

# 巨視經濟變數와 株價\*\*

— 韓國株式市場에서의 實証分析 —

鄭 基 雄\*

## 〈요 약〉

본 논문에서는 裁定價格決定模型(Arbitrage Pricing Model)을 기초로 우리나라 주식시장에 영향을 주는 거시경제변수가 무엇인가를 찾고자 하였다.

방법론면에서는 過去變數(lagged variables)에 의해서만 기대치를 형성시키는 AIRMA(Autoregressive Integrated with Moving Average) 방법을 이용하기보다는 마코프屬性(Markov Property)을 갖는 狀態空間模型(State Space Model)을 이용하여 보다 합리적인 거시경제 요인의 이노베이션을 하였다. 또한 단순한 要因分析(factor analysis)에 의한 요인추출은 요인의 標本依存性(Sample dependency)이 심하므로 그룹간 요인분석(inter-battery factor analysis)을 행하여 推定된 要因(요인값 : factor score)과 요인수를 결정하여 관련 거시경제변수를 선택한다. 그룹간 요인분석을 위한 그룹을 형성할 때 그룹내에서는 동질성을, 그룹간에는 이질성을 최대한 살리는 것이 필요한데, 이를 위해 群集分析(Cluster Analysis)을 사용한 것이 특징이다.

결론적으로 우리나라 주식시장에 영향을 미치는 巨視經濟要因으로 단위노동비용, 제조업체품재고지수, 채권프리미엄, 수출물가지수, 정부부문 통화공급, 회사채수익률, 종합주가 지수 등 7가지가 있는 것으로 분석되고 있다.

## I. 머 리 말

株式價格의 決定要因이 무엇인가에 대해서는 주식시장이 생긴 이래로 모든 사람들의 관심이 되어왔다. 어떤 사람들은 주가가격의 변화과정에 어떤 특정한 패턴이 있는지를 검토해 보기도 하고 다른 사람들은 해당 회사의 基本要素(fundamental)의 변화가 어떻게 그 회사의 주가가격에 영향을 미치는가를 연구해 보기도 하였다.

주가가격결정의 이론 중 가장 과학적이고 직관적으로도 매력적인 이론은 Sharpe-Lintner-Mossin들에 의해서 개발된 資本資產價格決定模型(Capital Asset Pricing Model)이다. 자본자산가격결정이론은 간략히 말해서 위험회피적인 투자자들이 效率的 集合

\* 啓明大學校 經營學科 助教授

\*\* 본 논문은 1991년도 한국경영학회 춘계대회에서 발표되었으며, 저자는 경영학회 재무분과 참가회원과 익명의 재무관리연구 편집위원들께 여러가지 유익한 조언을 주신데 대해 감사할 드립니다.

(efficient set)에 있는 한점에 투자하는 과정에서 어떻게 개별주식의 상대적 위험을 계측하고, 투자자들의 위험과 요구수익률간의 관계를 결정하는가에 대해서 설명하는 이론이다. 이에 따르면 다양화된 포트폴리오에서는 개별주식의 비체계적 위험이 분산될 수 있기 때문에 투자자들이 갖게 되는 위험은 체계적 위험뿐이다. 그러므로 개별주식의 위험은 소위 시장포트폴리오의 변화에 대한 민감도로서 표현된다는 것이다.

이러한 자본자산가격결정모형은 1960년대 이후 펀드매니저들이나 전문투자자들에 의해서 가장 많이 사용되어 왔다. 이들은 시장포트폴리오의 代用變數(proxy variable)인 綜合株價指數를 이용하여 개별주식가격의 변화를 예측하려고 하였다. 그러나 이 모형을 실질적으로 이용하는 데에는 시장포트폴리오를 정확히 예측해야 하는데 자본자산가격결정모형은 이론적으로 이에 대하여 아무런 해답을 제공해 주지 못하고 있다.

한편 이론적으로도 CAPM의 중추라고 할 수 있는 ‘事前的으로 效率的인 市場 포트폴리오’를 현실적으로 찾아내는 것이 불가능하다는 이른바 Roll(1977)의 비판 등을 중심으로 CAPM은 공격을 받기 시작한다. 이와 비슷한 시기에 Ross(1976)는 시장포트폴리오에 의존하지 않는 또다른 균형자산가격결정이론인 裁定價格決定模型(Arbitrage Pricing Model; APM)을 개발하였다.

APM에 대한 실증분석은 주로 주식수익률의 분산-공분산 행렬에서 要因分析技法(Factor Analysis Method)을 이용하여 要因(factor)의 수가 몇개이며 그 요인이 주가에 영향을 주는지에 대해서 초점이 모여졌다. 그러나 McElroy와 Burmeister(1987)는 이러한 방식이 여러가지 경제학적 및 계량경제학적 문제를 수반한다고 지적하였는데 그 중에서도 특히 요인이 표본마다 달라질 수 있으며, 또한 要因危險(factor risk)의 추정치가 유일성을 갖지 못한다는 것이다. 또한 요인분석기법은 몇개의 요인이 존재하는지에 대해서는 해답을 줄 수 있지만 그 요인이 무엇이나에 대한 해답을 주지 못해 실무자들이 APM을 응용하는데는 용이하지 않았다.

이러한 문제점을 해결하기 위해서 최근에는 APM에 대한 많은 연구가 요인분석기법상의 미지의 확률요인을 경제전반의 거시경제변수로 대치함으로써 주가에 영향을 주는 거시경제요인을 찾는 데에 중점을 두어왔다. 즉 여기서의 중요한 문제는 모든 주식의 가격에 포괄적으로 영향을 주는 경제전반에 걸친 요인을 찾아내는 것이다.

본 연구는 이러한 최근의 유형을 따라서 직접 거시경제변수를 확률요인으로 사용하였다. 사실 이러한 종류의 연구는 Merton(1973), Fama(1981) 그리고 Gertler & Grinols (1982) 등의 연구에서 비롯되었다. Merton은 투자자의 수익기회에 영향을 주는 經濟全般의 狀態變數(state variables)가 균형주식수익률에 영향을 준다고 주장하였다. 또한 Fama, Gertler & Grinols는 인플레이션, 실질생산활동, 실업률 및 통화량 등의 거시경제변수와 주식수익률 사이의 관계를 보다 구체적으로 설명하였다. 그 후에도 Chen,

Roll & Ross(1986), Shanken & Weinstein(1985), Chan, Chen & Hsieh(1985), McElroy & Burmeister(1987) 등도 서로 다른 거시경제변수가 주식수익률에 영향을 줄 수 있는지의 여부를 체계적으로 검증함으로써 이와 같은 연구를 이어왔다. 그들은 잔차분산이 가능한 작아지도록하면서 요인위험(베타)을 보다 안정되도록 하기 위해서 주식 포트폴리오를 각 그룹의 시장가치에 따라 구분하여 수익률 자료로서 사용하였다. 반면에 Sweeney & Warga(1986), Stambaugh(1982)는 두 요인 APM에서 규제산업의 이자율위험이 가격에 반영되는지의 여부를 설명하는 데에 산업별로 포트폴리오를 구성하였다.

본 연구가 기존의 연구와 다른점은 첫째, 한 가지 변수의 過去變數(lagged variables)에 의해서만 기대치를 형성시키는 ARIMA(Autoregressive Integrated with Moving Average) 방법보다는 마코프 속성(Markov property)을 가지면서 여러가지 변수를 동시에 고려하는 狀態空間模型(state space model)의 예측치를 사용하여 합리적인 거시경제요인의 이노베이션을 구하였다는 것이다. 둘째, 본 연구는 보다 정확한 위험프리미엄 추정치를 얻기 위해서 기존의 논문과는 다른 回歸方程式을 사용하였다. 셋째, 관련 거시경제 변수를 선택하기 위하여 요인의 標本依存性(sample dependency)을 초래하는 단순한 要因分析(factor analysis)에 의한 요인추출보다는 그룹간 공통요인을 안정적으로 찾아내주는 그룹間 要因分析(inter-battery factor analysis)을 사전에 행하여, 이때 구해진 요인값(factor score)과 요인수(factor number)를 이용하였다.

## II. 過去의 實證的 研究結果

앞에서 지적한 바와 같이 요인분석을 이용한 APM을 검증하는 전통적인 2단계 방법<sup>1)</sup>은 要因의 標本依存性和 要因危險의 非唯一性의 두 문제를 수반한다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 기존의 몇몇 연구들은 직관적으로 거시경제요인을 찾아내게 된 것이다.

그들이 사용한 巨視經濟要因을 요약하면, 위험프리미엄의 예상의 수익률변화, 수익

---

1) 일반적으로 CAPM이나 APM을 실증적으로 검증할 때 Fama & MacBeth(1973)가 최초로 사용한 2단계 검증방법이 사용되어 왔다. 즉, 먼저 과거 시계열자료를 이용하여 자산의 체계적 위험이라 불리는  $\beta$ (베타)를 추정하는 것이 첫번째 단계이다. 그리고 첫단계에서 추정된  $\beta$ 와 다음 기(1개월, 1분기 또는 1년후)의 수익률 자료를 이용하여 횡단면 회귀분석을 함으로써 위험프리미엄이 추정되는 것이 둘째 단계이다.

를곡선 기간구조의 예상의 수익률변화, 예상의 인플레이션, 기대인플레이션의 변화, 산업생산증가율, 예상외의 매출성장률 및 종합주가지수수익률 등이다.

이외에도 소비 및 석유가격과 같은 기타 거시경제적 요인들도 고려대상이 되었다. 그러나 이러한 기타 요인들은 주식시장에서 별도로 가격결정이 이루어지지 못한다는 사실이 발견되었다.

기존 연구의 분석방법을 요약하면 다음과 같다. Chen, Roll & Ross (CRR,1986)는 1958년부터 1984년까지 각 검증기간 초에 그룹내의 모든 주식의 기업규모(총시장가치)를 기초로 형성된 20개의 등가중치 포트폴리오에 대하여 거시경제 변수와 주식수익률의 관계에 대한 검증을 실시하였다. Shanken & Weinstein(SW,1985)은 1958년부터 1982년까지의 기간중 매년마다 수정하여 구해지는 기업의 시장가치에 따라 32개의 등가중치 포트폴리오에 대하여 검증을 실시하였다. Chan, Chen & Hsieh(CCH,1985)도 1953년부터 1977년의 기간중 要因危險(factor risk)을 추정하는 매기간말에 구해지는 기업의 시장가치를 기초로 구성된 20개의 등가중치 포트폴리오에 대해 검증을 실시하였다.

McElroy & Burmeister(MB,1987)는 위의 세 연구와는 달리 일단계 검증을 실시하였다.

〈표 1〉 거시경제 변수와 그들의 가격결정

MB	URP	UTS	UI		UGS	Rm
72-82	.00443 **	.00999 **	.00043 *		.00153 **	.00512 **
t	4.27	4.76	1.83		2.21	3.21
CRR	URP	UTS	UI	DEI	MP	VWNY
68-77	-.012897 **	-.011708 **	.001421 **	-.000255 **	.013466 **	-.005269 **
t	-2.96	-2.30	3.11	-3.24	2.04	-0.717
78-84	-.006056	-.005928	.000739	-.000116	.008402	-.003683
t	-0.782	-0.644	0.869	-0.458	1.432	-0.491
SW						
68-77	-.0026	-.0102 **	.0010 **	-.0002 **	.0172 *	
t	-0.89	-2.50	2.53	-2.95	1.66	
73-77	-.0012	-.0075	.0019 **	-.0003 **	.028 *	
t	-0.29	-1.10	3.01	-3.26	1.83	
CCH						EWNY
68-77	-.01038 *	-.00701	.00168 **	-.00022 **	.003	.00537
t	-1.91	-1.36	3.44	-2.76	1.31	0.61

URP=신용등급의 서로 다른 채권간의 예상의 수익률 변화

UTS=예상외의 장단기 이자율의 변화

UI=예상외 인플레이션

DEI=기대 인플레이션의 변화

UGS=예상외 매출성장률

Rm=S & P 500 지수 수익률

VWNY=복합가중 뉴욕종합주가지수 수익률

EWNY=등가중 뉴욕종합주가지수 수익률

t=t 통계량을 말함

\* =90% 수준에서 유의성

\*\* =95% 수준에서 유의성

즉 APM을 방정식간의 제약을 갖는 다변량 비선형회귀모델로 간주하여 그들은 자산의 요인에 대한 민감도(베타)와 그에 따른 APM위험가격의 추정치를 동시에 얻기 위해서 반복적인 비선형 Seemingly Unrelated Regression(ITNL SUR)을 사용하여 그 검증을 실시하였다. 그들은 주식수익률 자료로서 1972년부터 1982년까지의 기간중 광범위한 시장가치에 걸쳐 있는 70개의 개별주식을 사용하였다.

주가에 영향을 미치는 거시경제요인에 대한 기존연구의 횡단면회귀분석 결과(두번째 단계에서의 추정치의 평균)는 <표 1>에 요약되어 있다.

### III. 實證分析

#### 1. 資料

1980년 1월-1989년 12월 기간동안 한국증권거래소에서 거래된 보통주를 표본으로 선택하였다. 자료는 쌍용투자증권 수익률 파일에서 추출하였는데, 수익률은 현금, 주식배당, 유무상증자, 감자, 합병 등에 따른 주가변동을 조정한 수정주가에 의해서 구해진 값이다. 자료의 주가는 월간으로, 月別收益率을 분석의 대상으로 하였는데, 그것은 거시경제변수의 주기를 고려하였기 때문이다. 결국 287개 주식이 선택되었고, 총 거래월 수는 120개월이었다.

한편 經濟變數로는 가급적 많은 변수를 고려하도록 하였고, 73개의 거시경제 변수가 포함되었다. 자료는 한국은행 자료파일에서 구하였고, 구체적인 내용은 부록에 상술하였다. 자료의 기간은 1981.1-1989.12이고 주기는 월간이다. 경제변수의 값을 安定化(stationary)시키기 위해 시중은행 정기예금금리, 시중은행 대출금리, 채권위험프리미엄을 제외한 모든 변수를 증가율로 바꾸었다. 채권위험프리미엄은 회사채수익률과 국민주택채권과의 차이이며, 후자는 국채수익률의 대용치로 사용하였다. 그러나 본 연구에서, 利率의 期間別 構造(term structure)는 한국시장에서의 자료 부족으로 인하여 고려하지 못하였다. 군집분석에 의해 산업을 분류한 결과는 <표 2>에 제시되어 있는데 8개의 그룹으로 분류되었고 각 그룹은 23-48개의 주식을 포함하고 있다.

<표 2> 군집분석에 의한 그룹

그룹	주식수	대표적업종
1	26	-금융업
2	33	-종합건설업
3	35	-조립금속, 기계, 장비제조업 -화학, 석유, 석탄, 고무, 플라스틱제품 제조업
4	23	-조립금속, 기계, 장비제조업 -섬유, 의복 및 가죽산업
5	31	-제약 -음식료품 제조업
6	47	-비철금속물제품 제조업
7	48	-금융업 -비철금속물, 광물제조업
8	44	-도소매업

$\chi^2$  통계량 및 AIC에 의해 요인수를 검증한 결과 7개가 적당한 것으로 밝혀 졌고, Chow검정결과 그룹간 요인이 동일하다고 검증된 표본은 28개 표본중<표 3>의 5개 표본이다. 이 표본들은 그룹 3, 6, 7, 8을 제외한 그룹들을 포함하고 있다.

<표 3> Chow 검정을 통해 선정된 표본

선택된 표본(그룹, 그룹)	표 본 수
1.2 1.4 1.5 2.4 2.5	5

2. 巨視經濟變數의 構成

서로다른 표본에서 계산된 두개의 요인이 존재할 때, 두 요인이 닮은 정도에 대한 척도에 대하여는 여러가지 기준이 제시되어 왔고, 대부분의 경우 상관계수와 유사한 형태를 취하고 있다. 이때 모든 기준이 제시하는 바는 두 요인이 동일한지 여부가 아니라 두 요인이 얼마나 닮았는가 하는 정도에 대한 척도이다. 본 연구에서는 두 요인의 닮은 정도에 대한 척도로 相關係數의 絶對값을 이용하였으며, 이는 통계적 거리로 환산될 수 있다.

선택된 표본의 요인과 73개의 거시경제변수간의 상관계수의 절대값을 구해본 결과 Varimax 방법의 경우 0.43.0%의 값을 가졌고 Procrustes 방법의 경우 0.36.9% 값을 보였다. 20% 이상의 값을 가진 경우는 전자의 경우 5.4%, 후자의 경우 6%에 해당하여 최대값은 Varimax방법이 크나 20% 이상의 누적뎡수는 Procrustes방법이 약간 더 크다는 결과를 보여주고 있다. 거시경제변수의 선택에 있어서는 20% 이상의 값을 가진 요인들의 수를 세어서 결정하였는데, 단 이때 群集分析시에 같은 그룹에 속했던 요인이 존재할 경우 적은 것을 제외하였다. 20% 기준을 택한 이유는 전체 상관계수 값의 5.4%, 6%안에 드는 상대적으로 큰 값이기 때문이다.

〈표 4〉 Varimax 방법에 의해 선택된 경제변수

순서	경 제 변 수 (이상 변동치)	변수표기	도 수 <sup>2)</sup>
1	정부부문 통화공급	GOVS	12 (34.3%)
2	종합주가지수, 월평균	STOPRA	7(20.0%)
3	종합주가지수, 월말	STOPRE	5(14.3%)
4	수출물가지수	EXPI	5(14.3%)
5	단위노동비용	ULABOR	12(34.3%)
6	시중은행 일반대출금리	INTLN	4(11.4%)
7	해외부문 통화공급	FORS	4(11.4%)
8	해외자산	FAST	4(11.4%)
9	정부부문 통화공급(정부대행기관)	GOVT	4(11.4%)
10	국내신용	DOMCRE	4(11.4%)

2) 5가지 표본에 7개의 요인이 포함되므로, 각 거시경제변수에 대하여 35개의 상관관계수가 존재함. 도수 12 (34.3%)의 의미는 상관계수의 값의 절대값이 20% 이상인 경우는 35개중 12로 34.3%를 차지함을 의미함.

이상의 기준에 의해 거시경제변수를 선택한 결과는 <표 4>, <표 5>에 나타나 있다. <표 4>는 Varimax 방법에 의한 결과이며 도수가 높은 10개 변수가 제시되어 있고, <표 5>는 Procrustes 방법에 의한 경우이다. 두가지 표를 비교해 보면 Procrustes 방법에 의한 결과가 전반적으로 더 높은 도수를 보이고 있음을 알 수 있고, 이는 Procrustes 방법이 사전에 표적행렬을 구성해서 요인회전을 시킨 결과에 기인하다고 여겨진다. 결국 Procrustes 방법이 좀더 우수한 결과를 보여준다고 볼 수 있다.

Procrustes 방법과 Varimax 방법에 의할때 공통적으로 포함되는 변수는 정부부문 통화공급(GOVS), 단위노동비용(ULABOR), 수출물가지수(EXPI)이며 상태공간모형 추정 시 행했던 군집분석결과 같은 집군에 속하지 않던 변수들을 추가적으로 선택하면 제조업체제품재고지수(MANINV), 채권위험프리미엄(RISK), 회사채수익률(YCORB)이 포함된다. 한편 월말 종합주가지수(STOPRE)는 Varimax 방법에 의할 때 선택되었고, 기타 연구에서도 일반적으로 포함시키는 경향이 있으므로 7번째 변수로 채택하였다.

〈표 5〉 Procrustes 방법에 의해 선택된 경제변수

순서	경 제 변 수 (이상 변동치	변수표기	도 수 2)
1	단위노동비용	ULABOR	9(25.7%)
2	생산자제제품재고지수, 제조업	MANINV	7(20.0%)
3	생산자제품출하지수, 제조업	MANSHIP	7(20.0%)
4	채권위험프리미엄	RISK	6(17.1%)
5	도매물가지수	WPI	6(17.1%)
6	수출물가지수	EXPI	6(17.1%)
7	도소매액지수	WRTRAD	5(14.3%)
8	정부부문 통화공급	GOVS	5(14.3%)
9	예금은행예금, 말잔	DEPDMBE	5(14.3%)
10	회사채 수익률	YCORB	5(14.3%)

### 3. 多要因 價格決定模型의 檢證

앞에서 선택된 변수에 의해 모델을 구성하면 식 (1)과 같다.

$$r = \alpha + \beta_1 \text{ULABOR} + \beta_2 \text{MANINV} + \beta_3 \text{RISK} + \beta_4 \text{EXPI} + \beta_5 \text{GOVS} + \beta_6 \text{YCORB} + \beta_7 \text{STOPRE} + \varepsilon \quad (1)$$



단,  $\beta_1 - \beta_7$ 은 각각 ULABOR, MANINV, RISK, EXPI, GOVSI, YCORB, STOPRE 등 거시경제 요인에 대한 민감도임.

여기에서 각각의 베타는 경제상태변수에 대한 요인위험으로 불려진다. 상수항  $\alpha$ 는 포트폴리오의 기대수익률이며  $\epsilon$ 는 개별주식의 특수한 요인에서 오는 오차항이다. 7개의 경제변수는 水準變數(level)가 아니고 이노베이션이 된다. 기존의 실증적 연구 (Chen, Roll & Ross(1986), Chen, Chen & Hsieh(1985) 등)와는 달리 두번째의 횡단면 회귀 분석에서 종속변수는 주식수익률에서 요인위험 (베타)에 거시경제요인( $f$ )을 곱한 것을 빼 값이다. 즉  $r - \beta x f$ 가 종속변수로 사용되었다.

그 이유는 두번째의 횡단면 회귀분석에 限定된(finite) 표본에서 보다 정확한(편의를 갖지 않는) 위험프리미엄( $\lambda$ )을 구하기 위해서이다.<sup>3)</sup> 이와 같은 회귀방법은 위험프리미엄의 편기오차(bias error)가 기존의 실증적 연구와 비교할 때 줄어들 수 있다는 의미에서 보다 정확하다고 할 수 있다.

〈표 6〉 거시 경제변수와 그들의 가격결정 요인

	ULABOR	MANINV	RISK	EXPI	GOVSI	YCORB	STOPRE	R <sup>2</sup>
회귀분석	-0.002	0.006	-0.154	-0.002	0.636	-0.008	-0.018	0.34

〈표 6〉에 나타난 값은 두번째 단계의 횡단면 회귀식에서 얻어진 1986년 3월에서 1989년 12월까지 총 46개의 기간의 회귀계수의 평균값이다.

1986년 3월이 최초월이 되는 것은 경제변수 이용가능기간이 81년 1월부터인데  $\beta$ 의 추정을 위해 5년이 필요하고, 증가율계산 및 상태공간모형의 안정화를 위해 2개월이 상실되었기 때문이다. 결과는 〈표 7〉에 제시되어 있다. 46개월간의 결과를 살펴보면 10% 유의수준하에서 t검정을 할 경우 ULABOR, MANINV, RISK, EXPI, GOVSI, YCORB, STOPRE 각각에 대하여 총 46개 중에서 유의성이 있는 비중이 65.2%, 58.2%, 65.2%, 60.9%, 73.9%, 60.9%, 67.4%로서 0이 아님을 보였다. 이는 우연히 0 이 아닐 확률 10%를 초과했다는 의미에서 모든 변수가 가격화 되었다고 볼 수 있다.<sup>4)</sup>

3) Cheong「6」, pp.60-62 참고

4) 이에 대한 검증방법은 단순히 시계열상의 유의성을 찾는 t검증이 아니고 다음과 같이 임계치(critical value)를 구하여 실시한다.

Ho : “변수가 가격화되지 못하였다”에 관한 검증시의 기각역에 관한 통계적인 의미

- 46개 횡단면 회귀분석을 하는 경우 각각의 회귀분석 시행은 서로 독립이라는것을 가정함.
- 유의수준  $\alpha = 0.10$ 로 주어진 후 t 검정을 하였으므로 각 시행에 있어서 기각역에 속할 확률은 10

〈표 7〉 횡단면분석 결과

년 월	위험 프리미엄	RISK	GOVIS	STOPRE	MANINV	EXPI	ULABOR	YCORB	F	R <sup>2</sup>
'86. 3	-0.009	-0.185	-0.052	-0.018	0.055	0.008	-0.003	-0.001	4.48	0.10
		-0.407	-0.062	-1.195	2.942	3.774	-0.343	-0.064		
4	-0.040	-0.220	0.652	-0.044	0.038	0.008	-0.007	0.076	7.24	0.15
		-0.491	0.809	-3.049	2.069	4.039	-0.698	-4.422		
5	-0.030	-0.652	-3.378	-0.055	0.014	-0.011	-0.022	-0.048	12.24	0.23
		-1.793	-5.049	-4.422	0.905	-6.008	2.749	3.260		
6	-0.044	-1.411	0.632	-0.092	-0.067	0.000	-0.001	-0.001	8.52	0.18
		2.545	0.607	-4.675	-2.847	0.113	-0.071	-0.039		

%라고 말할 수 있다.

즉  $p = \Pr(X_i > C) = 0.1$ , 단  $X_i$ 는 각 시행의 확률변수이며  $C$ 는 기각역임

◦ 각 시행  $X_i$ 는  $P=0.1$ 인 Bernoulli 시행이라고 할 수 있으며 각 46개 시행의 합이 서로 독립이라고 가정하였으므로 Binomial distribution을 따른다고 할 수 있음. 즉  $Y \rightarrow b(46, 0.1)$

◦  $n=46, P=0.1$ 인 이항분포(Binomial distribution)의 확률표는 다음과 같음.

시행발생(Y)	확률	누적확률	비중(% , 시행발생/46 * 100)
0	0.0079	0.0079	0
1	0.0401	0.0480	2.17
2	0.1004	0.1484	4.35
3	0.1636	0.3120	6.52
4	0.1954	0.5073	8.70
5	0.1823	0.6897	10.87
6	0.1384	0.8281	13.04
7	0.0879	0.9160	15.22
8	0.0476	0.9637	17.39
9	0.0223	0.9860	19.57
10	0.0092	0.9952	21.74
.	.	.	.
.	.	.	.
46	0.0000	1.0000	100.00

◦ 위의 표에서 볼 수 있듯이  $\Pr(Y > 7) = 0.084 < 0.10 = \alpha$ 이므로  $H_0$ : “변수가 가격화되지 못하였다” 라는 귀무가설은 시행발생이 8개 이상인 경우  $H_0$ 을 “not accept”하며 이때의 비중은 17.39% 이상인 경우임. 그러나 본 연구에서의 각각의 비중은 65.2%, 58.7%, 65.2%, 60.9%, 73.9%, 67.74%로 각각 모두 위에서 제시한 17.39%를 크게 상회하여  $H_0$ : “변수가 가격화되지 못하였다”라는 귀무가설을 강력하게 “reject”하여 모든 변수가 가격화되었음을 증명하고 있음.

년 월	위험 프리미엄	RISK	GOVIS	STOPRE	MANINB	EXPI	ULABOR	YCORB	F	R <sup>2</sup>
7	-0.062	-0.974	3.821	-0.082	-0.025	-0.003	-0.007	-0.064	5.39	0.12
		-1.373	2.829	-3.147	-0.822	-0.808	0.479	-2.189		
8	-0.053	-0.435	3.439	-0.074	0.073	-0.002	-0.010	-0.001	8.75	0.18
		-0.689	3.089	-3.122	2.868	-0.635	-0.730	-0.049		
9	0.057	0.453	-1.103	0.096	0.032	.004	-0.008	0.015	18.06	0.31
		1.632	-2.329	9.348	2.942	3.324	-1.387	1.335		
10	0.011	0.424	3.761	0.056	0.009	-0.002	-0.021	0.007	43.31	0.52
		1.937	9.665	6.499	0.939	-1.855	-4.339	0.737		
11	-0.012	0.151	12.543	0.021	0.075	-0.002	0.011	-0.014	30.95	0.44
		0.339	11.860	0.923	3.191	-0.552	0.930	-0.655		
12	-0.004	-0.316	-4.203	-0.017	0.035	0.007	-0.015	-0.019	9.08	0.19
		-1.298	-5.597	-1.326	2.611	4.381	-2.251	-1.693		
'87. 1	-0.062	1.207	-6.457	-0.145	0.079	-0.012	-0.009	-0.049	9.99	0.20
		2.121	-3.595	-5.007	2.579	-3.216	-0.576	-1.837		
2	-0.173	-0.694	10.824	-0.212	0.006	-0.007	0.047	0.035	20.43	0.34
		-1.204	6.193	-7.117	0.205	-2.159	3.196	1.367		
3	-0.255	-2.354	2.026	-0.234	-0.101	-0.005	-0.104	-0.071	34.52	0.46
		-4.606	1.140	-7.385	-3.738	-1.543	-7.274	-3.003		
4	0.109	0.192	6.388	0.084	-0.003	-0.004	0.088	0.003	63.81	0.62
		0.820	8.992	5.467	-0.219	-2.753	15.604	0.276		
5	-0.033	-0.510	1.370	-0.047	0.008	-0.008	0.020	-0.004	6.79	0.15
		-2.358	1.689	-2.705	0.657	-5.115	2.642	-0.383		
6	0.074	-0.721	-7.779	0.022	0.917	-0.004	0.021	-0.014	33.51	0.46
		-4.501	-11.447	1.475	1.671	-2.894	3.262	-1.586		
7	-0.084	0.468	1.028	-0.094	-0.001	-0.002	-0.006	-0.014	2.64	0.06
		-1.509	0.667	-3.327	-0.051	-0.774	-0.445	-0.849		
8	0.043	0.121	0.191	0.077	0.052	0.000	-0.051	-0.013	15.22	0.28
		0.695	0.194	3.944	4.046	-0.075	-6.118	-1.456		
9	-0.002	-0.149	1.025	-0.023	0.074	-0.009	0.004	0.027	16.63	0.29
		-1.085	1.282	-1.422	7.027	-6.668	0.607	4.178		

년 월	위험 프리미엄	RISK	GOVIS	STOPRE	MANINB	EXPI	ULABOR	YCORB	F	R <sup>2</sup>
10	-0.015	0.435 2.977	-0.823 -0.930	0.020 1.135	-0.002 -0.163	-0.005 -2.948	-0.065 -8,156	-0.022 -3.076	19.94	0.33
11	-0.043	0.385 2.796	4.628 5.502	-0.012 -0.711	-0.051 -4.237	-0.001 -0.861	-0.019 -2.241	0.011 1.646	11.81	0.23
12	0.001	-0.751 -5.142	2.950 3.067	0.019 1.015	0.034 2.498	0.002 1.064	-0.031 -3.389	0.024 3.270	13.94	0.26
1	0.111	-0.032 -0.127	-22.293 -14.295	0.028 0.940	-0.101 -4.666	-0.004 -1.735	0.109 7.279	-0.070 -6.034	51.85	0.57
2	0.016	-0.194 -1.474	1.971 1.818	0.005 0.337	-0.014 -1.253	-0.004 -3.021	0.032 3.677	0.005 0.713	6.25	0.14
3	0.026	-0.412 -3.177	3.908 3.711	0.013 0.811	0.039 3.510	-0.014 -10.520	-0.011 -1.312	-0.08 -1.215	38.27	0.49
4	0.012	-0.402 -4.373	-3.479 -4.848	0.003 0.303	0.041 5.252	0.001 0.957	-0.007 -1.324	0.013 3.186	19.88	0.33
5	-0.036	-0.701 -4.584	7.968 6.544	-0.024 -1.333	0.001 0.042	0.002 0.909	-0.006 -0.631	-0.038 -5.341	19.99	0.33
6	0.026	-0.680 -8.817	0.104 0.171	0.013 1.457	-0.009 -1.355	-0.008 -8.902	0.030 6.518	0.012 3.115	43.42	0.52
7	0.016	-0.190 -1.337	8.056 7,700	0.27 1.735	-0.028 -2.322	-0.002 -1.137	0.002 2.229	-0.016 -2.496	20.26	0.34
8	0.071	-0.147 -1.823	3.068 5.140	0.063 7.188	0.002 0.308	-0.003 -3.323	0.009 2.040	0.004 1.039	22.31	0.36
9	0.009	-0.818 -9.953	-3.624 -5.980	0.032 3.484	-0.005 -0.701	-0.001 -0.804	-0.024 -5.021	-0.038 -9.660	36.49	0.48
10	-0.019	0.247 2.428	3.802 5.501	-0.025 -2.432	-0.004 -0.527	0.008 7.640	0.018 3.265	0.027 5.862	27.21	0.41
11	-0.063	1.163 7.769	-3.290 -3.160	-0.104 -6.801	0.040 3.413	-0.001 -0.588	0.024 2.947	0.075 11.391	43.69	0.52
12	-0.054	0.543 3.999	2.310 2.734	-0.075 -5.612	0.005 0.468	-0.006 -4.428	0.021 3.184	0.008 1.217	14.38	0.27

년 월	위험 프리미엄	RISK	GOVIS	STOPRE	MANINB	EXPI	ULABOR	YCORB	F	R <sup>2</sup>
'89. 1	0.014	0.994 8.897	-1.186 -1.752	0.042 3.764	-0.035 -4.584	-0.003 -2.767	-0.020 -3.761	0.010 1.957	37.56	0.49
2	-0.100	-0.210 -1.674	0.494 0.688	-0.084 -7.114	-0.004 -0.496	0.002 1.526	-0.030 -5.205	-0.023 -4.087	15.47	0.28
3	-0.103	-0.389 -1.947	0.340 0.286	-0.124 -6.278	0.039 3.029	-0.002 -1.021	-0.025 -2.589	0.038 4.231	12.30	0.24
4	0.089	-0.791 -6.987	6.765 9.881	0.059 5.043	0.077 10.364	-0.002 -2.376	0.004 0.734	-0.024 -4.749	43.84	0.52
5	-0.008	-1.285 -14.534	-3.230 -6.106	-0.005 -0.527	0.013 2.507	-0.002 2.603	0.011 -20.893	-0.082	84.21	0.68
6	-0.005	0.476 4.283	-1.400 -2.361	0.038 3.718	-0.069 -10.107	0.006 7.251	-0.013 -2.795	0.046 8.914	44.73	0.53
7	-0.007	-0.075 -0.855	-2.044 -4.196	-0.001 -0.168	-0.001 -0.194	-0.005 -7.132	-0.012 -3.175	-0.019 -4.461	16.53	0.29
8	-0.055	-0.426 -3.444	-1.658 -2.426	-0.035 -2.972	-0.018 -2.092	0.000 0.283	-0.022 -4.147	-0.002 -0.412	8.72	0.18
9	0.033	0.278 3.990	-0.194 -0.507	0.054 7.938	0.002 0.382	0.006 9.474	-0.022 -7.354	0.004 1.257	30.45	0.43
10	0.065	0.276 3.969	2.546 6.629	0.066 9.669	0.001 0.251	0.000 0.312	0.007 2.430	-0.029 -9.166	49.86	0.56
11	-0.009	0.816 7.861	2.874 5.092	0.001 0.123	-0.053 -7.552	0.005 5.133	0.001 0.329	0.051 10.665	33.59	0.46
12	-0.039	0.417 2.448	-4.014 -4.391	-0.040 -2.448	0.010 0.877	-0.003 -2.054	0.003 0.485	-0.042 -5.379	15.12	0.28
MEAN	-0.014	-0.154 3.328	0.636 4.185	-0.018 3.492	0.006 2.502	-0.002 3.073	-0.002 3.055	-0.008 3.583	24.64	0.34

\* 각월의 첫째행은 횡단면 분석시의 회귀계수이며 그 밑의 행은 t통계량임. 평균의 경우 첫째행은 각 계수의 평균이고 둘째행은 t통계량의 절대값의 평균임.

한편 F통계량을 기준으로 살펴보면, 전 기간에 걸쳐, 모든계수가 동시에 0이 아니라는 의미에서, 모형이 의미를 갖는다고 해석할 수 있다.

R<sup>2</sup> 통계량의 경우 1989년 기간동안 절반이상의 기간이 40% 이상의 높은 상관관계를 보여주는데, 이는 최근에 올 수록 선택된 거시경제변수들이 설명력이 증가함을 의미한다고 생각된다.

한편 미국시장에 대한 Cheong(6)의 연구를 살펴보면, 이자율 기간구조변수, 위험프리미엄, 미예측물가변동, 산업생산의 미예측변동, S&P500 주가지수를 이용한 경우 분석기간의 44%, 35%, 38%, 29%, 31%가 10% 유의수준하에서 의미가 있음(0이 아님)을 보여주고 있다. 미국시장의 경우 한국시장보다 모형의 적합도가 떨어지는 것은 한국시장이 거시경제변수에 의해 더 잘 설명될 수 있음을 시사하는데, 이는 韓國市場의 非效率性(inefficiency)에서 기인한다고 보인다.

#### IV. 要約 및 結論

본 연구는 巨視經濟變數의 이노베이션이 한국주식시장에서 보상을 받는 위험인지의 여부를 검증하였다. 즉 정부부문 통화공급, 단위노동비용, 수출물가지수, 제조업 제품재고지수, 채권위험프리미엄, 회사채수익률, 종합주가지수 등 거시경제변수들의 미예측변동이 주식시장수익률에 영향을 주는지의 여부를 검증하였다.

본 연구의 주요결과는 지난 9년간 기대주식수익률과 거시경제변수 사이에 통계적으로 유의성이 있는 관계가 있었다는 것이다. 즉 정부부문 통화공급, 단위노동비용, 수출물가지수, 제조업 제품재고지수, 채권위험프리미엄, 회사채수익률, 종합주가지수 등 거시경제변수 각각의 변화가 9년에 걸쳐 평균적으로 주식의 기대수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다.

미국시장에 대한 연구결과와 비교해 보면 검증기관과 설명변수는 다르지만, 대체로 한국시장에서 거시경제변수의 영향력이 더 큰 것으로 나타났다.

거시경제변수의 기간별 추이를 R<sup>2</sup>통계량을 중심으로 살펴보면 최근에 올수록 거시경제변수들의 설명력이 증가함을 보여주고 있다. 한편 개별경제변수들을 t통계량 중심으로 보면 종합주가지수, 단위노동비용, 회사채수익률은 일부기간에 그 설명력을 상실하며 표본기간에 민감함을 드러내 주었다.

본 연구의 限界는 다음과 같다. 첫째, 우리나라에는 만기가 서로 다른 다양한 채권이 거의 없는 형편이다. 즉 대부분 유통되는 것이 단기채권이고, 중장기채권이 거의 없기

때문에 이자율의 기간구조를 파악할 대체변수가 존재하지 않는다. 따라서 기간구조에 관한 변수는 고려하지 못하였다. 둘째, 앞에서도 지적한 바 자료의 미비로 채권위험프리미엄이 제대로 측정되지 못하였다. 셋째, 경제변수의 이노베이션을 구하기 위하여 상태공간모형을 사용하였으나 이것이 합리적 예측치를 대표한다고는 볼 수 없다. 따라서 주요 거시경제변수에 대한 예측을 정기적으로 전문가, 학자, 금융실무자 등으로부터 수집하여 체계적인 예측치를 구성해 보는 것도 필요하다고 본다.

<부 록>

< 거시경제요인 >

분 야	거 시 경 제 요 인
통화금융	화폐발행액(말잔, 평잔) 본원통화(말잔) 통화(말잔, 평잔) 총통화(말잔, 평잔) M3(말잔) 부문별 통화공급 : 국내신용 정부부문 정부대행기관 민간부문 해외부문 해외자산 해외부채 기타부문 예금은행예금(말잔, 평잔) 예금은행 정기 및 저축성예금(말잔) 예금은행 요구불예금(말잔) 한국은행예금(말잔, 평잔) 예금은행대출금(말잔, 평잔) 시중은행 정기예금금리 시중은행 일반대출금리 회사채수익률

	<p>국민주택채권수익률 어음부도율 요구불예금회전율(시중은행)</p>
산 업	<p>산업생산지수(전체, 제조업) 생산자출하지수(전체, 제조업) 생산자제품재고지수(전체, 제조업) 제조업생산능력지수 제조업가동율지수 건축물 건축허가 국내건설 수주액 기계수주 도·소매 판매액지수 제조업제품 재고지수</p>
고용 및 임금	<p>취업자(총계, 제조업) 임금(총계, 제조업) 신규채용율(제조업) 단위노동비용 지수(제조업) 근로자지수(제조업) 생산자 근로시간(제조업)</p>
물 가	<p>도매물가지수 소비자물가지수 수출물가지수 수입물가지수</p>
무역 및 외환	<p>수출 수입 대미달러환율 대미엔화환율 신용장내도액 경상수지</p>



	무역수지 무역외수지 이전거래(순)
경기지수	선행경기종합지수 동행경기종합지수 후행경기종합지수
증 권	한국종합주가지수(말잔, 평잔) 평균 PER 배당수익률
채권 프리미엄	회사채수익률과 국민주택채권수익률의 차이

## 참 고 문 헌

- 정기웅, 임호순, “주가결정요인수에 관한 연구—그룹간 요인분석을 중심으로,” 계간 쌍용투자, 1991, 봄호, pp.7-25
- 구맹희, 신민식, “보통주의 체계적 위험과 거시경제변수간의 관계,” 재무관리연구, 1990. 12, pp.115-152.
- Abram, B. and J. Ledolter, *Statistical Methods for Forecasting*, John Wiley & Sons, Inc, 1983.
- Chan, K.C., Chen N & D, Hsieh(1985), “An Explanatory Investigation of the Firm Size Effect,” *Journal of Financial Economics*, pp.451-471.
- Chen, N., Roll, R, & S. Ross(1986) “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, pp.383-403.
- Cheong, K.(Dec. 1988), “A Test of the Multi-Factor Asset Pricing Model with the ASA-NBER Macroeconomic Forecasts”, Ph.D. Dissertation, State Univ. of NY at Albany.
- Fama, E.F.(1981), “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money,” *American Economic Review*, pp.607-636.
- Fama, E.F. and J.D. MacBeth(1973), “Risk, Return, and Equilibrium Empirical Tests,” *Journal of Political Economy*, pp.607-636.
- Gertler, M. and E.L. Grinols(1982), “Unemployment, Inflation, and Common Stock Returns,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, pp.216-223.
- A.C.Harvey, *Time Series Models*, 1981.
- Legman, B.N. and D.M. Modest(1985), “The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory 1 : the Empirical Tests,” *Research Paper No. 821*.
- McElroy, M.B. and E. Burmeister(1987), “Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Non-linear Multivariate Regression Model : ITNLSUR Estimates,” *NBER Working Paper*.
- Merton,R(1973),〈An Intertemporal Capital Asset Pricing Model〉, *Econometrica*, pp. 867-880
- R. Roll(1977), “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests ; part 1 : on Past and Potential Testability of the Theory,” *Journal of Financial Economics*, pp. 129-176.

- Ross, R.(1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, pp. 34-360.
- Shanken, J. and M. I. Weinstein(1985) "Testing Multifactor Pricing Relations with Prespecified Factors".
- Stambaugh, R.(1982), "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model," *Journal of Finance*, pp.237-268.
- Sweeney, R. and A. Warga(1986), "The Pricing of Interest-Rate Risk : Evidence from the Stock Market", *Journal of Finance*, pp.393-410.