

# 1990년대의 국내외 주가수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석

- 외국과의 비교 연구를 통한 실증분석 -

김 중 권 \*

## 1. 서론

시장변동성의 결정요소에 대한 이해는 기업금융(Corporate Finance)과 자본시장(Capital Market)에 많은 중요한 의미를 가지고 있다. 예를 들면, Bollerslev, Engle과 Wooldrige(1988)는 주식시장 변동성이 미국경제에서 시장가격형성과 경제의 전반적인 건전성, 자본 배분의 효율성, 평균 자본비용에 영향을 준다는 사실을 발견하고 있다. Solnik(1993)와 Harvey(1993)는 시장변동성을 포함하는 정보가 예측될 때 포트폴리오 배분에 의미를 지니게 된다는 것을 지적하고 있다. 이에 따라 시장참가자가 내일의 포트폴리오 분산(Variance)이 어떨 것인지를 예측할 수 있을 경우 포트폴리오 자산구성에 있어서 통계적으로 유의성이 있는 자산배분을 할 수 있을 것이다. 최근에는 Shiller(1994)에 의하여 금융시장에서 위험을 헷지(Hedge)할 수 없는 개인 스왑위험(Swap Risk)에 대한 헷지능력을 높일 수 있는 수단으로서 거시경제에 기반을 둔 파생상품 개발의 필요성이 제기되고 있다. 하지만 주식시장이 거시경제에 연결되어진다는 것과 주식이 파생 금융상품과 관련되어 있다는 것은 별개의 문제이다. 따라서 수 많은 논문들은 미국 주식시장 변동성이 거시경제와 연결되어 있다는 것에 초점을 두고 있다. Schwert(1989)와 Officer(1973)는 시장변동성이 명목과 실질 경제변수들에 관련되어 있다는 것을 발견하고 있다. Schwert(1989)는 변동성이 business cycle과 역행하고(counter-cyclical) 있다는 사실을 얻고 있다. 그러나 그는 미국 시장변동성과 미국 경제의 변동성 사이에 강한 체계적인 관계가 있다는 것을 발견하지는 못하고 있다. 비록 미국의 결과가 완전하지는 못하지만 결과적으로 환경조건들이 시간에 의존하여 변함에 따라 주식시장을 포함하는 다양한 경제지표들을 개발할 수 있을 것으로 기대되고 있다.<sup>1)</sup> 그러므로 유럽 주식시장의 변동성에 대한 연구를 토대로 기초 거시경제가 유럽투자자들과 정책당국에 직접적으로 유의한 정보를 제공해주지는 못할 지라도 이들에게 새로운 견해를 제공해줄 수는 있을 것이다. 이들 유럽국가들에는 독일, 프랑스, 이태리, 네덜란드 등이 포함되고 있다. 이 4개의 유럽시장은 1998년 6월까지의 모든 유럽주식시장의 자본가치의 상당한 액수에 달할 것으로 추정된다.

본 연구는 또한 미국을 포함시키고 있는 데 이는 비교의 관점에서와 Schwert(1989)의 연구결과를 검토해 본다는 것에서 중요하다. 그 밖에 거시경제변수 중 통화량과 주가에 관한 기존연구 결과는 <표 1>에 상세히 소개되어 있다.

\* 신홍대학 경상정보계열 전임강사

1 현재 전세계적으로 주식시장 연계성(linkage)에 대한 연구결과는 많지 않다. Kim과 Singal(1993)은 Kupiec(1991)에 의하여 가설로 제시된 '이머징마켓 변동성이 business cycle과 자본자유화에 의하여 직접적으로 OECD 국가들의 시장변동성에 따라 연결되어 있다'는 것이 사실임을 증명하고 있다.

2장에서 나는 한국, 미국, 유럽 4개국과 호주 주가수익률과 거시경제적 변수 사이의 데이터 및 통계분석을 하기로 한다. 3장에서는 주식시장 수익률 변동성의 시계열 변수에 대한 경제적 의미를 살펴볼 예정이다. 그리고 다양한 변수들을 정상적(Stationary)인 상태로 만들어 수익률 변동성에 대한 모형구성을 하기로 한다. 그리고 거시경제변수와 주식시장 변동성 사이의 관계를 살펴보기로 한다. 예를 들면 여기에서는 미국 주식시장과 달리 한국, 유럽 4개국, 호주시장에서 주식시장 변동성이 과거 거시경제변수의 변동성의 추정치에 따라 예측 가능할지에 관한 연구에 초점을 둘 것이다. 그리고 난 후에 예측 불가능한 거시경제적 충격에 의한 수익률 변동성의 동태적인 반응을 평가하고 분석할 것이다. 마지막으로 4장에서 요약하고 결론을 내리기로 한다.

< 표 1. 국내외의 통화량과 주가에 관한 기존연구 >

구 분	분석방법	결 론
Cooper(1972)	화폐수량설과 효율적 시장가설 모형 이용, 스펙트럼 분석	예측된 통화공급량의 변화는 주가에 이미 반영되며 예측되지 않은 통화량 변동만이 주가에 선행함 주식의 투자수익은 통화량의 변화에 앞서가며 또 통화공급량의 변화는 주식의 투자수익에 큰 영향을 미치지 않음
Hamburger & Kochin(1972)	회귀분석 (기대물가상승률, 통화증가율, 회사채수익률)	통화량 변동은 장기채권시장보다 주식시장에 단기적인 영향을 더 많이 미치어 간접적인 경로보다 직접적인 경로를 통해서 주가를 변동시킴
Palmer(1970)	도표분석	통화량과 주가와는 깊은 관계가 있으며 통화 공급량의 변화가 주가보다 앞섬

&lt;표 1. 국내외의 통화량과 주가에 관한 기존연구 (계 속) &gt;

구 분	분석방법	결 론
Rogalski & Vinso(1977)	교차상관분석	주가변동은 통화량 변화의 5개월 미래시차항과 정(+)의 관계를 갖음 통화공급량은 주식의 투자수익에 중요한 영향을 미치며 그 변화가 역으로 통화공급량의 변화를 유도함
Sorensen(1982)	합리적 기대하의 회귀분석	통화공급을 예측된 부분과 예측되지 못한 부분으로 나누어 분석할 때 예측하지 못한 통화량 변동만이 현재의 주가에 선행함
Sprinkel(1964)	도표분석	최고점에서는 통화증가율이 주가지수에 1개월 선행하고 최저점에서는 2개월 선행함
대우경제연구소 (1988)	회귀분석, 상관관계 검정	통화증 M2와 M3의 설명력이 가장 높으며 주가에 미치는 영향이 단기간에 모두 반영됨으로써 평균시차는 통화증감이 주가에 1~2개월 선행하는 것으로 나타남
허세립(1991)	VAR모형	80년 이후의 자료를 사용하여 분석하였음 교차상관관계에서는 총통화의 과거시차변수와 주가의 상관관계보다 총통화의 미래시차변수와 주가간의 상관관계가 작아서 총통화로부터 주가로의 영향력이 주효하였을 것이라는 결론을 도출함 인과관계 검정에서는 총통화에서 주가로의 인과관계가 강하게 나타남

자료: 허세립(1991) 참조

## 2. 데이터와 통계분석

이 논문은 1990년부터 1999년 12월까지의 월별 데이터에 의하여 분석하기로 한다.<sup>2)</sup> 여기서는 관측치의 수를 극대화시키기 위하여 분기별 보다는 월별 데이터를 사용할 것이다. 그러나 GDP와 같은 데이터는 분기별로 집계되므로 어려움을 갖고 있다. 이에 따라 이 연구에서 사용된 실물경제의 대용변수로서는 산업생산을, 통화부문의 대용변수로서는 통화 공급과 인플레이션을 사용하기로 한다. 모든 변수들은 주가와 거시경제의 수준변수보다는 주식시장 수익률, 통화증가율 및 산업생산증가율로서 사용할 것이다.<sup>3)</sup> <표 2>는 각 국의 주식시장 수익률, 산업생산증가율, 통화공급증가율, 인플레이션율에 대한 평균, 분산, 왜도(Kurtosis)의 결과이다.

2 한국의 경우 분석기간을 1980년 1월부터로 관찰자료의 수를 증가시켜도 결과는 동일하였음

3 이것은 비정상적(non-stationary) 변수들과 관련된 가성회귀(spurious regression)의 문제를 회피하기 위한 것이다.

< 표 2. 데이터분석 >

구 분	평 균	분 산	왜 도
수익률			
이태리	1.095	50.157	4.589
네덜란드	0.998	25.452	5.609
프랑스	1.076	35.311	4.555
독일	0.922	30.001	4.904
호주	1.055	49.350	4.897
한국	0.725	53.632	1.900
미국	0.893	18.002	5.667
산업생산증가율			
이태리	0.371	6.187	7.012
네덜란드	0.364	5.712	6.825
프랑스	0.311	8.599	59.929
독일	0.308	5.222	13.101
호주	0.435	1.056	0.823
한국	0.512	6.099	3.434
미국	0.293	1.004	8.312
통화공급증가율			
이태리	1.341	13.031	15.706
네덜란드	0.812	5.911	6.378
프랑스	0.918	6.085	28.932
독일	0.933	7.912	6.332
호주	1.877	1.788	1.111
한국	1.361	1.807	0.623
미국	0.715	2.909	3.744
인플레이션율			
이태리	0.819	0.522	4.701
네덜란드	0.519	0.618	13.009
프랑스	0.716	0.348	3.587
독일	0.488	0.332	3.877
호주	0.565	0.250	2.044
한국	0.506	0.318	2.828
미국	0.599	0.312	4.358

여기에서 사용된 자료는 거시경제적 요인들의 변동성과 분산을 통하여 주식시장 변동성에 어떻게 영향을 주는 지를 알아보기 위하여 사용되어진다. <표 2>의 결과에서 이태리의 주식시장과 인플레이션율의 변동성이 나머지 국가들에 비하여 가장 큰 것을 알 수 있다. 그리고 통화공급증

가율과 산업생산증가율에서는 세 번째 정도에 위치하고 있음을 알 수 있다. 다른 한편으로 미국의 주식시장은 같은 기간동안에 비교적 낮은 변동성을 나타내었으며 산업생산증가율, 통화공급증가율과 산업생산증가율에서 마찬가지로의 결과를 보이고 있는 것을 나타내어 주고 있다. 독일의 경우에는 선행적인 판단에서와 같이 가격변화율이 가장 낮은 위치에 머무르고 있음을 알 수 있다. 그러나 주식시장수익률과 통화공급증가율은 각각 세 번째와 네 번째 정도의 낮은 수치를 보이고 있다.

### 3. 추가수익률에 대한 거시경제적 요소들의 영향분석

이번 3장에서 거시경제적 요소들이 주식시장수익률에 대한 예측력이 있는지를 알아보기로 한다. 그리고 거시경제변수들과 주식시장 사이에 어떤 관련성이 있다면 인과성(causality)의 방향을 결정할 수 있는지를 조사하기로 한다. 이러한 인과성검정은 주식시장과 거시경제적 요소들의 변동성으로 구성되는 VAR모형으로서 추정이 가능하다. 이는 몇가지 가설을 세움으로써 시작된다. 첫째로는 거시경제 요소들이 주식시장을 설명할 수 있다는 것이다. 둘째로는 주식시장 수익률과 거시경제변수 사이에 인과성(causality)의 방향에 관한 증명이다. 이 가설을 토대로 하여 VAR모형을 구성하면 다음 식(1)과 같다.

$$Y_t = VD_t + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t \tag{1}$$

여기에서  $Y_t$ 는 추가수익률, 인플레이션율, 산업생산증가율, 통화공급증가율과 같은 변수들의 추정된 분산의  $4 \times 1$  행렬이다.  $Y_t$ 의 구성요소들은 정상적(Stationary)변수로서 가정된다.  $D_t$ 는 12개월의 더미변수이고  $V$ 와  $A_1$ 은 각각  $12 \times 4$ 와  $4 \times 4$ 의 계수행렬이다.  $U_t$ 는 백색잡음(White noise) 과정에 들어 있다. 즉  $E_t(=0, E(U_t U_s))$ 는 비특이행렬이고(nonsingular)  $U_t$ 와  $U_s$ 는  $s$ 와  $t$ 에 대해 독립이다.  $U_t$ 는 다항의 정규분포성을 가진다.  $B=(V, A_1, \dots, A_p)$ 의 계수행렬이고  $=VEC(B)$ 이다. 이러한 조건하에 최소자승추정치는 일치추정량이고(consistent) 정규분포성을 지닌다 즉,

$$\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta) \rightarrow N(0, \Gamma^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_{ii}) \tag{2}$$

여기에서  $\Gamma$ 는 방정식의 오른쪽 변수의 횡단의 멱 행렬(cross-product matrix)이다.<sup>4)</sup> 이 조건은 파라메타 공간의 부분집합에 대한 검정은 알려진 분포행태로서 전통적인 추론과정에 놓일 수 있음을 나타낸다.  $Y_t$ 의 과거 구성요소들은  $Y_t$ 의 각각 개별적인 구성요소의 현재 가치에 중요한 예측치이다. 특히, 방정식 (6)에서 각각 오른쪽 변수와 관련된 계수와 시차변수들은 0과

4

$$R_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \sum_{i=1}^4 \beta_i R_{t-i} + e_t$$

$R_t$ 는 알아보고자하는 변수를 뜻하고  $D_j$ 는 월별로 수익률을 포함하는 더미변수이다.

$$e_t^2 = a + b \cdot S_{t-1} + e_t$$

다르다는 것에 통계적으로 유의성이 없는지에 대한 검정을 실시한다. 공식에서  $jk$ 는  $A_i$ 의  $jk$  구성요소로 한다. 그 다음에 귀무가설은 변수  $k$ 의 시차변수가 변수  $j$ 의 미래 변동성에 대하여 통계적으로 유의성이 있는 예측치가 아니라는 것이다.

$$H_0: \alpha_{jk,1} = \alpha_{jk,2} = \dots = \alpha_{jk,p} = 0 \tag{3}$$

이 귀무가설은 Granger 인과성검정에 해당한다. Granger 인과성검정은 과거 변수에 의한 영향과 관련되어진다. 따라서  $x$ 변수가  $y$ 변수에 Granger 야기시킨다면  $x$ 가  $y$ 에 영향을 준다는 것을 의미한다. 방정식 (1)에서 귀무가설은 Wald 통계량에 의해 다음 식 (4)과 같이 표현된다.

$$\lambda_F = \hat{\beta}' C [C(ZZ)' \Gamma^{-1} \otimes GMA_U]^{-1} C \hat{\beta} N^{-1} \tag{4}$$

여기서  $N$ 은 귀무가설과 귀무가설하의 파라메타 공간을 제약하는  $C$ 가  $(N \times (K \times K + 12))$  행렬하의 제약된 변수의 개수를 의미한다.<sup>5)</sup> VAR 주가수익률 모형은 인플레이션율과 산업생산증가율, 통화공급증가율의 사차변수(4)에 의하여 구성된다. 만약 어느 변수의 과거값이 시차를 갖는 다른 변수 VAR의 수익를 방정식에 통계적으로 유의하다면 반복추정을 통하여 어느 구성요소가 다른 변수에 Granger 야기시킨다는 것이다. 통계적 유의성을 살펴보기 위하여 VAR의 4개의 방정식에서 Wald 통계량, 방정식의 오른쪽 변수의  $p$ -값을 사용한다. 예를들면 첫번째로 미국의 경우에서 수익를 자신의 값에 의해서만 유의하다. 그러므로 거시경제변수들은 미국에서 주가수익률에 유의한 영향을 주지 못하고 있다. 이것은 경제에서 기초경제변수의 불확실성에 주가수익률 불확실성이 어떻게 반응하는지 사전에 알기 어렵다는 것을 의미한다.

독일과 프랑스에 대해서는 시차를 가진 통화공급증가율이 주식시장 수익률 변동성에 Granger 인과관계를 가진다는 것을 발견할 수 있다. 이는 독일의 정책당국이 통화량의 안정적인 공급에 따라 주가수익률에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것이다. 다른 한편으로 프랑스에서도 통화안정정책에 중요한 시사점을 제공하여 주고 있다. 예측되지 않은 긴축통화정책을 실시할 경우의 경제에 대한 영향을 살펴봄으로써 통화안정정책이 유럽단일통화체제에 어떤 긍정적인 영향을 주는지 등에 관하여 살펴볼 수 있는 것이다.<sup>6)</sup> 이와는 대조적으로 이태리와 네덜란드에서는 통화정책의 불확실성보다 실물경제의 불확실성이 주가수익률에 보다 큰 영향을 준다는 것을 발견할 수 있었다. <표 2>에서 제시된 것처럼 이들 나라들의 인플레이션율은 다른 나라에서보다 높은 수준을 나타내고 있다. 이것은 이들 나라의 경제에서 가격수준이 높은 수준에 달하고 있으므로 실물경제변수의 증가율이 증가하면 상품의 가격 인플레이션과 명목임금이 상승하는데에 큰 영향을 미치지만 상대적으로 가격변수의 통화정책 민감도는 감소한다는 것을 의미한다. 이것은 한국의 경우에서도 비슷하게 나타나고 있다.

5 Lukepohl(1991)에서 제시된  $\Sigma_U$ 를 추정하는데에 포기되는 자유도에 대하여 NDP 의한 제약으로 사용되어진다. 이것은  $t-k$ 의 자유도,  $N$ 개의  $F$ -분포에서  $X$ -분포에 의한 Wald 통계량으로 구해진다.

6 이것은 기초경제변수와 주가수익률 사이에 명시적으로 보다 크게 관련되어 있다면 이들 변수들이 구조변화에 중요한 성격을 띠게 될 것으로 기대된다.

&lt;표 3. VAR 추정치 결과&gt;

구 분	주가수익률	인플레이션율	산업생산증가율	통화공급증가율	BP(12)
미 국					
주가수익률	3.5912 (0.011)	0.9062 (0.519)	1.0045 (0.419)	0.5121 (0.990)	11.51
인플레이션율	1.6421 (0.290)	3.7080 (0.009)	0.6116 (0.712)	1.3489 (0.346)	11.03
산업생산증가율	1.6597 (0.278)	1.4011 (0.382)	3.2467 (0.199)	1.2072 (0.468)	11.84
통화공급증가율	1.3115 (0.412)	1.0032 (0.354)	1.5005 (0.198)	13.8497 (0.001)	23.58
독 일					
주가수익률	4.6623 (0.000)	0.0888 (0.884)	1.3349 (0.253)	2.5443 (0.037)	8.90
인플레이션율	0.6302 (0.605)	1.4932 (0.191)	1.0212 (0.390)	0.7015 (0.615)	7.35
산업생산증가율	0.9833 (0.400)	0.5758 (0.654)	4.6018 (0.000)	0.6081 (0.658)	7.12
통화공급증가율	2.2018 (0.072)	0.3211 (0.903)	0.4490 (0.518)	1.601 (0.161)	52.75
프 랑 스					
주가수익률	2.4283 (0.050)	0.5888 (0.800)	0.5112 (0.700)	2.6223 (0.038)	13.51
인플레이션율	0.7786 (0.523)	8.2478 (0.000)	0.5317 (0.689)	0.0988 (0.888)	7.21
산업생산증가율	0.8281 (0.434)	3.4225 (0.089)	42.2295 (0.000)	0.2344 (0.677)	3.32
통화공급증가율	3.5121 (0.032)	0.2154 (0.875)	1.1932 (0.341)	7.9341 (0.000)	24.68
이 태 리					
주가수익률	4.7147 (0.000)	0.8889 (0.483)	2.7923 (0.028)	1.7145 (0.123)	6.34
인플레이션율	0.6780 (0.573)	8.8237 (0.000)	1.1003 (0.256)	0.5117 (0.690)	23.17
산업생산증가율	1.2419 (0.091)	1.1101 (0.389)	7.5791 (0.000)	1.7476 (0.124)	4.94
통화공급증가율	0.8976 (0.235)	1.9545 (0.190)	0.3412 (0.334)	0.4618 (0.399)	40.54
네덜란드					
주가수익률	1.2729 (0.099)	1.2334 (0.284)	2.3776 (0.050)	0.2778 (0.895)	6.88
인플레이션율	0.8211 (0.456)	14.9191 (0.000)	1.1145 (0.289)	1.1112 (0.379)	28.04
산업생산증가율	1.9232 (0.097)	1.6318 (0.099)	1.3144 (0.289)	0.9755 (0.411)	13.77
통화공급증가율	0.6799 (0.637)	1.4878 (0.285)	2.8443 (0.018)	2.45061 (0.039)	21.34

표 3. VAR 추정치 결과(계 속)

구 분	주가수익률	인플레이션율	산업생산증가율	통화공급증가율	BP(12)
호 주					
주가수익률	1.5601 (0.253)	0.4881 (0.745)	0.2446 (0.907)	2.5413 (0.100)	4.56
인플레이션율	2.1651 (0.140)	2.7011 (0.086)	0.0938 (0.982)	0.1343 (0.966)	8.85
산업생산증가율	3.1855 (0.057)	0.3390 (0.846)	0.3324 (0.876)	0.2289 (0.916)	8.77
통화공급증가율	3.3126 (0.052)	0.3233 (0.857)	0.3283 (0.853)	3.19971 (0.057)	19.97
한 국					
주가수익률	9.4955 (0.000)	1.1785 (0.327)	0.4373 (0.852)	0.8452 (0.539)	8.23
인플레이션율	1.1838 (0.349)	4.3132 (0.001)	4.0206 (0.002)	6.2281 (0.000)	13.43
산업생산증가율	3.0006 (0.000)	2.9141 (0.013)	27.2446 (0.000)	0.7975 (0.575)	0.87
통화공급증가율	2.0248 (0.019)	2.1732 (0.055)	0.8781 (0.515)	14.5445 (0.000)	21.15

주 : VAR은 주가수익률, 인플레이션율, 산업생산증가율, 통화공급증가율과 4개의 시차변수로서 추정된다. 그리고 유의성을 가지는 p-값으로서 VAR계수들의 합을 나타낸다. BP(12)는 12개월의 시차를 가지는 오차항에서 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량을 의미한다.

통화공급증가율의 변동성은 독일과 프랑스의 경우 주가수익률에 Granger 야기시키고 있음을 알 수 있다. 반면에 <표 3>의 이태리와 네덜란드에서는 산업생산증가율이 주가수익률에 Granger 야기시키고 있다. 이와는 반대로 호주와 한국에서는 통화공급증가율과 산업생산증가율이 주가수익률에 Granger 야기시키고 있음을 알 수 있다. 다른 나라들에서는 거시경제변수들 중 어느 것도 주가수익률에 유의한 영향을 준다는 것을 발견하지는 못하였다.

어떤 요소의 분산의 기대치 못한 충격이 주어졌을 때 동태적인 주가수익률의 반응은 충격반응분석을 통하여 시간에 따른 영향으로 알아 볼 수 있다. 이것은 다음 식들의 방법에서 나타나는 같은 준이동평균(pseudo moving average)을 통하여 방정식 (1)에서 나타난 것과 같다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t-i}, \quad \Phi_0 = I_4 \tag{5}$$

$$\Phi_i = \sum_{j=1}^i \Phi_{i-j} A_j, \quad i = 1, 2, \dots \tag{6}$$

여기서  $\Phi_i$ 의 구성요소인  $\Phi_{ik}$ 는 변수 k에서 한단위 교란항충격에 변수 j의 반응을 나타내고 있다. 그리고 i는 기간을 표시하고 있다. 동시적인 시차를 가지는 교란항 j에서 다음 식(7)에 따라



정규분포성의 교란항에 직교화하고 있음을 알 수 있다.

$$\theta = \theta_i P \quad (7)$$

여기에서  $p$ 는 잔차항 분산-공분산행렬  $\Sigma_n$ 의 홀레스키분해(Choleski decomposition)를 의미한다.  $\theta_i$ 의 구성요소인  $\theta_{jk}$ 는  $i$ 기간 이전에 변수  $k$ 에 직교성을 갖는 교란항을 포함하는 변수  $j$ 의 반응을 나타내고 있다. <그림 1>과 <그림 2>의 독일과 프랑스의 경우 통화공급증가율 충격에 대한 추가수익률의 반응을 통하여 보면 통계적으로 유의하게 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 이들 국가에서 통화공급충격에 대한 추가수익률의 반응을 보면 약 2개월까지는 미미하게 나타나지만 2개월로부터 4개월 까지의 기간을 통하여 보면 4개월 후에 정점에 도달했다가 5개월 후에는 거의 소멸되고 있음을 알 수 있다. 그러므로 통화공급증가율은 추가수익률에 대하여 약 2개월부터 통계적으로 유의하게 양(+)의 방향으로 충격을 준 후에 4개월 후에는 정점을 보인 후 5개월 근처에서 정상상태로 돌아감을 알 수 있다. <그림 3>과 <그림 4>에서는 이태리와 네덜란드의 경우인데 산업생산증가율 충격이 일어난 후에 추가수익률이 어떻게 반응하는지를 보여 주고 있다. 이태리의 경우 산업생산증가율 충격이 발생하면 통계적으로 양(+)의 영향을 추가수익률에 2개월 후부터 주고 있으며 3개월에 정점을 보인 후 8개월 후에 정상상태로 돌아가고 있다. 네덜란드의 경우에는 산업생산증가율 충격이 발생한 후 2개월후에 정점을 보인 후 3개월에서 6개월까지 정상수준 이하로 추가수익률이 감소한 후 이전수준으로 증가하고 있다. <그림 5>와 <그림 6>을 보면 호주의 통화공급증가율과 산업생산증가율 충격이 발생한 후 추가수익률이 통계적으로 유의하게 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 호주에서 통화공급증가율이 증가하면 2개월후부터 추가수익률에 영향을 주기 시작하고 5개월에서 정점을 보이고 7개월 후에 정상상태로 돌아가고 있음을 알 수 있다. 그리고 산업생산증가율이 증가하면 1개월 후부터 추가수익률이 반응하기 시작하고 3개월 후에 정점을 보인 후에 8개월 후에 정상적인 수준을 보이고 있다. 1990년 이후의 자료를 사용한 <그림 7>과 <그림 8>의 한국의 경우에는 통화공급증가율이 증가한 후에 이 충격은 약 3개월 후에 추가수익률에 양(+)의 통계적 유의성을 보인후, 5개월에 정점을 보이고 8개월에 정상상태로 돌아감을 알 수 있다. 그리고 산업생산증가율이 증가하는 충격이 발생한 후에는 약 1개월 후에 추가수익률에 양(+)의 통계적 유의성을 갖고 있으며 4개월 후에 정점을 보인 후 8개월까지 정상상태로 복귀하고 있다. 그리고 산업생산증가율은 통화공급증가율보다 추가수익률에 보다 빠른 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 회사의 수익정보가 추가수익률에 즉각적으로 영향을 주고 있는데에서 알 수 있다. 이와는 반대로 통화공급증가율이 증가하면 유동성을 통하여 추가수익률에 영향을 주고 있다. 통화공급증가율의 경우가 가격상승을 통한 판매증가와 회사의 수익 상승 그리고 추가수익률에 대한 영향은 1년 이상의 기간을 가질 것으로 예측할 수 있다. 그러므로 경제성장을 회복을 통한 통화공급증가율과 산업생산증가율의 증가는 추가수익률의 증가에 중요한 역할을 하고 있는 것으로 알 수 있다. G7국가중에서 상대적으로 소규모 국가인 이태리와 네덜란드의 경우에는 이러한 결과들과 일치하고 있음을 알 수 있다. 따라서 과거의 같은 경제성장률의 회복 후에 산업생산증가율의 증가는 통화공급증가율보다 추가수익률 증가에 보다 밀접한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

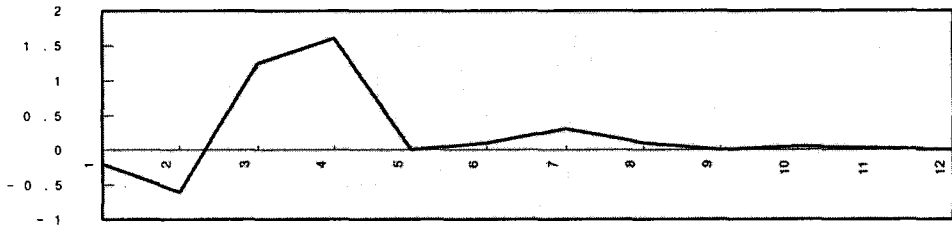


그림 1. 독일의 경우 통화공급증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

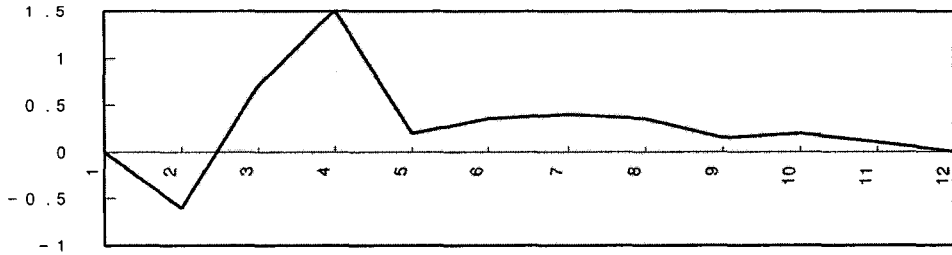


그림 2. 프랑스의 경우 통화공급증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

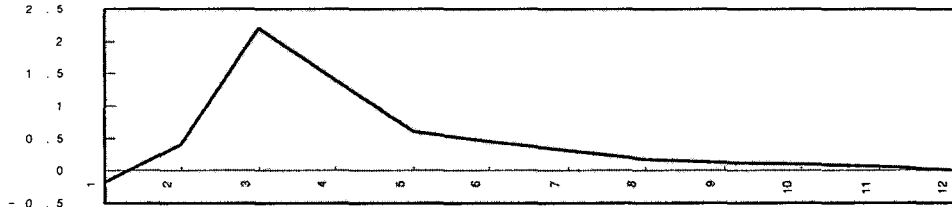


그림 3. 이탈리아의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

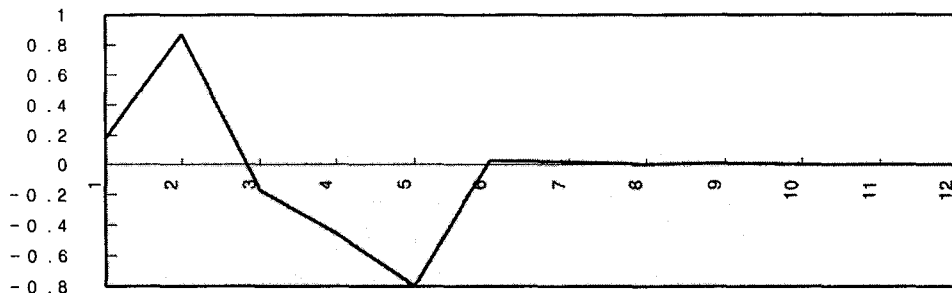


그림 4. 네덜란드의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

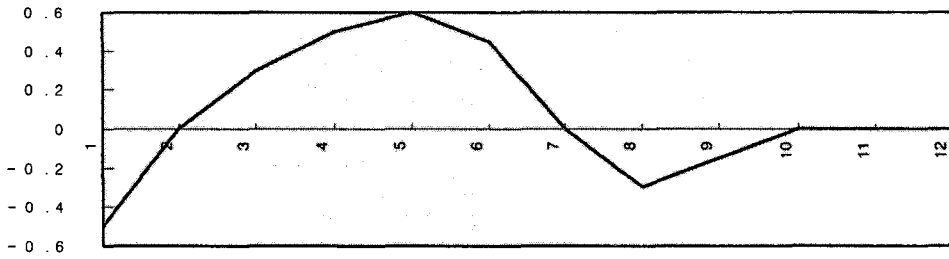


그림 5. 호주의 경우 통화공급증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

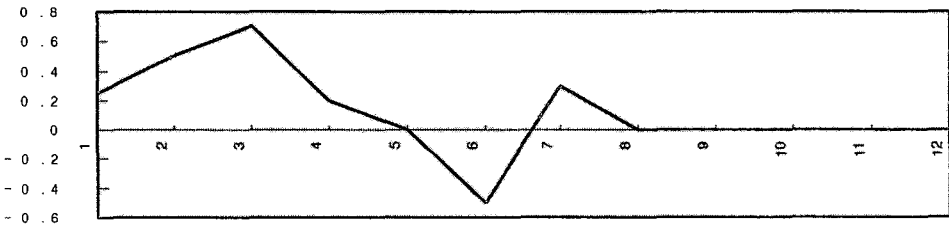


그림 6. 호주의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

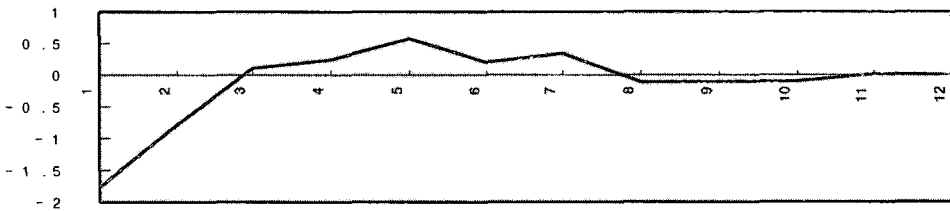


그림 7. 한국의 경우 통화공급증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

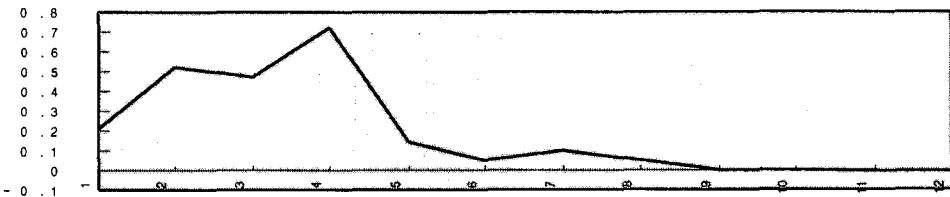


그림 8. 한국의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

#### 4. 요약 및 결론

주가수익률에 대한 추정은 포트폴리오의 최적상태로의 구성과 자본의 예산결정에 중요하다. 통화공급증가율과 산업생산증가율과 같은 거시경제변수를 통하여 주가수익률을 추정할 수 있다면 이는 위에서 제시한 자본배분 결정에 도움을 줄 것이다. 이 논문에서 제시된 결과는 한국과 미국, 유럽 4개국, 호주의 주식시장에 시사점을 제공할 것이며 주가수익률 변동성의 예측은 거시경제변수에 대한 정보를 포함하여 개선될 수 있을 것이다. 여기에서는 표본의 예측력검정(out of sample forecast)은 제외시키고 있는데 향후 연구과제로 남겨 놓는다. 독일과 프랑스, 이태리와 네덜란드의 경우 통화공급증가율과 산업생산증가율의 상대적인 중요성은 나라마다 약간씩 차이가 나고 있다. 독일과 프랑스에서는 통화의 불안정성이 이태리와 네덜란드에 비하여 상대적으로 중요한 작용을 하고 있다. 반면에 이태리와 네덜란드는 산업생산증가율이 상대적으로 중요한 변수임이 나타나고 있다. 그리고 정책변수와 가격수준이 이와같은 차이를 보여주게 하고 있는 것으로 판단된다. 어떻게 주가수익률 변동성이 통화공급증가율과 산업생산증가율에 의하여 영향을 받는지는 충격반응함수를 보면 알 수 있다. 대체로 1 또는 2개월의 시차를 가진 경제적인 충격에 주가수익률이 반응하고 있는 것으로 나타났다. 더욱이 한 요소의 분산크기의 증가가 주가수익률을 증가시킬 경우 6개월 또는 8개월의 기간 후에 반응이 소멸됨을 알 수 있다. 호주의 통화공급증가율과 산업생산증가율 충격이 발생한 후 주가수익률이 통계적으로 유의하게 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

호주에서 통화공급증가율이 증가하면 2개월후부터 주가수익률에 영향을 주기 시작하고 5개월에서 정점을 보이고 7개월 후에 정상상태로 돌아가고 있음을 알 수 있다. 그리고 산업생산증가율이 증가하면 1개월 후부터 주가수익률이 반응하기 시작하고 3개월 후에 정점을 보인 후에 8개월 후에 정상적인 수준을 보이고 있다.

약 3개월 후에 주가수익률에 양(+)의 통계적 유의성을 보인후, 5개월에 정점을 보이고 8개월에 정상상태로 돌아감을 알 수 있다. 그리고 산업생산증가율이 증가하는 충격이 발생한 후에는 약 1개월 후에 주가수익률에 양(+)의 통계적 유의성을 갖고 있으며 4개월 후에 정점을 보인 후 8개월까지 정상상태로 복귀하고 있다. 그리고 산업생산증가율은 통화공급증가율보다 주가수익률에 보다 빠른 영향을 주고 있음을 알 수 있다.

#### 5. 참고 문헌

- [1] 대우경제연구소, "경기전환국면에서의 주가행태분석", 1988.10.
- [2] 허세립, "통화량, 주가 그리고 물가간의 인과관계에 대한 실증연구", 증권, 1991.
- [3] Bollerslev, T., "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307-327.
- [4] Bollerslev, T., Engle, R. and Wooldridge, J., "A capital asset pricing model with time-varying covariances", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 1988, pp. 116-131.
- [5] Cooper, Richard, "Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money", *Journal of Finance*, Vol. 19, (June 1974), pp. 887-908.

- [6] Engle, R., "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation", *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 987-1008.
- [7] Hamburger, Michael, J., and Lewis A. Kochin, "Money and Stock Prices: The Channels of Influence", *Journal of Finance*, Vol. 27, (May 1972), pp. 231-249.
- [8] Harvey, C.H., "Portfolio enhancement using emerging markets and conditioning information", World Bank, working paper, 1993.
- [9] Kim, E.H. and Singal, V., "Opening up of stock markets by emerging economies: effect on portfolio flows and volatility of stock prices", World Bank, working paper, 1993.
- [10] Lukepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (Springer, 1991).
- [11] Officer, R., "The variability of the market factor of the New York Stock Exchange", *Journal of Business*, Vol. 46, 1973, pp. 434-453.
- [12] Palmer, Michael, 'Money Supply, Portfolio Adjustments and Stock Prices', *Financial Analysts Journal*, Vol. 26, (July/August 1970), pp. 19-22.
- [13] Rogalski, Richard, and Joseph Vinso, 'Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality', *Journal of Finance*, Vol. 32, (September 1977), pp.1017-1030.
- [14] Shiller, R., 'The use of volatility measures in assessing market efficiency', *Journal of Finance*, Vol. 36, 1981, pp. 291-304.
- [15] \_\_\_\_\_, *Macro Markets: Creating Institutions for Managing Society's Largest Economic Risks* (Oxford University Press, 1994).
- [16] Schwert, W., 'Why does stock market volatility change through time', *Journal of Finance*, Vol. 44, 1989, pp.1115-1175.
- [17] \_\_\_\_\_, and Seguin, P., 'Heteroskedasticity in stock returns', *Journal of Finance*, Vol. 4, 1990, pp.1129-1155.
- [18] Solnik, B., 'The performance of international asset allocation strategies using conditional information', *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, 1993, pp.33-55.
- [19] Sorensen, E. H., 'Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 17, No. 5, December 1982.
- [20] Sprinkel, Beryl W. *Money and Stock Prices*, Homewood, IL: Richard Irwin(1964).

## 5. 부록: 데이터의 소개 및 자료의 원천

구 분	데이터명	내 용
이태리	통화변수	M1
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)
네덜란드	통화변수	통화
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)
프랑스	통화변수	M1(1997. 12월 기준의 계절조정)
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)
독 일	통화변수	M1
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)
호 주	통화변수	통화
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)
한 국	통화변수	M2
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)
미 국	통화변수	M1
	물가변수	소비자물가지수
	실물변수	산업생산(계절조정, 전산업)