

韓國證券市場의 收益率豫測 가능성에 대한 研究

金 奉 柱*

I. 緒論

70년대 이전의 收益率 豫測可能性에 대한 연구는 弱形 效率市場假說에 대한 檢證으로, 기대수익율이 시간에 따라서 일정하다는 것을 가정하고, 과거의 장·단기 수익율을 이용하여 기대수익율을 예측할 수 있는지를 분석하였다. 시계열 수익율의 自己相關을 이용하여 이를 검증한 결과, 과거 수익율이 기대수익율을 유의적으로 설명하는 변수라는 점에 의문이 제기되었다. 그러나 이 검증에서 自己相關係數는 現在 수익율과 過去 수익율사이의 회귀계수이므로, 과거의 수익율과 상관관계가 있는 예측변수들이 기대수익율을 설명하는 정도를 분석한 결과, 기대수익율 예측하는 유의적인 변수가 경제변동에 대해서도 일정한 설명력을 가지고 있음을 발견하였다. 弱形 效率市場假說에 대한 연구 영역은 이외에도 수익율의 횡단면적인 豫測能力에 관한 연구, 수익율의 季節的인 변동과 과다한 변동성에 관한 연구 등이 있다¹⁾. 收益率 豫測可能性의 원천으로는 市場의 非效率性(market inefficiency) 때문이라는 견해와는 달리, 要求收益率(required rate of return)의 변동하기 때문이라는 견해가 있다²⁾.

1) Fama(1991)는 이러한 의미에서 收益率 豫測可能性에 대한 檢證이 弱形效率市場假說을 대표하는 것이라고 하였다.

2) Cochrane, J.H., 1991, Volatility tests and efficient markets: A review essay, Journal of Monetary Economics 27, 463-485.

合理的 資産價格決定模型(rational asset pricing model)에 따르면 자산의 기대수익율은 경제상황의 변동에 대한 個別資産의 敏感度에 따라서 변동한다. 베타계수로 측정되는 이 민감도에 대한 市場의 평가는 危險프리미엄으로서 베타계수의 크기에 따라 자산의 기대수익율을 구성한다. 베타와 危險프리미엄은 미래 소비나 투자기회 집합의 불확실한 변동을 헤지하고자 하는 투자자들의 행동을 반영하는 상태변수(state variable)와 개별자산의 공분산에 대한 市場의 평가이다³⁾. 베타계수와 危險프리미엄은 資産이 去來되는 시점에서 公表된 모든 情報를 반영한다. 즉, 市場에서 결정된 實際수익율과 資産價格決定模型이 설명하는 기대수익율의 차이인 殘差項은 公表된 情報와 공분산이 전혀 없어야 한다. 따라서 베타나 危險프리미엄의 변동은 자산이 거래되는 시점에서 公表된 情報의 함수라 할 수 있게 된다. 그런데 수익율의 시계열변동을 豫測變數로 예측할 수 있고, 이 예측가능성은 자산의 기대수익율이 경제변동을 반영한 결과 때문이라면, 資産價格決定模型에서 설명하는 각 經濟變數의 위험프리미엄도 豫測變數로 예측가능하고, 나아가서 균형모형에 의해서 설명되는 기대수익율도 예측할 수 있을 것이다. 이 논문은 豫測變數를 이용한 시계열 수익율에 대한 연구와 균형모형의 타당성을 검증하는 연구를 결합하는 시도이다. 이 연구를 통해서 개별자산의 기대수익율을 설명하는 經濟變數를 추정하여, 균형모형의 성립 여부와, 配當수익율, 만기차이에 따른 수익율차이, 채무불이행에 따른 수익율차이 등이 각 經濟變數가 설명하는 資産의 기대수익에 대한 예측 정도를 분석하며, 經濟變數가 개별자산의 수익율을 설명할 수 있다면, 모델이 설명하는 부분과 설명하지 못하는 부분 중에서 예측되는 분산을 측정하여 資産價格決定模型이 經濟변동을 반영하는 정도를 분석하고자 한다.

3) Fama, Eugene F., 1970, Efficient capital market: A review of theory and Empirical Work, Journal of Finance 25, 387-417.

Merton, Robert C., 1973, An intertemporal capital asset pricing model, Econometrica 41, 867-887.

II. 收益率의 豫測可能性

收益率의 豫測可能性이 危險에 대한 기대수익(the expected compensation for risk)의 변동에 기인한다는 관점에서 資産價格決定模型을 이용하여 수익을 변동에 영향을 주는 要因을 도출해 보자.

1. 資産價格決定模型과 收益率의 變動性

기대수익과 豫測變數의 관계를 불연속적인 시점의 多要因 資産價格決定模型의 성립하는 과정을 통하여 살펴 본다.

多期間 均衡이 성립하는 證劵市場에 대표적인 소비자의 效用函數 $u_t(z)$ 는 단조증가, 미분가능하며, $u' > 0$, $u'' < 0$ 이다. 證劵市場은 한정된 수의 보통주와 투자자로 구성된다. j 증권에 대한 配當은 x_j , $j=0, 1, \dots, N$, 투자자 $i=1, \dots, I$ 이다. 配當 x_j 는 0보다 크거나 같다. 0시점에서 개인이 기초자산은 $\bar{\theta}_j^i(0) \geq 0$ 이고, 증권 j 의 配當 落價格은 확률변수로서 $S_j(t)$ 이고, $S_j(T)=0$, $\forall j$ 이다.

$F = \{\mathcal{F}_t : t=0, 1, \dots, T\}$ 을 개인에게 주어진 情報구조(information structure)라고 정의한다. \mathcal{F}_t 는 발생가능한 상태 전체집합의 부분집합으로 $t \geq s$ 이면, \mathcal{F}_t 가 \mathcal{F}_s 보다 더 확실하다고 한다. 진실한 상태(true state of nature)는 시간이 지남에 따라서 부분적으로 소비자가 알게 되며, T시점에서 완전히 알게 된다는 것이다. 결국 소비자 i 의 의사결정문제는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\max_{\theta \in H} u_{i0}(c(0)) + E \left[\sum_{t=1}^T u_{it}(c(t)) \right]$$

s.t $\theta(0) = \bar{\theta}^i(0)$ 그리고 $(c(t))$ 는 θ 에 의해서 조달된다.
(H 는 수용가능한 투자전략 θ 공간)

그리고 예산제약식은 t 시점에서,

$$\theta(t+1)^T S(t) = \theta(t)^T (S(t) + X(t)) - c(t), \quad \forall t$$

(여기서,
 $S(t) = (S_0(t), \dots, S_N(t))^T$, $X(t) = (X_0(t), \dots, X_N(t))^T$
)

T 시점에서,

$$\theta(T) X(T) = c(T)$$

이다.

예산제약식의 왼쪽은 t 시점 거래가 발생한 후 포오트폴리오의 價値이고, 오른쪽은 거래가 발생하기 전 포오트폴리오의 價値에서 당기 소비를 제외한 價値가 된다. 이 때 j 증권의 가격은 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁴⁾

$$S_j(t-1) = E \left[\frac{u'_t(\tilde{C}_t)}{u'_{t-1}(\tilde{C}_{t-1})} (x_j(t) + S_j(t) \mid \mathcal{F}_{t-1}) \right] \quad (1)$$

여기서 $\tilde{C}_t \equiv \sum_{i=1}^I c^i(t) = \sum_{j=0}^N x_j(t)$ 로서 t 시점에서 총소비인 확률변수.

따라서 $t-1$ 에서 t 시점 까지 j 증권의 수익율은 다음과 같다.

$$\tilde{r}_{jt} \equiv \frac{x_j(t) + S_j(t)}{S_j(t-1)} - 1 \quad (2)$$

(2)를 (1)에 대입하고, 공분산의 정의를 이용하면 (3)식을 도출할 수 있다.

4) Sargent, Thomas J, Dynamic Macroeconomic Theory, 1987, Ch3, p96.

$$\begin{aligned}
1 &= E\left[\frac{u'_i(\tilde{C}_t)}{u'_{t-1}(\tilde{C}_{t-1})}(\tilde{r}_{jt}+1) \mid \mathcal{F}_{t-1}\right] \\
&= \text{Cov}_{t-1}\left(\frac{u'_i(\tilde{C}_t)}{u'_{t-1}(\tilde{C}_{t-1})}, \tilde{r}_{jt}+1\right) \\
&\quad + E\left[\frac{u'_i(\tilde{C}_t)}{u'_{t-1}(\tilde{C}_{t-1})} \mid \mathcal{F}_{t-1}\right] \cdot E[\tilde{r}_{jt}+1 \mid \mathcal{F}_{t-1}]
\end{aligned} \tag{3}$$

그리고 無危險資產에 대해서도 동일한 결과를 생각할 수 있으므로 (4)식을 도출할 수 있다.

$$E\left[\frac{u'_i(\tilde{C}_t)}{u'_{t-1}(\tilde{C}_{t-1})} \mid \mathcal{F}_{t-1}\right] = \frac{1}{1+r_f} \tag{4}$$

이를 (3)식에 대입하면

$$E[\tilde{r}_{jt} \mid \mathcal{F}_{t-1}] - r_f = -(1+r_f) \text{Cov}_{t-1}\left(\frac{u'_i(\tilde{C}_t)}{u'_{t-1}(\tilde{C}_{t-1})}, \tilde{r}_{jt}\right) \tag{5}$$

이다.

한편, $Y(t)$ 를 t 시점에서 관찰가능한 상태변수의 벡터이다. 이는 개인의 정보구조 F 의 부분집합으로 유한하다고 가정한다. 0시점에서 t 시점사이에 실현되는 $Y(t)$ 를 보면 어떤 상황의 발생여부를 알 수 있다. 따라서 $t < T$ 시점에서 확률변수 z 는 $\{Y(t+1), \dots, Y(T)\}$ 을 조건으로 한다. $\{Y(0), \dots, Y(t)\}$ 가 나타내는 情報를 조건으로 하는 z 의 기대치는 t 시점에서 오직 $Y(t)$ 만을 조건으로하는 z 의 기대치와 동일하다고 하자. 즉, $E[z \mid \mathcal{F}_t] = E[z \mid Y(t)]$ 로서, t 시점 이전에 실현된 역사적 情報 Y 는 t 시점 이후에 실현되는 확률변수에 영향을 주지 않는다는 가정이다. 이와같은 특성을 확률변수의 마야코브 특성이라 한다. t 시점에서 j 증권에 대하여 지급되는 보통주의 配當도 마코브특성에 따르는 확률변수로서 $x_j(t) = x_j(Y(t), t)$ 이다.

따라서 t 시점에서 총소비는 다음과 같다.

$$C(Y(t), t) = \sum_{j=0}^N x_j(Y(t), t) \quad (6)$$

$C(Y(t), t)$ 는 상태변수 $Y(t)$ 와 시간 t 에 대하여 미분가능이라고 하자. 그러면

$$C(t) \approx C(t-\Delta) + C_Y(t-\Delta)^T \cdot \Delta Y(t) + C_t(t-\Delta) \cdot \Delta t \quad (7)$$

$((.)^T$ 는 *transpose* 행렬)

그리고

$$u'_i(C(t)) \approx u'_i(C(t-\Delta)) + u''_i(C(t-\Delta)) \cdot \Delta C(t) \quad (8)$$

$$\text{여기서 } C_Y(t) = \frac{\partial C(Y(t), t)}{\partial Y(t)}$$

$$C_t(t) = \frac{\partial C(Y(t), t)}{\partial t}$$

$$\Delta Y(t) \equiv Y(t) - Y(t-1)$$

$$\Delta C(t) \equiv C(t) - C(t-1)$$

C_Y 는 M 벡터이다.

(7)을 (8)에 대입하면

$$u'_i(C(t)) \approx u'_i(C(t-\Delta)) + u''_i(C(t-\Delta)) \cdot \{C_Y(t-\Delta)^T \cdot \Delta Y(t) + C_t(t-\Delta) \cdot \Delta t\} \quad (9)$$

이 식을 (6)식에 대입하면 다음 식이 성립한다.

$$\begin{aligned}
 & E[\tilde{r}_{jt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} \\
 & \approx -(1+r_{ft}) \frac{u_t''(C(t-\Delta))C_Y(t-\Delta))^T}{u_{t-\Delta}'(C(t-\Delta))} \text{Cov}_{t-\Delta}(\tilde{r}_{jt}, \Delta Y(t)), \quad \forall j
 \end{aligned} \tag{10}$$

이 식을 변형하여 (10)' 과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 & E[\tilde{r}_{jt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} \\
 & = \beta_{jy} \cdot \left[-(1+r_{ft}) \frac{u_t''(C(t-\Delta))}{u_{t-\Delta}'(C(t-\Delta))} \cdot C_Y(t-\Delta)^T \right] \cdot \text{Var}_{t-\Delta}(\Delta Y(t)), \quad \forall j
 \end{aligned} \tag{10}'$$

즉 t 시점에서 危險資産 j 의 危險프리미엄은 개인의 소비(즉 부)의 相對的 危險回避度와 狀態變數의 分散에 따라서 변동한다. 소비자의 危險回避度の 관점에서 보면 최저의 소비수준에서 보다 낮아 질수록 相對的 危險回避度は 거진다. 따라서 경기가 하락국면에서 소비수준이 낮아 질수록 소비자의 危險회피정도가 커질 것이므로 市場에서 평가되는 危險프리미엄도 커지게 된다. 그리고 상태변수의 분산은 미래 생산이나 경제의 변동성을 의미한다고 할 수 있다. 따라서 경제의 성이 증가할 수록 危險프리미엄이 증가하게 된다. 자산가격은 소비자의 富에 대한 態度와 경제상태의 성의 함수라는 것이다. (10)을 행렬로 나타내면 (11)식이 된다.

$$\begin{aligned}
 & E[\tilde{r}_t | Y(t-\Delta)] - r_{ft} \mathbf{1} \\
 & \approx -(1+r_{ft}) \frac{u_t''(C(t-\Delta))}{u_{t-\Delta}'(C(t-\Delta))} \mathbf{V}_{xy}(t-\Delta) \cdot C_Y(t-\Delta)
 \end{aligned} \tag{11}$$

여기서

\tilde{r}_t 는 N 개의 자산수익을벡터, $\mathbf{1}$ 는 1벡터, $\mathbf{V}_{xy}(t-\Delta)$ 는 $Y(t-\Delta)$ 을조건으로 하는 r_t 와 $Y(t)$ 의 $N \times M$ 개의 공분산 매트릭스

한편, 상태변수와 가장 높은 相關關係를 가지는 임의의 포트폴리오 k 에 대한 t 에서 $t-\Delta$ 까지의 수익율을 \tilde{r}_{zkt} 라고 정의하면 (즉 $\tilde{r}_{zkt} = (\tilde{r}_{zkt}, \dots, \tilde{r}_{zkt})^T$ 이면), 이

포트폴리오도 (11)식을 만족하기 때문에 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$E[\widetilde{r}_{zt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1 \quad (12)$$

$$\approx -(1+r_{ft}) \frac{u_t''(C(t-\Delta))}{u_{t-\Delta}(C(t-\Delta))} V_{zy}(t-\Delta) \cdot C_Y(t-\Delta)$$

여기서

$V_{zy}(t-\Delta)$ 는 $Y(t-\Delta)$ 을 조건으로 하는 r_t 와 $Y(t)$ 의 $N \times M$ 개의 공분산 행렬

이를 (11)식에 대입하면 (13)식이 도출된다.

$$E[\widetilde{r}_t | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1$$

$$\approx V_{xy}(t-\Delta) \cdot V_{zy}(t-\Delta)^{-1} \cdot (E[\widetilde{r}_{zt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1)$$

$$= V_{xy}(t-\Delta) \cdot V_{yy}(t-\Delta)^{-1} (V_{zy}(t-\Delta) \cdot V_{yy}(t-\Delta)^{-1})^{-1} \quad (13)$$

$$\cdot (E[\widetilde{r}_{zt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1)$$

$$\equiv B_{xy}(t-\Delta) \cdot B_{zy}(t-\Delta)^{-1} \cdot (E[\widetilde{r}_{zt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1)$$

여기서

$V_{yy}(t-\Delta)$ 는 $Y(t-\Delta)$ 을 조건으로 하는 $Y(t)$ 의 $M \times M$ 개의 공분산 행렬.
 $B_{xy}(Y(t-\Delta))$ 의 j 번째 행과 $B_{zy}(t-\Delta)$ 의 k 번째 행은 각각 $Y(t-\Delta)$ 를 조건으로 하는 $Y(t)$ 와 \widetilde{r}_{jt} , \widetilde{r}_{zkt} 의 다중회귀계수.

그런데 임의의 증권 수익을 \widetilde{r}_z 와 상태변수 $Y(t)$ 가 완전 정의의 相關關係를 가진다면,

$\beta_{zy}(t-\Delta) = 1$ 이 되어서 (13)식은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$E[\widetilde{r}_t | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1 \quad (14)$$

$$= B_{xy}(t-\Delta) \cdot (E[\widetilde{r}_{zt} | Y(t-\Delta)] - r_{ft} = 1)$$

(14)식의 의미는 危險자산의 기대수익을 \widetilde{r}_{jt} 와 M 개의 상태변수 수익을

$\widetilde{r}_{zkt} = (\widetilde{r}_{zkt}, \dots, \widetilde{r}_{zkt})^T$ 는 선형관계를 가지며, $B_{xy}(Y(t-\Delta))$ 는 $Y(t-\Delta)$ 를 조건으로

하는 \widetilde{r}_{jt} 와 \widetilde{r}_{zkt} 의 다중회귀계수로서, j 증권 수익에 대한 상태변수의 민감도를

나타낸다. 개별 증권(i)에 대하여 (14)식을 다시 쓰면 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$E(R_{it}/Z_{t-1}) = \lambda_0(Z_{t-1}) + \sum_j^K b_{ijt} \lambda_j(Z_{t-1}), \quad i=0, \dots, N, \quad t=0, \dots, T-1$$

(여기서, R_{it} 는 $t-1$ 에서 t 기까지 자산 i 의 수익을
 Z 는 t 기 자산가격이 결정될 때 이용되는 정보변수
 $b_{it1} \dots b_{iKt}$ 는 i 자산의 K 변수에 대한 민감도
 $\lambda_j(Z_{t-1}), j=1 \dots K$ 는 위험프리미엄)

(15)

그리고 개별자산과 상태변수의 민감도가 0인 경우가 無危險자산이라고 하면, $t-1$ 시점에서 t 시점까지의 無危險資産의 수익율은 $\lambda_0(Z_{t-1})$ 이 된다.

(15)식의 의미는 개별자산의 實際수익율과 $t-1$ 까지의 狀態變數를 조건으로 하는 기대수익율과의 차이인 殘差 e_{it} 는 $t-1$ 까지 공표된 狀態變數와 相關關係가 없다는 것이다. 따라서 개별자산의 實際 수익율을 狀態變數 Z_{t-1} 을 이용하여 豫測할 수 있다면, 危險프리미엄이나 베타가 狀態變數의 函數로서 Z_{t-1} 가 따라 변동하게 된다.

2. 收益率 豫測可能性에 관한 既存의 研究

市場 效率性이 성립하기 위한 전제조건은 情報의 거래비용에 대한 가정이다. 즉, 가격이 情報를 반영하기 위한 비용이 항상 영이어야 한다.⁵⁾ 다시말하면 效率的인 시장에서는 情報이용에 따른 한계비용이 한계수익을 넘지 않아야 한다.⁶⁾ 현실적으로 이러한 가정은 극단적이라 할 수 있다. 또한 效率的 市場假說은 均衡資産價格決定模型을 전제로 가격이 情報를 적절하게 반영하는지를 분석하므로써 검증할 수 있는 결합가설이다. 실증결과 수익율에 대한 이례적인 현상이 발견되었을 경우, 市場 非效率性의 결과인지 또는 價格決定模型이 잘못된지를 판단할 수 없게 된다. 이러한 관점에

5) Grossman, Sanford J., and Robert J. Stiglitz, 1980, On the impossibility of informationally efficient markets, American Economic Review 70, 393-408.

6) Jensen Michael C., 1978, Some anomalous evidence regarding market efficiency, Journal of Financial Economics 6, 95-105.

서 보면 市場의 效率性은 근본적으로 검증가능하지 않다고 할 수 있다. 그러나 이러한 검증을 통하여 시장의 합리적 情報과 거래비용에 대한 판단에 유용하며, 주식價格의 시계열적 또는 횡단면적인 행태에 대한 이해를 증진 시킬 수 있다는 데 의미가 있다. 市場效率性假說의 檢證⁷⁾은 다음과 같이 분류된다.⁸⁾

弱形 市場效率性에 대한 검증으로는 과거수익율이 기대수익에 대한 예측가능성 분석, 配當수익율 등의 예측변수가 수익율을 豫測하는 정도에 대한 연구, 資產價格決定模型을 기초로 횡단면적인 수익율의 豫測可能性에 관한 연구, 수익율의 季節的 변동에 관한 연구 등이 포함된다. 그리고 準強形 效率市場에 대한 검증은 공적인 情報가 가격에 반영되는 정도를 분석하는를 事件研究(event study)로 분류되고, 強形 效率市場에 대한 검증은 특별한 투자자가 가지고 있는 情報에 대한 市場의 반응정도를 보는 것으로 私的情報(private information)의 검증으로 분류한다.

1) 橫斷面 收益率의 豫測可能性에 대한 연구

횡단면적 수익율의 豫測可能性에 대한 일반적인 검증방법은 Black, Jensen & Scholes(1972)와 Fama and Macbeth(1973) 등이 CAPM을 검증하기 위하여 사용한 2단계 검증방법과 유사하다. 즉, 要因分析으로 각 자산의 수익율을 설명하는 요인을 주식수익율의 시계열자료에서 추정하거나, 財務理論에 따라 경제상태를 고려하여 사전적으로 추정한 후, 要因이나 經濟變數의 베타를 이용한 횡단면회귀분석으로 위험프리미엄을 추정한다. 要因分析은 주로 APT의 타당성 검증에 이용되었으나, 추정된 요인의 경제적 의미를 해석할 수 없는 점과, 분석방법에 대한 문제점이 지적되었다⁹⁾. 이를 해결하기 위한 대안으로 행해진 일련의 연구가 사전적으로 선정된 변수로 資產價格決定模型을 검증하는 방법이다.

Reinganum(1981)은 多要因모형이 주식시장의 이례적인 현상인 기업규모효과를 설명할 수 있는 지를 분석하기 위하여, 1963년에서 1978년 까지 뉴욕증권거래소와 아메

7) Fama, Eugene F., 1970, 위의 논문.

8) Fama, Eugene F., 1991, 위의 논문.

9) Shanken(1983)은 공통要因이 존재한다고 가정한 收益率生成模型이 共通要因이 존재하지 않는 收益率生成模型으로 전환될 수 있음을 보이고 要因分析에 의한 多要因 模型의 검증가능성에 대해서 의문을 제기하고 있다.

리카 증권거래소에 상장된 모든 주식의 일별 수익율을 이용하여 검증란 결과, 이를 효과적으로 설명할 수 없음을 발견하였다. 반면, Chen(1983)은 多要因 模型이 기업 규모효과를 보다 잘 설명할 수 있다는 결과를 발견하고, 단일모형보다 보다 多要因 模型이 타당함을 주장하였다.

Chen, Roll and Ross(1986)는 개별자산의 수익율과 相關關係를 가지고 있는 경제 변수를 추출하고, 이 經濟變數와 수익율의 민감도가 개별자산의 기대수익에 대한 설명력을 분석하였다. CRSP의 월별 수익율자료에 의하여 1947년 부터 1973년 말 까지 459 개의 주식을 중심으로 요인분석을 실시하여, 5개의 의미있는 要因과 要因 점수를 추출한 후, 이를 미리 정한 經濟變數에 회귀분석하여 要因의 경제적 의미를 확인하였다. 그리고 이 經濟變數들과 시장가치를 기준으로하여 구성된 20개의 포트폴리오수익율을 Fama-MacBeth(1973)의 방법대로 2단계 회귀분석을 시행하였다. 결과 수익율을 설명해 주는 변수로는 월별산업생산성증상을, 危險프리미엄, 利率의 期間構造에 관한 변수, 예상하지 못한 인플레이션을 등이 유의적인 변수임을 발견하였다¹⁰⁾.

Chan, Chen 과 Hsieh(1985)는 Banz (1981)나 Reinganum (1981) 등에 의해서 제시된 企業規模效果를 Chen, Roll 과 Ross(1986)가 제시한 방법으로 검증할 수 있는 지를 살펴보았다¹¹⁾. 企業規模效果가 존재한다는 것은 CAPM과 市場이 효율적이라는 結合假說을 기각하는 것이다. 검증결과 單純平均市場指數, 製造業成長率, 利率期間構造 등 변수에서는 포트폴리오 수익율과 유의적으로 정의 危險프리미엄을, 인플레이션변수에서는 유의적으로 음의 危險프리미엄을 발견할 수 있었으나, 검증기간에 따라 결과는 상이하였다. 그리고 危險프리미엄 변동의 상당 부분은 景氣變動에서 초래된다는 사실도 발견하였다. 그리고 기업규모효과가 전혀 존재하지 않는다고는 할 수 없었지만, 유의적인 결과는 아니었다.

Keim, Donald B., Robert F. Stambaugh(1986)는 資產의 가격수준을 나타내는 변수들이 주식이나 채권의 危險프리미엄이나 수익을 예측할 수 있을지와 기대수익율의 계절적 변동을 분석하였다. 채권으로 구성된 4개의 포트폴리오와 주식으로 구성된 3개

10) 이 분석의 의의는 要因分析을 이용한 기존의 분석과는 달리 자산가격에 영향을 주는 要因의 경제적인 의미를 해석할 수 있었다는 것이다

11) 企業規模效果란 CAPM에 의해서 危險을 조정한 후에도 소규모기업의 收益率이 대규모기업의 收益率보다 유의적으로 높은 현상을 지칭한다.

의 포트폴리오의 月別收益率을 분석한 결과, 위험프리미엄이 시간에 따라서 변동하고 있음을 발견하였다. 이는 채권과 주식의 가격수준을 반영하는 관찰가능변수에 의해서 다양한 종류의 주식과 채권의 미래수익이 예측될 수 있음을 나타내는 것이다. 그리고 季節性을 고려하여 검증한 결과, 소규모기업의 危險프리미엄과 債券收益率에 대한 예측능력은 다른 달에 비하여 1월에 유의적으로 높았다. 그리고 자산가격이 가장 낮은 기간에 소규모 기업이나 저급 채권의 수익이 가장 높은 결과를 보였다.

Ferson 과 Harvey(1991)는 豫測變數를 이용하여 수익을 예측가능성의 원천과 주식 수익률이 변동은 초래하는 危險프리미엄이나 베타의 변동의 상대적 중요성을 측정하였다. 검증결과 市場포트폴리오의 프리미엄이 주식수익을 변동의 예측가능한 부분을 설명하는 가장 중요한 要因이며, 베타의 성 보다는 기대 危險프리미엄의 성이 포트폴리오의 豫測可能性을 설명하는 중요한 요소임을 보여 주고 있다. 거시변수 중에서 市場危險, 實質利率, 채무불이행위험의 계수는 양을, 예측하지 못한 인플레이션율의 계수는 음을 보였다.

우리나라의 경우, 南尙九와 嚴卿植(1990)은 자본시장에서 이용할 수 있는 3개의 사전적 관찰가능변수(1개는 채권시장변수, 2개는 주식시장변수)에 의해서 주식및 채권의 미래 수익율을 예측할 수 있는지를 분석한 결과 검증기간에 따라서 상이한 결과를 보였다. 그리고 이들은 각 자산의 기대위험프리미엄은 부분적으로 사전적으로 관찰가능한 변수에 의해서 설명될 수 있음을 주장하였다.

2. 時系列 收益率의 豫測可能性에 대한 연구

수익율의 시계열 변동에 대한 연구는 과거의 수익율이라는 단일 변수를 이용한 기대 수익율豫測模型과 과거의 수익율을 대신할 수 있는 변수 즉 豫測變數를 이용한 연구로 대분 할 수 있다. 전자의 경우 과거의 장·단기 수익율을 이용하여 기대수익율을 예측할 수 있는지를 분석하는 것이기 때문에 수익율의 시계열이 自己相關의 정도가 얼마인지를 분석하는 것이 주요한 내용이 된다. 그러나 기존의 연구에 의하면 검증 결과 유의성이 상당히 낮다. 그런데 시계열의 自己相關계수는 기대수익율과 과거 수

익율사이의 회귀계수이다. 따라서 과거의 수익율과 밀접한 상관을 가지면서, 기대수익율을 보다 잘 예측할 수 있는 변수를 선정하여, 시계열 수익율을 예측할 수 있을지를 분석하는 연구가 豫測變數를 이용한 연구이다. Fama(1965)는 다우-존스기업 30개 중에서 20개가 양의 相關關係를 보인다는 것을 발견하였다. 또한 이중에서 11개의 주식이 통계적으로 유의적으로 0 보다 크다는 결과를 보고 하였다. Fisher(1966)는 분산된 포트폴리오의 月間수익율의 自己相關계수는 양의 값을 가지고 또 그 값의 크기가 개별주식의 상관 계수보다 크다는 사실을 발견하였다. Lo 와 Mackinlay(1988)은 規模別로 구성된 포트폴리오의 週間收益率이 양의 自己相關關係를 보임을 발견하였다. 특히 작은 기업으로 구성된 포트폴리오의 경우 이러한 경향이 매우 강하였다. Shiller(1984)와 Summer(1986)는 주식가격이 내재가치에서 서서히 이탈하지만 短期수익율은 自己相關이 거의 없다는 모형을 제시하고 있다. 즉, 短期수익율으로는 주식시장이 효율성을 검증할 수 없음을 보여 주고 있는 것이다. Fama와 French(1988)는 長期 수익율간의 상관관계를 검증하였다. Shiller(1986)의 주장이 옳다면 주가는 천천히 사라지는 안정적인요소와 무작위로 움직이는 부분을 가지게 될 것이다. 따라서 수익율을 계산하는 기간이 짧을 때 過去수익율과 未來수익율간의 회귀식의 기울기는 0에서 출발하여 수익율의 계산기간이 증가함에 따라서 점점 큰 음의 계수를 보이다가 수익율의 계산기간이 더 길어지면 무작위로 움직이는 부분이 더 커져서 기울기가 0에 가까워 진다는 것이다. 검증결과, 수익율 계산기간이 2~5년인 경우 기울기가 항상 음의 값을 가지며, 계산기간이 길어 질 수록 기울기의 절대값이 큰 음수였다가, 計算期間이 5년을 초과하게 되면 기울기가 0에 가까워짐을 발견하였다. 그리고 계산기간이 3~5년인 수익율의 분산 중에서 안정적인 과정을 따르는 일시적인 요소에 의해 설명되는 부분이 30%~40% 정도임을 보였다. Conrad와 Kaul(1988)은 기대수익율의 확률적인 변동이 1차 자동회귀모형을 따른다는 것을 전제로 시계열모형에 의해서 추정된 포트폴리오의 수익율과 豫測變數의 관계를 분석하였다. 즉 현재의 수익율은 과거의 경제적인 충격의 가중평균으로 나타낼 수 있는데, 과거의 수익율에 대한 가중치는 지속적으로 감소한다는 것이다. 검증결과에 따르면 수익율의 변동은 안정적인 자동회귀과정을 보이고 있다. 또한 단기 기대수익율 변동의 많은 부분을 수익율의 분산으로 설

명할 수 있었다. 그리고 기업규모와 수익율 변동 간에 일정한 관계가 있어서, 소규모 기업으로 구성된 포트폴리오의 수익율 변동은 수익율의 분산에 의하여 26%가 설명되었지만 규모가 큰기업의 경우에는 이러한 설명력이 1%에 지나지 않았다. 이러한 현상은 부분기간에 있어서도 발견되었으며, 1월 효과를 고려한 후에도 나타났다. 經濟變數의 豫測可能性을 측정하기 위하여 財政證券 수익율, 시차를 둔 單純市場指數 등과 자동회귀모형에 의해서 추정된 각 포트폴리오의 過去수익율을 분석한 결과, 추정된 수익율이 이러한 변수가 포함하고 있는 情報를 어느 정도 대변할 수 있었다. Fama와 French(1989)는 만약 기대수익율의 변동이 여러 종류의 자산에서 공통적으로 발견된다면, 이러한 변동은 기업의 투자기회나 투자자의 선호체계의 변동을 반영하는 것이라는 가설하에서, 채권과 주식의 기대수익율을 配當수익율로 예측한 결과 주식수익을 뿐만아니라 債券수익율도 예측할 수 있음을 발견하였다. 또한 채무불이행위험에 따른 수익율差, 만기차이에 따른 수익율差도 기대수익율을 예측할 수 있음을 발견하였다. Chen(1991)은 위에서 이용한 변수들이 자산의 기대수익율을 예측하는 것이 합리적인 價格決定課程인지 아니면 시장의 非效率性 때문인지를 분석하였다. 장기적인 관점에서 보면 투자자들은 미래 소비나 투자기회의 확실적인 변동에 대하여 헤지할 유인을 가지고 있다(Fama 1970). 市場은 미래 소비나 투자기회와 相關關係를 가지고 있는 상태변수와 자산의 공분산이 자산의 기대수익에 대한 영향으로 평가한다.¹²⁾ 총생산증가율, 저급채권과 고급채권의 수익율차이, 장기채권과 단기채권의 수익율차이, 短期利子率, 配當수익율 등의 상태변수가 자산가격과 일정한 관계를 가지기 때문에 주식이나 채권의 수익율을 예측할 수 있는 능력을 가질 수 있다는 것이다¹³⁾. 검증결과 豫測變數는 주식의 기대수익율에 대하여 설명력을 가지고 있고, 동시에 경제상황에 대한 예측능력도 가지고 있다. 또한 주식의 기대수익율과 경제상태를 나타내는 변수도 일정한 관계를 보이고 있다. 따라서 주식의 기대수익율 중 예측가능한 부분은 경제상태의 변동의 영향이라고 할 수 있고, 합리적인 豫測變數에 의해서 예측할 수 있음을 시사하고 있다.

12) Merton, Robert C, 1973, 위의 논문.

13) Keim, Donald B., and Robert F. Stambaugh, 1986, Predicting returns in the stock and bond markets, *Journal of Financial Economics* 17, 357-390.

Ⅲ. 收益率변동과 經濟變數

1. 證券市場과 經濟變數

일반적으로 주식의 가치는 주식을 보유함으로써 기대되는 미래 현금흐름의 현재가치로 정의 할 수 있다. 즉,

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

c : 미래 현금흐름
 k : 할인율
 P : 주식의 가격

(1)식을 변형하면 다음의 식으로 표현된다.

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

따라서 주식수익율의 변화는 다음의 두요소로 설명할 수 있다.

- 1) 未來現金흐름의 現在價値를 구하는데 이용되는 割引率의 變化
- 2) 未來現金흐름의 變化

未來現金흐름의 변화는 주식가격에 정의 효과를 미치나, 할인율의 변화는 주식가격에 부의 영향을 미친다. 그리고 未來現金흐름과 할인율은 경제상황의 변화와 밀접한 관련을 가지고 있다. 그러면 경제상황을 나타내는 經濟變數와 주식수익율의 관계를 기존의 연구를 중심으로 살펴보자. 편의를 위하여 割引率에 대한 변수, 未來現金흐름에 대한 변수 그리고 證券市場 변수로 분류하여 살펴 보았다.

1) 割引率에 대한 변수

(1) 通貨量

通貨量の 변화가 證券市場에 대한 영향에 관한 견해는 관점에 따라서 다르다. 케인지안은 通貨量이 증가하면, 利率이 하락하고, 투자는 증대되어, 국민소득이 증가하게 될 것이기 때문에 證券市場에 정의 효과가 있다고 주장한다. 이에 반하여 통화주의자들은 通貨量이 증가가 일시적으로 利率을 하락시켜, 투자가 증대되고, 국민소득을 증가하는 효과를 나타낼 수 있기는 하지만, 생산량의 증대는 貨幣需要를 증대시킬 뿐만 아니라 物價가 상승하므로 名目貨幣需要가 증가하기 때문에 利率이 상승하는 결과를 나타낼 수 있다고 주장한다.

기존의 연구결과에 의하면 通貨량과 주식가격은 상당히 밀접한 관련을 가지는 것으로 나타나고 있다.

Homa & Jaffee(1971), Hamburger & Kochin(1972), Cooper(1974) 등은 통화주의자의 견해에 근거하여 通貨량의 변화는 주식가격에 선행하여 변화한다는 사실을 발견하였다. Rozeff(1974)는 통화변수에 대한 주식수익율의 회귀분석 모형을 이용하여 通貨량 변동에 대한 證券市場의 效率性を 검증한 결과, 證券市場에서 통화공급의 유의적인 시차를 발견할 수 없었으며, 동시에 통화공급자료를 이용한 거래방법으로 超過利益을 얻을 수 없었다. Rogalski 와 Vinso(1977)는 ARIMA모형을 이용하여 추세가 제거된 주식가격과 通貨량의 잔차시계열을 도출한 후, 이 잔차시계열간의 교차상관분석을 통하여 상호 독립적인지를 분석하였다. 검증결과에 의하면 주식가격변동은 通貨량변동의 5개월 미래 시차항과 正(+의 相關關係를 가지고 있음을 발견하였다. Sorenson(1982)은 합리적 기대가설하에서 통화공급 성장율의 합리적 기대치가 市場에 어떻게 반영되는지를 검증하였다. 합리적 통화공급의 기대치를 Barro(1977)의 통화성장율방정식에 의해서 추정하고, 이와함께 예상하지 못한 통화공급성장율을 주식수익율에 회귀분석하였다. 그 결과 주식수익율은 예상하지 못한 통화공급의 현재, 미래의 변화에 대해서는 유의적이었으나, 예상된 변화에 대해서는 유의적이지 못하였다.

(2) 利率

金融市場에서 자금의 수요자가 공급자로 부터 차입한 자금이 지급되는 대가가 利率이다. 利率은 자금의 수요와 공급과 금융자산의 만기, 채무불이행위험의 정도 등에 따라서 달라진다. 滿期와 危險에 대하여 비례하는 것이 일반적이다. 利率의 변동은 바로 기업의 資本費用에 영향을 미친다. 利率이 상승하면, 할인율이 상승하기 때문에 주가가 하락한다. 일반적으로 利率 상승은 주주의 부에 대하여 부(-)의 영향을 미친다고 생각된다¹⁴⁾. Fama 와 Schwert(1977)에 의하면 주가는 평균적으로 利率 수준에 대하여 부(-)의 관계를 가지고 있음을 발견하였다. 이러한 사실은 利率변동과 기업가치가 음의 관계를 가지고 있음을 시사한다. 利率의 변동은 다음의 두가지 효과를 가진다. 우선 利率이 증가하면 기업가치가 하락하고, 따라서 주주지분과 부채의 가치도 감소한다. 그러나 주주지분의 가치감소가 부채의 경우보다 크기 때문에 재무레버리지를 증가시킨다. 그러나 채권자의 부가 주주에게로 이전되는 효과 때문에 레버리지가 감소하는 효과도 있다. 첫번째 효과가 두번째 효과 보다 크다면, 利率이 상승은 기업가치의 성을 증가시킬 것이다. Christie(1982)는 이러한 가설을 검증한 결과 利率이 상승하면 기업의 危險은 증가하고 따라서 주식수익률과는 부(-)의 관계를 가짐을 발견하였다.

(3) 物價指數

물가의 변동은 생산과 소비 등 전반적인 경제활동 결과를 반영하는 지표가 된다. 물가변동의 정도를 나타내는 지표가 물가지수이다. 物價指數란 국민생활에 영향을 주는 개별상품의 가격을 일정한 기준에 따라 평균한 지수를 말한다. 物價指數는 일반적으로 인플레이션을 나타내는 지수로 이용된다. 물가가 상승한다면, 소비자나 투자자는 구매력 감소분을 보상받기 위하여 금융자산에 투자한 자금을 대하여 더 높은 수익율을 요구하게 될 것이고, 이는 할인율을 상승시킬 것이기 때문에 주식수익률에 부(-)의 효과를 나타낼 것이다. 그러나 물가상승으로 기업의 名目現金흐름이 인플레이션과

14) Christie, Andrew A., 1982, The stochastic Behavior of Common Stock Variances, Journal of Financial Economics 10, 407-432.

동일한 비율로 증가한다면 주식이 인플레이션에 대한 헷지 수단으로 이용될 수 있다. 이러한 가설을 핏셔효과라 한다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R_{t-1} = E(r_t / t-1) + E(I_t / t-1)$$

여기서, R_{t-1} : (t-1)기간 말에 관찰된 명목이자율
 $E(r_t / t-1)$: t기 말의 기대 실질이자율
 $E(I_t / t-1)$: t기 말의 기대 인플레이율

즉, 名目이자율이 인플레이션과 1대1의 관계를 가진다면, 實質 수익율은 인플레이션과 독립적이라는 가설이다.

Fama 와 Schwert(1977)의 분석에 의하면 장기재정증권과 단기재무성증권은 예상하지 못한 인플레이션율을 헷지하며, 부동산은 기대인플레이션과 예상하지 못한 인플레이션을 모두 헷지하였다. 주식수익율은 기대인플레이션율과 통계적으로 유의적인 음의 관계가 있으나, 예상치 못한 인플레이션율과는 유의하지 않은 음의 관계에서, 주식은 유효한 인플레이션 헷지 수단이 되지 못한다고 주장하였다. Lintner(1975)는 인플레이션율이 상승하면, 기업의 외부금융수요가 증가하여 기업의 實現收益이 희석되기 때문에 인플레이션율과 주식수익율은 부(-)의 관계를 가진다는 사실을 발견하였다.

Modigliani 와 Cohn(1979)는 인플레이션의 상승으로 발생하는 貨幣的 幻想이라는 투자자의 비합리성 때문에 인플레이션율과 주식수익율의 관계가 부(-)의 관계를 가질 수 있음을 발견하였다. 인플레이션 때문에 未來現金흐름을 名目利率로 할인하여 기업가치를 저평가하거나, 名目負債의 價値를 實質價値로 평가하여 주식이 가치를 과소하게 평가한다는 것이다.

Geske 와 Roll(1983)은 주식수익율의 변화가 오히려 인플레이션을 유발하는 要因이 될 수 있다는 가설을 제시하였다. 즉 소득세와 법인세는 정부의 중요한 수입원이기 때문에 만약 증권가격이 하락하면 정부의 수입이 줄게 된다. 이 경우 정부가 지출을 줄이지 않으면, 재정적자를 유발시킨다. 정부는 이 재정적자를 줄이기 위하여 통

화를 증발하거나 또는 단기채권을 발행하게 된다. 그 결과 通貨量은 증가하여 인플레이션이 발생할 수 있다는 것이다.

Solnik(1983)은 1971년 부터 1980년까지 9개국에 대한 자료에 의해서 인플레이션과 주식수익율의 관계를 분석한 결과 Geske 와 Roll(1983)의 가설이 성립됨을 보였다. Fama(1981)는 주식수익율과 인플레이션 사이에 존재하는 부(-)의 관계는 주식수익율을 결정하는 실물경제 변수와 주식수익율의 정(+)의 관계를 반영하는 결과라고 하고, 실물변수와 기대인플레이션을, 기대하지 못한 인플레이션을 모두 이용하면 주식수익율과 인플레이션율간의 부(-)의 관계가 없어짐을 검증하였다. 우선 높은 실물경제와 낮은 인플레이션을 간에 부의 관계가 있고, 보통주의 수익율은 資本的 支出, 資本의 實質수익율, 生産量 增加率 등과 정의 관계가 있음을 발견하였다. 그리고 주식수익율은 모든 실물경제 변수에 선행하고 있음을 발견하였다.

2) 未來現金흐름에 대한 변수

개별기업의 未來現金흐름은 경제상황을 나타내는 景氣와 관련이 있다. 경제가 호황이라면 일부 특수한 경우를 제외하고 대부분의 기업이익은 증가하며, 불황인 경우 대부분의 감소한다. 따라서 경제상황을 나타내는 景氣指標들이 주식수익율을 설명할 수 있다. 일반적으로 성장율이 지속적으로 낮은 상황인 불황에서 配當수익율과 채무불이행위험에 따른 수익율차이가 커진다. 또한 현재의 경기 상황이 나쁘지만 앞으로 좋아질 것이 예상되면, 만기차이에 따른 수익율차이가 커진다. 이러한 경우 기대수익율은 증가할 것이다.¹⁵⁾ 景氣變動은 기본적으로 生産 및 需要에 관한 여러가지 經濟指標를 분석하여 파악할 수 있다. 대표적인 지표로는 國民總生産(GNP)을 들 수 있다. 이는 한 나라의 경제주체가 일정기간 동안에 생산한 商品의 價値를 金額으로 換算한 合計이다. 각 부문의 생산활동은 물론 소비, 투자, 수출 등 수요동향까지를 함께 나타내는 종합지표라고 할 수 있다. 그러나 GNP지표는 이용하는데 한계를 가지고 있기 때문에, 景氣狀況을 보다 신속히 파악하기 위해서 이용 가능한 월별지표로서 도소매판매액지수, 내구소비재출하지수, 비내구소비재출하지수, 건축허가연면적, 산업생산지수,

15) Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1989, Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 25, 23-49.

제조업가동율지수 등이 있다. 또한 현재 경기동향이나 장래의 경기를 예측하는 등, 경제전체의 동향을 분석하기 위해서는 경기의 움직임을 잘 반영해주는 각종의 경제통계 자료를 적절한 분석기법에 따라 가공하여 종합한 지수를 이용할 수 있다. 이 지수를 분석하여 어떤 규칙성이나 유사성을 찾아내면, 이를 이용하여 현재의 경기상태를 판단하고, 장래의 경기를 유추하여 해석할 수 있을 것이다. 우리나라는 매월 경제기획원에서 각종 경기지표들의 전월대비 증감율을 가중평균하여 작성한 선행종합지수, 동행지수, 후행지수 등을 발표하고 있다.

개방 경제체제하에서 국민 경제는 해외시장과 밀접한 관련을 가진다. 따라서 수출 신용장래도액, 무역수지 등이 기업의 未來現金흐름에 영향을 미친다. 예를 들면 무역수지증감, 환율의 변동 등이 직간접으로 주식가격에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 실제로 이러한 海外市場要因과 주식가격과의 관계는 매우 복잡적이기 때문에 단순히 말할 수는 없다. 일반적으로 수출의 감소, 수입의 증가 등으로 인한 貿易收支 적자는 기업의 현금흐름을 감소시켜, 주식가격을 하락시킬 것이 예상되며, 반대로 貿易收支의 흑자는 해외부문으로 부터 유입되는 자금이 시중의 유동성을 증가시켜, 주식 매입 수요가 증가되므로, 주식가격은 상승할 것이 기대된다. 환율의 지나치게 절상되면 수출은 줄고, 수입은 증가한다. 우리나라와 같이 해외의존도가 높은 나라에서는 수입이 증가하여 경상수지가 적자상태에 놓이면, 經濟成長率이 하락하여 주식가격이 하락할 수 있다. 반면 수입물가는 하락하기 때문에 市場 개방의 정도에 따라서는 오히려 국내물가를 안정시키고, 외채상환 부담이 감소되기 때문에 오히려 주식가격을 상승시킬 수도 있다.

3) 證券市場變數

증권시장의 전체적인 움직임을 나타내는 지표로는 종합주가지수, 배당수익율, 去來量 등이다. 이중에서 가장 관심의 대상이 되고 있는 것은 종합주가지수이다. 配當수익율도 주식의 수익성을 나타내는 지표로서 주식의 미래 현금흐름을 판단하는 중요한 지표가 된다. 또한 株式去來量은 주식가격과 밀접하게 연관되어 움직인다고 생각되고 있다. 즉, 주식가격이 상승하는 시점에서는 價格上昇이 계속되리라 예상하는 매수세

력과 이에 회의적인 대도세력이 집중하기 때문에 거래량은 증가하게 되고, 반대로 주가가 하락하는 시점에서 거래량은 감소하는 추세를 보이는 것이 일반적인 상황이다. 16) 이외에도 상장주식회전율, 시가총액회전율 등을 이용하여 市場의 유통수준을 판단할 수 있다. 이러한 회전율은 활황기에 상승하나 반대로 침체에 하락한다.

2. 收益率變動의 豫測變數

일반적으로 주식의 미래 기대수익율과 미래 현금흐름을 예측하는 변수로서 配當수익율, 만기차이에 따른 수익율차, 채무불이행위험프리미엄, 短期債券수익율 등을 드는 경우가 많다. 配當수익율과 만기차이에 따른 수익율차는 미래기간의 수익율에 대한 예상치이고, 채무불이행위험프리미엄이나 短期債券수익율은 현재의 경제상황을 나타내는 변수라고 생각되고 있다.

1) 配當수익율

配當수익율이 주식수익율을 예측하는 변수라는 것은 여러 연구의 결과에서 나타나고 있다. 고든의 배당평가모형¹⁷⁾에 의하면 配當수익율이 기대수익율 변동을 예측할 수 있음을 알 수 있다. 配當수익율에는 기대수익율과 配當成長率이 포함되기 때문에 配當成長率을 기대수익율에 대한 豫測變數로 이용하는 경우 일정한 오류가 포함된다. 그러나 배당성장율이 일정하다면 配當수익율이 기대수익에 대한 일정한 예측능력을 가진다. 效率市場假說의 견지에서 보면 割引率이나 기대수익율이 높을 경우 配當에 비해서 주가가 상대적으로 낮고, 반대로 割引率과 기대수익이 낮을 경우는 配當에 비해서 주가가 높아진다. 따라서 配當수익율은 기대수익에 따라서 변동한다.¹⁸⁾

16) Harris, L., 1986, Cross-security tests of the mixture of distributions hypothesis, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, 39-46.

17)
$$P(t-1) = \frac{D(t)}{r-g}, \quad \frac{D(t)}{P(t-1)} = r-g, \quad r = \frac{D(t)}{P(t-1)} + g$$

(r : 기대수익율, g : 배당성장율, $D(t)$: t 기의 배당, $P(t-1)$: $t-1$ 기의 주가)

18) Rozeff, M., 1984, Dividend yields are equity risk premiums, *Journal of Political Management* 11, 68-75.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1989, Dividend yields and expect stock returns, *Journal of*

2) 債務不履行 危險에 따른 수익율差

債券이 상환되지 않을 危險과 債券수익율 사이의 관계를 채무불이행위험에 따르는 수익율차이라고 한다. 이러한 수익율차이는 경기변동의 측정치로서, 경기하락 국면일 때에는 증가하고, 상승 국면일 때는 감소한다.¹⁹⁾ 경기가 하락국면에서 투자자들은 채권의 안전성을 강조하여 상대적으로 危險이 많은 증권투자에 더 많은 危險프리미엄을 요구한다. 반면, 경기가 상승국면에서는 안전성에 대한 관심이 상대적으로 감소하여 危險이 증가하더라도 수익율이 높은 증권에 투자하게 될 것이다. 따라서 경기가 상승 국면에서 채무불이행위험에 따른 프리미엄은 줄고, 반대 경우는 증가할 것이다. Chen(1991)은 채무불이행위험에 따른 수익율차이는 과거나 미래의 생산 증가율과 부(-)의 관계를 가지고 있음을 발견하고, 이 변수가 경기에 따라서 움직이는 기대수익의 변동을 예측 할 수 있는 가능성을 제시하였다. 예컨대 경기국면이 하강기에 있을 때, 위험자산투자의 未來現金흐름은 감소하고, 시장 할인율의 증가가 예상된다. 또한 소비수준은 하락하여 소비자들의 相對的 危險回避度는 증가한다. 따라서 경기가 하강국면에서는 시장의 危險프리미엄은 증가하고, 주식가격은 하락할 것이 예상된다.

3) 滿期差異에 따른 수익율差

이는 만기가 긴 채권과 만기가 짧은 채권의 수익율차이를 의미한다. 불편기대가설에 따르면 이러한 수익율차이는 先度利率과 현재 市場利率의 차이에서 발생한다. 유동성프리미엄가설에 의하면 이러한 危險프리미엄은 미래불확실성에 의해서 영향을 받는다. 일반적으로 만기가 길수록 원금이 가치가 변동할 危險이 커진다. 따라서 투자자들은 만기가 짧은 금융자산에 투자하기를 선호할 것이다. 반면 자금 수요자들은 원금의 支給不能危險을 가능한한 연기하기 위해서 장기간의 차입을 원하게 될 것이다. 이 때 단기채권을 선호하는 투자자들을 장기채권에 투자하도록 유인하기 위해서 프리미엄이 주어져야 한다. 이러한 만기차이에 따른 수익율차이는 未來利率에 대한 예상과 불확실성의 정도에 따라 결정된다. 短期利率은 경기가 하강국면일 때 낮고, 상승국면일 때 높다. 현재 경기가 하강상태이고, 장차 상승국면이 예상되면, 만기차

Financial Economics 22, 3-25.

19) Chen, Roll, and Ross., 1986, Economic forces and the stock market, Journal of Business 56, 383-403.

에 따른 수익율차는 증가하고, 반대로 상승국면이어서 경기하락이 예상되는 경우, 만기에 따른 수익율차이가 작아진다. 또한 만기차이에 따른 수익율차이는 미래의 생산 증가나 소비증가와도 관계를 가진다. 만일 미래 생산이 높을 것이 예상된다면, 소비자들은 미래의 소비를 앞당겨서 소비하기를 위하여 미래 생산을 담보로한 차입은 증가하고 또한 장기채권의 利子率이 단기채권의 利子率에 비하여 증가한다. 기존의 연구에 의하면 장기채권의 先度利子率은 2년내지 4년 앞선 시점의 利子率을 예측하는 능력이 있고²⁰⁾, 만기가 1년미만인 채권을 대상으로 한 연구에서 先度利子率은 미래의 實質利子率을 예측할 수 있음을 발견하였다.²¹⁾

4) 短期債券수익율

短期債券수익율은 현재경기 상태를 반영한다. 경기가 하락상태에 있을 때 단기채권 수익율은 상대적으로 낮다. 따라서 단기채권 수익율이 높다면 경기가 호황인 국면에 있다. 소비자들이 소비수준이 증가하기 때문에 소비자의 상대적인 危險회피정도가 감소하여, 市場에서의 危險프리미엄이 감소하게 될 것이다. 반대로 단기채권수익율이 낮다면 경기가 하락국면에 있고, 危險프리미엄은 증가한다.

20) Fama, Eugene F. and Robert R. Bliss, 1987, The information in long maturity forward rates, *American economic review* 77, 680-692.

Hardouvelis, Gikas a., 1988, The predictive power of the term structure during recent monetary regimes, *Journal of Finance* 43, 339-356.

21) Mishkin, Frederic S., 1990, What does the term structure tell us about future inflation?, *Journal of Monetary Economics* 25, 77-95.

IV. 檢證模型과 檢證資料

1. 檢證模型

1) 경제변수와 증권수익률

자산가격결정 모형의 일반적인 형태는 다음과 같다.

$$E(R_{it}/Z_{t-1}) = \lambda_0(Z_{t-1}) + \sum_j^K b_{ijt} \lambda_j(Z_{t-1}), \quad i=0, \dots, N, \quad t=0, \dots, T-1$$

여기서 $E(R_{it}/Z_{t-1})$ 는 $t-1$ 에서 t 기까지 자산 i 의 Z_{t-1} 에 대한 조건부수익률
 Z_{t-1} 은 t 기 자산가격이 결정될 때 이용되는 정보변수
 $b_{ijt} \dots b_{iKt}$ 는 i 자산의 K 변수에 대한 민감도
 $\lambda_j(Z_{t-1}), j=1 \dots K$ 는 위험프리미엄 (1)

① 이때 i 자산이 위험요인, $F_{jt}, j=1 \dots K$ 에 대한 민감도 b_{ijt} 와 위험프리미엄은 다음의 회귀식으로 평가할 수 있다. 베타 값은 이동평균의 방식으로 60개월 동안의 시계열자료를 한 단위로, 각 포트폴리오에서 102개의 $\beta_{ijt}, t=1, \dots, T$ 를 추정하는 회귀식은 다음과 같다.

$$r_{it} = a_{it} + \sum_{j=1}^K b_{ijt} F_{jt} + u_{it}, \quad i=1 \dots N, \quad t=1 \dots T$$

여기서 $E(u_{it}/Z_{t-1}) = E(u_{it}, F_{jt}/Z_{t-1}) = 0 \quad \forall i, j, t$ 이다.

② 위에서 구한 베타를 각 포트폴리오의 수익률에 다음의 횡단면회귀식을 수행하여 각 경제변수에 대하여 102개의 위험프리미엄을 추정하였다.

$$r_{it} = \lambda_{i0} + \sum_{j=1}^N \lambda_{jt} \beta_{ijt-1} + e_{it}, \quad t=1 \dots T \quad (3)$$

2) 경제변수와 예측변수

(1)식과 (2)식에 의해서 자산가격이 결정되기 위해서는 t 기 가격이 결정될 때 이용되는 예측변수 Z_{t-1} 가 위험요인 F_{jt} 를 이용하여 민감도인 b_{ijt} 를 추정할 때 영향을 미치지 않아야 한다. 회귀식

$$r_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{p=1}^L \alpha_{itp} Z_{pt-1} + \sum_{j=1}^K \beta_{ij} F_{jt} + u_{it}, \quad t=1 \dots T \text{ 에서}$$

예측변수 Z_{t-1} 를 포함하지 않고, $\alpha_{i0} = 0$ 이면, 자산가격결정모형이 單純 期待收益 (unconditional expected return)을 설명할 수 있는지에 대한 검증이 된다.²²⁾ 이러한 검증의 결과는 대부분 가설이 기각 되고 있다. 자산가격결정모형에 의한 기대수익이 시간에 따라서 변동할 때, 과거의 정보가 가격결정과정에 전혀 영향을 미치지 않는다면, $\sum \alpha_{itp} = 0$ 으로 시장에서 가격화된 경제변수에 예측변수가 가지고 있는 정보가 모두 포함된다는 것이다. 따라서 과거의 정보를 이용하여 기대수익을 예측할 수 없다는 증거가 된다. 예측변수가 경제변동과 상관을 가지고 있지 않기 때문에, 합리적인 투자자들은 이러한 변수가 설명하는 부분을 모두 예상하여 가격에 반영하고 있다는 것이다. 즉, $E[P(\lambda_{ij} \beta_{ijt-1} / Z_{t-1})] \neq 0$ 이면, 자산가격결정모형의 각 경제변수가 설명하는 期待收益을 설명할 수 있는 예측변수가 존재하며, 균형 期待收益은 시간에 따라 변동한다는 것이다. 여기서 $E[P(\lambda_{ij} \beta_{ijt-1} / Z_{t-1})]$ 는 회귀식

$$\lambda_{ijt} \beta_{ijt-1} = \gamma_0 + \sum_l \gamma_l Z_{lt-1} + \eta_t \text{에 의한 추정치의 평균이다.}$$

3) 모델이 예측하는 분산

모델이 설명하는 期待收益이 예측가능하다면, 각 경제변수가 설명하는 期待收益 중에서 예측가능한 부분을 분석하여, 자산의 예측가능한 부분에 대한 각 경제변수의 기여도를 분석할 수 있다. 모델이 설명하는 기대수익들중에서 예측가능한 부분의 분산과 각 경제변수에 의해 설명되는 기대수익의 분산과의 관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

22) Hubermann, G. and Kandel, S. A., 1987 Mean-Variance Spanning. Journal of Finance 42: 383-388.

$$\begin{aligned}
 [VAR[P(\sum_{j=1}^{N=6} \lambda_{ij} \beta_{ijt-1} / Z_{t-1})]] &= [VAR[P(\lambda_{i1} \beta_{i1t-1} / Z_{t-1})]] \\
 &+ [VAR[P(\lambda_{i2} \beta_{i2t-1} / Z_{t-1})]] \\
 &+ [VAR[P(\lambda_{i6} \beta_{i6t-1} / Z_{t-1})]] \\
 &+ \text{interaction term}
 \end{aligned}$$

여기서 $VAR[P(\sum_{j=1}^{N=6} \lambda_{ij} \beta_{ijt-1} / Z_{t-1})]$ 는 $\sum \lambda_{ijt} \beta_{ijt-1} = \gamma_0 + \sum_l^L \gamma_l Z_{t-1} + \eta_t$ 에 의한 추정치의 분산이고, $VAR[P(\lambda_{i1} \beta_{i1t-1} / Z_{t-1})]$ 는 $\lambda_{ijt} \beta_{ijt-1} = \gamma_0 + \sum_l^L \gamma_l Z_{t-1} + \eta_t$ 추정치의 분산이다.

4) 기대수익의 변동성

시장이 효율적이고, 가격결정모형이 합리적이라면, 자산의 수익률중에서 예측변수에 의해서 설명되는 부분이 모두 모델에 의해서 설명된다.

즉, $E(u_{it}/Z_{t-1}) = E(u_{it}, F_{jt}/Z_{t-1}) = 0, \forall i, j, t$ 이 충족되면, 가격이 결정되는 시점에서 투자자들이 이용하는 정보는 모두 자산가격결정모형에 반영되어, Z_{t-1} 이 자산의 실제수익률을 예측하는 정도나 기대수익을 예측하는 정도가 동일하게 된다. 따라서 다음의 가설이 성립한다.

$$RA1 = \frac{[VAR[P(\sum \lambda_{ij} \beta_{ijt-1} / Z_{t-1})]]}{VAR[P(r_{it}/Z_{t-1})]} = 1$$

$$RA2 = \frac{[VAR[P(\lambda_{i0} - e_{it}/Z_{t-1})]]}{VAR[P(r_{it}/Z_{t-1})]} = 0$$

市場이 효율적이고 모델이 적절하게 수익율을 설명할 수 있다면, 자산가격결정모델이 자산의 수익율을 모두 설명한다. 실제수익율 중에서 예측되는 부분의 분산으로 期待收益의 예측되는 부분의 분산을 나눈 비율 $RA1$ 은 1이고, 모델이 설명하지 못하는 부분(model residual) 중에서 예측되는 분산을 나눈 비율 $RA2$ 는 0이 된다.

$RA1 = 1$ 과 $RA2 = 0$ 이면 모형이 수익율의 변동과 관련된 모든 분산을 설명하기 때문에, 균형모형의 적합도가 높을 뿐만아니라, 시장도 효율적이라는 의미가 된다. 그러나 검증과정에서 표본에 포함된 오류 때문에 $RA1$ 은 1보다는 작고, $RA2$ 는 0보다 크고, $RA1$ 보다는 작은 수이다. 모형이 설명하는 부분의 분산과 설명하지 못하는 부분의 분산이 서로 상관되어 있지 않다면, $RA1$ 와 $RA2$ 의 합은 1이 될것이다.

2. 檢證資料

다요인 자산가격결정모형을 이용한 실증연구에서 여러가지 경제적인 변수 중에서 가정 타당한 변수를 區分하기가 용이한 일이 아니다. 본 연구에서는 경기변동을 나타내는 다음과 같은 경제변수들을 요인분석에 의해서 몇개의 차원으로 區分한 다음, 각 차원의 성격을 대변할 수 있는 변수를 추출하여 이를 독립변수로 선정하였다. 그리고 경제변수에 의해서 설명되는 期待收益을 예측하는 예측변수는 기존의 연구에서 인정되고 있는 변수²³⁾ 중에서 선택하였다. 포트폴리오는 매년말 각 기업의 市場價値를 기준으로 구성된 규모별 포트폴리오와 산업별 포트폴리오로 구성되며, 수익율은 매년말 기업의 市場價値를 기준으로 가중평균하였다. 이 연구의 검증기간은 1980년 1월에서 1993년 6월까지이다. 수익율자료는 한신평(주) 수익율 파일을 이용하였다. 경제변수의 자료는 물가총량(한국은행), 조사통계월보(한국은행), 증권통계연보(증권거래소), 證券(증권거래소), 경기종합지수(통계청) 등을 이용하여 수집하였다. 경제변수의 목록은 <표 1>과 같다.

23) Fama, Eugene F., 1990, Stock returns, expected returns, and real activity, Journal of finance 45, 1089-1108.

1) 變數의 選定

(1) 경제변수 선정

요인분석에 의하여 경제변수를 몇개의 요인으로 축약한 결과에 따라서 이들을 대표할 수 있는 몇개의 경제변수가 필요하다. 요인을 구성하는 다수의 변수중에서 대표적인 변수를 선택하는 방법에는 다음의 두가지 방법이 있다.

<표 1> 거시경제변수

변수	경제변수의 내용
TBAL	무역수지 증가율
EXP	통관액 기준 수출 증가율
LC	신용장내도액 증가율
LIC	통관액 기준 수입 증가율
GOLD	금및외환보유증 증가율
OIL	원유수입가격 상승율
ED	달리환율변동율
IRTD	정기예금利率
YOB	회사채유통수익율
YOL	만기가 3~5년인 국공채 수익율
YOBS	보통채수익율
KOSPI	종합주가지수 수익율
VOLUME	거래량 증가율
TOMV	시가총액회전율
SVALUE	시가총액 증가율
TOLS	거래량회전율
DY	가중평균배당수익율
M1	평잔기준 M1실질증가율(消費者物價指數 증가량 차감)
M2	평잔기준 M2실질증가율(消費者物價指數 증가량 차감)
M3E	말잔기준 M3실질증가율(消費者物價指數 증가량 차감)
M2A	(총통화 - 장기저축성예금) 증가율
RB	본원통화 증가율
DRB	일반은행예대율
TRD	시중은행요구불예금회전율
EINF	기대 소비자물가지수 증가율
UINF	기대치 못한 소비자물가지수 증가율
WINF	도매물가지수 증가율
UEM	실업율
PBC	건축허가면적 증가율
IP	생산지수 증가율
ORI	제조업 가동율지수 증가율
WAGE	제조업 임금 증가율
CCC	동행지수순환변동치 증가율
LIC	선행종합지수 증가율
DRC	비내구소비재출하지수
UDR	내구소비재출하지수
WRIT	도소매판매액지수

첫째 방법은 요인점수를 이용하는 방법이다. 요인점수는 원래 변수들을 선형결합하여 축약한 결과 생성된다. 두번째는 대표치를 선정하는 방법이다. 이는 특정의 요인을 대표하는 변수로서 요인적재량을 관찰한후 분석자가 주관적으로 선정하는 방법이다.

경제변수에 대해서 요인분석을 실행한 결과 <표 2>를 보면, 여섯개의 요인으로 경제를 설명하는 요인을 축약할 때 설명력은 56%이었다.

<표 2> 요인분석結果

변 수	요 인1	요 인2	요 인3	요 인4	요 인5	요 인6	공통성
YObs	0.93618*	-0.07801	-0.13735	-0.04077	0.09931	-0.00306	0.912915
YOb	0.93343*	-0.05721	-0.13522	-0.03806	0.10234	-0.00762	0.904829
IRtd	0.89197*	0.03823	-0.10478	-0.13191	0.14570	0.02181	0.847156
Uwf	0.63227*	0.01555	-0.10526	-0.15671	-0.02668	-0.04219	0.438140
DRb	0.49216	0.11298	0.03304	0.10763	0.39609	0.06545	0.428830
YOI	0.43949	-0.15892	-0.09087	-0.12043	-0.04000	-0.01517	0.242996
PBc	-0.45310	0.06323	0.05134	-0.07720	0.01952	0.05670	0.221491
ED	0.42674	-0.17463	-0.00052	-0.07352	0.31737	-0.11149	0.331160
KOs	-0.11328	0.80840*	-0.10888	-0.00488	0.05850	0.11649	0.695218
TOs	-0.37252	0.74196*	-0.14921	-0.11238	-0.26678	0.07896	0.801585
TOv	-0.32865	0.76430*	-0.15549	-0.13736	-0.23184	0.05656	0.792148
VOI	0.11904	0.68395*	0.13334	0.12057	-0.02559	-0.12297	0.530053
SVI	0.10463	0.61611*	0.15668	0.07175	-0.10169	-0.06870	0.435292
DY	0.06364	-0.65162*	0.02314	0.03698	-0.24125	-0.01836	0.489099
IP	-0.05959	0.06554	0.90555*	-0.01952	-0.07541	0.07263	0.839206
ORi	-0.08392	0.02443	0.85668*	-0.01033	-0.00665	0.03615	0.742997
DRc	-0.18930	-0.04940	0.81977*	0.11123	0.00404	0.01636	0.722952
UDc	-0.15819	-0.07286	0.67272*	0.08865	-0.00353	0.00171	0.490756
LCi	-0.12602	-0.00323	0.52668*	-0.09434	0.12844	0.30564	0.412086
CCc	0.08364	0.09712	0.12724	-0.12065	-0.30633	-0.17913	0.173099
M2	0.01457	0.02977	0.07452	0.86595*	0.02863	-0.06534	0.761617
M1	0.02354	0.05844	0.04939	0.84993*	-0.02157	0.01882	0.729604
RB	-0.20239	0.01595	-0.02489	0.73717*	-0.14335	-0.06529	0.610070
M3	-0.24555	-0.07987	0.09681	0.52447*	0.00948	0.44378	0.548139
MA2	-0.02208	-0.02547	-0.04529	-0.03164	-0.00281	0.05514	0.007236
TRd	0.02751	0.04299	0.08728	-0.20054	-0.01514	0.32538	0.156539
EIf	0.18562	-0.04029	-0.01004	-0.14976	0.73562*	-0.20917	0.643491
UIf	0.44891	0.09138	-0.07593	-0.35254	-0.56801*	-0.03892	0.664072
UEm	0.41781	0.10941	0.13149	-0.15896	0.71853*	-0.02674	0.746101
LI	0.05079	0.02511	0.22321	-0.01264	-0.09192	0.80839*	0.715127
LC	0.02982	0.04116	0.03115	-0.03327	0.08452	0.73631*	0.553963
WAg	0.01233	-0.03735	-0.01017	0.10351	-0.13606	0.41136	0.200096
TBa	-0.09718	-0.00300	-0.00189	0.19483	-0.00046	0.25200	0.110921
GOI	-0.05922	-0.01985	-0.00643	0.21634	-0.38429	0.26852	0.270521
OII	0.20725	-0.19157	-0.01461	-0.00932	-0.08236	0.09420	0.095609
WRt	0.02159	-0.08888	0.00876	-0.04890	-0.07959	0.08781	0.024881
고유근 설명력	4.72278 0.1768	3.24991 0.1088	3.24645 0.0894	2.78243 0.0758	2.21261 0.0649	2.07579 0.0489	15.04352 0.5646

(2) 예측변수의 선정

예측변수는 第3章에서 설명한 바와 같이 현재 또는 미래의 경제 상태를 설명할 수 있는 능력을 가진 변수로서, 期待收益에 대한 설명력이 높다고 인정된 변수들을 선정하였다. Fama는 期待收益을 예측하기 위하여 配當수익율과 회사채유통수익율에서 Aaa급 채권의 수익율을 차감한 채무불이행위험에 따른 수익율차이, Aaa급회사채의 수익율에서 1개월만기 재정증권수익율을 차감한 만기차이에 따른 수익율차이를 예측변수로 하고 있다²⁶⁾. Fama & Schwert(1977)와 Ferson(1989) 등은 短期利率과 주식가격은 부(-)의 관계를 가지고 있음을 발견하였다.

Keim(1983)은 시장의 이상현상인 1월효과를 설명하기 위하여 더미(dummy)변수를 이용하였다. 규모별로 구성된 포트폴리오 중에서 소규모기업으로 구성된 포트폴리오의 1월중 수익율이 다른 포트폴리오나 또는 다른 달의 수익율 보다 높다는 사실을 발견하였다. 이러한 기존의 연구에 의하여 配當수익율, 만기차이에 따른

〈표 4〉 예측변수

예측변수	산출과정
配當수익율	加重平均配當수익율
滿期差異에 따른 수익율차	만기 3~5년인 국공채(국민주택채 또는 복리채)수익율과 통안증권 수익율의 차
채무불이행위험 수익율차이	만기 3~5년인 國公債수익율과 保證社債수익율 차
短期채권수익율	통안증권수익율

26) Fama, Eugene F and Kenneth R, French, 1989, Business conditions and expected stocks and bonds, Journal of Financial Economics 25, 23-49.
Fama, Eugene F., 1990, Stock returns, expected returns, and real activity, Journal of Finance 45, 1089-1108.

수익율차이, 채무불이행 위험에 따른 수익율차이, 단기채권수익율 등을 未來期待收益이나 미래현금흐름을 예측하는 변수로 선정하였다. 계절변동의 영향을 분석하기 위하여 1월 더미를 추가하였다. 분기별 자료는 월별자료를 단순평균하였다

(3) 證券수익율

'80년 1월 부터 93년 6월까지 이용가능한 243개 기업의 월별수익율을 년도말 市場가치를 기준으로 區分한 20개와 산업별로 區分한 10개 등 30개의 포트폴리오의 년도말 市場가치를 기준으로 가중한 수익율을 대상으로 분석하였다. 분기별자료는 월별자료를 단순합산하였다.

〈표 5〉산업별 포트폴리오의 構成

구 분	산업별 포트폴리오 분류기준	기업
IND1	음식료품제조업	26
IND2	섬유제품, 의복 모피 가죽 가방신발제조업	32
IND3	화학, 고무제품	43
IND4	비금속광물	10
IND5	제1차금속	11
IND6	조립금속기계장비	11
IND7	영상음향통신장비	17
IND8	건설업	23
IND9	도소매, 숙박, 통신, 운송관련 서비스업	21
IND10	금융업	32

〈표 6〉규모별 포트폴리오의 構成

포트폴리오	기업수	포트폴리오	기업수
SIZE 1(대)	12	SIZE 11	12
SIZE 2	12	SIZE 12	12
SIZE 3	12	SIZE 13	12
SIZE 4	12	SIZE 14	12
SIZE 5	12	SIZE 15	12
SIZE 6	12	SIZE 16	12
SIZE 7	12	SIZE 17	12
SIZE 8	12	SIZE 18	13
SIZE 9	12	SIZE 19	13
SIZE 10	12	SIZE20(소)	13

2) 檢證資料에 대한 基礎的 分析

위에서 선정된 변수들의 기초 통계량은 〈표 7〉와 같다. 이 표에서 보면 규모가 작은 기업군으로 형성된 포트폴리오일 수록 표준편차가 증가하고 있다. 포트폴리오 수익율은 1개월 후의 수익율과 음(-) 自己相關이, 2개월 후의 수익율과는 정(+)의 自己相關이 있다고 보여진다. 회사채유통수익율과 가중평균배당수익율의 自己相關은 상당히 높다. 이러한 현상은 주식가격이나 채권가격이 일정기간 동안 지속하는 성향을 가지기 때문에 나오는 현상으로 보인다. 배당수익율의 경우 이러한 영향이 없어지기까지는 1.5년에서 2년의 시간이 소요되는 것으로 추정된다.²⁷⁾ 나머지 변수들의 경우 2월에서 8월시차의 자기상관계수가 크다. 이러한 자기상관은 긴 경우 9월이후에 없어지는 것으로 보인다.

〈표 4-8〉은 경제변수와 예측변수의 相關關係를 보이는 표이다. 음의 相關關係를 보이는 예측변수와 독립변수는 配當수익율과 종합주가지수수익율, 산업생산지수증가율, 그리고 短期채권수익율과 종합주가지수수익율, 인플레이션率, 채무불이행위험에 따른 수익율차와 실질통화량증가율, 인플레이션率, 해외시장변수, 회사채유통수익율변수이

27) 24시차후의 자동상관계수는 0.01이었고, 25시차의 자동상관계수는 -0.01이었다.

다. 만기차이에 따른 수익율차이는 회사채수익율과 정의 相關關係를 보이고 있다.

<표 7> 變數의 平均, 標準偏差, 自己相關係數

포트폴리오	平均	標準偏差	時差別 自己相關係數							
			1	2	3	4	6	8	12	
SIZE1	0.0155	0.083	-0.05	0.17	-0.05	0.16	0.12	0.04	0.09	
SIZE2	0.0229	0.102	-0.12	0.09	-0.04	-0.01	0.01	0.01	0.09	
SIZE3	0.0106	0.055	0.16	0.09	0.09	-0.06	0.07	-0.06	0.03	
SIZE4	0.0051	0.07	-0.04	-0.02	-0.16	-0.05	-0.04	-0.03	-0.04	
SIZE5	0.0124	0.079	-0.04	0.1	0.04	0.12	0.06	0.03	0.11	
SIZE6	0.0139	0.089	-0.1	0.11	-0.18	0.05	0	-0.03	0.18	
SIZE7	0.0131	0.064	0.06	0.16	0.11	-0.1	-0.02	-0.14	-0.05	
SIZE8	0.0081	0.081	0.02	0.02	-0.06	0.02	-0.08	-0.08	0.04	
SIZE9	0.0116	0.085	-0.07	0.11	0.12	0.08	0.01	-0.03	0.01	
SIZE10	0.0153	0.114	-0.01	0.01	-0.05	0.05	-0.01	-0.01	0.05	
SIZE11	0.0125	0.078	-0.03	0.17	0.13	-0.01	-0.03	-0.07	-0.09	
SIZE12	0.0068	0.099	0.01	0.07	-0.08	0.09	-0.05	-0.08	-0.04	
SIZE13	0.0067	0.094	-0.03	0.04	0.16	-0.05	-0.12	0	0.02	
SIZE14	0.0186	0.121	0.05	0	-0.01	0.06	0	-0.01	0.01	
SIZE15	0.0182	0.097	-0.08	0.01	0.18	-0.09	-0.09	-0.07	0.07	
SIZE16	0.0018	0.099	-0.06	0.07	-0.04	0.06	-0.04	-0.07	-0.03	
SIZE17	0.0048	0.118	0	-0.06	0.24	0.02	0	-0.04	0.01	
SIZE18	0.0274	0.137	0.07	0.04	-0.02	0.08	0.02	-0.02	-0.03	
SIZE19	0.0209	0.106	-0.03	0.03	0.15	-0.13	-0.07	-0.08	0.09	
SIZE20	0.004	0.128	0.06	0.07	-0.01	-0.06	-0.06	-0.08	-0.05	
IND1	0.0128	0.07	0.13	0.17	-0.05	0	-0.12	-0.1	0.05	
IND2	0.0162	0.078	0.17	0.18	-0.04	0.02	-0.11	-0.07	0.16	
IND3	0.0141	0.074	-0.11	0.09	0.02	0.07	-0.03	-0.03	0.07	
IND4	0.0153	0.086	-0.12	0.19	-0.03	0.02	-0.09	-0.06	0.08	
IND5	0.0158	0.095	-0.04	0.21	-0.18	-0.02	-0.11	-0.09	0.15	
IND6	0.0139	0.089	-0.1	0.11	-0.18	0.05	0	-0.03	0.18	
IND7	0.0131	0.064	0.06	0.16	0.11	-0.1	-0.02	-0.14	-0.05	
IND8	0.0143	0.108	0.17	0.1	-0.02	0.02	0.05	-0.04	-0.01	
IND9	0.0151	0.093	-0.11	0.06	-0.07	0.12	0.09	-0.04	0.13	
IND10	0.0144	0.097	0.09	0.07	0.04	0.17	0.09	0.17	0.1	
KOSPI	0.0029	0.057	0.19	0.11	-0.06	0.09	0.02	0.04	-0.08	
M2	0.0091	0.01	0.01	-0.03	0.06	-0.18	-0.04	-0.07	0.24	
UINF	0.0028	0.009	0.17	0.21	0.25	0.14	0.13	0.18	0.17	
IP	0.0078	0.01	0.49	0.23	-0.14	-0.01	-0.01	0.25	-0.11	
LC	0.0087	0.118	-0.34	-0.14	0.13	0	-0.08	-0.05	0.61	
YOB	0.0141	0.004	0.96	0.91	0.85	0.79	0.68	0.59	0.46	
DY	0.0227	0.012	0.98	0.94	0.91	0.87	0.77	0.65	0.44	
SHORT	0.0128	0.002	0.7	0.5	0.42	0.37	0.29	0.19	0.07	
DEF	0.001	0.001	0.6	0.74	0.63	0.47	0.18	-0.02	-0.18	
TERM	0.0013	0.001	0.1	0.38	0.26	0.21	0.09	0.09	-0.02	

〈표 8〉 獨立變數와 예측변수의 相關關係

區分	KOSPI	M2	UINF	IP	LC	YOB	DY	SHORT	DEF	TERM
KOS	1.000									
M2	-0.010	1.000								
UIN	0.016	-0.251	1.000							
IP	0.036	0.008	-0.067	1.000						
LC	0.029	-0.022	-0.002	0.060	1.000					
YOB	-0.151	-0.033	0.313	-0.178	0.006	1.000				
DY	-0.090	0.029	0.115	-0.035	0.003	0.779	1.000			
SHO	-0.249	0.046	-0.019	-0.056	0.060	0.753	0.365	1.000		
DEF	0.016	-0.008	-0.092	0.019	-0.018	-0.206	0.311	-0.253	1.000	
TER _m	-0.067	-0.034	-0.071	-0.107	-0.007	0.155	0.146	-0.396	0.358	1.

3. 檢證結果의 解析

1) 경제변수와 증권수익률

경제변수의 베타와 이 경제변수의 위험프리미엄을 구하기 위한 시계열회귀식과 횡단면분석의 결과에 따르면 수익률을 설명하는 거시 변수의 설명력이 시간에 따라서 변동하고 있음을 알 수 있다. 〈표 9〉는 횡단면분석을 통하여 얻어진 각 경제변수의 위험프리미엄 平均을 보이고 있다. 〈표 9-1〉에서 보면 월별자료를 이용한 규모별 포트폴리오의 경우, 海外市場變數와 종합주가지수의 위험프리미엄이 유의적으로 0보다 크다. 분기별 자료의 경우는 〈표 9-2〉에서 보면 종합주가지수 수익률, 인플레이션率, 신용장래도액증가율, 회사채유통수익률 등의 경제변수가 市場에서 價格化된 要因으로 분석된다. 산업별포트폴리오에서는 월별자료의 경우 〈표 9-3〉에서 보면, 신용장래도액증가율과 회사채유통수익률이, 분기별자료에서는 〈표 9-4〉에서 보면 회사채유통수익

율을 제외한 변수들의 위험프리미엄이 0이 아님을 보이고 있다. 그리고 월별 자료에서 보다 분기별 자료에서 의미있는 경제변수가 증가하였다.

〈표 9-1〉 平均 위험프리미엄

(규모별포트폴리오: 월별자료)

區分	常數項	KOSPI	M2	UINF	IP	LC	YOB
전기간 (t값)	0.012	0.004	0.004	-0.000	0.001	-0.040	-0.001
	2.850***	0.366	0.913	-0.061	0.156	-1.487**	-0.878
'85~'89 (t값)	0.012	0.018	0.002	0.001	-0.001	-0.017	-0.001
	2.115**	1.301*	0.320	0.084	-0.214	-0.465	-0.667
'90~'93 (t값)	0.012	-0.015	0.007	-0.001	0.004	-0.072	-0.001
	1.917**	-0.896	0.912	-0.274	0.499	-1.740**	-0.910

(***:1% ** 5% * 10% 유의수준)

〈표 9-2〉 平均 위험프리미엄

(규모별포트폴리오: 분기별자료)

區分	常數項	KOSPI	M2	UINF	IP	LC	YOB
전표본 (t값)	0.043	0.026	0.007	0.008	-0.005	0.082	-0.004
	2.847***	0.981	1.015	1.858**	-0.341	1.013	-1.588*
'85~'89 (t값)	0.060	0.043	0.010	0.009	0.004	0.064	-0.007
	2.886***	2.069**	1.131	1.286*	0.230	0.493	-1.482*
'90~'93 (t값)	0.018	0.001	0.003	0.007	-0.017	0.108	-0.001
	0.935	0.026	0.259	2.101**	-0.904	1.653**	-0.624

(***:1% ** 5% * 10% 유의수준)

〈표 9-3〉 平均 위험프리미엄

(산업별포트폴리오: 월별자료)

區分	常數項	KOSPI	M2	UINF	IP	LC	YOB
전표본 (t값)	0.023 2.578***	0.016 1.006	-0.006 -0.906	-0.001 -0.457	-0.005 -0.855	0.073 1.391*	0.002 2.013**
'85~'89 (t값)	0.023 1.961**	-0.005 -0.865	0.001 0.099	0.001 0.487	-0.001 -0.160	0.064 1.078	0.003 1.875**
'90~'93 (t값)	0.024 1.674**	0.047 1.243	-0.015 -1.146	-0.004 -0.897	-0.011 -0.870	0.085 0.901	0.000 0.835

(***:1% ** 5% * 10% 유의수준)

〈표 9-4〉 平均 위험프리미엄

(산업별포트폴리오: 분기별자료)

區分	常數項	KOSPI	M2	UINF	IP	LC	YOB
전표본 (t값)	0.038 0.703	0.067 1.285*	0.012 1.704**	0.001 0.087	-0.007 -0.287	-0.144 -1.565*	-0.008 -1.148
'85~'89 (t값)	0.139 3.332***	0.035 0.605	0.016 1.795**	0.012 0.953	0.027 1.008	-0.201 -1.425*	-0.010 -0.935
'90~'93 (t값)	-0.106 -1.005	0.113 1.189	0.007 0.570	-0.015 -1.754**	-0.055 -1.399*	-0.064 -0.676	-0.004 -0.960

(***:1% ** 5% * 10% 유의수준)

이는 단기 수익율보다 중·장기 수익율에 대한 예측가능성이 높다는 연구결과와 일치한다. 검증기간을 전기(85년에서 89년말까지)와 후기(90년에서 93년까지)로 구분한 경우 전기와 후기에서 의미있는 경제변수와 설명력이 달라지고 있다. 이는 수익율이 경제변동과 밀접한 관련을 가지고 있음을 나타내는 것으로 생각된다.

2) 경제변수와 예측변수

<표 10>은 예측변수가 거시 경제변수의 위험프리미엄을 설명하는 정도와 관계를 나타낸다. 규모별 포트폴리오의 경우 <표 10-1>에서 보면, 종합주가지수 수익율은 短期채권수익율, 채무불이행위험 수익율差, 만기차이에 따른 수익율差 등과는 부의 관계를, 배당수익율과는 정의 관계를 보이고 있다.

<표 10-1> 위험프리미엄에 대한 예측변수의 설명력(규모별)

區分	常數項	DY	SORT	DEF	TERM	r2
BETA0	0.04	0.07	-2.23	2.63	1.83	
	1.17	0.18	-0.72	0.40	0.46	0.02
KOSPI	0.15	1.17	-17.94	-26.42	-23.27	
	1.61*	1.20*	-2.34**	-1.61**	-2.37**	0.13
M2	-0.01	0.25	0.05	-8.20	1.65	
	-0.23	0.63	0.02	-1.22*	0.41	0.02
UINF	0.02	0.02	-1.05	-0.89	4.99	
	0.52	0.04	-0.36	-0.14	1.33*	0.04
IP	-0.00	-0.04	0.48	-0.52	2.03	
	-0.05	-0.08	0.13	-0.06	0.43	0.00
LC	0.09	-0.66	-13.22	-2.43	-38.24	
	0.37	-0.26	-0.66	-0.06	-1.48*	0.02
YOB	0.00	-0.05	-0.05	-0.16	1.08	
	0.30	-0.65	-0.08	-0.11	1.28*	0.04

<표 10-2> 위험프리미엄(λ)에 대한 예측변수의 설명력(규모별)

區分	常數項	DY	SORT	DEF	TERM	dummy	r2
BETA0	0.04	0.10	-2.30	1.93	2.08	0.02	
	1.13	0.25	-0.75	0.29	0.52	1.12	0.03
KOSPI	0.15	1.11	-17.79	-24.83	-23.82	-0.04	
	1.65*	1.14	-2.32**	-1.51*	-2.42**	-1.01	0.14
M2	0.01	0.24	0.09	-7.83	1.52	-0.01	
	0.21	0.59	0.03	-1.15	0.38	-0.59	0.02
UINF	0.02	0.02	-1.07	-1.05	5.04	0.00	
	0.51	0.06	-0.36	-0.17	1.34*	0.26	0.04
IP	0.00	-0.02	0.44	-0.91	2.17	0.01	
	0.07	-0.05	0.12	-0.11	0.45	0.53	0.01
LC	0.09	-0.69	-13.14	-1.61	-38.52	-0.02	
	0.38	-0.27	-0.65	-0.04	-1.48*	-0.20	0.02
YOB	0.00	-0.05	-0.07	-0.38	1.16	0.01	
	0.23	-0.56	-0.11	-0.27	1.38*	1.66*	0.07

<표 10-3> 위험프리미엄(λ)에 대한 예측변수의 설명력(산업별)

區分	常數項	DY	SORT	DEF	TERM	r2
BETA0	0.14	-0.90	-8.45	4.11	-1.53	
	1.09	-0.65	-0.78	0.18	-0.11	0.02
KOSPI	0.10	2.69	-16.92	-32.27	-30.78	
	0.41	1.05	-0.84	-0.75	-1.20*	0.05
M2	-0.07	-0.19	5.79	-1.72	6.58	
	-0.99	-0.24	0.93	-0.13	0.82	0.02
UINF	0.04	0.24	-4.28	-1.17	-5.92	
	1.10	0.58	-1.31*	-0.17	-1.41*	0.04
IP	0.11	0.56	-11.47	-5.56	-17.11	
	1.27	0.64	-1.66*	-0.37	-1.93*	0.06
LC	1.15	-3.56	-83.34	78.86	-114.63	
	2.50	-0.74	-2.20*	0.97	-2.36*	0.08
YOB	-0.02	-0.29	2.12	3.63	3.06	
	-0.53	-0.93	0.88	0.70	0.99	0.03

<표 10-4> 위험프리미엄(λ)에 대한 예측변수의 설명력(산업별)

區分	常數項	DY	SORT	DEF	TERM	dummy	r2
BETA0	0.14	-0.87	-8.53	3.21	-1.22	0.02	
	1.07	-0.62	-0.78	0.14	-0.09	0.40	0.02
KOSPI	0.11	2.57	-16.62	-29.09	-31.89	-0.08	
	0.44	1.00	-0.83	-0.67	-1.23*	-0.77	0.05
M2	-0.07	-0.22	5.86	-0.92	6.30	-0.02	
	-0.96	-0.28	0.94	-0.07	0.78	-0.63	0.02
UINF	0.04	0.26	-4.33	-1.61	-5.76	0.01	
	1.07	0.62	-1.32*	-0.23	-1.36*	0.66	0.04
IP	0.11	0.56	-11.46	-5.47	-17.14	-0.00	
	1.26	0.63	-1.65*	-0.37	-1.92*	-0.06	0.06
LC	1.17	-3.97	-82.30	89.89	-118.47	-0.26	
	2.56	-0.83	-2.19*	1.11	-2.44*	-1.43	0.10
YOB	-0.02	-0.28	2.10	3.42	3.14	0.00	
	-0.55	-0.90	0.87	0.66	1.01	0.41	0.04

실질통화량변동율은 채무불이행위험에 따른 수익율차이와 음의 관계, 인플레이션이 선행률과 회사채수익율은 만기차이에 따른 수익율차이와 정의 관계, 신용장래도액증가율과 만기차이에 따른 수익율차이와 부의 관계를 가지고 있다. 1월효과를 분석하기 위한 더미변수는 회사채유통수익율과 유의적인 관계를 가지고 있다.

산업별 포트폴리오의 경우 <표 10-3>에서 보면 산업생산지수증가율, 인플레이션율과 신용장래도액증가율이 短期채권수익율과 만기차이에 따른 이자율차이와 부의 관계를 보여주고 있다. 더미변수는 신용장래도액증가율은 일정한 관련을 가지고 있다.

특히, 규모별포트폴리오에서 종합주가지수수익율, 산업별포트폴리오의 경우 産業생산지수증가율, 신용장래도액증가율 등에 대한 예측변수의 설명력이 유의적이라는 점에서 분석대상 포트폴리오의 구성이나, 검증기간 그리고 예측변수에 따라서,

위험프리미엄에 대한 설명력이 변하고 있음을 알 수 있다. 이는 위험프리미엄이 경제상황에 따라서 변동하고 있음을 시사하는 것을 의미한다.

예측변수들이 경기변동을 예측한다면, 각 경제변수에 의해서 설명되는 포트폴리오

수익률에 대한 예측변수의 계수값의 평균이 유의적으로 0 이 아니어야 할 것이다. <표 11>은 예측변수들이 경제변수가 설명하는 期待收益을 예측변수가 예측하는 정도에 대한 분석이다. 계수의 평균을 나타내는 위의 숫자는 각 경제변수에 의해서 설명되는 자산의 期待收益에 대한 추정치의 시계열 평균이다. 예측변수에 의해서 예측한 각 경제변수 期待收益의 평균이 유의적이라는 것은 경제변동을 설명하는 경제변수에 대하여 예측변수가 일정한 설명력을 가진다는 것이다.

<표 11>예측변수가 모델이 설명한 期待收益을 예측하는 정도(평균)

區分	kospi	m2	uinf	ip	lc	yob
size1	0.004	0.004	0.002	-0.001	-0.001	0.004
	1.265	7.641	3.722	-5.021	-4.468	10.525
size2	-0.003	0.003	0.004	-0.001	0	0.002
	-1.186	6.508	4.656	-1.321	0.267	3.122
size3	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001	0	-0.002
	-4.115	-2.978	-1.409	-2.782	0.531	-4.475
size4	0.006	0	-0.005	-0.001	-0.001	-0.001
	16.29	0.946	-5.436	-2.16	-2.599	-8.616
size5	0.004	0.004	0.003	0	-0.002	0.004
	1.438	5.867	4.171	-0.8	-8.072	29.396
size6	-0.004	0.003	0.005	0	-0.001	0.004
	-1.443	5.234	3.622	-1.553	-3.001	5.694
size7	-0.002	0	0	-0.001	0	-0.001
	-4.433	-0.179	-0.733	-1.663	0.641	-1.514
size8	0.003	0.001	-0.002	-0.001	-0.001	-0.003
	3.146	1.839	-2.357	-3.078	-1.205	-8.128
size9	0.003	0.003	0.001	-0.001	-0.001	0.004
	1.347	5.307	1.246	-4.446	-2.899	15.857
size10	-0.003	0.002	0.003	-0.001	-0.001	0.003
	-0.877	3.223	2.716	-1.495	-2.395	4.765
size11	-0.003	0.001	-0.001	0	0.001	-0.003
	-5.094	2.946	-1.741	2.007	1.126	-10.165
size12	0.004	0.003	-0.002	-0.001	-0.005	-0.002
	2.79	5.986	-2.044	-1.823	-8.481	-3.006
size13	0.004	0.003	0.002	-0.002	-0.005	0.003
	1.594	4.006	3.718	-6.905	-6.957	9.765
size14	-0.002	0.001	0.004	-0.001	0.001	0.002
	-0.423	1.263	2.329	-2.543	4.387	6.379
size15	-0.004	0.001	-0.003	0.003	0.006	-0.002
	-6.058	2.041	-3.952	8.657	4.881	-3.845
size16	0.003	0.001	-0.005	0	-0.004	0
	1.551	2.234	-4.484	-0.955	-9.852	1.253
size17	0.005	0.001	0.002	-0.006	-0.008	0.007
	1.971	0.999	1.924	-9.984	-6.373	18.893

size18	-0.002	0	0.006	-0.002	0.002	0.004
	-0.436	0.346	3.344	-2.623	5.463	23.383
size19	-0.004	0.002	-0.001	0.004	0.004	-0.002
	-6.018	2.808	-1.265	9.644	5.031	-2.361
size20	0.005	0.001	-0.009	0.002	-0.004	-0.001
	3.141	1.818	-5.221	2.307	-5.372	-2.469
ind1	0.003	0.002	-0.006	0.011	-0.011	0.001
	3.059	5.188	-4.502	4.77	-12.337	0.976
ind2	0.013	0.002	-0.004	0.002	-0.001	0
	4.057	21.546	-4.651	5.433	-2.063	0.319
ind3	0.01	-0.003	-0.002	0.008	-0.006	0.003
	3.517	-5.518	-1.602	5.115	-8.144	3.406
ind4	0.013	-0.006	0.005	0.016	0.011	-0.006
	3.038	-3.122	3.438	3.588	11.14	-4.745
ind5	0.016	0.001	0.001	0.007	-0.007	-0.005
	3.901	1.934	1.625	9.378	-6.446	-5.857
ind6	0.022	-0.009	0.005	-0.004	-0.001	0.003
	3.862	-6.48	13.477	-4.324	-1.737	7.296
ind7	0.022	-0.006	-0.01	0.006	-0.001	-0.003
	4.07	-6.733	-4.74	6.891	-1.536	-5.332
ind8	0.029	0.001	-0.002	0.001	-0.002	-0.016
	3.832	3.067	-5.833	0.875	-1.585	-2.841
ind9	0.02	-0.011	-0.007	0	0.002	0.005
	3.859	-9.623	-11.324	0.075	2.425	7.066
ind10	0.014	-0.004	0.003	-0.009	0.001	-0.002
	3.9	-5.957	3.971	-11.53	1.152	-1.863

* 아래 숫자는 t-value

3) 豫測可能한 分散의 分解

<표 12> 모델이 설명할 수 있는 분산비율에서 보면, 규모별 포트폴리오에서 규모가 큰 기업 구성된 경우에 모형의 適合度가 더 높다. 이는 규모가 큰 기업이 경제변동을 유의적인 관계를 가지고 있기 때문이라고 추정된다.

〈표 12〉모델이 설명하는 분산과 설명하지 못하는 분산의 비

구분	RA1	RA2
size1	0.707	0.074
size2	1.542	0.258
size3	0.738	0.187
size4	0.874	0.271
size5	0.997	0.022
size6	0.742	0.116
size7	0.809	0.259
size8	0.712	0.204
size9	0.916	0.029
size10	1.249	0.099
size11	0.704	0.184
size12	0.446	0.2
size13	1.354	0.048
size14	1.111	0.039
size15	0.862	0.248
size16	0.931	0.225
size17	0.787	0.028
size18	0.877	0.02
size19	1.015	0.267
size20	1.123	0.342
평균	0.926	0.156
ind1	5.14	3.65
ind2	2.5	0.74
ind3	2.94	1.35
ind4	7.9	4.45
ind5	2.59	2.31
ind6	3.43	2.36
ind7	0.74	0.24
ind8	0.56	0.95
ind9	3.47	1.51
ind10	0.26	0.36
평균	2.95	1.79

산업별포트폴리오에서 2개의 경우만을 제외하고는 RA1은 RA2 보다 크다. 이는 경제변수들이 자산의 수익을 설명하는 부분이 설명하지 못하는 부분 보다는 크다는 것으로서, 경제변수의 유의성을 보여주고 있다. 그리고 규모별 포트폴리오에서 보면 RA1은 1보다 작지만 1에 가까운 수이고, RA2는 0보다 크지만 산업별 포트폴리오에 비하여 0에 가깝다. 두 비율이 합이 규모별 포트폴리오에서 비교적 1에

〈표 13〉 예측변수가 경제변수가 설명한 期待收益을 예측하는 정도(분산)

(단위 %)

구 분	kospl	m2	uinf	ip	lc	yob	interact
size1	90.7	2.3	1.6	0.1	0.5	1.1	-3.4
size2	117.9	3.3	13.9	2.5	6.3	4.8	-48.9
size3	10.5	11.7	8.1	6.7	5.6	8.8	-48.3
size4	27.2	36.3	155.6	22.5	34.1	4.7	-180.6
size5	57.1	4.1	3.1	0.3	0.6	0.1	34.4
size6	104.0	6.0	21.7	1.0	2.1	8.3	-43.4
size7	8.7	12.2	18.2	8.2	10.3	16.4	25.7
size8	51.0	15.3	40.4	3.5	18.3	10.0	-38.6
size9	52.2	2.9	3.9	0.3	2.1	0.4	37.8
size10	87.6	3.0	10.7	1.1	1.7	3.1	-7.5
size11	19.3	9.4	10.8	2.1	19.0	4.2	34.8
size12	97.9	11.1	26.0	7.0	13.0	17.0	-72.4
size13	42.8	2.6	2.8	0.7	3.6	0.8	46.3
size14	100.9	3.0	14.6	1.4	0.6	0.7	-21.5
size15	11.3	8.3	16.2	2.7	32.6	5.4	23.1
size16	100.8	6.2	32.4	5.0	4.0	1.7	-50.4
size17	41.2	2.2	3.7	1.8	8.7	0.7	41.4
size18	94.1	2.1	15.2	3.1	0.9	0.1	-15.7
size19	11.6	12.6	17.9	3.9	17.7	17.9	18.1
size20	53.0	5.7	71.2	12.0	14.8	4.6	-61.4
ind1	6.4	1.6	16.2	51.2	7.5	13.7	3.0
ind2	65.3	0.0	4.2	1.0	1.2	14.8	13.0
ind3	60.4	2.1	8.7	17.2	4.6	6.2	0
ind4	68.9	12.0	6.3	68.6	3.4	4.8	-64.1
ind5	171.1	2.5	4.1	5.7	11.5	6.8	-102.1
ind6	208.2	10.9	0.9	5.0	2.7	1.0	-129.0
ind7	338.9	7.9	50.8	10.1	8.6	4.9	-321.4
ind8	771.2	0.4	1.7	28.7	12.4	446.7	-1161.4
ind9	78.2	4.2	1.0	8.4	2.0	1.3	4.6
ind10	356.7	12.2	20.7	18.3	8.4	47.3	-363.8

가까운 것은 두 비율의 상관 관계가 비교적 작아서 예측변수가 설명력을 가지고 있음을 의미한다. 그러나 산업별 포트폴리오의 경우 상당한 차이가 나는 것은 경기변동을 나타내는 경제변수와 예측변수가 자산의 수익율과 상당한 相關關係를 가지고 있다는 것이다. 산업별 포트폴리오의 수익을 설명하는 다른 추가적인 요인이 있음을 암시한다. 〈표 13〉에서 보면 경제변수의 期待수익을 중에서 가장 많이 예측이 가능한 부분이 종합주가지수에 의한 것이다. 이는 증권의 수익율을 설명하는 여러 변수중에서도 종합주가지수가 경제변동에 대하여 가장 많은 정보를 가지고 있음을 나타낸다.

V. 結 論

약형효율시장의 관점에서 과거의 수익율을 이용한 수익율의 豫測可能性에 대한 분석은 유의적인 결과를 보이지 못하고 있다. 이의 원인으로 지적되고 있는 것이 과거의 수익율은 기대수익율에 대한 정확한 예측치가 아니기 때문이라는 것이다. 이러한 문제를 극복하기 위한 연구방법이 수익율을 예측변수로 설명하고자하는 연구들이다. 이러한 연구결과에 의하면 배당수익율, 채무불이행위험에 따른 수익율差 등의 예측변수가 수익율을 예측할 수 있는 능력이 있으며, 또한 이 변수들이 수익율을 예측하는 방향과 경제상황을 예측하는 방향이 유사함을 보이고 있다. 이는 수익율 豫測可能性이 시장의 효율성을 의미할 수도 있음을 시사하는 것이다. 즉, 시장이 효율적인 상황에서도 과거의 정보를 이용하여 수익율을 예측할 수 있다는 것이다.

한편, 자산가격결정모형의 관점에서 보면, 합리적인 투자자들로 구성된 시장에서 결정되는 자산의 가격은 과거의 정보를 모두 포함한다. 따라서 실제수익율 중에서 모형으로 설명하지 못하는 殘差項과 과거의 정보는 상관관계가 없어야 한다. 그러나 경제변동에 따라 기대수익이 변동한다면, 기대수익을 공표된 과거 정보의 函數로서 나타낼 수 있다. 그런데 과거 정보가 현재의 소비와 미래의 소비, 소비와 투자 간의 한계 교환비율에 대한 정보를 포함하고 있다면, 이를 이용하여 개별자산의 기대수익을 예측할 수 있을 것이다. 이는 시장이 효율적임을 전제로 하더라도, 期待수익율은 경제활동의 변동에 따라서 변동하고, 수익율은 예측가능하다는 것이다.

이 論文은 이러한 관점에서 韓國증권시장의 資料를 이용하여 개별자산의 수익율을 설명하는 변수로 종합주가지수, 실질통화량변동을, 예측치 못한 인플레이率, 産業생산지수증가율, 신용장래도액증가율, 회사채유통수익율 등의 경제적 변수를 요인분석으로 선정하였다. 자산가격결정모형에 근거하여 경제변수의 위험프리미엄을 추정한 결과 포트폴리오의 구성이나 검증기간에 따라서 각각 다른 현상을 보였다. 과거 정보를 나타내는 예측변수가 위에서 선정한 경제변수들이 설명하지 못하는 개별자산의 수익율을 일정 부분 설명할 수 있었으며, 자산가격결정모형에 의해서 도출된 각 경제변수가 설명하는 기대수익을 예측변수가 설명할 수 있었다. 규모별 포트폴리오에서 종합주

가지수 수익율은 短期채권수익율, 채무불이행위험 수익율差異, 만기차이에 따른 수익율差異와 부의 관계를, 配當수익율과는 정의 관계를 보이고 있다. 실질통화량변동율은 채무불이행위험에 따른 수익율차이와 부의 관계, 인플레이션率과 회사채수익율은 만기차이에 따른 수익율차이와 정의 관계, 신용장래도액증가율과 만기차이에 따른 수익율차이와 부의 관계를 보였다. 1월효과를 분석하기 위하여 더미변수를 예측변수에 포함한 경우는 短期채권수익율, 채무불이행위험에 따른 수익율차이, 만기차이에 따른 수익율差異가 종합주가지수수익율과 유의적인 부의 관계를 보이고 있으며, 만기차이에 따른 수익율차이는 인플레이션率과 회사채유통수익율과 유의적으로 정의 관계를 그리고 신용장래도액 증가율과는 부의 관계를 보이며, 더미변수와는 회사채유통수익율이 유의적인 관계를 가지고 있었다. 산업별포트폴리오의 경우 산업생산지수증가율, 인플레이션율과 신용장래도액증가율이 短期채권수익율과 만기차이에 따른 이자율차이와 부의 관계를 보여주고 있다. 더미변수는 신용장래도액증가율과 일정한 관련을 가지고 있었다.

자산가격결정모형이 수익율을 설명하는 적합도와 시장의 효율성여부를 검정하기 위하여 예측가능한 분산을 분해한 결과 산업별포트폴리오 보다는 규모별포트폴리오가, 그중에서도 기업의 규모가 큰 집단으로 구성된 경우에 모형이 적합도가 더 높아서, 경제변동에 관한 정보가 가격결정과정에서 반영되고 있음을 보였다. 그리고 경제변수 중에서 예측변수와 가장 밀접한 관련을 가지고 있는 변수는 종합주가지수였다. 이는 다요인모형을 이용한 검정의 한계점으로서 앞으로 연구를 통하여 해결해야 할 문제점으로 생각된다. 다요인모형의 기본적인 의미는 單一要因인 시장포트폴리오의 대응변수에 의해서 주식의 수익율을 모든 설명할 수 있다는 주장이 합리적이지 못하기 때문에, 단일요인을 여러가지 거시경제변수로 분해하려는 시도라고 할 수 있다. 그런데 單一要因모형을 이용한 여러 검증의 결과에 따르면 시장지수가 일정한 설명력을 가지고 있음을 발견할 수 있다. 따라서 다요인모형에 시장지수를 포함한 분석은 동어반복적인 의미가 있다. 그러나 현실적으로 효율적인 시장포트폴리오를 확인할 수 없을 뿐만아니라 증권시장에서 생성되는 정보가 자체로서의 의미를 가지는지의 여부에 대한 판단은 아직 확인할 수 없다. 따라서 증권시장에 관련된 변수를 경제변수

의 집합에서 전부 배제할 수도 없다는 주장이 있을 수 있다.

결론적으로, 우리나라 시장에 이러한 다요인 모형이 설명할 수 없는 부분이 많이 존재하지만, 이러한 모형이 경제변동에 대한 정보를 상당한 부분 설명할 수 있는 가능성이 있으며, 시장효율성에 대한 판단은 명확히 할 수 없었으나, 기대수익율을 예측할 수 있는 변수들이 존재한다는 것을 알 수 있었다. 이 論文의 한계는 분석의 기간이 짧아서 이용할 수 있는 자료가 제한적이라는 점, 그리고 수집된 경제변수들이 우리나라의 경제상황을 전부 설명할 수 있느냐 하는 점, 선정된 경제변수들이 예측하지 못한 경제변동 나타내는 합리적인 대응치인가 하는 점 등이다. 이러한 한계를 가지고 있기는 하지만 이 분석을 통하여 우리나라 증권시장에서 경제요인과 증권수익율, 그리고 예측변수의 관계를 분석할 수 있는 가능성을 제시한 점에 의미가 있다.

참 고 문 헌

- 고광수, 거시경제변수와 株價의 관계, 금융경제연구원, 1990.
- 김태훈·장용, 거시경제 변수와 證券價格, 대우경제연구소, 1991.
- 김철고·박정욱·백응호, 제경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구, 증권학회지 12, 1990, 347-374.
- 이상재, 주요거시경제변수가 株價에 미치는 동태적 효과, 동서경제연구소, 1993.
- Banz, Rolf W.**, The relation between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9 (1981), 3-18.
- Barro, R.J.**, Unanticipated money growth and unemployment in the United States, *American Economic Review* 67 (1977), 101-115.
- Basu, Sanjoy**, Investment performance of common stock in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient markets hypothesis, *Journal of Finance* 32 (1977), 663-682.
- Black, Fisher, Michael C. Jensen, and Myron Scholes**, The capital asset pricing model: Some empirical tests, *Studies in the theory of capital markets* (1972) (Praeger, New York, NY)
- Breeden, Douglas T.**, An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities, *Journal of Financial Economics* 7, 265-297.
- Chan, K.C., Nai-fu Chen, and David A. Hsieh**, An exploratory investigation of the firm size effect, *Journal of Financial Economics* 1 (1985), 451-471.
- Chan, K.C., and Nai-fu Chen**, An unconditional asset-pricing test and role of firm size as an instrumental variable for risk, *Journal of Finance* 43 (1988), 309-325.
- Chen, Nai-fu**, Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing, *Journal of Finance* 38 (1983), 1393-1414.
- Chen, Nai-fu**, Financial investment opportunities and macroeconomy, *Journal of*

Finance 46 (1991), 529-554.

Chi-fu Huang and Litzenberger, Robert H., Foundations of Financial Economics (1988), North-Holland.

Conrad, Jennifer, and Gautam Kaul, Time-variation in expected return, *Journal of Business* 61 (1988), 409-425.

Cooper, R.V., Efficient capital market and the quantity theory and empirical work, *Journal of Finance* 19 (1974), 165-177.

Dhrymes, Phoebus J., Irwin Friend, Mustafa N. Gultekin, and N. Bulent Gultekin, New test of APT and their implications, *Journal of Finance* 40 (1984), 659-674.

Fama, Eugene F., Multiperiod consumption-investment decision, *American Economic Review* 60 (1970), 163-174.

Fama, Eugene F., and James MacBeth, Risk, return and equilibrium empirical test, *Journal of Political Economy* 81 (1973), 607-636.

Fama, Eugene F., Stock returns real activity, inflation and money, *American Economics Review* 71 (1981), 361-377.

Fama, Eugene F. and Schwert, G., William, Asset return and inflation, *Journal of Financial Economics* 5 (1977), 115-146.

Ferson, Wayne E., and Campbell R. Harvey, The variation of economic premiums, *Journal of Political Economy* 81 (1991), 607-636.

Geske, Robert and Richard Roll, The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation, *Journal of Finance* 38 (1983), 1-33.

Hamberger, M.J., and Kochin, L.A., Money and stock price: The channels of influence, *Journal of Finance* 26 (1972), 231-249.

Hardouvelis, Gikas A., The predictive power of the term structure during recent monetary regimes, *Journal of Finance* 43 (1988), 339-356.

Harris, L., Cross-security tests of the mixture of distributions hypothesis,

- Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21 (1986), 39-46.
- Lehmann, Bruce N., and David M. Modest**, The empirical foundation of the arbitrage pricing theory, *Journal of Financial Economics* 21 (1988), 213-254.
- Lintner, J.**, Inflation and security return, *Journal of Finance* 30 (1975), 259-280.
- Lucas, Robert E.**, Asset prices in an exchange economy, *Econometrica* 46 (1978), 1429-1445.
- Modigliani, F., and Cohn, R.A.**, Inflation, rational valuation and the market, *Financial Analyst Journal* (Mar.-Apr. 1979), 3-23.
- Reinganum, Marc R.**, Misspecification of capital asset pricing model: Empirical anomalies based on earning yields and market values, *Journal of Financial Economics* 12 (1981), 89-104.
- Rogalski, R., and Vinso, J.**, Stock returns, money supply and the direction of causality, *Journal of Finance* 32, 1017-1030.
- Roll, Richard, and Stephen A. Ross**, An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, *Journal of Finance* 35 (1980), 1073-1103.
- Ross, Stephen A.**, The arbitrage theory of capital asset pricing, *The Journal of Economic Theory* 13 (1976), 341-360.
- Rozeff, M.**, Money and stock prices, *Journal of Financial Economics* 1, 245-302.
- Rubinstein, Mark**, The valuation of uncertain income streams and the pricing of options, *Bell Journal of Economics and Management Science* 7 (1976), 407-425
- Shanken, Jay**, The arbitrage pricing theory: Is it testable, *Journal of Finance* 37 (1982), 1129-1140.
- Sorensen, E.H.**, Rational expectation and impact of money upon stock prices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17 (1982), 649-662.