누적 R²를 5% 이상 증가시키는 4개의 공통요인만을 사용하기로 한다. 추출된 4개 요인의 고유치와 누적 R²는 다음과 같다.

요인	고유치	누적 R ²	요인	고유치	누적 R ²
F1	10.9993	0.6470	F2	1.5046	0.7355
F3	0.8522	0.7857	F4	0.7894	0.8321

7) 여기에서 고려한 거시경제변수는 다음과 같으며, 동일가중 시장수익률을 제외한 모든 기초자료는 노동경제연구원 거시경제 데이터파일에서 얻었다.

시장수익률(mkt) : 전종목 동일가중 시장수익률.

회사채실질수익률 : 회사채수익률(月率)에서 물가상승률을 차감.

물가상승률 : 전월말 대비 전도시소비자물가지수 상승률.

생산지수증가율 : 계절조정 생산지수(전품목)의 월간 증가율.

최종소비증가율 : 최종소비지수의 증가율.

경기지수 : 경기순환동행지수.

어음부도율 : 금액기준 월간 어음부도율.

환율상승률 : 전월말 대비 달러환율 상승률.

경상수지/GNP비율 : 월간경상수지/(연간달러표시 GNP ÷ 12).

월의 가중평균치를 회귀분석의 독립변수로 사용하였다.⁸⁾

<표 2>의 결과에 의하면 4개 요인은 뚜렷하지는 않지만 어느 정도 유의한 경제적 의미를 갖고 있다. 요인 F1은 주식시장 전체의 동일가중 시장수익률(mkt)에 의해서만 설명되는 요인이다.(이 F1을 당기의 시장수익률과 상관분석한 결과 역시 99.45%의 상관계수를 보이고 있다.)⁹⁾ 따라서 이 논문에서는 주성분분석에서 추출한 F1 대신에 경제적 의미가 보다 분명한 동일가중 시장수익률을 공통요인으로 사용하기로 한다. 이 동일가중 시장수익률(및 F1)의 거시경제적 의미를 구태여 해석한다면, 국민경제 전체의 위험자산의 가치변동을 나타내는 변수로 해석될 수 있을 것이다.

F2는 경상수지/GNP 및 환율변동률과 유의한 상관성을 갖고 있으므로 국제수지의 충격을 반영하는 요인으로 해석할 수 있다. F4는 소비자물가상승률 및 환율변동률에 의하여 유의하게 설명되고 있다.(F4를 당기의 거시변수와 상관분석한 결과 역시 소비자물가상승률과 14.43%의 유의한 상관계수를 갖고 있다.) 따라서 F4는 인플레이션의 변동을 나타내는 요인으로 볼 수 있다. 4개의 요인 중 F3는 어떤 거시변수에 의해서도 유의하게 설명되지 않고 있으나 어음부도율과 다소 높은 상관성을 보이고 있다.¹⁰⁾

8) 예를 들어 어떤 거시변수 x의 이동평균치는 $(4x_t + 3x_{t+1} + 2x_{t+2} + 1x_{t+3}) \div 10$ 에 의해 구해진다. 이처럼 현재 및 미래의 이동평균값을 사용한 것은 주식시장에 영향을 미치는 거시요인은 과거값이 아니라 현재 및 미래값이라고 판단되기 때문이다.

9) 주성분분석에서 추출한 요인과 동기의 거시경제변수와의 상관계수는 다음과 같다.

	F1	F2	F3	F4
시장수익률(mkt)	0.9945*	-0.0517	-0.0306	0.0400
회사채수익률	-0.1151	0.0010	-0.0441	0.0790
소비자물가상승률	-0.0471	0.0233	-0.0622	0.1443*
생산지수증가율	0.0492	-0.0048	0.0283	0.1203
어음부도율	-0.0299	-0.0778	0.1115	0.0118
총소비증가율	-0.0175	-0.0390	0.0251	0.0406
경기순환동행지수	-0.0513	-0.0708	0.0198	0.0707
경상수지/GNP	0.1254	-0.1940*	-0.0683	-0.0545

* 표시는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

10) 요인의 경제적 의미에 대한 이러한 해석은 단순한 직관적 해석에 지나지 않는 것으로서 충분히 신뢰할만한 것으로 받아들여서는 안된다.

<표 2> 주성분분석에서 추출한 요인과 거시경제변수와의 회귀분석결과

	F1	F2	F4
상수	-0.3838(-6.78)		-4.3337(-2.54)
시장수익률	17.1363(14.68)		
환율변동률		-27.4773(-2.63)	-20.0087(-2.08)
경상수지/GNP		-7.7952(-3.93)	
소비자물가상승률			30.5064(2.65)
생산지수증가율			6.7288(0.99)
\bar{R}^2	0.5330	0.0717	0.0471

* 괄호안의 수치는 t 값임.

2. 공통요인의 조건부 이분산성

이미 언급한대로 어떤 요인 F_k 의 무조건부 평균과 분산은 0이다. 그러나 t 기의 분산이 과거의 잔차제곱 및 분산에 의해 설명될 수 있고, 또 조건부 평균이 조건부 분산의 영향을 받아 변동한다면, 다음과 같은 다음과 같은 ARCH(1)에 의해 적절하게 모형화될 수 있다.

$$F_{j,t} = C_0 + c_i \cdot J_{an} + \varepsilon_{j,t} \tag{6a}$$

$$\varepsilon_{j,t} \sim N(0, \sigma_{j,t}^2)$$

$$\sigma_{j,t}^2 = \alpha_{j,0} + \alpha_{j1} \varepsilon_{j,t-1}^2 \tag{6b}$$

단, μ_j : 요인 F_j 의 기대치. F2, F3 및 F4의 경우에는 0.

$\sigma_{j,t}^2$: 요인 F_j 의 조건부 분산.

분산은 정의에 의해 양의 값이므로 분산방정식 (7b)의 계수 α_{j0} 및 α_{j1} 은 양의 값을 가져야 한다.¹¹⁾ 4개의 공통요인에 대하여 위의 식(6a,b)을 추정한 결과는 <표 3>에 주어져 있다. 시장수익률(mkt)의 경우 흔히 정월효과가 발견되고 있으므로 식(6a)의 평균방정식에 정월더미(Jan)을 포함하여 추정하였다. 또 F2, F3 및 F4의 경우 공통요인의 정의에 의해 기대치는 0이어야 하므로, 식(6a)의 C_0 는 0의 값을 갖는 것으로 제약하였다.

11) ARCH모형이 지녀야 할 여러 가지 통계적 특성에 대하여 Diebold & Lopez(1995)를 참조.

<표 3> 공통요인의 조건부 이분산성 검증결과

	c_0	c_1	a_0	a_1
mkt	0.0164 (3.30)	0.0420 (3.58)	0.0039 (7.78)	0.2181 (2.34)
F2			0.7290 (12.13)	0.2483 (2.83)
F3			0.0056 (28.69)	-0.0797 (-11.34)
F4			0.6525 (15.49)	0.2225 (3.22)

주) 괄호안의 수치는 t 값을 나타냄.

식(6a,b)의 추정결과는 <표 3>에 주어져 있다. F2와 F4의 조건부 분산은 ARCH(1)에 따르고 있다. 다만 F3의 경우 모수추정치가 양의 값을 가져야 한다는 제약조건을 위반하고 있으므로 조건부 이분산성을 갖고 있다고 볼 수 없다.(물론 F3에 대하여 다른 몇 가지 대체적 모형을 추정한 결과도 만족할 만한 추정치를 가져다 주지 않았다.)

3. 주식수익률의 조건부 이분산성

자산의 수익률 역시 식(7a,b)와 같은 ARCH(p) 모형에 의하여 조건부 이분산성을 추정할 수 있다. 이 식(7a,b)에서도 분산은 양의 값을 가져야 하므로 a_{j0} 및 a_{jt} 는 양의 값을 가져야 한다. 또 식(7b)의 분산방정식이 정상과정을 나타내기 위해서는 $\sum_{r=1}^p a_{i,r} < 1$ 의 조건이 충족되어야 한다.

$$R_{i,t} = C_0 + \epsilon_{i,t} \tag{7a}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = a_{i,0} + \sum_{r=1}^p a_{i,r} \epsilon_{i,t-r}^2 \tag{7b}$$

각 자산의 수익률에 대하여 조건부 이분산성을 추정한 결과는 <표 4>에 주어져 있다. 이 논문에서 사용하는 17개 업종별 포트폴리오수익률들 중 5% 또는 10%의 유의수준에서 조건부 이분산성을 갖고 있는 것으로 판단되는 자산은 12개이다. 이 중

ARCH(1)을 보이고 있는 것은 7개(R1, R3, R4, R5, R8, R13, R17)이다. ARCH(2)를 보이고 있는 것은 3개 (R6, R12, R15)이며, ARCH(3)을 보이고 있는 것은 2개(R11, R15)이다. 그리고 5개 자산의 수익률(R2, R7, R9, R10, R14)은 조건부 이분산성을 갖고 있지 않는 것으로 판단된다.

<표 4> 주식수익률의 ARCH(p)의 검증

	c0	a0	a1	a2	a3	F값(p값)
R1	0.0210** (3.89)	0.0053** (8.89)	0.1506** (2.00)			
R3	0.0147** (2.84)	0.0042** (12.93)	0.2583** (2.50)			
R4	0.0185** (2.53)	0.0076** (16.03)	0.1443* (1.68)			
R5	0.0216** (4.62)	0.0041** (10.41)	0.2413** (3.01)			
R6	0.0193** (3.29)	0.0055** (14.59)	0.0404 (0.79)	0.1767** (2.78)	12951(0.00)	
R8	0.0211** (3.86)	0.0056** (12.01)	0.1526** (2.01)			
R11	0.0212** (3.09)	0.0056** (6.42)	0.1179 (1.59)	0.1281 (1.40)	0.1636* (1.71)	1641(0.00)
R12	0.0257** (6.31)	0.0056** (6.71)	0.1680 (1.48)	0.2716** (3.11)		2389(0.00)
R13	0.0121* (1.95)	0.0072** (17.22)	0.4785** (4.20)			
R15	0.0173** (3.20)	0.0059** (20.90)	0.2528** (3.09)	0.2285** (2.87)		2305(0.00)
R16	0.0242** (3.10)	0.0078** (4.81)	0.0005 (0.01)	0.4352** (3.31)	0.2813* (1.75)	87(0.00)
R17	0.0204** (2.60)	0.0131** (23.34)	0.6096** (4.98)			

주) 괄호안의 수치는 표준오차를 나타냄.

**은 5% 유의수준, *는 10% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

F값은 $\sum_{r=1}^p a_{i,r} < 1$ 의 귀무가설에 대한 F통계량임.

IV. 동태적 APT의 검증

1. 검증모형과 검증방법

식(5)에서 자산 및 요인의 분산이 특정한 형태의 ARCH모형에 의하여 예측될 수 있다는 것을 전제로 하고 있으며, 그 구체적인 수치는 <표 3>와 <표 4>의 결과를 이용하여 얻어질 수 있다. 다만 <표 4>에서 조건부 이분산성을 갖고 있지 않은 것으로 판단되는 5개 자산의 수익률(R2, R7, R9, R10, R14)의 분산은 무조건부 분산을 그대로 사용한다.

실제의 자료를 사용하여 식(5)를 검증하고자 할 때 핵심적 역할을 하면서도 측정상의 문제를 내포하고 있는 변수는 위험의 시간가변적 성격을 표현하고 있는 $\beta_{ij,t}$ 이다. 왜냐하면 $\beta_{ij,t}$ 는 식(5)에서 독립변수의 역할을 하면서도 현실의 관찰자료로부터 직접 관찰할 수 없기 때문이다. 그러나 요인모형의 식(3)에서 t 기의 수익률과 공통요인이 선형회귀모형을 취하고 있고 각 공통요인 사이의 상관계수가 0이므로, 요인 j 에 대한 자산 i 의 민감도 $\beta_{ij,t}$ 는 다음과 같이 추정된다.¹²⁾

$$\beta_{ij,t} = \frac{\rho_{ij,t} \sigma_{i,t}}{\sigma_{j,t}} \quad (8)$$

단, $\rho_{ij,t}$: t 기의 자산 i 의 수익률과 요인 F_j 사이의 상관계수.

12) 이 관계는 선형모형의 점근특성(asymptotic property)이다. 이에 대해서는 Hamilton(1994)의 Ch.8과 Greene(1997)의 Ch.6을 참조하기 바란다. 이 관계를 이용한 가장 단순한 경우가 조건부 CAPM에서 베타계수가 시간가변적인 경우이다. 조건부 CAPM의 검증에서는 자산의 민감도를 이와 같이 표현한 대표적인 예로서 Harvey(1989), Bodurtha & Mark(1991) 등을 들 수 있다.

자산의 민감도($\beta_{ij,t}$)를 추정할 수 있는 다른 방법으로서 칼만필터(Kalman filter)추정과 다변량GARCH 추정을 들 수 있다. 전자는 상태방정식의 이행행렬(transition matrix)을 알아야 적용가능하다. 필자는 자산의 민감도가 랜덤워크모형에 따라 이행하는 것으로 가정하고 매기의 민감도를 칼만필터 추정하고, 이를 이용하여 식(5)를 GMM 추정하고자 시도하였으나, 그 결과 유의한 위험프리미엄 추정치를 얻지 못하였다.

후자의 방법은 이 연구에서도 적용가능하다. 필자는 자산 및 요인의 조건부분산의 추정치를 알고 있다는 제약 하에서 조건부 공분산을 다변량GARCH(1,1)에 의해 추정하고 이를 이용하여 동태적 APT의 GMM 추정을 시도하였다. 그러나 그 결과는 직교조건을 충족시키지 못하는 것이었다. 따라서 이 논문에서는 일정한 상관계수를 가정한 경우의 결과만을 제시하였다.

$\sigma_{i,t}$ 및 $\sigma_{j,t}$: t기의 자산 i와 요인 F_j 의 표준편차.

이 식에서 시간의 흐름에 따라 달라지는 상관계수 $\rho_{ij,t}$ 의 시계열자료를 추정할 수 있는 뚜렷한 방법이 알려져 있지 않다. 따라서 매기의 상관계수가 일정한 것으로 가정하며 그 크기는 <부표>와 같다.

이 식(5)에서 자산의 수익률($R_{i,t}$)과 공통요인($F_{j,t}$)의 시계열자료가 주어져 있고 이들의 분산이 특정한 형태의 ARCH모형에 의하여 예측될 수 있다면, 식(8)을 이용하여 자산의 민감도($\beta_{ij,t}$)에 대한 시계열자료를 얻어낼 수 있다. 그러므로 식(5)을 이용하여 동태적 APT를 검증하는 문제는 자산의 수익률($R_{i,t}$), 공통요인($F_{j,t}$), 자산의 민감도($\beta_{ij,t}$) 및 무위험수익률($R_{f,t}$)의 시계열자료를 사용하여 1단위의 요인위험에 대한 위험프리미엄 λ_j 를 추정하는 문제이다. 따라서 식(5)의 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_{i,t} - (R_{f,t} + \sum_{j=1}^K \beta_{ij,t} F_{j,t}) = \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij,t} + \epsilon_{i,t} \quad (9a)$$

식(9a)의 검증모형은 개별 자산 각각에 대한 단일변량 회귀분석에 의하여 추정될 수 있는 모형이 아니다. 왜냐하면 식(9a)에서 추정하고자 하는 λ_j 는 1단위의 민감도에 대한 위험프리미엄을 의미하므로 모든 자산에 대하여 동일한 값을 가져야 한다. 따라서 17개의 자산과 4개의 요인을 사용하는 경우, 식(9a)는 17개의 추정식에 대하여 4개의 λ_j 를 추정하는 경우로서 모수가 과도식별(overidentification)되는 경우에 해당한다.

이와 같이 추정하여야 할 모수의 수보다 적률조건(moment condition)의 수가 더 많은 경우에 적절하게 사용될 수 있는 추정방법이 일반화 적률법(generalized method of moments ; GMM)이다. 일반화 적률법은 모형이 과도식별(overidentified)된 경우 이차형식의 값을 최소화하도록 모수를 추정하는 방법이다.

식(5)를 잔차항에 관하여 정리하면 다음의 잔차방정식이 얻어진다.

$$\epsilon_{i,t} = (R_{i,t} - R_{f,t} - \sum_{j=1}^K \beta_{ij,t} F_{j,t}) - \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij,t} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, 17 \quad (9b)$$

시장에서 투자자들은 공통요인에 관한 정보를 충분히 반영하여 식(9a,b)의 모수들을 결정하게 된다. 이것은 공통요인의 벡터 F_t - 4개요인을 모두 고려할 경우 이 벡터는 (상수항, mkt_t , $F2_t$, $F3_t$, $F4_t$)로 표현된다-를 도구변수로 사용할 수 있고 도구변수 벡터 F_t 와 잔차 $\epsilon_{i,t}$ 가 평균적으로 독립적이어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 F_t 와 잔차 $\epsilon_{i,t}$ 의 곱의 기대치는 0이어야 하며, 이 조건은 다음과 같은 직교조건

(orthogonality condition)으로 나타내진다.

$$E[\epsilon_{i,t} \cdot \mathbf{F}_t] = E\left\{ [R_{i,t} - R_{f,t} - \sum_{j=1}^K \lambda_j \beta_{ij,t} - \sum_{j=1}^K \beta_{ij,t} F_{j,t}] \cdot \mathbf{F}_t \right\} = 0 \quad (10)$$

이 논문에서 5개의 도구변수와 17개의 자산을 고려한다면 직교조건의 수는 85개이고, 추정하고자 하는 모수의 수가 4개($\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ 및 λ_4)이므로 위의 추정모형도 과도식별된다. 이 경우 85개의 직교조건에 모수추정치벡터 $\hat{\theta} (= [\hat{\lambda}_1 \hat{\lambda}_2 \hat{\lambda}_3 \hat{\lambda}_4])$ 를 대입하여 얻어진 표본적률(sample moment)을 $m(\hat{\theta})$ 로 표현하면, GMM 추정량 $\hat{\theta}$ 는 다음의 이차형식을 최소화함으로써 얻어진다.

$$q = m(\hat{\theta})' \mathbf{W}m(\hat{\theta}) \quad (11)$$

이 이차형식에서 가중치행렬 \mathbf{W} 는 GMM 추정량 $\hat{\theta}$ 의 최소점근분산(minimum asymptotic variance)의 역수로 주어진다.¹³⁾ 이 \mathbf{W} 를 구하는 구체적 방법은 Hansen(1982)에 제시되어 있으며, Hansen(1982)는 이차형식의 값 q 가 점근적으로 직교조건의 수에서 모수의 수를 뺀 수($81 = 85-4$)의 자유도를 갖는 χ^2 분포에 따른다는 것을 증명하였다.¹⁴⁾

식(9)의 추정결과에 대하여 다음의 몇 가지 통계적 검증을 필요로 하고 있다. 첫 번째는 모형의 적합성에 관한 가설검증으로서 과도식별제약에 대한 χ^2 통계량을 사용하게 된다. 계산된 χ^2 통계량이 0과 유의한 차이를 갖지 않는다면 식(10)의 직교조건이 충족된다는 것을 의미한다. 두 번째의 검증은 요인위험에 대한 위험프리미엄의 유의성($H_0 : \lambda_j = 0$)의 검증으로서 t 값을 사용하여 검증하게 된다.

2. 검증결과

(1) 단일요인 APT

검증모형 식(9a)의 가장 단순한 경우는 시장수익률(mkt)을 단일요인으로 하는 동태적 APT로서 다음과 같은 형태를 갖는다.

$$R_{i,t} - (R_{f,t} + \beta_{(i,mkt),t} \text{rmkt}_t) = \lambda_1 \beta_{(i,mkt),t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{for } i = 1, \dots, 17 \quad (12)$$

13) Hamilton(1994), p.413.

14) GMM에 관한 보다 구체적인 추정방법은 Hansen(1982)나 Hamilton(1994), Ch.14를 참조할 것.

단, $\beta_{(i,mkt),t}$: 시장수익률(mkt)에 대한 자산 i의 민감도. 베타계수.

$rmkt_t$: 시장수익률의 기대밖의 충격을 나타내는 변수로서, mkt_t 에서 <표 3>의 조건부 평균을 뺀 값이다.

도구변수로서 (상수, $rmkt$)를 채용하고 1980.4월부터 1995.12월의 자료를 사용하여 식(12)를 GMM추정한 결과는 <표 5>이다. 이 추정결과에 의하면, 과도식별제약의 검통계량 $\chi^2(33)$ 은 11.3763로서 5% 유의수준에서 유의하지 않다. 이것은 34개의 직교조건이 0과 같다는 귀무가설이 채택된다는 것을 의미하며, 대체로 식(12)의 검증모형이 적합하다고 말할 수 있다.

<표 5>의 결과에서 베타계수에 대한 위험프리미엄을 추정하는 λ_1 의 값이 0.006517 (年率은 약7.82%)으로서 5% 유의수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있다는 점이다. 이는 체계적 위험에 대하여 양의 위험프리미엄이 주어져야 한다는 CAPM 및 상식적 판단과도 일치하는 결과이다.

<표 5> 단일요인 APT의 GMM 추정결과

모수	추정치	표준오차	t 값	P 값
λ_1	0.006749	0.000798	8.4597	0.00
과도식별제약 통계량 $\chi^2(33) = 9.7176$				
P 값 = 0.9999				
관찰치수 = 189				

(2) 다요인 APT

자산의 수익률 변동이 위에서 추출한 4개 공통요인의 영향을 받는다고 가정할 경우, 식(5)는 다음과 같은 추정모형으로 나타낼 수 있다.

$$R_{i,t} - (R_{f,t} + \beta_{(i,mkt),t}rmkt_t + \sum_{j=2}^4 \beta_{ij,t}F_{j,t}) = \lambda_1 \beta_{(i,mkt),t} + \sum_{j=2}^4 \lambda_j \beta_{ij,t} + \epsilon_{i,t} \tag{13}$$

이 식(13)에 대하여 (상수, $rmkt$, F2, F3, F4)의 5개 변수를 도구변수로 사용하여 GMM 추정한 결과는 <표 6>의 파넬 A에 주어져 있다. 식(11)로 표현되는 85개의 직교조건이 충족되고 있는지를 검증하는 $\chi^2(81)$ 통계량은 86.49(유의수준은 0.3177)로

서 0과 유의한 차이를 갖지 않는다. 따라서 <표 6>의 추정결과는 식(11)의 직교조건들을 적절하게 충족시켜 주고 있다고 할 수 있다.

<표 6>에 주어진 4개의 추정치들 중 3개가 유의한 값을 보여 주고 있다. 1단위의 베타계수에 대한 위험프리미엄을 나타내는 λ_1 의 추정치는 0.00525(연율은 약6.3%)로서 5% 유의수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있다. 이것은 <표 6>의 결과와 큰 차이를 갖지 않는 값으로서 시장위험에 대하여 양의 프리미엄이 주어져야 한다는 일반적인 통념을 다시 확인하여 주고 있다.

다른 세 개의 공통요인 중에서 자산가격 및 기대수익률의 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 위험은 F2와 F4에 대한 민감도(λ_2 및 λ_4)이다. λ_2 의 추정치는 -0.0293으로서 통계적으로 유의한 음의 값을 보이고 있고, λ_4 의 추정치는 -0.0590으로서 유의한 값을 보이고 있다.

공통요인 F2와 F4에 대하여 유의한 위험프리미엄이 주어지고 있는 것에 대하여 어느 정도의 경제적 해석을 부여할 수 있다. 왜냐하면 F2와 F4가 <표 2>에 나타난 바와 같이 각각 국제수지요인과 인플레이션 요인을 비교적 강하게 나타내고 있는 것으로 해석될 수 있기 때문이다.

<표 6> 다요인 APT의 GMM 추정결과

패널 A : 4요인				
모수	추정치	표준오차	t 값	P 값
λ_1	0.005250	0.000567	9.2636	0.00
λ_2	-0.029347	0.009678	-3.0322	0.00
λ_3	0.011319	0.007825	1.4464	0.15
λ_4	-0.059023	0.010488	-5.6275	0.00
과도식별제약 통계량 $\chi^2(81) = 86.4919(P \text{ 값} = 0.3177)$				
패널 B : 3요인				
모수	추정치	표준오차	t 값	P 값
λ_1	0.005432	0.006508	8.3474	0.00
λ_2	-0.038835	0.010521	-3.6913	0.00
λ_4	-0.057961	0.011267	-5.1443	0.00
과도식별제약 통계량 $\chi^2(65) = 54.8358(P \text{ 값} = 0.8115)$				

<표 2>에서 F2는 경상수지변동 및 환율변동과 음의 관계를 갖고 있다. 따라서 F2의 변동에 대하여 민감한 주식일수록 보다 '낮은' 위험프리미엄을 갖는다는 것은 경상수지 변동에 대하여 민감한 주식일수록 보다 '높은' 위험프리미엄이 주어진다 것을 의미할 수 있다. 또 <표 2>에서 F4는 소비자물가상승률과 양의 관계를 갖고 있다. 따라서 <표 6>의 결과는 인플레이션에 민감한 자산에 대하여 보다 작은 위험프리미엄이 주어지고 있다는 것을 의미한다.

V. 결론

이 논문에서는 자산의 수익률과 공통요인이 시간가변적 변동성을 갖는 경우, 즉 동태적 요인구조 하에서의 APT를 검증하고자 시도하였다. 이를 위하여 이 논문에서는 동태적 요인구조의 영향을 포착할 수 있는 검증모형으로서 식(5)를 제시하였다. 이 식(5)를 검증하기 위하여 1980년 1월부터 1995년 12월까지의 17개업종별 포트폴리오 수익률로부터 주성분분석에 의하여 4개의 공통요인을 추출하였다.(이중 첫번째 요인은 동일가중 시장수익률과 거의 1에 가까운 상관성을 갖고 있으므로, 추출된 첫번째 요인 대신에 시장수익률을 사용하였다.)

17개 업종별 포트폴리오에 대한 ARCH모형을 추정한 결과, 12개 포트폴리오의 수익률이 조건부 이분산성을 보이고 있다. 또 네 개의 공통요인 중 시장수익률을 포함한 3개의 요인은 뚜렷한 조건부 이분산성을 보이고 있다. 따라서 요인위험--즉, 공통요인에 대한 개별자산의 민감도(β_{ij})--역시 시간가변적인 성격을 갖는다고 볼 수 있다. 시간가변적인 요인위험은, 개별자산과 공통요인의 상관계수가 일정하다고 가정하여, ARCH모형에 의해 측정된 자산 및 공통요인의 시간가변 표준편차로부터 계산된다.

이 논문에서는 이와 같이 계산된 요인위험에 대하여 어느 정도의 위험프리미엄이 주어지고 있는가를 일반화 적률법(GMM)에 의하여 추정하였다. 그 결과, APT의 추정에 사용된 4개의 공통요인 중 시장수익률을 포함한 3개의 요인에 대하여 유의한 위험프리미엄이 주어지고 있다. 이 사실은 다음 두 가지 의미를 시사하고 있다.

첫째, 자본시장에서의 가격결정이 시간가변적인 요인위험을 어느 정도 반영하여 이루어지고 있다. 즉, 자산의 기대수익률이 시간가변적이며, 그 이유는 시간가변적인 요인위험에 기인하는 것이다. 둘째, 자본시장에서의 가격결정은 시장수익률에 대한 베타계수 뿐만 아니라 다른 공통요인으로부터의 요인위험 역시 유의하게 반영하여

이루어지고 있다. 자본시장의 가격결정에 영향을 미치는 다른 두 개의 공통요인은 국제수지요인과 인플레이션요인인 것으로 보인다.

이 논문 역시 우리나라 자본시장의 실증적 연구에서 흔히 지적되고 있는 표본주식의 수와 검증기간의 한계를 극복하지 못하고 있다. 뿐만 아니라 이 논문은 구체적인 거시경제변수를 공통요인으로 사용하지 않고 주성분분석에 의하여 추출된 추상적인 공통요인을 사용함으로써, 자본시장의 자산가격결정에 반영되는 공통요인의 현실적 의미를 충분히 밝혀주지 못하고 있다는 한계를 갖고 있다.

참 고 문 헌

- 이창호(1996), 『한국주식시장의 자산가격결정에 관한 연구 : 주식수익률 변동성의 시간간변성을 중심으로』 서울대학교 대학원 경제학박사학위논문.
- 조 담(1994), “우리 나라 주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구,” 『재무연구』 제7호, pp.5-36.
- 조 담(1996), “조건부 변동성을 고려한 자본자산 가격결정모형의 검증,” 『재무연구』 제12호.
- Bodurtha, J. N. & N. C. Mark(1991), “Testing the CAPM with Time-Varying Risks,” *Journal of Finance* 46, pp.1485-1505.
- Bollerslev, T. R., R. Y. Chou & K. F. Kroner(1992), “ARCH Modelling in Finance : A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, pp.5-59.
- Burmeister, E. & M. McElroy(1988), “Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Finance*, 43, pp.721-733.
- Chen, N., R. Roll & S. A. Ross(1986), “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 59, pp.386-403.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo & A. Craig MacKinlay(1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Diebold, F. X. & J. A. Lopez(1995), “Modelling Volatility Dynamics,” in K. D. Hoover, *Macroeconometrics : Developments, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Pub., pp.427-472.
- Engle, R. F.(1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of

- the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, pp.987-1008.
- Engle, R. F., V. K. Ng & M. Rothschild(1990), "Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure," *Journal of Econometrics*, 45, pp.213-237.
- Greene, W. H.(1997), *Econometric Analysis*, 3rd ed., Prentice Hall.
- Hamilton, J. D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton U. Press.
- Hansen, L. P.(1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50, pp.1029-1054.
- Hansen, L. P. & K. J. Singleton(1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Harvey, C. R.(1989), "Time-Varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models," *Journal of Financial Economics*, 24, 289-317
- Ng, L(1991), "Tests of the CAPM with Time-Varying Covariances : A Multivariate GARCH Approach," *Journal of Finance* 46, pp. 1507-1521.
- Ng, V. K., R. F. Engle & M. Rothschild(1992), "A Multi-Dynamic-Factor Model for Stock Returns," *Journal of Econometrics*, 52, pp.245-266.
- Roll, R. & S. A. Ross(1980), "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, 35, pp.1073-1103.
- Ross, S. A.(1977), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, 13, pp.341-360.
- Schwert, G. W.(1990), "Stock Returns and Real Activity : A Century of Evidence," *Journal of Finance*, 45, pp.1129-1155.

<부표> 주식수익률과 요인 사이의 상관계수

	mkt	F2	F3	F4
R1	0.9590	0.0516	0.0220	0.0090
R2	0.8843	0.0627	0.3589	0.0074
R3	0.9043	0.0480	0.1524	0.0684
R4	0.7432	-0.1247	0.1831	0.2032
R5	0.9207	0.0214	0.1268	-0.0269
R6	0.8188	-0.0033	0.3787	0.1011
R7	0.8496	0.1124	0.1609	0.0244
R8	0.9133	0.0543	0.0178	0.0172
R9	0.8662	0.1565	0.0190	-0.0199
R10	0.8430	0.3016	-0.2406	-0.0955
R11	0.7926	0.2101	-0.0675	-0.3584
R12	0.7603	0.1754	-0.3919	-0.2924
R13	0.6995	0.0444	-0.4212	0.4896
R14	0.8692	0.0925	-0.2268	-0.0586
R15	0.6328	-0.5380	-0.1966	0.3775
R16	0.4782	-0.7127	-0.1118	-0.2256
R17	0.4846	-0.6972	0.0314	-0.2911