

# 산업별 주가지수를 이용한 한국 주식시장 평균-분산 최적화 모형\*

김 인 배\*\*

본 논문에서는 한국의 주식시장을 7개의 산업군으로 분류한 후, 투자자들이 이들 산업군 주가지수와 무위험 채권으로 포트폴리오를 구성한다고 가정하였다. 평균-분산 최적화 모형을 이용하여 이들 포트폴리오 수익률의 움직임을 설명하려 하였으며, 다변량-ARCH, 나아가 투자자의 상대적 위험회피도까지도 시간에 따라 변화하도록 허용하였다. 그 결과 투자자들이 명목수익률보다는 실질수익률에 근거하여 투자하고 있으며, 인플레이션에 대해 헤지하고 있음을 발견하였다. 또한 통계적으로 유의하면서도 기존문헌에서 적절하다고 판단하는 크기의 위험회피도를 추정할 수 있었다. 한국 주식시장에서 투자자들의 위험회피도는 매우 안정적인 모습을 보이고 있으나, 1997년 금융위기를 전후하여 약 일년 가량 위험회피도가 하락했던 것으로 나타났다. 이와 같은 결과로부터 자산가격결정 모형에 보다 폭넓은 투자수단이 포함되어야 할 필요성이 제기된다.

**핵심용어** : 평균-분산 최적화모형, 위험회피도, 칼만필터, ARCH

## I. 서 론

주식시장에 대한 총소비-자산가격모형(Consumption-based Asset Pricing Model)은 이론적으로는 고도로 정교하고 설득력 있는 이론을 제시하고 있으나, 실증적으로는 크게 지지받지 못하는 것이 사실이다. 그 중요한 이유 중 하나는

\* 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 두 분께 감사드린다. 본 연구는 2005년도 숭실대학교 교내연구비 지원으로 이루어졌다.

\*\* 숭실대학교 국제통상학과, (156-743) 서울시 동작구 상도 5동 1-1,  
Tel/Fax: 02-820-0547, E-mail: ibkim@ssu.ac.kr

총소비 데이터가 매우 완만한 프로세스를 보이는 반면, 주식 프리미엄(equity premium)은 그 크기나 변동성이 상대적으로 클 뿐만 아니라 상황에 따라 매우 가변적이기(state-dependent) 때문이다(Chue, 2005, pp.951-952). 이런 점에서 Kim and Salemi(2000, p.562)는 총소비 대신 금융 富(financial wealth)에 대한 최적화를 가정한 평균-분산 최적화 모형(Mean-Variance Optimization)이 이론적으로는 상대적으로 간단하지만, 특히 총체적(aggregate) 데이터를 사용할 경우 총소비 흐름의 변동성보다 위험을 더 적절히 대리할 수 있다고 주장한 바 있다.

본 논문은 자산가격에 대한 평균-분산 최적화 모형을 한국 주식시장에 적용하여, 한국 주식시장에서 투자자들의 투자 행태와 위험회피 성향에 대해 고찰해 보고자 한다. 본 논문에서는 전체 한국 주식시장을 7개의 산업군으로 분류하였다.<sup>1)</sup> 투자자들은 이들 산업군별 주식 및 무위험 채권에 대한 포트폴리오로부터 얻을 수 있는 기말 부(富)의 평균과 분산에 대해 최적화한다고 가정한다. 특히 투자자들의 투자활동이 실질수익률에 근거한다고 가정함으로써 최적 포트폴리오에는 인플레이션 변동에 대한 헤지도 감안하도록 하였다.

위에서 언급한대로 주식 프리미엄이 그 크기나 변동성에 있어서 기존 모형으로는 설명이 잘 되지 않는 현상을 “주식 프리미엄 퍼즐”이라고 한다(Mehra and Prescott, 1985). 기존의 평균-분산 최적화모형에서는 ARCH 류 혹은 특정 경제 변수에 대한 함수 형태의 조건부 분산으로써 이를 설명하고자 하였다(대표적으로 Bollerslev *et al.*(1992) 및 Brandt and Wang(2003) 참조). 그러나 이러한 조건부 분산 이외에도 주식 프리미엄 퍼즐이 야기될 수 있는 이유는 투자자들의 위험회피도가 변동하기 때문일 수도 있다.<sup>2)</sup> 실제로 자산가격결정 이론에 관한 실증연구에서 위험회피도의 불안정성 문제는 반드시 해결되어야 할 과제(anomaly)로 지적된 바 있다(Chou, 1992, p.207). 참고로 기존 연구에서는 주식 시장 투자자들이 보이는 상대적 위험회피도의 크기에 대해, 추정에서 사용된 데이터 종류 및 기간에 따라 대체로 0에서 10까지 다양한 결과를 보이고 있다.<sup>3)</sup>

- 
- 1) 7개 산업군에 대한 분류는 Engel *et al.*(1995)를 따랐으며, 자세한 분류는 부록에 나타나 있다. 이들 산업군별 주가지수는 적지 않은 노력을 들여 저자가 각 산업군에 속한 산업들에 대해 시가총액을 비중으로 직접 구하였다.
  - 2) 사실 위험회피도가 시간에 따라 변하게 된다는 견해는 총소비-자산가격결정 모형에서는 이미 익숙한 가정이며, 실제로 “주식 프리미엄 퍼즐”을 설명하는데 주요한 역할을 한 바 있다. 대표적으로 Campbell and Cochrane(2000)은 위험회피도가 경제 펀더멘털의 함수로서 시간에 따라 변한다고 가정하였으며, Brandt and Wang(2003)은 위험회피도가 인플레이션에 대한 뉴스에 반응하여 변한다는 것을 보인 바 있다.
  - 3) 대표적으로 Friend and Blume(1975), Mehra and Prescott(1985), French *et al.*(1987),

이런 점에서 본 논문에서는 평균-분산 최적화모형을 이용하여 투자자들의 위험 회피도가 시간에 따라 변한다고 가정하고, 이를 칼만필터(Kalman filter)를 사용하여 추정한다. 특히 한국에서 1997년 금융위기 시점을 전후로 투자자들의 위험회피도가 어떻게 변화하게 되는지 살펴보는 것은 매우 흥미로운 주제일 것이다.<sup>4)</sup>

본 논문의 순서는 다음과 같다. II장에서는 우선 7개 산업군별 주식의 실질 초과수익률을 이용하여 평균-분산 최적화모형을 도출한 후, 이 이론적 모형을 검증할 수 있는 계량모형을 제시한다. 특히 Bollerslev(1990) 및 Ng(1991)의 다변량 ARCH 모형을 이용하여 조건부 분산이 시간에 따라 변한다고 가정한다. III장에서는 실증분석에 사용된 데이터 및 II장의 계량모형에 대한 실증분석 결과를 보인다. 특히 수익률의 조건부 분산 뿐 아니라, 투자자들의 위험회피도 역시 시간에 따라 변한다고 가정한다. 마지막으로 IV장에서는 실증분석 결과를 간단히 요약한 후, 추후 추진해야 할 연구주제를 제시함으로써 논문을 맺는다.

## II. 평균-분산 최적화모형의 이론 및 실증분석 모형

본 논문에서는 한국 주식시장을 7개의 산업군으로 분류한다. 투자자들은 이들 산업군으로 구성된 주식시장과 무위험자산인 단기 채권에 투자할 수 있고, 이들 포트폴리오 투자 소득으로 발생한 期末((t+1)-시점) 실질 富에 대한 기대값과 분산에 대하여 최적화 하도록 期初(t-시점)에 포트폴리오 의사결정을 한다고 가정한다. 즉 투자자는 1기간 투자 수익에 대해 최적화한다고 가정한다.

$s_j$ 가 j-번째 ( $j=1,2,\dots,7$ ) 산업군의 명목 주가지수 수익률을,  $p$ 가 물가지수를 나타낸다고 할 때, 투자기간 동안 주식시장에서 각 산업군이 제공하는 실질 총수익은  $(1 + s_{j,t+1})(p_t/p_{t+1})$ 이 된다. 각 산업군의 실질 총수익을 아래와 같이 벡터  $R_{s,t+1}$ 로 표시하기로 한다.

Chou(1988), Engel *et al.*(1995), Wang(2003) 등 참조.

4) 이와 관련하여 Chue(2005)는 투자자들의 위험회피도의 변화는 투자자들의 할인율(discount factor)의 변화를 초래하고 결국 국제 자산가격의 동반변화를 가져온다고 주장하였다. 더욱이 그러한 현상은 투자자들이 금융위기와 같은 네거티브 충격에 민감할수록 더욱 두드러진다고 주장함으로써, 위험회피도의 변화가 자산가격 변화의 주요한 요인임을 강조하였다.

$$R_{s,t+1} = \begin{bmatrix} (1 + s_{1,t+1})(p_t/p_{t+1}) \\ (1 + s_{2,t+1})(p_t/p_{t+1}) \\ \vdots \\ (1 + s_{7,t+1})(p_t/p_{t+1}) \end{bmatrix} \quad (2.1)$$

무위험자산인 단기채권에 대한 명목이자율을  $i_t$ 라고 표시할 때, 그것의 실질 총 수익  $R_{i,t+1}$ 은  $(1 + i_t)(p_t/p_{t+1})$ 이 된다. 이는 투자시점에서 투자자들이 그 명목 수익률은 알 수 있으나, 인플레이션에 대한 불확실성으로 인해 단기 채권의 실질 총수익 역시 불확실함을 의미한다.  $x_t$ 는 주식시장 산업군들에 대한 포트폴리오 구성비율을 나타내는 (7x1) 벡터이고,  $l$ 은 각 요소가 1인 (7x1) 벡터일 때,  $Z_{t+1}$ 는  $(R_{s,t+1} - lR_{i,t+1})$ 으로서 단기채권 대비 주식시장 각 산업군의 실질 초과수익률을 나타낸다. 이제 期末 富인  $\Gamma_{t+1}$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Gamma_{t+1} &= \Gamma_t [x_t' R_{s,t+1} + (1 - x_t' l) R_{i,t+1}] \\ &= \Gamma_t [x_t' (R_{s,t+1} - lR_{i,t+1}) + R_{i,t+1}] \\ &= \Gamma_t [x_t' Z_{t+1} + R_{i,t+1}] \end{aligned} \quad (2.2)$$

$E_t$ 와  $V_t$ (혹은  $Cov_t$ )가 期初의 모든 정보를 이용한 조건 기대값과 분산(혹은 공분산)을 나타낼 때, 期初에 투자자들은 다음과 같이  $\Gamma_{t+1}$ 의 조건 기대값과 분산의 함수에 대해 최적화하도록 포트폴리오  $x_t$ 를 선택한다고 가정한다.

$$Max \quad \Phi [E_t(\Gamma_{t+1}), V_t(\Gamma_{t+1})] \quad w.r.t. \quad x_t \quad (2.3)$$

식 (2.2)를 이용하여  $E_t(\Gamma_{t+1})$ 과  $V_t(\Gamma_{t+1})$ 을 구하면 다음과 같다.

$$E_t(\Gamma_{t+1}) = \Gamma_t x_t' E_t(Z_{t+1}) + \Gamma_t E_t(R_{i,t+1}) \quad (2.4)$$

$$V_t(\Gamma_{t+1}) = \Gamma_t^2 x_t' V_t(Z_{t+1}) x_t + \Gamma_t^2 V_t(R_{i,t+1}) + 2\Gamma_t^2 Cov_t(Z_{t+1}, R_{i,t+1})' x_t \quad (2.5)$$

식 (2.4)와 식 (2.5)를 식 (2.3)에 대입한 후, 통상의 일계조건을 적용하여  $x_t$ 를 구하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 d\Phi/dx_t &= \Phi_1 [dE_t(\Gamma_{t+1})/dx_t] + \Phi_2 [dV_t(\Gamma_{t+1})/dx_t] \\
 &= \Phi_1 [\Gamma_t E_t(Z_{t+1})] + 2\Phi_2 [\Gamma_t^2 V_t(Z_{t+1})x_t + \Gamma_t^2 Cov_t(Z_{t+1}, R_{i,t+1})] \\
 &= 0 \\
 x_t &= [\rho V_t(Z_{t+1})]^{-1} [E_t(Z_{t+1}) - \rho Cov_t(Z_{t+1}, R_{i,t+1})] \tag{2.6}
 \end{aligned}$$

식 (2.6)에서  $\rho = -2\Phi_2\Gamma_t/\Phi_1$ 로서 상대적 위험회피계수를 나타낸다. 식 (2.6)을 살펴보면 우선 투자자의 최적 투자비율은 주식시장의 각 산업군에 대한 기대 실질 초과수익률인  $E_t(Z_{t+1})$ 에 비례하고, 투자자의 위험회피 정도를 나타내는  $\rho$ 와 수익률 변동위험인  $V_t(Z_{t+1})$ 에 대해서는 반비례한다.  $Cov_t(Z_{t+1}, R_{i,t+1})$ 는 주식에 대한 초과 실질수익률과 단기채권의 실질수익률과의 공분산으로서, 예를 들어 어떤 산업군의 초과 실질수익률이 단기채권 실질수익률과의 공분산 정도가 클수록, 투자자들은 단기채권 실질수익률의 변동위험에 대한 헤지로서 그 산업군에 대한 투자비율을 줄이게 된다는 의미이다.

변수  $R_{s,t+1}$ 과  $R_{i,t+1}$ 이 각각 로그-정규분포를 따르는 확률변수라고 가정하고,  $z_{t+1} = [s_{1,t+1} - i_t, s_{2,t+1} - i_t, \dots, s_{7,t+1} - i_t]'$ 을 이용하면 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.<sup>5)</sup>  $diag(A)$ 는 A-행렬의 대각선 요소로 이루어진 벡터를 의미한다.

$$E_t(Z_{t+1}) \approx E_t(z_{t+1}) + \frac{1}{2} [diag(V_t(z_{t+1})) - 2Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1})] \tag{2.7a}$$

$$V_t(Z_{t+1}) \approx V_t(z_{t+1}) \tag{2.7b}$$

$$Cov_t(Z_{t+1}, R_{i,t+1}) \approx -Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1}) \tag{2.7c}$$

식 (2.7a-c)을 이용하여 식 (2.6)을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$x_t = [\rho V_t(z_{t+1})]^{-1} [E_t(z_{t+1}) + \frac{1}{2}diag(V_t(z_{t+1})) - (1 - \rho)Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1})] \tag{2.8}$$

식 (2.8)에서 보인  $x_t$ 는 투자자의 최적 포트폴리오 수요를 나타내고, 대표적 투자자 모형을 가정할 경우 이는 시장의 수요 즉 시장 포트폴리오를 의미한다. 또한

5) 만일 임의변수  $r$ 이 로그-정규분포를 따르며,  $\ln(r)$ 의 기대값과 분산이 각각  $\mu$ 와  $\sigma^2$ 이라면  $r$ 의 기대값과 분산은 다음과 같다.

$$E(r) = e(\mu + \delta^2/2) \approx 1 + \mu + \delta^2/2, \quad V(r) = e(2\mu + \delta^2)(e(\delta^2) - 1) \approx \delta^2.$$

$z_{t+1}$ 을 이용하여 전환하는 이유는 아래 식 (2.10)의 설명에서 밝혀진다.

$x_t$ 는 균형에서 시장의 포트폴리오 공급과 같아야 한다. 식 (2.8)을 이용하여 균형에서 각 산업군 주식에 대한 기대초과수익률을 구하면 다음과 같다.

$$E_t(z_{t+1}) = \rho V_t(z_{t+1})x_t - \frac{1}{2}diag(V_t(z_{t+1})) + (1 - \rho)Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1}) \quad (2.9)$$

합리적 기대가설을 가정하면 식 (2.9)의 좌항은  $z_{t+1}$ 로 대체되고 식의 우항에는 기대오차  $\epsilon_{t+1}$ 을 더하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$z_{t+1} = \rho V_t(z_{t+1})x_t - \frac{1}{2}diag(V_t(z_{t+1})) + (1 - \rho)Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1}) + \epsilon_{t+1} \quad (2.10)$$

식 (2.10)을 살펴보면 우항에 있는  $V_t(z_{t+1})$ 는 오차항  $\epsilon_{t+1}$ 의 조건 공분산 행렬임을 알 수 있다. 그러나  $Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1})$ 을 구하기 위해서는  $z_{t+1}$ 과  $\pi_{t+1}$ 의 결합분포가 필요하다. 따라서  $\pi_{t+1}$ 이 외생적으로 일정 시계열 프로세스를 따른다고 가정하고, 식 (2.10)과  $\pi_{t+1}$ 의 시계열 프로세스를 시스템 추정해야 한다. 종합하면  $\pi_{t+1}$ 이 ARIMA 프로세스를 따른다고 가정할 경우, 추정해야 할 시스템 식은 다음과 같다.

$$z_{t+1} = c_z + \rho V_t(z_{t+1})x_t - \frac{1}{2}diag(V_t(z_{t+1})) + (1 - \rho)Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$$

$$(1 - \phi(L))(1 - L)^d \pi_{t+1} = c_\pi + (1 + \theta(L))\xi_{t+1} \quad (2.11)$$

이때  $c_z$ 는 각 산업군의 특성 혹은 제도적 요인을 반영한다고 볼 수 있을 것이다.  $(\epsilon_{t+1}, \xi_{t+1})' = v_{t+1}$ 이라고 하고,  $v_{t+1}$ 이 아래와 같은 Bollerslev(1990)의 다변량-ARCH분포를 따른다고 가정한다.<sup>6)</sup>

$$v_{t+1} \sim N(0, \Omega_t) \quad (2.12a)$$

$$\omega_{mm,t} = \alpha_m + \beta_m v_{t-1}^2 \quad (m=1, 2, \dots, 8) \quad (2.12b)$$

$$\omega_{mn,t} = \gamma_{mn} (\omega_{mm,t} \omega_{nn,t})^{1/2} \quad (n=1, 2, \dots, 8) \quad (2.12c)$$

6) GARCH 대신 ARCH를 사용한 이유는 제III장에서 자세히 설명하게 되겠지만, 무엇보다도 시스템 식 (2.11)과 식 (2.12a-c)에서 추정해야 할 계수가 너무 많기 때문이다. GARCH 이외에도 Exponential-(G)ARCH 혹은 Threshold-(G)ARCH 등 다양한 형태의 조건부 분산에 대한 시도는 추후 연구과제도 남겨두기로 한다.

식 (2.12a-c)에서  $\omega_{mn,t}$ 는  $\Omega_t$ 의 m행-n열의 요소이며,  $\gamma_{mn}$ 은  $v_{t+1}$ 의 조건 상관계수행렬의 m행-n열의 요소로서 추정해야 할 계수의 숫자를 줄이기 위해 시간에 따라 변하지 않는다고 가정한다. 또한  $\alpha_m > 0$ 과  $0 < \beta_m < 1$ 의 제한조건이 부과된다.  $D_t$ 는 (8x8)인 대각선 행렬로서 각 대각선 요소가  $(\omega_{mm,t})^{1/2}$ 이고,  $\Theta$ 는 각 요소가  $\gamma_{mn}$ 으로 구성된 (8x8) 상관계수 행렬일 때  $\Omega_t$ 는  $D_t\Theta D_t$ 가 된다.

### Ⅲ. 데이터 및 추정

#### 1. 데이터 및 추정계수

본 논문에서는 증권거래소의 「주식」紙에서 분류한 총 25개의 산업 포트폴리오 중 시가총액비중이 매우 낮거나 1990년대 후반 혹은 말에야 특정산업으로 분류된 6개 산업을 제외한 19개 산업을 다시 7개의 산업군으로 분류하였다.<sup>7)</sup> 각 산업군의 주가지수는 그에 속한 개별산업의 주가지수를 이들 산업이 그 산업군에서 차지하는 주식 시가총액 비중으로 가중평균하여 구하였다. 이를 이용하여 각 산업군의 월별 주가지수 수익률( $s_j$ )을 구하였다.<sup>8)</sup> 무위험자산인 단기채권의 수익률( $i$ )은 월말 1년 만기 통화안정증권의 연수익률을 12로 나누어 사용하였으며, 인플레이션율( $\pi$ )은 소비자 물가지수를 이용하였다. 전체 주식시장에서 각 산업군이 차지하는 포트폴리오 비중( $x_t$ )은 전체 주식시장의 시가 총액 중 각 산업군이 차지하는 시가 총액 비중을 이용하였다. 산업별 주가지수 및 시가총액은 「주식」의 자료를, 통화안정증권과 소비자물가지수는 한국은행의 자료를 이용하였다.

시스템 식 (2.11)을 추정하기에 앞서 우선 인플레이션율을 ARIMA 모형을 이용하여 추정한 결과, <표 1>에서 보는 바와 같이 AR(1)을 따르는 것으로 판단되었다. 인플레이션율 데이터는 Census X-11 기법을 통하여 계절조정하였으며, 이에

7) 기본적으로 산업군의 분류는 Engel and *et al.*(1995)을 따랐으며, 상세한 설명은 <부록>에서 보이고 있다. 사용된 데이터는 월말데이터로서 1989:09부터 2000:12까지를 이용하였다. 이렇게 표본기간을 정한 이유는 주식시장에서 '전기 및 가스업'의 시가총액 비중이 상당히 높은 반면, 이를 구성하고 있는 한국전력공사가 1989년 8월에 상장되었고, 또 이 표본기간 이후에는 산업분류가 바뀌었기 때문이다. 참고로 2005년 현재 20개 산업으로 분류하고 있다.

8) 개별산업의 주가지수는 「주식」의 표 <산업별 주가지수>에 나타나 있으며, 산업주가지수가 발표되지 않는 일부 산업의 경우, 지수를 구한 방법은 역시 <부록>에 상세히 설명되어 있다. 산업군의 주가지수 수익률은 로그차분하여 구하였다.

대해 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 단위근검증을 한 결과 단위근은 없는 것으로 나타났다. ARIMA 모형의 판단은 Akaike Index Criteria(AIC)를 이용하여 AR 프로세스의 차수를 정하였고, 그 결과 오차항의 Ljung-Box Q 통계값이 시차 24개월까지 자기상관을 보이지 않았다.

〈표 1〉 인플레이션율에 대한 AR(1) 추정결과

상수항	AR(1)	D-W 통계값	ADF 통계값(lag=0)
.004*** (7.50)	.411*** (5.08)	1.98	-7.29***

주) 괄호안은 t-값임. \*\*\*는 1%하에서 유의함을 나타냄. ADF 검증에서 1% 유의수준은 -3.48임.

식 (2.11)에서 추정해야 할 모수를 살펴보면, 위험회피계수( $\rho$ ), 상수항(7개의  $c_z$  와 1개의  $c_\pi$ ), 인플레이션의 AR(1) 계수( $\phi$ ), 오차항의 ARCH 계수(8개의  $\alpha_m$  과 8개의  $\beta_m$ ) 그리고 오차항의 상관계수(28개의  $\gamma_{mm}$ )로서 총 54개의 모수를 추정해야 한다. 그러나 이는 데이터의 수에 비해 추정해야 할 모수의 수가 너무 많다. 따라서 차선으로 오차항의 상관계수들은  $z_{t+1}$  과  $\pi_{t+1}$  에 대해 VAR 모형을 적용하여 여기서 나온 오차항들의 상관계수 추정치를 이용하기로 한다.<sup>9)</sup> 그렇게 함으로써 우리가 추정해야 할 모수의 수는 총 26개로 줄어들게 된다.

## 2 고정 분산(Constant Variance) 모형

우선 가장 간단한 모형으로서 식 (2.12a-c)에서 오차항( $v_{t+1}$ )의 분산( $\Omega_t$ )이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정, 즉  $\beta_m = 0$ 을 가정하고 식 (2.11)를 추정한 결과가 <표 2>에 나타나 있다. <표 2>를 살펴보면, 오차항 분산항의 계수( $\alpha_m$ )는 모두 1% 하에서 유의한 것으로 나타났으며, 인플레이션의 상수항( $c_s$ )이나 AR(1) 계수( $\phi$ )는 <표 1>에서 보인 것과 유사한 추정치와 유의도를 보이고 있다. 위험회피도 추정치는 6.48로서 그 크기에 있어서 적절하다고 판단되지만, 통계적으로 유의하지는 않았다.<sup>10)</sup> 따라서 고정분산(즉 고정  $\Omega_t$ )을 가정한 평균-분산 최적화모형은 주식 초과수익률( $z_{t+1}$ )의 변동을 설명하는 데에는 부족하다는 것을 알 수 있다.

9) 이때 VAR 모형의 차수는 AIC와 Schwartz Criteria에 따라 VAR(1)으로 정하였으며, 오차의 Ljung-Box 통계값을 살펴본 결과 시차 24개월까지 자기상관을 발견할 수 없었다.

10) Mehra and Prescott(1985)은 위험회피계수에 대한 기존의 문헌을 정리하면서 그 추정치가 0보다 크고 10보다 작은 값이 적절하다고 하였다.



〈표 2〉 고정분산 자산가격결정모형의 추정

log-likelihood = 2046.36							
$\rho = 6.48(.74), \quad \theta = .437^*(5.67)$							
$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$	$c_5$	$c_6$	$c_7$	$c_8$
-.061 (-.81)	-.074 (-.81)	-.075 (-.76)	-.060 (-.71)	-.071 (-1.03)	-.085 (-.57)	-.174 (-.50)	.002*** (5.12)
$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$	$\alpha_8$
.010*** (10.53)	.010*** (12.62)	.015*** (10.95)	.017*** (9.27)	.016*** (10.08)	.054*** (9.10)	3.116*** (8.39)	1.4e-5*** (8.07)

주) 괄호안은 t-값을, \*\*\*는 1%하에서 유의함을 나타낸다.  $c_1 \sim c_7$ 은  $c_2$ 의 요소이며,  $c_8$ 은  $c_\pi$ 이다.

### 3. ARCH-분산 모형

식 (2.11)에서 알 수 있듯이, 사실 위의 고정분산 모형은 주식 초과수익률의 변동을 오직 시장 포트폴리오( $x_t$ )의 변화에 의해서만 설명하는 것이다. 이는 투자자들이 초과수익률 기댓값 뿐 아니라 변동성의 변화에 대해서도 끊임없이 그들의 포트폴리오를 조정하는 현실과도 배치된다. 따라서 이번에는 식 (2.11)를 추정함에 있어서  $\Omega_t$ 가 식 (2.12a-c)에서 보인 바와 같이 ARCH의 특징을 갖고 시간에 따라 변한다고 가정한다.

이렇게 ARCH를 가정하여 추정한 결과를 <표 3>에 보이고 있다.  $\Omega_t$ 에서 고정분산의 성격을 갖는 ARCH의 상수항 계수들( $\alpha$ )의 유의도도 개선되었을 뿐 아니라, 시간에 따른 변동을 나타내는 ARCH 계수들( $\beta$ ) 역시 대부분 유의한 것으로 나타났다. 또한 위험회피도의 추정치가 2.30으로서 적절하다고 판단되는 크기를 보일 뿐 아니라, 1%하에서 매우 유의하게 나타났다는 점은 매우 고무적이다. 실제로 많은 연구들이 ARCH 혹은 GARCH를 가정하더라도 위험회피도 추정치의 크기나 유의도 면에서 만족할 만한 결과를 얻지 못하는 경우가 많기 때문이다.

ARCH-분산 모형이 고정분산 모형에 비해 주식의 초과수익률의 움직임에 더 잘 설명하고 있는지 우도비검증(Likelihood Ratio Test)를 통해 살펴보았다. ARCH-분산 모형에서  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_8 = 0$ 으로 제한할 경우 고정분산 모형이 된다. <표 2>와 <표 3>에서 우도(log-likelihood)는 각각 2046.36과 2087.85이므로, 우도비검증 통계값은  $2*(2087.85-2046.36)=82.98 \sim \chi_{d.f.=8}^2$  (5% 유의수준 임계치=15.51)이다. 이는 곧 ARCH-분산 모형이 고정분산에 비해 우월하다는 것을 의미한다. 이상 위험회피도의 크기나 유의도, 우도비검증 결과, ARCH 모형이 고정분산 모형

에 비해 주식시장의 산업군별 초과수익률을 설명하는 데 우월한 것으로 판단되었다.

〈표 3〉 ARCH-분산 자산가격결정모형의 추정

log-likelihood = 2087.85							
$\rho = 2.30^{***}(8.48), \quad \phi = .402^{***}(4.12)$							
$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$	$c_5$	$c_6$	$c_7$	$c_8$
-.021*** (-2.72)	-.027*** (-3.31)	-.024*** (-2.89)	-.017 (-1.62)	-.036*** (-4.15)	-.003 (-.15)	.025 (1.05)	.003*** (5.17)
$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\alpha_6$	$\alpha_7$	$\alpha_8$
.008*** (8.00)	.009*** (10.06)	.009*** (7.12)	.014*** (6.38)	.009*** (7.60)	.040*** (7.38)	.053*** (5.20)	1.4e-5*** (7.54)
$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$	$\beta_8$
.189** (2.13)	.179*** (2.32)	.514*** (4.69)	.149 (1.09)	.406*** (3.35)	.257** (2.09)	.992*** (60.65)	.024 (.44)

주) 괄호안은 t-값을 나타낸다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 표시한다.

다음으로 <표 3>의 ARCH-분산 모형에서 발견하게 되는 흥미로운 사실은 식 (2.8)의 마지막 항  $[-(1-\rho)Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1})]$ 과 관련하여  $\rho$ 의 크기에 대한 것이다. 만일 통계적으로  $\rho > 1$ 이 사실이라면, 식 (2.8)은  $Cov_t(z_{t+1}, \pi_{t+1})$ 이 커질수록 투자자들이 인플레이션 변동에 대한 헤지로서 해당 산업의 주식 비중을 높인다는 것이다. 다시 말해서 예를 들어, 인플레이션( $\pi_{t+1}$ )이 높아질 때 주식 초과수익률( $z_{t+1}$ )이 함께 높아지는 경향이 클수록, 인플레이션으로 인한 실질 채권수익률의 감소를 보상받기 위해 해당 주식 비중을 높이게 된다는 의미이다. 반대로 만일  $0 < \rho \leq 1$ 이라면 투자자들은 인플레이션에 대해 전혀 헤지하지 않거나( $\rho=1$ 인 경우), 오히려 적어도 인플레이션에 대해서는 투기적인 성향을 보임을 의미한다.<sup>11)</sup>

이제 <표 3>의  $\rho$  추정치를 가지고  $H_0: \rho \leq 1, H_1: \rho > 1$ 의 가설검증을 하고자 한다.  $\rho$  추정치의 t-값이 8.48이므로,  $\rho$  추정치의 표준오차는  $2.30/8.48=0.27$ 이다. 따라서  $H_0$ 를 가정한 t-통계값은  $(2.30-1.00)/0.27 = 4.81$ 로서 1% 유의수준에서  $H_0$ 는 기각된다. 이와 같은 결과는 투자자들이 인플레이션에 대해 헤지하고 있다는 것이며, 다시 말해 명목수익률이 아니라 실질수익률에 의해 투자결정을 하고 있음을 의미한다.

11) 예를 들어, 인플레이션이 내려갈 때 해당 주식 초과수익률도 내려가는 경향이 있으므로, 인플레이션으로 인한 실질 채권수익률의 상승 이익을 획득하기 위해 해당 주식 비중을 줄이고 채권비중을 높이게 된다는 의미이다.

#### 4. 시간변동 위험회피계수(Time-Varying Risk Aversion Coefficient) 모형

기존 문헌에서 주식시장 투자자의 상대적 위험회피도에 대한 추정결과는 매우 다양하다. 대표적으로 French *et al.*(1987)은 간단한 자산가격결정 모형을 이용하여, 1928~1984 기간동안 월별(monthly) 시가총액-가중 NYSE에서는 1.69의 위험회피도를 얻었지만, 표본 기간을 1928~1952과 1953~1984으로 세분한 데이터에서는 각각 1.51과 7.22의 값을 얻었다(동기간 Standard & Poor's의 일별(daily) 데이터를 이용한 결과는 0.60과 7.81로서 더욱 차이를 보였다). Pindyck(1988)은 경제 펀더멘탈을 이용한 주식가격결정 구조모형을 통해, 1962~1983 기간동안 년별(annual) 데이터에서는 1.67, 월별 데이터에서는 3.35의 위험회피도 추정치를 구하였다. 주별(weekly) 시가총액-가중 NYSE 지수를 이용한 GARCH 모형에서 Chou (1988)는 위의 연구들보다 약간 안정적인 값을 얻었는데, 1962~1985, 1962~1973, 1974~1985의 기간 동안 위험회피도가 각각 4.50, 5.05, 6.15임을 보였다. 본 논문과 유사하게 미국의 주식시장을 7개의 산업군으로 분류하여 1955:01~1984:11의 월별 데이터에 평균-분산 최적화 모형을 적용한 Engel *et al.*(1995)에서는 위험회피도의 추정치가 3.04인 것으로 나타났다.

위와 같이 주식시장에서 투자자들이 보이는 상대적 위험회피도는 비단 추정 모형이나 사용 데이터의 차이로 인해 서로 다른 추정치를 보이기도 하지만, 같은 모형 및 같은 데이터라 하더라도 추정 기간에 따라 다양한 값을 보이는 것으로 나타난다. 이를 고려하여 식 (2.11)과 식 (2.12a-c)를 추정할 때 상대적 위험회피도  $\rho$ 가 식 (3.1)과 같이 임의보행 프로세스로써 시간에 따라 변한다고 가정하고 이를 칼만필터를 이용하여 추정하기로 한다. 그 추정결과가 <표 4>에 나타나 있다.

$$\rho_t = \rho_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d. \ N(0, \sigma_u^2) \tag{3.1}$$

<표 4> 칼만필터를 이용한 위험회피계수 모형의 추정

log-likelihood = 2014.75							
$\theta = .380^{***}(3.67), \quad \sigma_u = 5.6e-7(.00)$							
$c_1$ -.014* (-1.83)	$c_2$ -.020*** (-2.45)	$c_3$ -.019** (-2.25)	$c_4$ -.011 (-1.05)	$c_5$ -.031*** (-3.45)	$c_6$ .010 (.52)	$c_7$ .069*** (3.26)	$c_8$ .003*** (5.01)
$\alpha_1$ .008*** (8.41)	$\alpha_2$ .009*** (9.83)	$\alpha_3$ .010*** (8.01)	$\alpha_4$ .014*** (6.69)	$\alpha_5$ .010*** (7.87)	$\alpha_6$ .043*** (7.47)	$\alpha_7$ .055*** (5.11)	$\alpha_8$ 1.4e-5*** (7.29)
$\beta_1$ .127* (1.84)	$\beta_2$ .149* (1.93)	$\beta_3$ .405*** (3.20)	$\beta_4$ .125 (1.02)	$\beta_5$ .363*** (3.51)	$\beta_6$ .216** (2.16)	$\beta_7$ .973*** (55.96)	$\beta_8$ .038 (.58)

주) 괄호안은 t-값을 나타낸다. \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 표시한다.

우선 <표 4>의 결과에 대해 살펴보면, 인플레이션 식 AR(1) 계수  $\phi$  추정치나 식 (2.11)의 상수항  $c$ , ARCH 계수  $\alpha$  및  $\beta$  추정치 값들은 <표 3>의 결과와 크거나 유의도 면에서 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.<sup>12)</sup> 다만 임의보행을 따르는 위험회피도  $\rho_t$ 의 오차항 표준오차  $\sigma_u$ 의 추정치가  $5.6e-7$ 로서 매우 낮아,  $\rho_t$ 가 시간에 따라 크게 변하지는 않을 것임을 알 수 있다. <그림 1>은 칼만필터를 이용하여 구한  $\rho_t$  추정치의 시간에 따른 추이를 보이고 있다.<sup>13)</sup> 그림에서 굵은 실선은  $\rho_t$  추정치를 나타내고, 가는 실선은  $\rho_t$  추정치의 95% 신뢰구간 상하 임계치를 나타낸다. 우선 전체 표본기간에 걸쳐  $\rho_t$  하한이 0보다 크다는 것은  $\rho_t$  추정치가 양수로서 통계적으로 유의함을 의미한다.  $\rho_t$  추정치의 크기는 1.03에서 1.38까지로서, <표 4>의 결과와 일관되게 매우 안정적인 모습을 보이고 있다.

다음으로  $\rho_t$ 의 추이에 대해서 살펴보기로 한다. 한국 주식시장 투자자들의 위험회피도는 금융위기 이전까지는 약 1.3 정도 수준에서 매우 안정적인 모습을 보이다가 아시아 금융위기가 시작된 1997년 7월 이후부터 하락하는 것으로 나타났다. 그리고 1998년 6월까지 1년간량 하락하다가 다시 회복하여, 2000년 12월말 현재 금융위기 이전 수준으로 근접하는 추이에 있다.<sup>14)</sup> 이와 같은 결과에서 주목할 만한 사실은 첫째, 한국 주식시장에서 투자자들의 위험회피도는 서론에서 언급한 위험회피도의 불안정성 문제와는 달리, 표본 기간 동안 금융위기 시기를 제외하고는 매우 안정적인 것으로 나타났다는 점이다. 결과적으로 본 논문에서 주식 프리미엄을 설명하기 위해 위험회피도의 변동을 추가로 고려하였으나, 이는 큰 차이를 가져오지는 못한다는 결론에 이르게 한다.

둘째, 금융위기 시기에 위험회피도가 하락하였다는 점은 특기할 만하다.<sup>15)</sup> 평균-분산 최적화모형에서 위험회피도는 기대수익과 조건부 분산 간의 거래(trade-off) 관계를 나타낸다. 이 거래 관계가 하락하였다는 것은 예를 들어, 투자자들이 금융위기가 동일한 분산에도 불구하고 작은 기대수익을 수용한다는 의미이다. 이는 금융위기와 같은 충격적인 시기에 작은 기대수익에도 불구하고 아직 주식시장

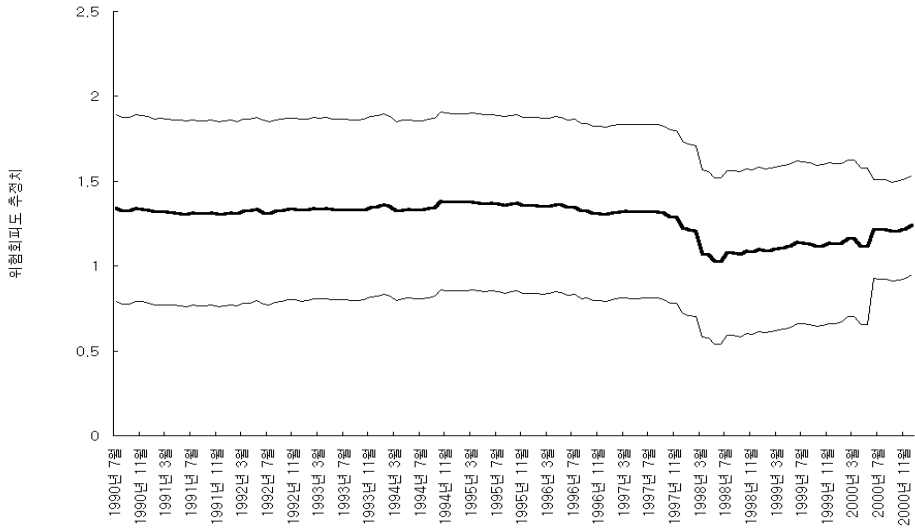
12) <표 4>의 우도(log-likelihood)가 <표 3>의 우도보다 작은 이유는 칼만필터를 이용한 추정에서 초기값의 임의성을 고려하여 표본의 앞부분 데이터 10개를 제외시켰기 때문이다. 따라서 이들 두 값을 직접 비교하여 모델의 우월성을 판단할 수는 없다.

13) 칼만필터를 이용한 추정법은 Kim and Nelson(1999)을 참조할 수 있다.

14) 대부분의 관련 문헌에서는 아시아 금융위기의 시발 시점을 태국 바트화가 평가절하되기 시작한 1997년 7월로 보고 있다(Kalberg *et al.*, 2005).

15) 물론 이러한 위험회피도의 변화가 있음을 실증적으로 보였으나, 이러한 변화가 반드시 금융위기 이전과 이후에 통계적으로 유의하게 다름을 의미하는 것은 아니다. 이러한 지적을 해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

에 남아 있는 투자자라면, 이들의 위험회피도가 여타시기에 비해 낮았을 것이라는 논리로써 이해가 가능하다. 그럼에도 불구하고 이와 같은 결과는 사실 본 연구를 처음 시작할 때의 예상과는 다른 것이었다. 금융위기시 투자자들의 위험회피도는 오히려 상승할 것이라 기대하였다. 그러나 추정 결과 그 시기에 하락하였다는 점은 추후 자산가격결정 모형 설정시 중요한 시사점을 제공한다고 판단된다. 요는 투자자의 포트폴리오 선택범위를 너무 단순화시킨 탓이 아닐까 조심스럽게 예측한다. 만일 좀더 현실적으로 투자자의 투자수단을 폭넓게 포함하였더라면, 금융위기시 위험회피도는 다르게 추정되었지 않았을까 사료된다. 그러나 이와 같은 예측에 대한 실증작업은 또다른 큰 연구주제이므로 추후 연구과제로 남겨두기로 한다.



〈그림 1〉 상대적 위험회피도  $\hat{\rho}_t$ 의 추이

#### IV. 결 론

본 논문에서는 평균-분산 최적화모형을 이용하여 한국의 주식시장 움직임을 설명하려 하였다. 주식시장을 Engel *et al.*(1995)에 따라 7개의 산업군으로 분류하여, 이들 각 산업군의 실질 초과수익률이 다변량-ARCH의 조건부 분산을 따른다고 가정하였다. 또한 모형에서 명시적으로 인플레이션에 대한 헤지를 감안하였다.

추정결과 투자자들이 실질수익률에 근거하여 투자하고 있으며, 인플레이션에 대해 헤지하고 있음을 발견하였다. 또한 고정분산을 가정할 때와는 달리 적절한 크기일 뿐만 아니라 통계적으로도 유의한 상대적 위험회피도를 얻을 수 있었다.

주식시장에 대한 자산가격결정 모형에서 풀어야 할 과제 중의 하나는 크기나 변동성 측면에서 실제 주식시장의 초과수익과 모형이 예측하는 기대 초과수익 간의 괴리이다(“주식 프리미엄 퍼즐”). 본 논문에서는 조건부 분산 이외에 혹 투자자의 위험회피도의 변동성이 추가적인 설명력을 가질 수 있지 않을까 판단하여, 이를 칼만필터를 사용하여 추정하였다. 그러나 결과는 총소비-자산가격 모형에서와는 달리 투자자의 위험회피도가 매우 안정적인 것으로 나타났다. 다만 1997년 금융위기를 전후하여 오히려 위험회피도가 낮아졌다가 약 1년가량 지난 후 원래 수준으로 회복하는 모습을 보이고 있었다. 그 외의 기간에는 매우 안정적인 것으로 추정되었다.

사실 금융위기와 같이 매우 충격적인 시기에 오히려 위험회피도가 낮아졌다는 추정결과는 의외이었다. 그러나 이와 같은 결과로부터 평균-분산 최적화 모형에 대한 매우 중요한 시사점을 발견할 수 있다. 본 논문에서는 투자자들의 투자수단으로서 주식과 무위험 채권만을 고려하였다. 따라서 본 모형에서 발견한 위험회피도의 움직임은 주식시장 투자자의 위험회피도에 국한된 것으로 보아야 할 것이다. 본 연구에서 가정한 모형이 주식시장 외에 다양한 종류의 채권시장, 여타 금융수단, 부동산 나아가 인적 자본에 대한 투자 등 좀더 넓은 범위의 투자수단을 포함하는 포트폴리오를 가정했다라면, 그 추이나 변동성 면에서 본 논문과는 다른 결과가 나올 수 있다고 사료된다.<sup>16)</sup> 따라서 추후 좀더 다양한 투자수단 포트폴리오를 고려하여 모형을 발전시킬 필요가 있다고 판단된다.

또 한 가지 위험회피도와 관련하여 본 연구에서 발견하게 된 흥미로운 사실 중 하나는 한국에서는 아직 본격적으로 금융위기가 시작되기 전이지만, 공교롭게도 아시아에서 금융위기가 처음 발생한 1997년 7월부터 이미 한국 주식시장 투자자들의 위험회피도가 하락하기 시작했다는 것은 사실이다. 이는 어쩌면 아시아 금융시장의 전염성(contamination)을 시사하는 것이 아닐까 사료된다. 따라서 추후 다른 아시아 주식시장의 위험회피도와 비교 검토하는 것도 매우 의미 있는 연구가 될 것으로 생각된다.

16) Chou *et al.*(1992)는 자산가격결정 모형에 대한 실증연구가 모형에서 포함하는 투자수단의 범위에 따라 결과가 민감하다고 지적하고, 투자자의 포트폴리오에 주식뿐 아니라 주식 이외의 투자수단까지도 포함하였다. 그러나 결국 후자의 수익률은 총체적 개념의 대리변수를 사용하여 검증할 수밖에 없었다.

## [참고문헌]

- Bodie, Z., A. Kane, and R. McDonad(1983), "Why Are Real Interest Rates So High," NBER Working Paper no.1141.
- Bollerslev, T.(1990), "Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner(1992), "ARCH Modeling in Finance : A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Brandt M. W. and K. Q. Wang(2003), "Time-Varying Risk Aversion and Unexpected Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 50, 1457-1498.
- Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane(2000), "Explaining the Poor Performance of Consumption-based Asset Pricing Models," *Journal of Finance*, 55, 2863-2878.
- Chou, R. Y.(1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations," *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
- Chou R. Y, R. F. Engle, and A. Kane(1992), "Measuring Risk Aversion from Excess Returns on a Stock Index," *Journal of Econometrics*, 52, 201-224.
- Chue, T. K.(2005), "Conditional Market Comovements, Welfare, and Contagions : The Role of Time-Varying Risk Aversion," *Journal of Business*, 78, 949-967.
- Engel, C., K. Froot, and A. P. Rodrigues(1995), "Tests of Conditional Mean-Variance Efficiency of the US Stock Market," *Journal of Empirical Finance*, 2, 3-18.
- French, K. R., G. Schwert, and R. Stambough(1987), "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 3-30.
- Friend, I. and M. Blume(1975), "The Demand for Risky Assets," *American Economic Review*, 65, 900-922.
- Kalberg, J. G., C. H. Liu, and P. Pasquariello(2005), "An Examination of the Asian Crisis : Regime Shifts in Currency and Equity Markets," *Journal*

*of Business*, 78, 169-211.

Kim I. and M. K. Salemi(2000), "Estimation and Simulation of Risk Premia in Equity and Foreign Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance*, 19, 561-582.

Kim, C. and C. R. Nelson(1999), *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge : The MIT Press.

Mehra, R. and E. Prescott(1985), "The Equity Premium : A Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-162.

Pindyck, R. S.(1988), "Risk Aversion and Determinants of Stock Market Behavior," *Review of Economics and Statistics*, 70, 183-190.



## 〈부 록〉

한국 증권거래소에서 발행하는 「주식」 紙에서는 2000년 12월말 현재 한국주식 시장에 상장된 기업을 총 25개 산업으로 분류하고, 이중 16개 산업에 대해 산업별 주가지수를 발표하고 있다. 25개 산업으로 분류되어 있으면서 산업별 주가지수가 발표되지 않는 산업은 ‘담배제조업’, ‘가죽, 가방, 마구류 및 신발제조업’, ‘출판, 인쇄 및 기록매체 복제업’, ‘전기 및 가스업’, ‘소매업’, ‘숙박 및 음식점업’, ‘통신업’, ‘부동산, 임대 및 사업 서비스업’, ‘오락 및 문화서비스업’ 등 9개 산업이다. 이중 ‘전기 및 가스업’, ‘소매업’ 및 ‘통신업’ 등 3개 산업은 전체 주식시장에서 차지하는 시가총액비중을 고려하여, 저자들이 산업주가지수를 계산하였다(자세한 설명은 후술됨.). 반면 ‘가죽, 가방, 마구류 및 신발제조업’, ‘출판, 인쇄 및 기록매체 복제업’, ‘숙박 및 음식점업’, ‘오락 및 문화서비스업’ 등 4개 산업은 시가총액비중이 극히 낮은(0.0%) 이유로, ‘담배제조업’ 및 ‘부동산, 임대 및 사업 서비스업’ 등 2개 산업은 각각 1999년 10월과 1996년 1월부터 상장되기 시작하였으므로 분석 데이터에서 제외하였다. 따라서 본고에서 사용한 19개 산업의 분류와 이를 다시 대분류한 산업군 분류는 아래와 같다.

다음은 「주식」 紙에서 산업주가지수를 발표하지 않은 3개 산업, 즉 ‘전기 및 가스업’, ‘소매업’ 및 ‘통신업’에 대해 저자가 직접 계산한 산업주가지수의 계산방식에 대해 설명하기로 한다. 첫째, ‘전기 및 가스업’은 2000년 9월말 현재 10개의 기업이 상장되어 있으나, 시가총액비중으로는 한국전력공사가 대부분을 차지하고 있으므로 한국전력공사의 주가가격을 동 산업주가지수로 사용하였다. 둘째, ‘소매업’은 역시 2000년 9월말 현재 9개 기업이 상장되어 있으므로, ‘소매업’에 속한 모든 기업의 주가를 그 기업이 ‘소매업’에서 차지하는 시가총액비중으로 가중평균하여 산업주가지수를 구하였다. 마지막으로 ‘통신업’은 2000년 9월말 현재 3개 기업이 상장되어 있으므로, 역시 ‘소매업’의 산업주가지수를 구한 방법과 동일하게 ‘통신업’의 산업주가지수를 구하였다.

## 〈개별산업 분류〉

번호	개별산업	번호	개별산업
1	어업	11	기타제조업
2	광업	12	전기 및 가스업
3	음식료품제조업	13	건설업
4	섬유 및 의복제조업	14	도매업
5	목재 및 나무제품제조업	15	소매업
6	종이 및 종이제품제조업	16	운수 및 창고업
7	화학물 및 화학제품제조업	17	통신업
8	비금속광물제품제조업	18	금융업
9	제1차금속산업	19	보험업
10	조립금속·기계 및 장비제조업		

## 〈산업군 분류〉

산업군	개별산업 번호
1차산업 및 단순제조업 군	1·2·3·4·5·6
화학물 및 금속·비금속산업 군	7·8·9
제조업 군	10·11
전기 및 가스업 군	12
건설업 군	13
유통업 군	14·15·16
서비스업 군	17·18·19

(Abstract)

## A Mean-Variance Optimization Model for the Korean Stock Market with Industrial Stock Indices

Inbae Kim

This paper classified the Korean stock market into 7 industrial groups, and assumed that investors make portfolio decision over these stocks and a risk-free bill. Various forms of the Mean-Variance Optimization model with a multivariate-ARCH, even with a time-varying relative risk aversion coefficient were applied to explain the Korean stock market movement. We found that investors hedge against inflation, which means they are more concerned with the real return, rather than the nominal. Regarding to the risk aversion coefficient, we were able to obtain an appropriate size of the estimates. They were very stable over the time, but decreasing over a year around the 1997 financial crisis. This result suggests a critical point in asset pricing model that more variety of investment instruments should be considered in investor's portfolio.

Keywords: Mean-Variance Optimization, Risk Aversion, Kalman Filter, ARCH