최소거리검정을 이용한 자산가격결정모형의 검정

김 봉 준* 조 재 호**

본 연구는 Hansen and Jagannathan(1997)의 최소거리 검정기법을 이용하여 지금까지 개발된 자산가격결정모형 중 국내금융자산의 균형가격모형으로 적합한 모형을 찾아보았다. 검정결과 Fama and French(1992)의 3요인 모형, Jagannathan and Wang(1996)모형, Campbell(1996) 모형의 설명력이 좋았다. 특히 Jagannathan and Wang모형은 주식시장과 상관관계가 낮다고 여겨지는 노동소득증가율과 채무불이행프리미엄을 위험설명변수로 사용하여도 Fama and French모형 및 Campbell모형과 비슷한 검정결과를 보여주었다.

본 연구는 모형의 검정에 수반되는 개별변수에 대한 유의성 검정결과를 이용하여 국내주식수익률의 설명변수를 찾아보았다. 그 결과 시장포트폴리오의 초과수익률, Fama and French의 3요인 중 장부가치대시장가치 포트폴리오의 수익률, 소비성장률, 노동소득증가율, 그리고 채무불이행 프리미엄 등의 설명력이 높은 것으로 나타났다. 한편 조건부모형의 구축에 사용되는 도구변수로는 수출량보다는 산업생산지수가 대상자산(primitive asset) 및 이의 관리포트폴리오(managed portfolio)에 대한 설명력을 제고시키는 것으로 나타났다.

투고일: 2009년 4월 26일

* 서울대학교 증권금융연구소 선임연구원, 151-916, 서울시 관악구 관악로 599번지 서울대학교 경영대학 58동 412호 증권금융연구소, E-mail: bongjunkim1@hanmail.net, Tel: (02) 880-6855.
** 서울대학교 경영대학 교수
첫 저자는 서울대학교 증권금융연구소, 두 번째 저자는 서울대학교 경영연구소로부터 연구지원을 받았다.

1. 서론

Sharpe(1964), Lintner(1965), Mossin(1966)이 자본자산가격결정모형(이하 CAPM)을 발표한 이후 금융자산의 가격결정에 대한 많은 연구가 이루어져 왔다. 특히 CAPM이 소기업효과(size effect)나 자기자본의 장부가치대시장가치효과 (book-to market effect)를 잘 설명하지 못한다는 것이 알려지자 이를 규명해 내려는 다양한 시도가 있어 왔다. 본 연구는 지금까지 개발된 다양한 이론적 모형들 중 국내금융자산의 가격결정에 적합한 모형을 찾아 보려고 한다. 구체적으로 CAPM, Fama and French(1992)의 3요인모형(이하 FF3), Lucas(1978)의 Consumption CAPM(이하 CCAPM), Cochrane(1996)의 Production CAPM(이하 COCH), Jagannathan and Wang(1996)의 Conditional CAPM(이하 JW), 그리고 Campbell(1996)의 5요인모형(이하 CAMP) 등을 연구대상으로 하였다.

한편 모형의 검정을 위해서는 대상 금융자산의 선정이 필요한데 본 연구는 한국증권거래소(KOSPI)에 상장된 기업들의 월별수익률 자료를 이용하였다. 금융자산도 다른 일반적인 상품과 마찬가지로 수요와 공급에 의해 그 균형가격이 결정된다. 그러나 다른 일반적인 상품과 달리 금융자산은 미래현금흐름의 불확실성 또는 위험을 내포하며, 그 결과 금융자산의 가격결정모형은 이러한 위험과 위험에 대한 보상인 기대수익률간의 관계로 나타내어 진다. 따라서 모형의 검정에 사용되는 금융자산은 위험에 대한 선호와 위험에 대한 보상을 가장 잘 반영하는 자산이어야 한다. 개별금융자산은 고유위험과 측정오차(measurement error)를 내포하기 때문에 이를 피하기 위해 일반적으로 포트폴리오를 구축하여 검정의 대상자산으로 삼는다. 그러나 포트폴리오를 구축하기 위해서 개별자산을 어떠한 기준으로 분류할 것인가에 관해서는 다양한 방법이 존재한다. 기존의 연구가 주로 사용한 방법은 개별기업의 재무적 특성에 따라 주식을 분류하는 것이다. 그 대표적 예가 Fama and French의 25 포트폴리오(이하 FF25)이다. 이는 개별기업의 주식을 자기자본의 장부가치(size) 및 장부가치대시장가치 비율(book to market ratio)을 기준으로 각각 5개의 그룹으로 분류한 후 이를 1년마다 갱신해가면서 매수및보유전략(buy and hold strategy)의 수익률을 계산한 것이다.

이러한 분류방법 외에도 기업을 나누는 다양한 기준들이 존재한다. 가령 업종별로 개별기업을 분류할 수도 있을 것이며, 주식수익률의 통계적 특성에 따라 기업을 나눌 수도 있을 것이다. 그렇다면 이러한 다양한 포트폴리오 구축방법 중 어떠한 방법이 시장에서 결정되는 위험-기대수익률간의 상충관계를 가장 잘 반영하는가에 대한 합당한 근거가 필요하다. 본 연구는 이에 대한 몇 가지 판단기준을 제시하고 이 기준에 따라

모형의 검정에 사용될 대상포트폴리오를 구축하였다. 그 결과 업종별 포트폴리오를 대상자산으로 선정하였다. 이는 본 연구가 기업의 재무적 특성보다는 기업이 속한 업종에 따른 투자전략을 구사할 때의 기대수익률을 보다 잘 설명하는 모형을 찾는데 주안점을 둔다는 의미이기도 하다.

모형의 사전진단을 위하여 선형회귀분석방법을, 본 검정을 위하여 Hansen and Jagannathan(1997)의 최소거리검정방법(이하 HJ검정)을 사용하였다. 전자는 모형이 제시하는 위험설명변수(risk factor)들이 대상자산을 얼마나 잘 선형근사하는지에 대한 정보를 제공해주며, 후자는 이러한 변수로 구성된 확률할인요소 (stochastic discount factor)가 오일러정리를 얼마나 잘 충족하는지를 말해준다. 검정결과 전술한 다양한 모형들 중 FF3, JW, 그리고 CAMP가 국내 업종별 투자전략의 기대수익률을 보다 잘 설명하는 것으로 판단되었다. 특히 JW 모형은 거시경제변수를 포함하여도 높은 p값을 보여주어 주식시장과 국내거시경제간의 연결고리에 대한 시사점을 던져줄 수 있으리라 판단된다.

본 연구는 평가시점의 정보집합을 고려하는 조건부 오일러정리를 HJ검정의 적률요건으로 사용함으로써 보다 현실적인 모형의 발견을 시도하였다. 이 때 정보집합을 대변하는 도구변수로는 산업생산지수와 수출량을 사용하였는데, 이들은 각각 국내수요와 해외수요를 반영하는 변수로 선정되었다. 검정결과 비조건부 검정의 결과와 마찬가지로 조건부 FF3, 조건부 JW, 조건부 CAMP 등이 업종포트폴리오 및 이들의 관리포트폴리오 (managed portfolios)를 여전히 잘 설명하는 것으로 나타났다.

HJ 검정의 검정메트릭은 모형이 내포하는 최대가격결정오차란 경제적 의미를 지닌다. 따라서 이를 통해 경제적 측면에서 모형간 비교를 해 볼 수 있다. 비교 결과 비조건부 검정의 경우 JW 모형이, 조건부 검정의 경우 FF3, JW, CAMP 모형이 가격결정오차가 상대적으로 작게 나타났다.

본 연구는 HJ검정에 따른 계수추정치의 유의성검정을 통해 업종별 투자전략의 기대수익률을 잘 설명하는 변수를 찾아보았다. 그 결과 시장포트폴리오의 초과수익률, FF3의 장부가치대시장가치 투자포트폴리오의 수익률, 소비성장률, 노동소득증가율, 회사채의 채무불이행프리미엄이 유의하였다. 조건부 모형의 경우는 산업생산지수를 경기관련요인으로 스케일 조정해 준 것이 유의하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 검정에 사용된 모형 및 검정방법에 대해 간략히 설명하고, 제 3장에서 검정에 사용된 자료에 대해 설명한다. 제 4장에서는 검정결과를 제시하고 이에 대한 경제적 해석을 시도하며, 제 5장에서는 결론을 맺는다.

2. 이론적 모형 및 검정 방법

2.1 자산가격결정모형

Lucas(1978)가 일반균형하에서 자산가격을 결정하는 모형을 발표한 이후, 금융자산을 평가하기 위하여 가장 많이 사용되는 식이 아래와 같은 오일러(Euler) 등식이다.

$$\begin{aligned} & p_t = E[d_{t+1} \cdot (p_{t+1} + x_{t+1}) \mid \Omega_t \ ] \\ \Leftrightarrow \quad & 1 = E[d_{t+1} \cdot R_{t+1} \mid \Omega_t] \\ \Leftrightarrow \quad & 0 = E[(d_{t+1} \cdot R_{t+1} - 1) \mid \Omega_t] \end{aligned} \qquad (1)$$

여기서 p_t 는 t시점에서의 자산가격을 나타내며, p_{t+1} , x_{t+1} , d_{t+1} 은 각각 (t+1)시점에서의 자산가격과 배당 그리고 이에 대한 확률할인요소(stochastic discount factor)를 나타낸다. 여기서 확률할인요소란 불확실성하의 미래현금흐름을 현재가치로 환산해 주는 확률변수로서 가격결정함수(pricing kernel)라고도 한다. 우리는 이를 통해 시장에서 거래되고 있는 모든 자본자산(marketable asset)에 대한 시장균형가격을 알아낼 수 있다. 모든 이론적 모형의 궁극적 지향점은 이 가격결정함수를 규명하는 것이다. 한편 모든 이론적 모형은 가격결정함수 형태로 전환시킬 수 있으므로 이를 식 (1)에 적용시킴으로써 우리는 모형의 자산설명력을 검정할 수 있다. 다음은 본 연구에서 검정대상으로 삼은 이론적 모형의 가격결정함수 형태이다.

$$\begin{aligned} NULL \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 \\ CAPM \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) \\ FF3 \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{SMB}(t+1) + b_3 \cdot R_{HML}(t+1) \\ CCAPM \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot R_C(t+1) \\ COCH \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot R_{NB}(t+1) + b_2 \cdot R_B(t+1) \\ JW \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{LBR}(t+1) + b_3 \cdot R_{PRE}(t+1) \\ CAMP \quad &: \quad y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{LBR}(t+1) + b_3 \cdot R_{DIV}(t+1) + b_4 \cdot R_{RTB}(t+1) + b_5 \cdot R_{TERM}(t+1) \end{aligned} \qquad (2)$$

NULL 모형은 상수항만으로 구성된 가격결정함수를 의미한다. CAPM의 가격결정함수는 상수항과 시장포트폴리오의 초과수익률(ER_{VW})[1]로 구성된다. Fama and French(1993) 3 요인 모형의 가격결정함수는 상수항, 시장포트폴리오의 초과수익률(ER_{VW}), 기업규모 포트폴리오의 수익률(R_{SMB}), 그리고 장부가치대시장가치 포트폴리오의 수익률(R_{HML})로 구성된다.

[1] 한국증권거래소(KOSPI)에 상장된 모든 주식의 가치가중평균수익률을 의미한다.

Lucas(1978)는 소비에 기반한 모형(CCAPM)을 개발하였는데 이의 가격결정함수형태는 $\delta \cdot u'(c_{t+1})/u'(c_t)$로서 대표적경제인의 시점간소비대체율과 주관적할인율의 곱이다. 따라서 구체적 효용함수가 주어져야 검정가능한 가격결정함수 형태를 알아낼 수 있으며, 재무에서 자주 이용하는 멱효용함수($u(c_t) = (c_t^{1-\gamma} - 1)/(1-\gamma)$)를 가정할 경우 가격결정함수 형태는 다음과 같다.

$$\delta \cdot \left(c_{t+1} / c_t\right)^{-\gamma} = \delta \cdot R_C(t+1)^{-\gamma} \qquad (3)$$

식 (3)에서 보듯이 CCAPM의 가격결정함수는 소비성장률($R_C(t+1)$)의 비선형함수 이다. 본 연구는 여기서 위험요인만을 추출하여 상수항과 소비성장률로 구성된 선형 가격결정함수를 구축한다. 이를 통해 모형의 엄밀한 함수꼴까지 검정할 수는 없지만, 모형이 내포하는 위험요인의 자산설명력은 검정해 볼 수 있다. 본 연구는 이에 사용된 소비성장률의 대용치로서 연구기간 동안의 총소비증가율을 사용하였다. [2]

Cochrane(1996)은 실물생산 부문의 투자수익률이 자산가치 결정에 영향을 끼친다는 가설하에 실물투자 수익률을 위험요인으로하는 모형(PCAPM)을 개발하였다. 본 연구는 실물투자 수익률의 대용지표로서 설비투자의 성장률(R_{NB})과 건설투자의 성장률(R_B)을 사용하였다.

Jagannathan and Wang(1996)은 CAPM이 조건부로 성립하고 시장포트폴리오에 주식 외에 인적자본도 포함되어야 한다는 가설하에 시장포트폴리오의 초과수익률(ER_{VW}), 노동소득 증가율(R_{LBR}), 그리고 효율적 투자기회선(efficient frontier)의 시변성(時變性)에 대한 헷징프리미엄(R_{PRE})으로 구성된 가격결정함수를 개발하였다. 본 연구는 노동소득 증가율의 대용치로서 1인당 평균임금증가율을, 헷징프리미엄의 대용지표로서 3년만기 장외 BBB-등급 회사채수익률에서 AA-등급 회사채수익률을 차감한 스프레드를 사용하였다.

Campbell(1996)은 Merton(1973)의 다요인모형 가정하에 5개의 상태변수(state variable)를 선정하였는데, 그것은 시장포트폴리오의 초과수익률(ER_{VW}), 노동소득증가율(R_{LBR}), 시장포트폴리오의 배당수익률(R_{DIV}), 무위험자산의 시계열적 상대수익률(R_{RTB}), 그리고 무위험자산의 장단기 금리차(R_{TERM})로 구성된다. 본 연구는 무위험자산의 시계열적 상대수익률로서 91일만기 양도성예금증서(CD)의 수익률에서 그 이전 1년동안의 평균수익률을 차감한 이동평균을 사용하였으며, 무위험자산의 장단기 금리차로서 10년만기 국채수익률에서 91일만기 양도성예금증서(CD)의 수익률을 차감한 스프레드를 사용하였다.

[2] 비내구재 소비의 증가율 역시 적용해 보았으나 이와 큰 차이가 없었다.

2.2 Hansen and Jagannathan(1997)의 최소거리 검정

Hansen and Jagannathan(1997)은 해석학적 거리개념(norm)을 이용하여 이론적 모형이 내포하는 가격결정함수가 대상자산으로부터 도출된 무차익거래 가격결정함수집합에 속하는지를 검정할 수 있는 방법론을 제시한다. 현실의 미완성시장(incomplete market) 가정하에서 식(1)을 만족하는 무차익거래 가격결정함수의 집합은 무한집합이 된다. 만약 어떤 이론적 가격결정함수가 여기에 속한다면, 그것은 해당 모형이 대상자산의 평균수익률을 정확히 맞춘다는 것을 의미한다. 따라서 우리는 이 집합과 상정된 이론적 가격결정함수 사이의 거리가 영인지를 검정함으로써 모형의 설명력을 측정할 수 있다. 먼저 HJ 검정의 검정매트릭을 표현하면 다음과 같다.

$$HJ(b) \equiv \delta^2(b) = \underset{\theta}{Min}\ \bar{m}(b)'.W_T.\bar{m}(b)$$
$$,where\ \ \bar{m}(b) = \frac{1}{T}\cdot\sum_{t=1}^{T}(y_{t+1}(b(Z_t))\cdot R_{t+1} - l)\otimes Z_t, \qquad (4)$$
$$W_T = \hat{E}[R_{t+1}.R_{t+1}']^{-1}$$

여기서 R_{t+1}은 대상자산의 조수익률백터를, $y_{t+1}(b)$는 이론적 가격결정함수를, l은 1로 구성된 열백터를, Z_t는 식(1)의 자산평가시점의 정보집합(Ω_t)을 대표하는 도구변수 백터를, $\bar{m}(b)$는 가격결정오차백터를, W_T는 대상자산 조수익률의 비중심공분산행렬(non-centralized covariance matrix)의 역행렬을, $\otimes$는 크로네커곱(kronecker product)을 의미한다. Jagannathan and Wang(1996)은 선형 가격결정함수 가정하에 식(4)의 귀무가설($E[m(b)]=0$)하 분포를 다음과 같이 도출하였다.

$$HJW = T\cdot HJ(\hat{b}_{HJ}) = T\cdot\delta^2(\hat{b}_{HJ}) = T\cdot\left(\bar{m}(\hat{b}_{HJ})'.W_T.\bar{m}(\hat{b}_{HJ})\right) \overset{asym}{\sim} \sum_{j=1}^{p-k}\gamma_j\cdot\chi^2(1) \qquad (5)$$

여기서 p는 제약식의 개수, k는 추정량($\hat{b}$)의 차원을 의미한다. 식(5)에서 보듯이 귀무가설하 분포는 자유도 1인 χ^2 분포의 가중평균이다. 가중치 γ_j는 다음과 같이 결정되는데 우선 아래의 식과 같은 $p\times p$ 정방행렬 A를 정의하자. 여기서 p는 검정에 사용된 적률등식의 개수이다.

$$A = S_T^{1/2}.W_T^{1/2}'.[I_N - W_T^{1/2}.D_T.(D_T'.W_T.D_T)^{-1}.D_T'.W_T^{1/2}'].W_T^{1/2}.S_T^{1/2}'$$

$$D_T = \frac{\partial\, \overline{m}(b)}{\partial\, b}\bigg|_{b=\hat{b}_{HJ}},\ W_T = \hat{E}[R_{t+1}.R_{t+1}']^{-1},\ S_T = T \cdot V\hat{a}r(\overline{m}(b))\big|_{b=\hat{b}_{HJ}} \qquad (6)$$

$$S_T = S_T^{1/2}'.S_T^{1/2},\ W_T = W_T^{1/2}'.W_T^{1/2}$$

여기서 D_T 는 가격결정오차백터를 추정량(b)에 대해 1차 편미분한 야코비행렬식을, S_T 는 가격결정오차백터의 공분산에 대한 일치추정량을[3], W_T 는 자산수익률백터의 비중심공분산행렬의 역행렬에 대한 일치추정량을, 그리고 $S_T^{1/2}$ 및 $W_T^{1/2}$ 은 각각 S_T 와 W_T 의 Cholesky 분해에서 나오는 상삼각행렬(upper-triangular matrix)을 의미한다. 행렬 A는 고유치분해(eigen-decomposition)시 (p-k)개의 양수인 고유치 (eigenvalues)를 가지며 이것이 식(5)의 $\chi^2(1)$에 부여되는 가중치 γ_j 이다.

HJ 검정통계량은 일반화적률법(GMM) 검정통계량에 비해 두 가지 장점을 갖는다. 첫째, 추정된 HJ 최소거리($\delta(\hat{b}_{HJ})$)에 무위험이자율($1+r_f$)을 곱한 값은 이론적 모형이 야기할 수 있는 표준편차 한 단위당 최대가격결정오차란 경제적 의미를 지닌다. 본 연구는 Campbell and Cochrane(2000)을 참고하여 이를 연율로 환산한 연간 최대가격결정오차개념을 보고한다. 둘째, HJ 검정통계량은 모형간 직접적 비교를 위하여 사용될 수 있다. 일반화적률법은 검정통계량 계산시 적용되는 가중치행렬에 추정량이 내재되어 있어 검정통계량이 가격결정오차외에 모형의존적 분산에도 영향을 받지만, HJ 검정은 식(4)에서 보듯이 자산별 가격결정오차에 주어지는 가중치가 모형과 무관하기 때문에 이러한 문제가 발생하지 않으며 따라서 검정통계량을 통한 모형간 비교가 가능하다.

정보집합을 대표하는 도구변수의 도입은 두 가지 의미를 갖는다. 첫째, 모형과 관련하여 도구변수의 도입은 시변적 계수(time-varying parameter)를 갖는 가격결정함수를 가져온다. 식(4)의 설명변수의 계수가 도구변수의 선형함수라는 가정을 하면 가격결정함수는 다음과 같이 표현된다.

$$y_{t+1}(b(Z_t)) = b(Z_t)'.F_{t+1} = \sum_{i=1}^{k} b_i'.(F_{t+1} \times Z_t^{\,i}) \qquad (7)$$

여기서 $Z_t^{\,i}$ 는 상수항을 포함한 도구변수백터(Z_t)의 i 번째 열을, k 는 도구변수백터의 차원을, F_{t+1} 은 모형이 가정하는 상수항을 포함한 위험설명변수백터를, b_i 는 설명변수의

[3] 본 연구는 공분산의 추정에 있어서 이분산성 및 자기상관을 고려하는 Newey-West(1987) 방법을 사용하였다. 이에 사용된 자기상관의 지속기간은 월별수익률 기준으로 4개월이다.

계수로 구성된 열백터를 의미한다. 식(7)에서 도구변수로서 상수항만을 가정할 경우에는 계수의 시변성이 허용되지 않는 비조건부 모형이 되고, 추가적인 도구변수로써 비조건부 설명변수(F_{t+1})를 스케일 조정할 경우에는 계수의 시변성이 허용되는 조건부모형이 된다. Ferson and Harvey(1999)는 이러한 방법을 통해 도구변수의 도입이 비조건부 모형의 자산설명력을 보다 제고시킬 수 있다는 것을 보인 바 있다. 둘째, 대상자산과 관련하여 도구변수의 도입은 대상자산을 확대시키는 효과가 있다. 식(4)의 적률등식은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\bar{m}(b)=\frac{1}{T}\cdot\sum_{t=1}^{T}(y_{t+1}(b(Z_t))\cdot R_{t+1}-l)\otimes Z_t=\frac{1}{T}\cdot\sum_{t=1}^{T}(y_{t+1}(b(Z_t))\cdot R_{t+1}\otimes Z_t-l\otimes Z_t) \qquad (8)$$

식(8)로부터 정보집합을 고려할 경우에는 이론적모형의 가격결정함수가 대상자산(R_{t+1}) 뿐만이 아니라, 이를 도구변수로 스케일 조정한 관리포트폴리오($R_{t+1}\cdot Z_t^{i=2,\cdots,k}$) 역시 그 균형가격을 맞출 수 있어야 한다는 것을 알 수 있다. 이 경우 대상자산의 균형가격은 1이고, 관리포트폴리오의 균형가격은 평가시점의 도구변수의 값($Z_t^{i=2,\cdots,k}$)이 된다.

3. 자료

대상자산 수익률은 자본시장연구원(KSRI)이 제공하는 자료를 이용하여 구하였으며, 도구변수 및 모형에 사용된 위험설명변수들은 한국은행과 통계청 홈페이지를 이용하여 구하였다. 회계자료는 한국상장회사협의회에서 제공하는 프로그램인 기업정보TS2000을 이용하였다.

3.1 대상자산의 선정

검정을 위해 사용될 대상포트폴리오를 구축하는데 사용된 개별자산은 한국증권거래소(KOSPI)에 상장된 기업의 월별수익률자료이며 연구기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다. 본 연구는 개별기업을 Fama and French(1993)가 제시한 기업재무적 특성에 따라 분류하는 방법(FF25포트폴리오)과 기업이 속한 업종에 따라 분류하는 방법(업종포트폴리오), 그리고 자본시장연구원(KSRI)이 제공하는 업종별 지수를 이용하는 방법(지수포트폴리오)을 이용하여 대상자산 수익률을 다양하게 계산해 보았다. 이론적으로는 어떠한 방법을 사용하든 시장효율성 가정하에서 대상자산의 수익률은 시장일반의

위험-수익률간 관계를 크게 벗어나지 않을 것이다. 그러나 실증검증에 있어서는 어떠한 방법을 사용하느냐에 따라 그것은 시장의 진정한 위험-기대수익률간 상충관계와 괴리될 수 있다. 따라서 다양한 대상자산 구축방법 중에서 어떠한 방법을 사용하여야 하는지에 대한 판단기준이 필요하다. 본 연구는 이에 대해 통계적 판단기준으로 대상자산간 상관계수의 평균과 이를 종합한 지표인 조건수(condition number)를, 경제적 판단기준으로 최대샤프비율(the maximum sharpe ratio)을 사용하였다. 그리고 효율성(parsimoniousness) 판단기준으로 사용된 대상자산의 수를 추가적으로 고려하였다.

<표1>은 통계적 판단기준에 따른 결과를 제시하고 있다. 업종포트폴리오의 상관계수 평균과 조건수가 가장 작게 나와 해당포트폴리오가 가장 이질적인 현금흐름분포를 보인다는 것을 추론할 수 있다. <그림1>은 경제적 판단기준에 따른 결과이다. 지수와 업종포트폴리오는 비슷한 샤프비율을 보이며, FF25는 이들보다 약 15% 더 큰 샤프비율을 보여준다. 그러나 이는 FF25가 상대적으로 더 많은 자산을 사용하였기 때문에 발생한 것이라 판단되며 만약 동일한 자산의 수를 가정하였을 경우에는 통계적 판단기준이 예측한대로 업종포트폴리오가 더 높은 샤프비율을 보였을 것으로 예상된다. 한편 보다 높은 샤프비율은 보다 다양한 투자기회집합을 의미하기 때문에 긍정적이긴 하지만, 실증검증에 있어서는 대상자산의 증가가 측정오차(measurement error)를 동시에 증가시킨다는 단점이 있다.[4]

결론적으로 본 연구는 전술한 세 가지 판단기준에 따라 업종포트폴리오를 모형의 검정을 위한 대상자산으로 선정하게 되었으며, 이는 기업의 재무적 특성에 따른 투자전략보다는 업종에 따른 투자전략의 기대수익률을 보다 잘 맞추는 모형을 찾겠다는 의미이기도 하다.

3.2 도구변수의 선정

도구변수는 평가시점의 정보집합(Ω_t)을 반영하여야 한다. 이론적으로 정보집합에는 금융자산의 기대수익률을 예상함에 있어서 시장참여자들이 고려할 수 있는 모든 정보가 포함되어 있다. 그러나 실증검증에 있어서 그 모든 정보를 다 고려할 수는 없기 때문에 이 중 자산수익률을 예측하는데 효과적인 도구변수를 찾아야 한다. 본 연구는 회귀분석을 통해 시장포트폴리오의 수익률을 설명하는데 유의적인 변수를 도구변수로 선정하였다.

---

[4] Ahn,Conrad,Dittmar(2006,working paper)는 Fama and French의 25 포트폴리오 기법이 상관계수에 따른 군집화(clustering) 기법보다 효율적경계(efficient frontier)에 대한 측정오차를 더 크게 한다는 것을 몬테칼로시뮬레이션을 통해 보인 바 있다.

<표2>에는 다양한 독립변수들이 제시되어있다. 이 중 산업생산지수(cycle(ln(IP))), 수출량(cycle(ln(Export))), 경기동행지수(cycle(ln(BCI))), 경기선행지수(cycle(ln(preBCI)))는 경기(business cycle)와 관련된 지표이고, 무위험자산의 장단기금리차($R_{term}(t)$), 무위험자산의 시계열적 상대수익률(Rtb(t)), 회사채의 채무불이행 프리미엄(Rpre(t))은 선행연구를 통해 금융자산수익률을 예측하는데 효과가 있다고 알려진 변수들이다. 지수는 추세항(trend component)을 포함하기에 Hodrick and Prescott(1997)의 방법을 적용하여 이를 제거한 경기관련요인(cyclical component)을 의미하며, 무위험자산의 장단기금리차는 10년만기 국채수익률에서 91일만기 양도성예금증서(CD)의 수익률을 차감한 스프레드를 의미하며, 무위험자산의 시계열적 상대수익률은 91일만기 양도성 예금증서의 해당시점 수익률에서 그 이전 1년 동안의 평균수익률을 차감하여 이를 계속 반복(rollover)한 이동평균 수익률을 의미한다. 본 연구는 계수의 통계적 유의성과 경제적 의미를 동시에 고려하여 국내수요를 반영하는 지표로서 산업생산지수를, 해외수요를 반영하는 지표로서 수출량을 정보집합의 도구변수로 선정하였다. <그림2>에는 도구변수로 선정된 산업생산지수와 수출량의 연구기간동안의 시계열적 양상이 도시되어 있다. 2001년도의 경우 국내수요와 해외수요가 같이 저조하였으나 그 이후 점차 회복되는 모습을 보여준다. 특히 수출량이 2002년부터 2004년 중반까지 국내수요에 비해 상대적으로 좋았음을 추론할 수 있다.

4. 모형의 검정결과

4.1 대상자산의 분포적 특징

모형의 검정에 사용된 대상자산(primitive asset)의 수익률은 9차 표준산업분류기준에 따라 중분류된 76개의 업종을 유사업종끼리 합쳐서 총 19개의 업종으로 재편한 후 이의 단순평균수익률을 구한 것이다.[5] 그리고 이에 무위험자산을 추가하여 최종적으로 20개의 대상자산을 선정하였다. <표 3-1>에는 대상자산의 분포적 특성이 제시되어 있다. 대상자산은 오른쪽으로 약간 치우치는 경향(positive skewness)을 보이며, 일부자산 (R_1, R_{17}, R_{18})의 경우 상당한 급첨(leptokurtic) 현상이 나타난다. <표 3-2>에는 대상자산의 초과수익률의 평균과 표준편차 그리고 초과수익률이 영인지 검정하는 p값이 제시되어 있다.

[5] 이는 9차 표준산업분류기준에 따른 산업대분류와 정확히 일치하지는 않는다. 그 이유는 대분류기준을 그대로 따를 경우 소속 주식이 아예 없거나 있어도 몇 개 안 되는 업종이 발생하기 때문이다. 따라서 적절한 유사업종끼리 합침으로써 최종적으로는 업종별로 주식이 최소 5개 이상은 되도록 하였다. 이러한 과소주식 현상은 우리나라의 산업구조가 고도화됨에 따라 1차산업(R_1)에서 특히 심하게 나타났다.

이로부터 업종별 투자전략의 월평균 초과수익률은 약 2.8%였으며, 표준편차는 10.5%였고, 이의 샤프비율은 약 27.6%였음을 알 수 있다.

4.2 모형의 회귀분석 진단

본 절에서는 모형이 가정하는 위험설명변수들이 대상자산을 얼마나 잘 선형근사시키는가를 검정한다. 이론적으로 일반화적률법 혹은 HJ 최소거리 검정은 회귀분석을 포함(nest)한다. 즉 회귀분석이 가정하는 외생성($E(x \cdot \varepsilon) = 0$)을 적률등식으로 사용하면 회귀분석과 동일한 추정량을 얻어낼 수 있다. 그러나 본 연구의 HJ 최소거리 검정에 사용된 적률등식은 식(4)의 오일러등식이다. 따라서 양자의 검정매트릭이 상이하기 때문에 검정결과 역시 다를 수 있다. 원칙적으로는 적률등식으로서 외생성보다는 재무이론이 지지하는 오일러등식을 사용하는 것이 보다 바람직하지만, 회귀분석은 모형이 가정하는 위험설명변수들의 대상자산에 대한 선형적 설명력을 알려준다는 측면에서 의의가 있다.

<표4>에는 무위험자산을 제외한 대상자산들에 대한 각 모형의 회귀분석결과가 제시되어 있다. 제일 마지막 열의 P(GRS)는 모든 대상자산에 대해 그 절편이 영임을 검정하는 Gibbons, Ross, and Shanken(1989)(이하 GRS)의 검정통계량의 p값이다. <표4>로부터 FF3 모형이 38.5%의 P(GRS) 값을 보이고 평균 54.7%의 결정계수(R^2) 값을 보여주어 회귀적 설명력이 가장 좋았음을 알 수 있다. JW와 CAMP 모형의 경우 대상자산별 검정에서는 절편의 p값이 대부분 10% 이상이었지만 이는 높은 표준편차에 기인한 것으로서 GRS 검정결과 1% 유의수준에서 모두 기각되었다. [6]

<표4>에 제시된 계수들의 p값으로부터 유의한 설명력을 보이는 위험설명변수를 찾아볼 수 있다. 분석결과 시장포트폴리오의 초과수익률과 FF3 요인 중 기업규모 포트폴리오의 수익률이 10% 유의수준에서 유의하였다.[7]

4.3 모형의 검정 결과

4.3.1 비조건부 모형

<표 5>에는 식(1) 및 식(4)에서 정보집합을 고려하지 아니하였을 때의 모형별 검정결과가 제시되어 있다. HJ-dist(δ)는 HJ 검정의 검정매트릭으로서 이론적 가격결정

[6] 그러나 해당 모형들은 후술할 HJ 검정에서 높은 설명력을 보여준다.
[7] 이것은 어디까지나 선형회귀분석모형하에서의 해석이다.

함수와 대상자산(20개)의 일물일가 가격결정함수집합 사이의 해석학적 최소거리를 의미하며, Max.Error는 이로부터 계산된 각 모형의 연간최대가격결정오차이다. p(δ=0)는 HJ 검정통계량의 p값으로서 귀무가설은 이론적 가격결정함수가 대상자산의 일물일가 가격결정함수집합에 속한다는 것이다. p-Wald는 모형의 계수추정치의 유의성을 알려주는 Wald 검정통계량의 p값이며 N은 모형에 사용된 설명변수의 총개수이다.

우선 10% 유의수준에서 모든 모형이 설명력이 있었다. 그러나 최소거리(HJ-dist(δ))로부터 경제적 의미가 있는 연간최대가격결정오차(Max.Error)를 구해낼 수 있기 때문에 이를 통해 모형간 우열을 좀 더 비교해볼 수 있다. 모형별 검정결과는 다음과 같다.

CAPM 모형의 연간최대가격결정오차는 10.9%였고 모형의 p값은 16%였다. 시장포트폴리오의 수익률의 p-Wald 값은 0.7%로서 대상자산을 설명하는데 효과적이었다는 것을 알 수 있다. 이는 시장포트폴리오의 주식시장에 대한 지수로서의 성격상 당연한 결과로 해석된다.

FF3 모형의 연간최대가격결정오차는 8.3%였고 모형의 p값은 61.8%였다. 시장포트폴리오 및 장부가치대시장가치 포트폴리오의 p-Wald 값이 각각 0.5%와 5.5%로서 유의하였다. 그러나 기업규모 포트폴리오의 p-Wald 값은 49.2%로서 유의하지 아니하였다.

CCAPM 모형의 연간최대가격결정오차는 12.3%였고 모형의 p값은 11.1%였다. 소비성장률의 p-Wald 값은 3.6%로서 소비성장률이 대상자산을 설명하는데 효과적이었음을 알 수 있다. 한편 CCAPM 모형의 연간최대가격결정오차는 FF3 모형에 비해 4%정도 더 크다. 따라서 10% 유의수준에서 한계적으로 유의하였지만 이를 자산가격결정모형으로 사용하기에는 무리가 있다고 판단된다.

COCH 모형의 연간최대가격결정오차는 12.3%였고 모형의 p값은 10.1%였다. 모형투입변수인 설비투자 및 건설투자 성장률의 p-Wald 값은 각각 74.1%와 13.8%로서 Cochrane(1996)의 예상과 달리 실물투자 수익률과 주식수익률간의 연결고리는 약한것으로 판단된다. COCH 모형 역시 연간최대가격결정오차가 FF3 모형에 비해 4%정도 더 크기 때문에 이를 자산가격결정모형으로 그대로 사용하기에는 무리가 있다고 판단된다.

JW 모형의 연간최대가격결정오차는 6.8%로서 모든 모형 중 가장 작았고 모형의 p값은 96.7%였다. JW모형은 후술할 CAMP 모형에 비해 2개 더 적은 변수를 사용하였지만 연간최대가격결정오차는 오히려 1%정도 더 낮았으며 FF3모형에 비해서도 1.5%정도 더 낮았다. 모형투입변수인 시장포트폴리오의 초과수익률, 노동소득증가율, 채무불이행프리미엄의 p-Wald 값은 각각 0.9%, 2%, 8.8%로서 10% 유의수준에서 모두 유의하였다. JW 모형이 노동소득증가율이나 채무불이행프리미엄과 같은 주식시장과 상관관계가 떨어지는 변수를

포함함에도 이러한 높은 유의성과 자산설명력을 보여주었다는 점에서 해당 모형이 국내 주식시장과 거시경제간 연결고리로서 작동할 수 있다는 시사점을 발견하였다.

CAMP 모형의 연간최대가격결정오차는 7.8%였고 모형의 p값은 82.9%였다. 모형투입변수인 시장포트폴리오의 초과수익률, 노동소득증가율, 배당수익률, 무위험자산의 상대수익률, 무위험자산의 장단기금리차의 p-Wald 값은 각각 0.7%, 1%, 27.9%, 79.8%, 34.7%로서 시장 포트폴리오의 초과수익률과 노동소득증가율만 유의하였고 나머지는 모두 유의하지 아니하였다. CAMP 모형은 JW 모형의 모형투입변수 중 채무불이행 프리미엄을 빼고 대신 주식시장의 배당수익률, 무위험자산의 상대수익률, 무위험 자산의 장단기 금리차를 도입한 것이다. 그러나 Wald 검정통계량의 p값으로부터 알 수 있듯이 이러한 변수의 도입이 자산설명력을 제고시키는데 별로 도움을 주지 못하였으며 이는 JW 모형의 경우와는 반대로 해당변수들의 주식시장과의 연결고리가 약하다는 것을 반증한다.

4.3.2 조건부 모형

<표 6>에는 식(1) 및 식(4)에서 정보집합을 고려하였을 때의 모형별 검정결과가 제시되어 있다. 전술한 바와 같이 정보집합을 고려하면 비조건부 모형은 조건부모형이 되고 대상자산은 관리포트폴리오(managed portfolio)로 확장된다. 정보집합을 대표하는 도구변수로서 내수를 반영하는 산업생산지수와 외수를 반영하는 수출량을 사용하였음은 전술한 바와 같다. <표 6>의 p-Wald(b_{UN}=0)값은 상수항을 제외한 비조건부 위험설명변수의 유의성을, p-Wald(b_{IP}=0)값은 산업생산지수로 스케일 조정한 조건부 변수의 유의성을, 그리고 p-Wald(b_{EX}=0)값은 수출량으로 스케일 조정한 조건부 변수의 유의성을 검정하는 Wald 검정통계량의 p값이다.

우선 적률등식이 종전의 20개에서 60개로 증가함에 따라 연간최대가격결정오차도 더 커지는 것을 확인할 수 있다. 대략적으로 조건부 FF3, JW, CAMP 모형의 경우는 24%대의 가격결정오차를 보였고 조건부 NULL, CAPM, CCAPM, COCH 모형의 경우는 28%대의 가격결정오차를 보였다. 이 중 10% 유의수준에서 유의하다고 판단된 모형은 조건부 CAPM, FF3, JW, CAMP 모형이다. 조건부 CCAPM과 COCH 모형은 적률등식이 3배로 증가함에 따라 더 이상 설명력을 유지하지 못하였다. 비조건부 위험설명변수(b_{UN})의 유의성 검정결과는 비조건부 모형의 검정결과와 비슷하기 때문에 그 해석 역시 동일하다. 조건부 변수의 유의성 검정결과로서 산업생산지수로 스케일 조정하는 것은 대부분의 모형에서 자산설명력을 제고시켜 주었지만 수출량은 그러하지 못하였다. 모형별 구체적 검정결과는 다음과 같다.

조건부 NULL 모형의 연간최대가격결정오차는 29%였고 모형의 p값은 6.3%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 11.1%와 21.6%로서 산업생산지수의 경우는 10% 유의수준에서 한계적으로 유의하다고 판단되었으나 수출량은 그러하지 아니하였다.

조건부 CAPM 모형의 연간최대가격결정오차는 27.8%였고 모형의 p값은 10.5%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 2.9%와 8.5%로서 산업생산지수와 수출량 모두 유의하였다.

조건부 FF3 모형의 연간최대가격결정오차는 24.2%였고 모형의 p값은 37.7%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 1% 미만과 24.8%로서 산업생산지수의 경우는 유의하였지만 수출량은 유의하지 아니하였다.

조건부 CCAPM 모형의 연간최대가격결정오차는 28.6%였고 모형의 p값은 5.9%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 12.4%, 47.7%로서 산업생산지수와 수출량 모두 유의하지 아니하였다. 그러나 비조건부 위험설명변수로서 소비성장률은 비조건부 모형의 경우와 마찬가지로 10% 유의수준에서 한계적으로 유의하였다.

조건부 COCH 모형의 연간최대가격결정오차는 28.7%였고 모형의 p값은 5.6%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 77.9%와 74%로서 산업생산지수와 수출량 모두 유의하지 아니하였다. 비조건부 위험설명변수인 설비투자와 건설투자 증가율 역시 비조건부 모형의 검정결과와 마찬가지로 유의하지 아니하였다.

조건부 JW 모형의 연간최대가격결정오차는 24.9%였고, 모형의 p값은 24.3%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 1%와 66.5%로서 산업생산지수의 경우는 유의하였지만 수출량은 그러하지 아니하였다.

조건부 CAMP 모형의 연간최대가격결정오차는 24.1%였고, 모형의 p값은 19.8%였다. 산업생산지수 및 수출량으로 스케일 조정하는 것의 p-Wald 값은 각각 0.6%와 24.8%로서 산업생산지수의 경우는 유의하였지만 수출량은 유의하지 아니하였다.

4.4 대상자산별 가격결정오차 비교

본 절에서는 HJ 검정에 따른 대상자산별 가격결정오차를 모형별로 상호 비교해 본다. <그림3>에는 비조건부 모형의 대상자산별 가격결정오차가 제시되어 있으며, <그림4>에는 조건부 모형의 가격결정오차가 제시되어 있다. 가격결정오차가 양이라는 것은 기대수익률(절대가격)을 과대평가(과소평가)한다는 의미이다.

<그림3>으로부터 HJ 검정결과와 마찬가지로 CCAPM과 COCH 모형의 가격결정오차가 상대적으로 크고, CAPM, FF3, JW, CAMP 모형의 가격결정오차가 상대적으로 작음을 확인할 수 있다. 그리고 모든 모형들이 농림어광업(R_1)과 증권리스종금업(R_{18})에서 높은 가격결정오차를 보여주었고, 무위험자산(R_{20})의 가격결정오차는 거의 영이었다. 한편 <표 3-1>로부터 농림어광업과 증권리스종금업이 다른 자산들에 비해 높은 첨도를 보이는 경향이 있음을 알 수 있다. 이러한 사실로부터 대부분의 이론적 모형들이 두터운 꼬리(fat tailed) 분포를 보이는 이러한 자산들을 잘 못 맞추는 경향이 있음을 추론할 수 있다.

<그림4>는 정보집합을 고려하였을 때의 대상자산 및 관리포트폴리오별 가격결정오차이다. <그림 4-1>은 대상자산(primitive asset)의 가격결정오차이고, <그림 4-2>는 대상자산을 산업생산지수로 스케일 조정한 관리포트폴리오(managed portfolio)의 가격결정오차이고, <그림 4-3>은 수출량으로 스케일 조정한 관리포트폴리오의 가격결정오차이다. 우선 <그림4-1>은 <그림3>과 거의 비슷하기 때문에 그 결과의 해석도 동일하다. <그림 4-2>의 경우 CAPM 모형을 기준으로 아래에 있는 모형이 조건부 NULL 모형, COCH 모형, CCAPM 모형이고, 위에 있는 모형이 조건부 JW 모형, CAMP 모형, FF3 모형이다. 따라서 이러한 결과는 HJ 검정 결과와도 일치한다. 대상자산별로는 FF3 모형이 가격결정오차가 영인 선에 가장 근접하여 움직이는 모습을 보여주었으며, 특히 건설업(R_{13})에서 다른 모형들과 달리 좋은 성과를 보여주었다. <그림 4-3>은 <그림 4-2>와 비슷한 양상이며 차이점은 건설업을 제외하면 FF3 모형의 상대적 우월성이 사라진다는 것이다.

5. 결론

본 연구는 주식 등 금융자산의 가격결정과 관련하여 지금까지 개발된 다양한 모형들 중 국내금융자산의 기대수익률을 잘 설명하는 모형을 HJ 최소거리검정기법을 이용하여 찾아보았다. 그 결과 FF3모형, JW모형, CAMP모형의 설명력이 비교적 높은 것으로 나타났다. 특히 JW모형은 주식시장과 상관관계가 낮다고 여겨지는 노동소득증가율 및 채무불이행프리미엄을 투입변수로 사용하여도 FF3 또는 CAMP 모형과 비슷한 설명력을 보였다.

본 연구는 또한 모형의 검정에 수반되는 개별변수에 대한 유의성 검정결과를

이용하여 주식수익률을 설명하는데 효과적인 변수를 찾아보았다. 그 결과 시장포트폴리오의 초과수익률, FF3요인 중 장부가치대시장가치 포트폴리오의 수익률, 소비성장률, 노동소득 증가율, 채무불이행프리미엄이 국내금융자산의 기대수익률을 잘 설명하는 변수로 나타났다. 한편 조건부 모형의 구축에 사용된 도구변수로서 수출량보다는 산업생산지수가 대상자산 및 이들의 관리포트폴리오에 대한 설명력을 제고시키는 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

Ahn, S. C. and C. Gadarowski, "Small Sample Properties of the GMM Model Specification Test Based on the Hansen-Jagannathan Distance", *Journal of Empirical Finance*, 11(2004), pp. 109-132.

Andersen, T. G. and B. E. Sørensen, "GMM Estimation of a Stochastic Volatility Model: a Monte Carlo Study", *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(1996), pp. 328-352.

Boudoukh, J.; M. Richardson; and T. Smith, "Is the Ex Ante Risk Premium always positive?; A New Approach to Testing Conditional Asset Pricing Models", *Journal of Financial Economics*, 34(1993), pp. 387-408.

Burnside, C. and M., Eichenbaum, "Small-sample Properties of GMM-based Wald Tests", *Journal of Business and Economic Statistics,* 14(1996), pp. 294-308.

Campbell, J. Y., "Understanding Risk and Return", *Journal of Political Economy*, 104(1996), pp. 298-345.

Dittmar, R. F., "Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross Section of Equity Returns", *Journal of finance*, 57(February 2002), pp. 369-403.

Epstein, L. G. and S. E. Zin, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy*, 99(April 1991), pp. 263-286.

Ferson, W. E. and S. R. Foerster, "Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models", *Journal of Financial Economics*, 36(1994), pp. 29-55.

Fama, E. F. and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47(1992), pp. 427-465.

Fama, E. F. and K. R. French, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Finance*, 51(1996), pp. 55-84.

Ferson, W. E. and C. R. Harvey, "Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 54(1999), pp. 1325-1360.

Gibbons, M. R., S. A. Ross, and J. Shanken, "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio", *Econometrica*, 57(1989), pp. 1121-1152.

Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50(July 1982), pp. 1029-1054.

Hansen, L. P. and R. Jagannathan, "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies", *Journal of Political Economy*, 99(April 1991), pp. 225-262.

Hansen, L. P. and R. Jagannathan, "Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models", *Journal of Finance*, 52(June 1997), pp. 557-590.

Hansen, L. P. and K. J. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50(September 1982), pp. 1269-1286.

Harrison, J. M. and D. M. Kreps, "Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets", *Journal of Economic Theory*, 20(1979), pp. 381-408.

Hodrick, R. J. and E. C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(February 1997), pp. 1-16.

Hodrick, R. J. and X. Zhang, “Evaluating the Specification Errors of Asset Pricing Models”, *Journal of Financial Economics*, 62(2001), pp. 327-376.

Jagannathan, R. and Z. Wang, “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, *Journal of Finance*, 51(March 1996), pp. 3-53.

Kraus, A. and R. H. Litzenberger, “Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets”, *Journal of finance*, 31(September 1976), pp. 1085-1100.

Lettau, M. and S. Ludvigson, “Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 56(June 2001), pp. 815-849.

Lintner, J., “The Valuation of Risk Assets and the selection of Risky investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *Review of Economics and Statistics*, 47(1965), pp. 13-37.

Lucas, R. E., “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, 46(November 1978), pp. 1429-1445.

Mehra, R. and E. C. Prescott, “The Equity Premium: A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 15(1985), pp. 145-161.

Merton, R. C., “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*, 41(1973), pp. 867-887.

Mossin, J., “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica*, 34(1966), pp. 768-783.

Newey, W. K. and K. D. West, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55(May, 1987), pp. 703-708.

Sharpe, W. F., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, *Journal of Finance*, 19(1964), pp. 425-442.

Snow, K. N., “Diagnosing Asset Pricing Models Using the Distribution of Asset Returns”, *Journal of Finance*, 46(July 1991), pp. 955-983.

Wolak, F. A., “An Exact Test for Multiple Inequality and Equality Constraints in the Linear Regression Model”, *Journal of the American Statistical Association*, 82(September 1987), pp. 782-793.

Weil, P., “The Equity Premium Puzzle and The Risk-Free Rate Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 24(1989), pp. 401-421.

Zhou, G., “Analytical GMM Tests : Asset Pricing with Time-Varying Risk Premiums”, *Review of Financial Studies*, 7(1994), pp. 687-709.

<표 1> 대상자산의 선정

FF25 및 업종포트폴리오는 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 토대로 구축하였으며, 지수포트폴리오는 자본시장연구원(KSRI)에서 제공한 업종별 지수를 토대로 구축하였다. 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다.

	FF25포트폴리오	업종포트폴리오	지수포트폴리오
대상자산의 수	25	19	22
상관계수 평균	0.7	0.6	0.6
조건수(condition number)	23.9	14.5	73.5

<표 2> 도구변수의 주가예측력 비교

추정 회귀방정식은 다음과 같으며 자료의 기간은 월별수익률 자료로서 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다.

$$R_{vw}(t) = b_0 + b_1 cycle(t-1) + \varepsilon(t)$$

종속변수 R_{vw}는 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 가치가중평균수익률이며, 독립변수로 사용된 도구변수는 다음과 같다. cycle(ln(IP)), cycle(ln(Export)), cycle(ln(BCI)), cycle(ln(preBCI))는 각각 산업생산지수, 수출량, 경기동행지수, 경기선행지수의 시계열자료에 Hodrick-Prescott(1997)의 방법론을 적용하여 추출한 경기관련요인(cyclical component)의 시계열이다. R_{term}은 10년만기 국채수익률에서 91일만기 양도성예금증서(CD)의 수익률을 차감한 것이며, Rtb는 91일만기 양도성예금증서(CD)의 시계열적 상대수익률로서 해당 시점의 수익률에서 그 이전 1년 동안의 평균수익률을 차감하여 이를 계속 반복(rollover)한 것이다. Rpre는 3년만기 장외 BBB-등급 회사채수익률에서 AA-등급 회사채수익률을 차감한 것이다.

	b_0	b_1	R^2
Panel A : cycle(ln(IP))			
b	0.020	-0.352	0.019
SE(b)	0.008	0.279	
P(b)	0.016	0.210	
Panel B : cycle(ln(Export))			
b	0.022	-0.187	0.033
SE(b)	0.008	0.112	
P(b)	0.005	0.100	
Panel C : cycle(ln(BCI))			
b	0.021	-0.688	0.007
SE(b)	0.008	0.875	
P(b)	0.015	0.434	
Panel D : cycle(ln(preBCI))			
b	0.023	-0.515	0.016
SE(b)	0.008	0.453	
P(b)	0.005	0.259	
Panel E : Rterm			
b	0.032	-10.810	0.007
SE(b)	0.015	14.437	
P(b)	0.032	0.456	
Panel F : Rtb			
b	0.023	1.687	0.009
SE(b)	0.008	1.995	
P(b)	0.005	0.400	
Panel G : Rpre			
b	0.043	-6.485	0.002
SE(b)	0.046	14.705	
P(b)	0.357	0.660	

<표 3> 기초통계량

대상자산은 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 이용하여 구축한 업종포트폴리오의 월별수익률로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다. <표 3-1>은 업종포트폴리오의 명목수익률의 기초통계량이고, <표 3-2>는 초과수익률에 대한 기초통계량이다.

<표 3-1>

포트폴리오	관측치수	평균	표준편차	왜도	첨도	업종분류
R_1	84	0.040	0.162	3.27	21.06	농.임,어,광업
R_2	84	0.030	0.077	0.62	1.32	제조업-식품,음료,담배
R_3	84	0.022	0.086	0.72	0.72	제조업-섬유,의복,가죽
R_4	84	0.026	0.092	0.69	1.82	제조업-목재,펄프,가구
R_5	84	0.026	0.073	0.36	0.26	제조업-석탄,석유,화학
R_6	84	0.028	0.092	1.01	1.20	제조업-의약
R_7	84	0.026	0.073	0.22	-0.18	제조업-고무,플라스틱,비금속광물
R_8	84	0.036	0.095	1.35	3.55	제조업-1차금속,금속가공(기계제외)
R_9	84	0.018	0.100	0.46	1.56	제조업-전기,전자,정밀기기
R_{10}	84	0.037	0.098	0.23	-0.31	제조업-기계장비
R_{11}	84	0.029	0.094	0.61	0.06	제조업-자동차,조선,운송장비
R_{12}	84	0.022	0.052	0.95	2.04	전기,가스,수도사업
R_{13}	84	0.048	0.126	1.40	3.68	건설업
R_{14}	84	0.028	0.094	0.62	0.90	도,소매업
R_{15}	84	0.040	0.113	0.65	0.06	운수업
R_{16}	84	0.021	0.122	0.77	3.11	출판,영상,방송통신,광고업
R_{17}	84	0.037	0.136	3.19	18.53	금융업-은행
R_{18}	84	0.058	0.178	2.07	6.57	금융업-증권,리스,종금
R_{19}	84	0.039	0.137	0.81	0.89	금융업-보험
평균	84	0.032	0.105	1.05	3.52	

<표 3-2>

포트폴리오	관측치수	평균	표준편차	p(평균=0)	sharpe ratio
R_1	84	0.036	0.161	0.022	0.223
R_2	84	0.026	0.077	0.001	0.345
R_3	84	0.018	0.086	0.026	0.215
R_4	84	0.022	0.092	0.016	0.238
R_5	84	0.022	0.072	0.003	0.309
R_6	84	0.024	0.092	0.009	0.263
R_7	84	0.022	0.073	0.004	0.299
R_8	84	0.032	0.095	0.001	0.339
R_9	84	0.014	0.100	0.098	0.142
R_{10}	84	0.033	0.097	0.001	0.342
R_{11}	84	0.025	0.094	0.008	0.270
R_{12}	84	0.019	0.051	0.001	0.361
R_{13}	84	0.044	0.125	0.001	0.351
R_{14}	84	0.025	0.094	0.009	0.264
R_{15}	84	0.036	0.113	0.002	0.320
R_{16}	84	0.017	0.121	0.099	0.141
R_{17}	84	0.034	0.135	0.012	0.250
R_{18}	84	0.054	0.177	0.003	0.307
R_{19}	84	0.036	0.136	0.009	0.263
평균	84	0.028	0.105	0.017	0.276

<표 4> 회귀분석 진단

대상자산은 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 이용하여 구축한 업종포트폴리오의 월별수익률로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다. 추정 회귀방정식은 다음과 같다.

$CAPM$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1)$

$FF3$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{SMB}(t+1) + b_3 \cdot R_{HML}(t+1)$

$CCAPM$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot R_C(t+1)$

$COCH$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot R_{NB}(t+1) + b_2 \cdot R_B(t+1)$

JW : $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{LBR}(t+1) + b_3 \cdot R_{PRE}(t+1)$

$CAMP$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{LBR}(t+1) + b_3 \cdot R_{DIV}(t+1) + b_4 \cdot R_{RTB}(t+1) + b_5 \cdot R_{TERM}(t+1)$

P(GRS)는 모든 대상자산에 대해 그 절편이 영임을 검정하는 Gibbons, Ross, and Shanken(1989) 검정통계량의 p값이다.

Model : CAPM 단위:실수

	ER_1	ER_2	ER_3	ER_4	ER_5	ER_6	ER_7	ER_8	ER_9	ER_{10}	ER_{11}	ER_{12}	ER_{13}	ER_{14}	ER_{15}	ER_{16}	ER_{17}	ER_{18}	ER_{19}	Average	p(GRS)
b_0	0.022	0.011	0.002	0.004	0.005	0.007	0.005	0.015	-0.009	0.010	0.006	0.010	0.020	0.004	0.010	-0.006	0.008	0.022	0.002	0.008	0.104
$SE(b_0)$	0.018	0.006	0.008	0.008	0.005	0.008	0.005	0.009	0.007	0.007	0.008	0.005	0.011	0.007	0.008	0.011	0.012	0.016	0.009	0.009	
$p(b_0=0)$	0.226	0.103	0.783	0.630	0.323	0.415	0.372	0.092	0.201	0.146	0.465	0.043	0.077	0.582	0.236	0.550	0.517	0.174	0.806	0.355	
$p(b_1=0)$	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
R^2	0.086	0.475	0.400	0.423	0.633	0.397	0.607	0.368	0.610	0.638	0.483	0.285	0.402	0.534	0.600	0.417	0.406	0.361	0.672	0.463	

Model : FF3

	ER_1	ER_2	ER_3	ER_4	ER_5	ER_6	ER_7	ER_8	ER_9	ER_{10}	ER_{11}	ER_{12}	ER_{13}	ER_{14}	ER_{15}	ER_{16}	ER_{17}	ER_{18}	ER_{19}	Average	p(GRS)
b_0	0.007	0.005	-0.006	-0.005	-0.004	-0.001	-0.003	-0.003	-0.007	0.000	-0.002	0.002	0.005	0.002	0.000	-0.007	0.006	0.037	0.003	0.002	0.385
$SE(b_0)$	0.019	0.006	0.007	0.008	0.005	0.009	0.005	0.008	0.007	0.007	0.008	0.005	0.011	0.007	0.008	0.010	0.013	0.017	0.010	0.009	
$p(b_0=0)$	0.693	0.419	0.412	0.518	0.450	0.920	0.571	0.721	0.319	0.950	0.847	0.628	0.642	0.802	0.990	0.530	0.640	0.036	0.762	0.624	
$p(b_1=0)$	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$p(b_2=0)$	0.388	0.000	0.000	0.000	0.000	0.036	0.006	0.000	0.000	0.001	0.004	0.012	0.167	0.000	0.030	0.000	0.395	0.602	0.325	0.103	
$p(b_3=0)$	0.042	0.017	0.001	0.002	0.000	0.015	0.000	0.000	0.484	0.000	0.011	0.000	0.001	0.298	0.002	0.779	0.691	0.027	0.887	0.171	
$p(b_1,b_2,b_3=0)$	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	
R^2	0.132	0.555	0.582	0.532	0.733	0.449	0.680	0.583	0.704	0.711	0.544	0.432	0.484	0.613	0.651	0.526	0.411	0.401	0.678	0.547	

Model : CCAPM

	ER_1	ER_2	ER_3	ER_4	ER_5	ER_6	ER_7	ER_8	ER_9	ER_{10}	ER_{11}	ER_{12}	ER_{13}	ER_{14}	ER_{15}	ER_{16}	ER_{17}	ER_{18}	ER_{19}	Average	p(GRS)
b_0	0.032	0.025	0.017	0.020	0.021	0.021	0.020	0.032	0.013	0.032	0.024	0.017	0.041	0.024	0.034	0.016	0.031	0.050	0.033	0.026	0.057
$SE(b_0)$	0.018	0.009	0.010	0.010	0.008	0.010	0.008	0.011	0.011	0.011	0.010	0.006	0.014	0.010	0.013	0.014	0.015	0.020	0.015	0.012	
$p(b_0=0)$	0.078	0.005	0.081	0.050	0.012	0.040	0.016	0.003	0.233	0.004	0.025	0.003	0.004	0.026	0.008	0.242	0.044	0.012	0.033	0.048	
$p(b_1=0)$	0.211	0.279	0.371	0.420	0.209	0.096	0.199	0.870	0.693	0.454	0.449	0.188	0.234	0.621	0.412	0.633	0.271	0.240	0.264	0.374	
R^2	0.019	0.014	0.010	0.008	0.019	0.033	0.020	0.000	0.002	0.007	0.007	0.021	0.017	0.003	0.008	0.003	0.015	0.017	0.015	0.013	

Model : COCH

	ER_1	ER_2	ER_3	ER_4	ER_5	ER_6	ER_7	ER_8	ER_9	ER_{10}	ER_{11}	ER_{12}	ER_{13}	ER_{14}	ER_{15}	ER_{16}	ER_{17}	ER_{18}	ER_{19}	Average	p(GRS)
b_0	0.041	0.027	0.020	0.024	0.024	0.026	0.023	0.033	0.016	0.035	0.026	0.020	0.042	0.028	0.037	0.020	0.032	0.052	0.038	0.030	0.130
$SE(b_0)$	0.018	0.009	0.010	0.010	0.008	0.011	0.008	0.011	0.011	0.011	0.011	0.006	0.014	0.011	0.013	0.014	0.016	0.020	0.016	0.012	
$p(b_0=0)$	0.029	0.003	0.040	0.023	0.006	0.017	0.006	0.003	0.178	0.002	0.018	0.001	0.004	0.011	0.005	0.155	0.040	0.013	0.016	0.030	
$p(b_1=0)$	0.267	0.915	0.583	0.410	0.941	0.688	0.603	0.520	0.610	0.639	0.779	0.978	0.709	0.963	0.609	0.315	0.675	0.543	0.649	0.652	
$p(b_2=0)$	0.600	0.697	0.250	0.182	0.504	0.410	0.604	0.537	0.449	0.357	0.673	0.457	0.811	0.227	0.901	0.191	0.903	0.813	0.368	0.523	
$p(b_1,b_2=0)$	0.464	0.922	0.449	0.299	0.797	0.660	0.758	0.676	0.663	0.590	0.881	0.756	0.904	0.478	0.869	0.264	0.907	0.805	0.605	0.671	
R^2	0.019	0.002	0.020	0.029	0.006	0.010	0.007	0.010	0.010	0.013	0.003	0.007	0.002	0.018	0.003	0.032	0.002	0.005	0.012	0.011	

Model : JW

	ER_1	ER_2	ER_3	ER_4	ER_5	ER_6	ER_7	ER_8	ER_9	ER_{10}	ER_{11}	ER_{12}	ER_{13}	ER_{14}	ER_{15}	ER_{16}	ER_{17}	ER_{18}	ER_{19}	Average	p(GRS)
b_0	-0.056	-0.079	-0.058	-0.061	-0.018	-0.053	-0.024	-0.043	-0.027	-0.016	-0.030	-0.014	-0.059	-0.069	-0.015	-0.117	-0.071	-0.135	0.016	-0.049	0.000
$SE(b_0)$	0.098	0.033	0.041	0.044	0.028	0.045	0.029	0.048	0.038	0.037	0.043	0.028	0.061	0.039	0.044	0.056	0.065	0.089	0.050	0.048	
$p(b_0=0)$	0.568	0.018	0.160	0.167	0.508	0.237	0.409	0.370	0.482	0.670	0.480	0.625	0.340	0.078	0.729	0.042	0.280	0.132	0.753	0.371	
$p(b_1=0)$	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$p(b_2=0)$	0.886	0.017	0.066	0.719	0.531	0.243	0.499	0.802	0.024	0.164	0.363	0.595	0.219	0.020	0.046	0.057	0.198	0.475	0.843	0.356	
$p(b_3=0)$	0.419	0.006	0.128	0.133	0.383	0.167	0.307	0.223	0.599	0.460	0.381	0.388	0.203	0.051	0.533	0.045	0.212	0.077	0.779	0.289	
$p(b_1,b_2,b_3=0)$	0.047	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	
R^2	0.094	0.558	0.443	0.440	0.639	0.423	0.615	0.380	0.636	0.649	0.494	0.293	0.424	0.587	0.622	0.472	0.430	0.388	0.673	0.487	

Model : CAMPBELL

	ER_1	ER_2	ER_3	ER_4	ER_5	ER_6	ER_7	ER_8	ER_9	ER_{10}	ER_{11}	ER_{12}	ER_{13}	ER_{14}	ER_{15}	ER_{16}	ER_{17}	ER_{18}	ER_{19}	Average	p(GRS)
b_0	-0.003	-0.049	-0.013	-0.042	0.008	-0.058	-0.030	-0.001	-0.034	0.003	-0.028	-0.017	-0.037	-0.058	-0.013	-0.032	-0.047	-0.065	0.036	-0.025	0.000
$SE(b_0)$	0.097	0.033	0.041	0.044	0.027	0.043	0.028	0.048	0.038	0.037	0.042	0.027	0.061	0.038	0.043	0.057	0.064	0.089	0.049	0.048	
$p(b_0=0)$	0.972	0.144	0.744	0.340	0.778	0.186	0.290	0.990	0.371	0.936	0.516	0.521	0.539	0.134	0.763	0.575	0.461	0.468	0.461	0.536	
$p(b_1=0)$	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
$p(b_2=0)$	0.843	0.016	0.064	0.691	0.465	0.208	0.471	0.863	0.021	0.157	0.347	0.623	0.246	0.020	0.038	0.055	0.191	0.540	0.864	0.354	
$p(b_3=0)$	0.555	0.075	0.942	0.311	0.735	0.072	0.117	0.513	0.281	0.971	0.369	0.164	0.344	0.177	0.345	0.728	0.756	0.259	0.439	0.429	
$p(b_4=0)$	0.736	0.619	0.998	0.846	0.457	0.161	0.636	0.656	0.629	0.453	0.495	0.773	0.389	0.908	0.270	0.597	0.517	0.569	0.428	0.586	
$p(b_5=0)$	0.287	0.572	0.203	0.716	0.157	0.509	0.391	0.280	0.271	0.483	0.903	0.273	0.910	0.156	0.270	0.554	0.031	0.728	0.892	0.452	
$p(b_1,b_2,b_3,b_4,b_5=0)$	0.119	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.006	
R^2	0.104	0.539	0.438	0.434	0.648	0.457	0.628	0.381	0.648	0.652	0.499	0.318	0.427	0.588	0.639	0.450	0.456	0.380	0.677	0.493	

<표 5> 모형의 검정 결과 (비조건부 모형)

대상자산은 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 이용하여 구축한 업종포트폴리오의 월별수익률로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지 이다. 해당모형의 가격결정요소(stochastic discount factor)의 형태는 다음과 같다.

$CAPM$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1)$

$FF3$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{SMB}(t+1) + b_3 \cdot R_{HML}(t+1)$

$CCAPM$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot R_C(t+1)$

$COCH$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot R_{NB}(t+1) + b_2 \cdot R_B(t+1)$

JW : $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{LBR}(t+1) + b_3 \cdot R_{PRE}(t+1)$

$CAMP$: $y_{t+1} = b_0 + b_1 \cdot ER_{VW}(t+1) + b_2 \cdot R_{LBR}(t+1) + b_3 \cdot R_{DIV}(t+1) + b_4 \cdot R_{RTB}(t+1) + b_5 \cdot R_{TERM}(t+1)$

HJ-dist(δ)는 HJ 검정의 검정매트릭으로서 이론적가격결정함수와 대상자산(20개)의 일물일가가격결정함수집합 사이의 해석학적 최소거리를 의미하며, Max.Error는 이로부터 계산된 각 모형의 연간최대가격결정오차이다. p(δ=0)는 HJ 검정통계량의 p값으로서 귀무가설은 이론적가격결정함수가 대상자산의 일물일가가격결정함수집합에 속한다는 것이다. p-Wald는 HJ 검정상 계수추정치의 유의성을 보여주는 Wald 검정통계량의 p값이다. N은 모형에 사용된 설명변수의 총개수이다.

MODEL	CAPM	FF3	CCAPM	COCH	JW	CAMP
HJ-dist (δ)	0.545	0.416	0.614	0.616	0.337	0.391
Max.Error	0.109	0.083	0.123	0.123	0.068	0.078
p(δ=0)	0.160	0.618	0.111	0.101	0.967	0.829
p-Wald (b_1=0)	0.007	0.005	0.036	0.741	0.009	0.007
p-Wald (b_2=0)		0.492		0.138	0.020	0.010
p-Wald (b_3=0)		0.055			0.088	0.279
p-Wald (b_4=0)						0.798
p-Wald (b_5=0)						0.347
N	2	4	2	3	4	6

<표 6> 모형의 검정 결과 (조건부 모형)

대상자산은 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 이용하여 구축한 업종포트폴리오의 월별수익률로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다.

조건부모형의 가격결정요소(stochastic discount factor)의 형태는 다음과 같다.

$$y_{t+1} = b_1' F_{t+1} + b_{IP}' \left(F_{t+1} \times Z_t^{IP} \right) + b_{EX}' \left(F_{t+1} \times Z_t^{Export} \right)$$

F_{t+1} 은 상수항과 각 모형이 내포하는 위험변수로 구성된 열백터이다. Z_t^{IP} 와 Z_t^{Export} 는 각각 산업생산지수 및 수출량으로부터 도출된 경기관련요인(cyclical component)의 시계열이다. 최소거리검정에 사용된 적률조건은 다음과 같다.

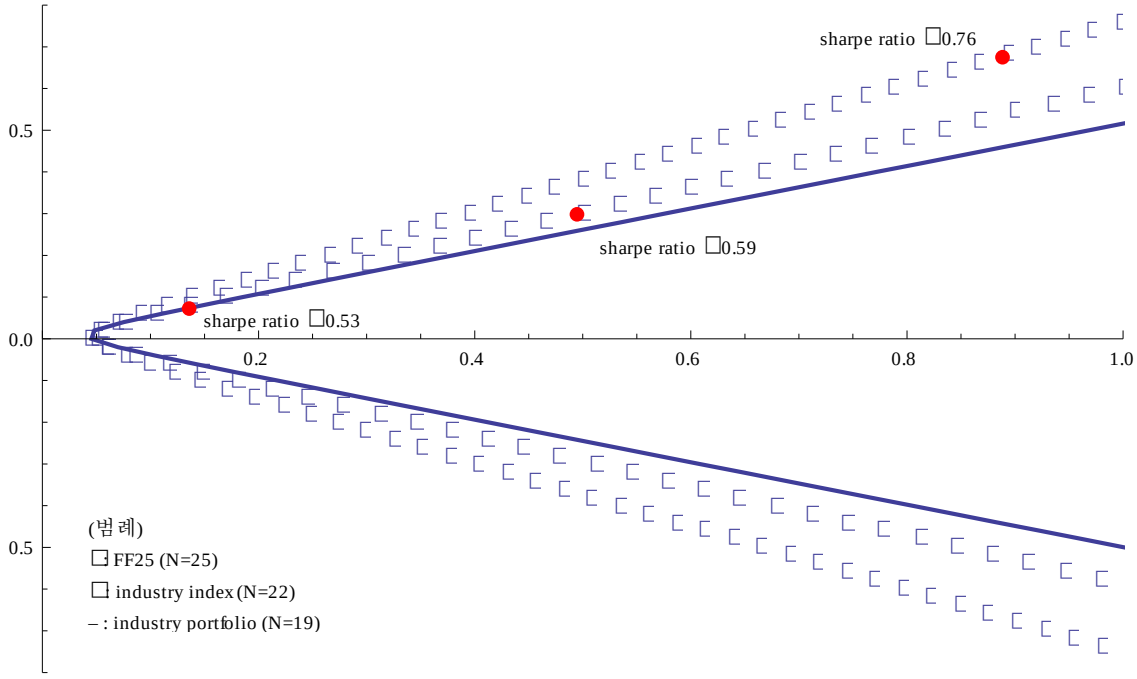
$$E\left[(y_{t+1}(b) \cdot R_{t+1}^i - 1) \otimes Z_t \right] = 0, (i = 1, \cdots, 20)$$

Z_t 는 1과 Z_t^{IP} 와 Z_t^{Export} 로 구성된 열백터이며, R_{t+1}^i 은 무위험자산 및 업종포트폴리오의 월별수익률이다. 제시된 검정통계량은 다음과 같다. HJ-dist(δ)는 HJ 검정의 검정매트릭으로서 이론적 가격결정함수와 대상자산(60개)의 일물일가 가격결정함수집합 사이의 해석학적 최소거리를 의미하며, Max.Error는 이로부터 계산된 각 모형의 연간최대가격결정오차이다. p(δ=0)는 HJ 검정통계량의 p값으로서 귀무가설은 이론적 가격결정함수가 대상자산의 일물일가가격결정함수집합에 속한다는 것이다. p-Wald는 HJ 검정상 계수추정치의 유의성을 보여주는 Wald 검정통계량의 p값이다. 이 중 b_{UN} 은 b_1 에서 상수항을 제외한 경우이다. N은 모형에 사용된 설명변수의 총개수이다.

MODEL	NULL	CAPM	FF3	CCAPM	COCH	JW	CAMP
HJ-dist (δ)	1.446	1.385	1.208	1.427	1.432	1.241	1.201
Max.Error	0.290	0.278	0.242	0.286	0.287	0.249	0.241
p(δ=0)	0.063	0.105	0.377	0.059	0.056	0.243	0.198
p-Wald (b_{UN}=0)	0.000	0.007	0.000	0.095	0.706	0.001	0.027
p-Wald (b_{IP}=0)	0.111	0.029	0.000	0.124	0.779	0.010	0.006
p-Wald (b_{EX}=0)	0.216	0.085	0.248	0.477	0.740	0.665	0.248
N	3	6	12	6	9	12	18

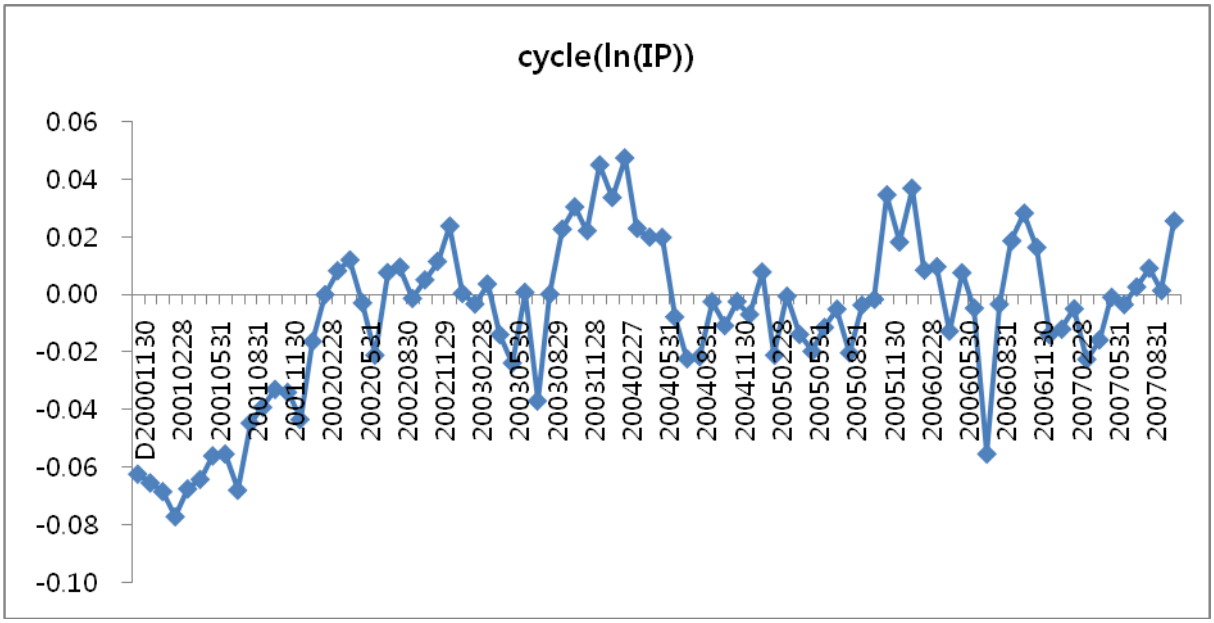
<그림 1> 대상자산의 비교

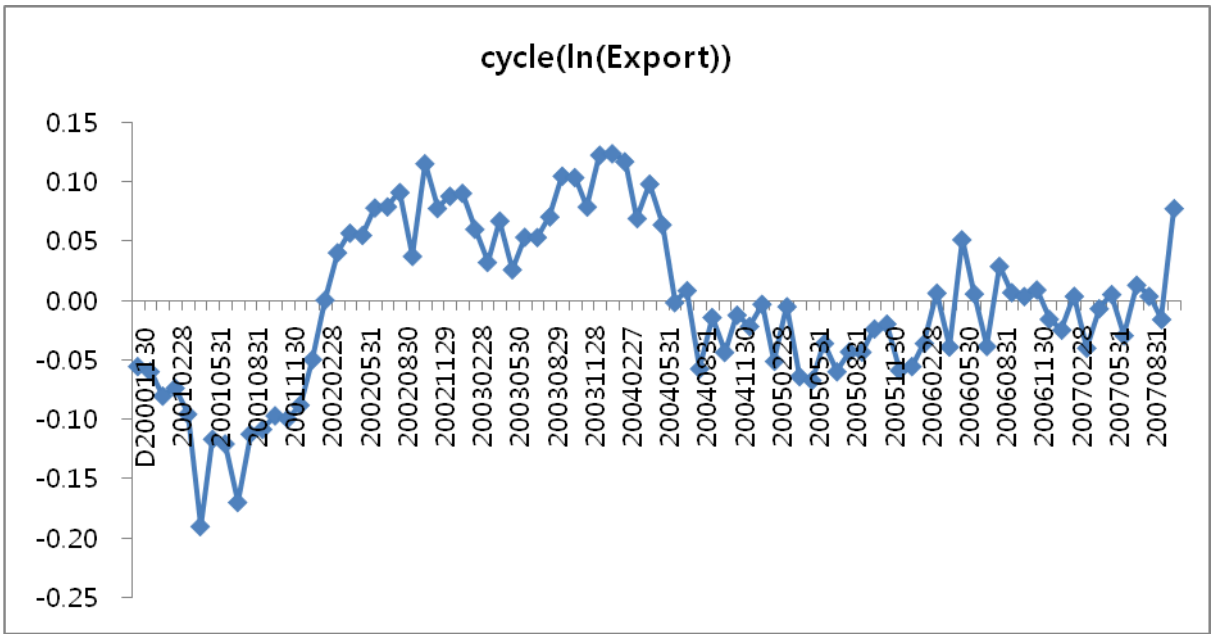
대상포트폴리오의 구축에 사용된 개별자산은 한국증권거래소(KOSPI)에 상장된 기업의 월별수익률자료로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다. 실선은 개별자산을 업종별로 분류한 경우의 포트폴리오 수익률을, △는 Fama and French 25 기준에 따라 분류한 경우의 포트폴리오 수익률을, 그리고 ○는 자본시장연구원(KSRI)에서 제공하는 업종별 지수수익률을 사용한 경우의 효율적 경계(efficient frontier)이다. ●는 대상자산별 최대샤프비율(the maximum sharpe ratio)이다.



<그림 2> 선정된 도구변수의 시계열적 특징

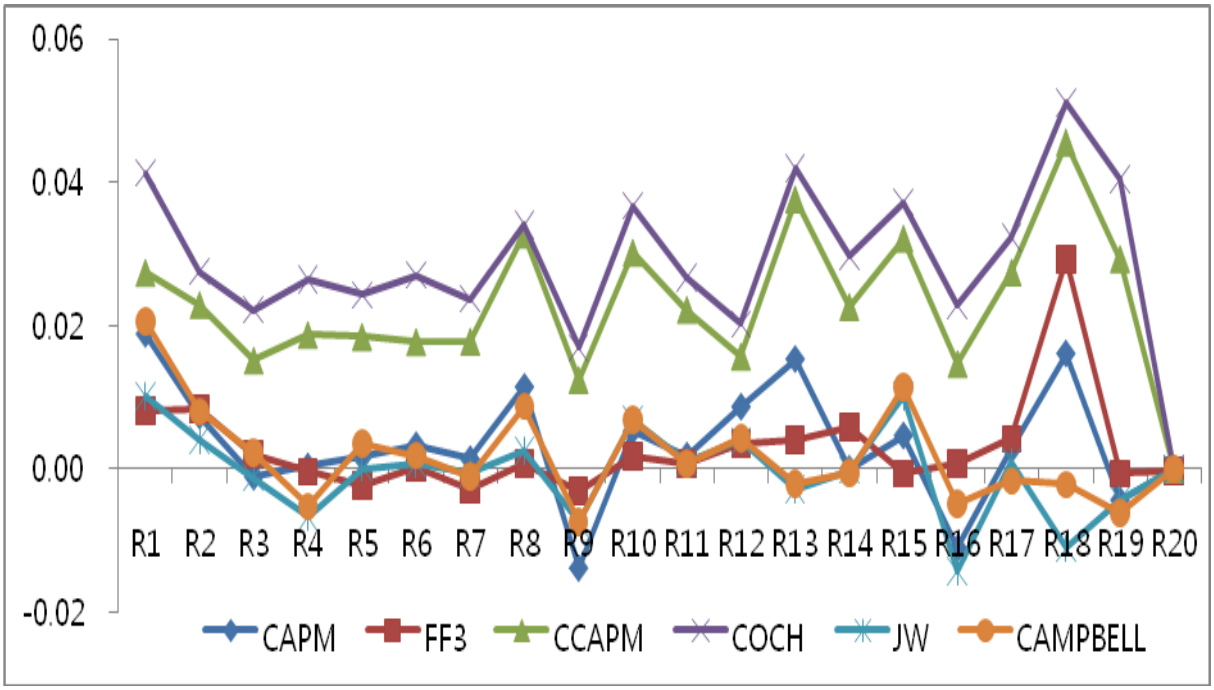
cycle(ln(IP)), cycle(ln(Export))는 각각 산업생산지수, 수출량의 시계열자료에 Hodrick-Prescott(1997)의 방법론을 적용하여 추출한 경기관련요인(cyclical component)의 시계열이다.





<그림 3> 대상자산별 가격결정오차 (비조건부 모형)

대상자산은 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 이용하여 구축한 업종포트폴리오의 월별수익률로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다. HJ 최소거리 검정결과에 따른 가격결정오차가 대상자산별로 그리고 모형별로 제시되어 있다.

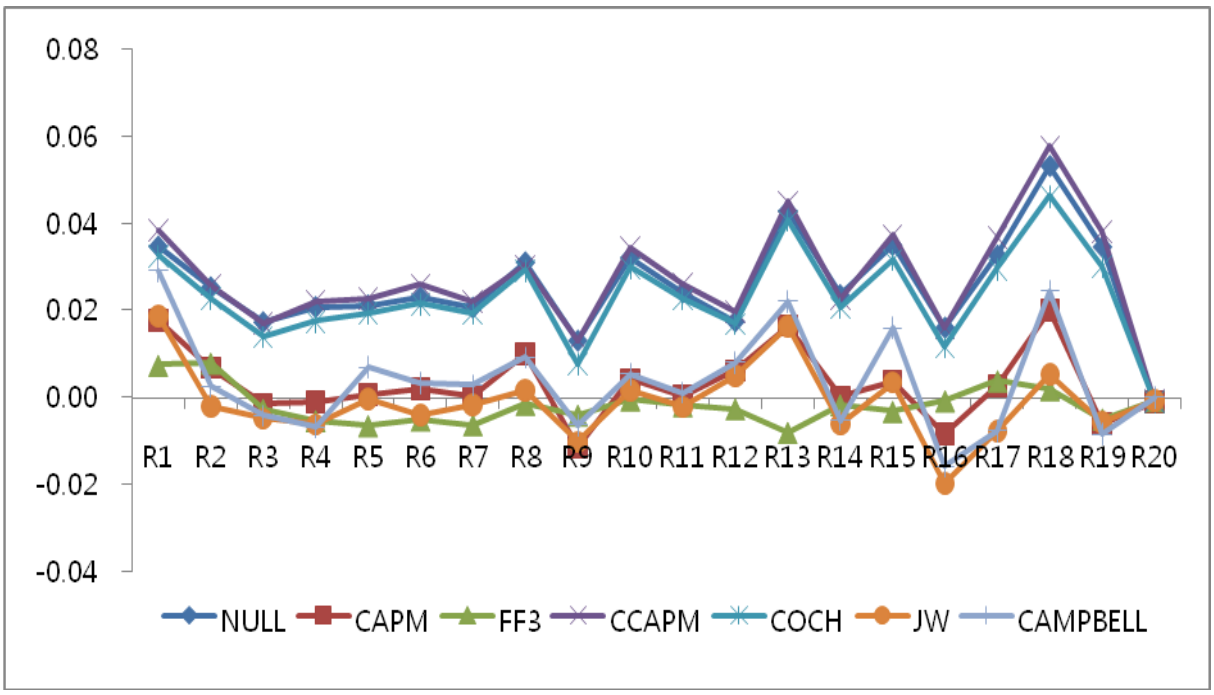


<그림 4> 대상자산별 가격결정오차 (조건부 모형)

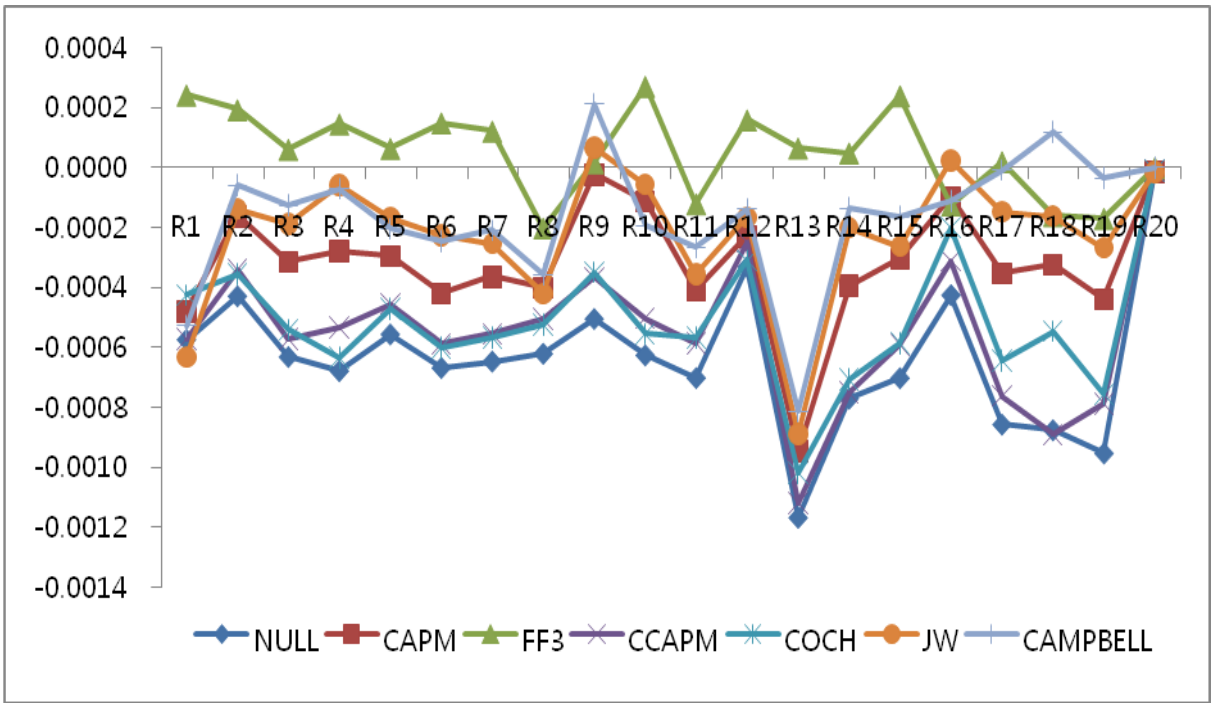
대상자산은 한국증권거래소(KOSPI) 상장기업의 월별수익률자료를 이용하여 구축한 업종포트폴리오의 월별수익률 및 이의 관리포트폴리오로서 자료의 기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지이다. HJ 최소거리 검정결과에 따른 가격결정오차가 대상자산별로 그리고 모형별로 제시되어 있다.

<그림 4-1>은 업종포트폴리오(R_{t+1})의 가격결정오차를, <그림 4-2>는 산업생산지수의 경기관련요인(cyclical component)로 스케일 조정한 관리포트폴리오($R_{t+1} \cdot Z_t^{IP}$)의 가격결정오차를, <그림 4-3>은 수출량의 경기관련요인으로 스케일 조정한 관리포트폴리오($R_{t+1} \cdot Z_t^{Export}$)의 가격결정오차를 의미한다.

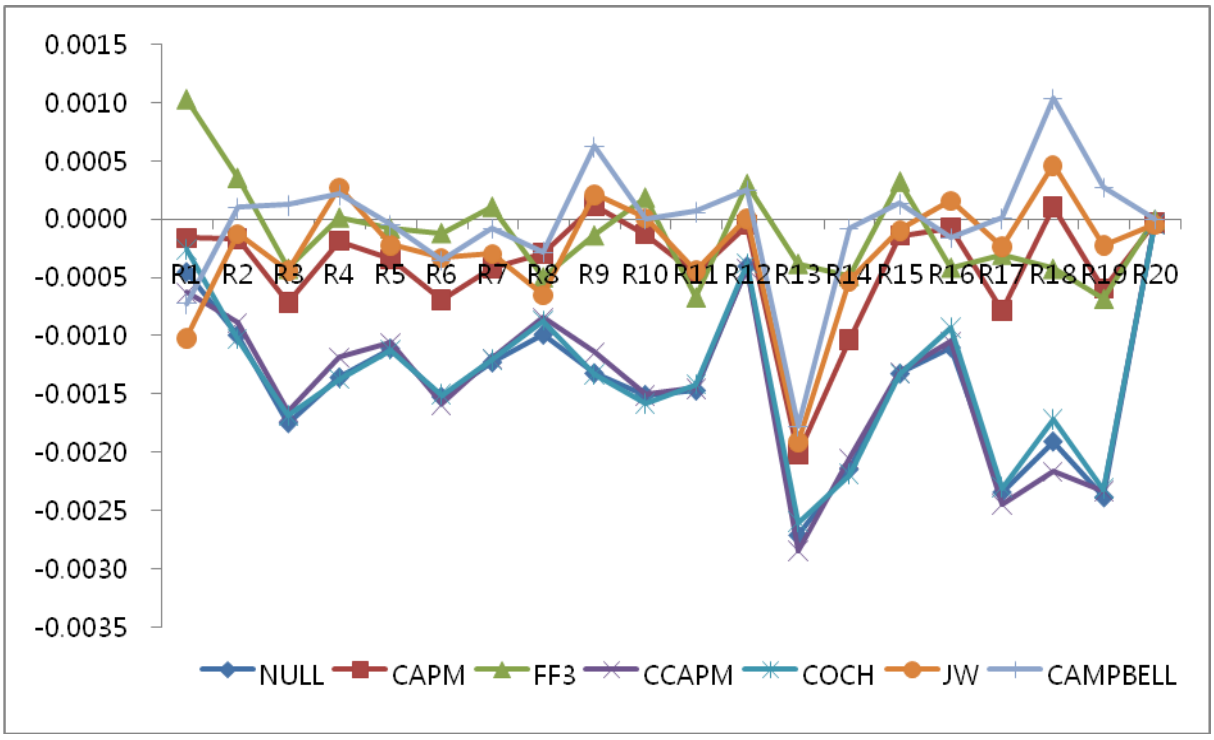
<그림 4-1>



<그림 4-2>


0.0004
0.0002
0.0000
-0.0002
-0.0004
-0.0006
-0.0008
-0.0010
-0.0012
-0.0014
R1 R2 R3 R4 R5 R6 R7 R8 R9 R10 R11 R12 R13 R14 R15 R16 R17 R18 R19 R20
NULL CAPM FF3 CCAPM COCH JW CAMPBELL

<그림 4-3>


0.0015
0.0010
0.0005
0.0000
-0.0005
-0.0010
-0.0015
-0.0020
-0.0025
-0.0030
-0.0035
R1 R2 R3 R4 R5 R6 R7 R8 R9 R10 R11 R12 R13 R14 R15 R16 R17 R18 R19 R20
NULL CAPM FF3 CCAPM COCH JW CAMPBELL