

주가수익률에 대한 각국별 거시경제변수의 영향분석 - VAR모형 사용 -

김종권*

Abstract

The estimate on volatility of stock price is related with optimum of portfolio and important for allocation of capital asset. If the volatility of stock price is varied according to macroeconomic variables on monetary policy and industrial production, it will assist capital asset to allocate. This paper is related with stock market volatilities on macroeconomic variables in U.S. and Europe, Korea. And, it is pertain to vary in time of this variables. Thus, this paper is related with volatilities of monetary and physical macroeconomic variables on basis of statistics. And, it is ranged from capital investment to portfolio allocation. Also, this paper takes out of sample forecast and study more after this.

In case Germany, France, Italy and the Netherlands, the relative importance of monetary policy and industrial production is different from these countries. In case Italy and the Netherlands, monetary policy is primary factor at stabilizing for volatility of stock price. In case Korea, increasing monetary policy and industrial production is positively affected stock market. It is that the positive effect of stock price is caused by mollifying monetary policy and economic growth. Specially, this conclusion is similar to US. In Korea, gradual increase in monetary and industrial production is necessary to stability of stock market. It is different to previous results on basis of increasing stock price of money in long period.

JEL Classification Number: C32, E17, G10

Key words : monetary policy, volatility of stock price, industrial production

신홍대학 경상정보계열 (전화: 031-870-3483, E-mail: jkk1112002@hanmail.net)

I. 서론

주가 수익률의 시장변동성을 결정하는 요인을 파악하고 이해하는 일은 기업 금융(corporate finance)과 자본시장(capital market)에 중요한 의미를 가지고 있다. 예를 들면, Bollerslev, Engle과 Wooldrige(1988)는 주가수익률의 변동성이 미국경제에서 시장가격형성과 경제의 전반적인 건전성, 자본배분의 효율성, 평균자본비용에 영향을 준다는 사실을 발견하고 있다. 또한 Solnik(1993)와 Harvey(1993)는 시장수익률의 변동성을 포함하는 정보가 투자자들에게 예측될 수 있을 때 이 정보는 투자자의 포트폴리오 배분에 중요한 의미를 지니게 된다는 점을 지적하고 있다. 이 두 연구의 주장에 따르면 시장참가자가 미래의 포트폴리오 분산이 어떨 것인지를 예측할 수 있을 경우 포트폴리오 자산구성을 효율적으로 배분(allocation)할 수 있을 것이라고 주장하고 있다.

또한 미국에서 많은 논문들이 주가 수익률 변동성이 거시경제와 연결되어 있다는 것에 초점을 두고 발표되고 있다. 특히 Schwert(1989)와 Officer(1973)는 시장수익률의 변동성이 명목과 실질 경제변수들에 관련되어 있다는 것을 발견하고 있다. Schwert(1989)는 시장수익률의 변동성이 경기순환과 역행하고(counter-cyclical) 있다는 사실을 발견하였다. 그러나 그는 미국의 시장수익률 변동성과 경제의 변동성 사이에 강한 체계적인 관계가 있다는 것을 발견하지는 못하고 있다. 한편 Officer(1973)는 경기순환에 따라 주가에 영향을 주는 시장요소(market factor)인 거시경제 변수가 달라질 수 있음을 분석하였다. 더 나아가 최근에는 Shiller(1994)에 의하여 금융시장에서 위험을 헷지할 수 없는 개인의 스왑위험(swap risk)에 대한 헷지능력을 높일 수 있는 수단으로서 거시경제에 기반을 둔 파생상품 개발의 필요성이 제기되고 있다. 하지만 주가가 거시경제에 연결되어진다는 것과 주식이 파생 금융상품과 관련되어 있다는 것은 별개의 문제이다.

이와 같이 비록 미국에서의 연구결과가 완전하지는 못하지만, 결과적으로 경제지표를 포함한 환경조건들이 시간에 의존하여 변하는 주가를 예측할 수 있을 것으로 기대되고 있다. 그러나 미국에서의 연구들과 비교할 때 현재 전 세계적으로 주가 연계성(linkage)에 대한 연구결과는 많지 않다. 다만 Kim과 Singal(1994)은 Kupiec과 Sharpe(1991)에 의하여 가설로 제시한 '이머징마켓 변동성이 경기순환과 자본자유화에 의하여 직접적으로 OECD 국가들의 시장 변동성에 연결되어 있다'는 것을 실증적으로 입증하고 있다. 따라서 OECD 국

가들에 있어서 거시 경제변수들과 주가의 변동성의 관계를 분석하고 이를 미국의 연구 결과와 비교하는 연구가 필요하다. 즉, 각국별로 거시경제 정책의 유효성을 파악할 경우 우리나라에 대하여 유용한 시사점을 제공해 줄 수 있을 뿐만 아니라 미국과의 주가연계성이 강화된다는 점에 이 분야의 연구가 필요하다.

본 연구는 OECD 국가 중 한국과 미국 및 유럽의 거시경제변수가 각국의 주가수익률의 변동성에서 시간에 따른 변화(time variation)를 설명할 수 있는지를 분석하는 데에 그 연구목적에 두고 있다. 구체적으로 본 연구는 미국에서의 주가수익률의 변동성에 관한 실증적 연구들과는 달리 한국과 유럽 4개국시장에서 주가수익률 변동성이 과거 거시경제변수의 변동성의 추정치에 따라 예측 가능할지에 관한 연구에 초점을 둘 것이다. 또한 본 연구는 각국의 예측 불가능한 거시 경제적 충격에 의한 주가수익률 변동성의 동태적인 반응을 평가하고 분석할 것이다.

본 연구에서 표본으로 사용할 유럽 국가들은 독일, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드 등으로 제한하고 있다. 이 4개의 유럽시장은 2004년 12월 현재 모든 유럽주가의 시장가치의 상당한 액수에 달할 것으로 추정된다. 또한 본 연구의 표본에는 미국의 자료를 포함시키고 있다. 그 이유는 비교의 관점에서 그리고 기존에 발표된 Schwert(1989)의 연구결과를 본 연구의 결과와 비교하고 검토해 본다는 점에서 중요하다. 또한 본 연구의 결과가 미국과 유럽 주가의 변동성에 대한 과거의 연구를 토대로 볼 때 기초 거시경제가 미국 및 유럽투자자들과 정책당국에 직접적으로 유의한 정보를 제공해주지는 못할 지라도 이들에게 새로운 견해를 제공해줄 수는 있다는 점에 연구의 의의를 찾을 수 있다.

본 연구는 5개의 장으로 구성되어 있다. 제1장은 서론이며, 제2장은 과거 이 분야의 기존문헌에 대한 서베이이다. 제3장에서는 한국, 미국, 유럽 4개국의 주가수익률과 거시경제적 변수 사이의 데이터 및 통계분석을 제시할 것이며, 제4장에서는 주가 수익률 변동성의 시계열 변수에 대한 경제적 의미를 살펴볼 예정이다. 그리고 다양한 변수들을 정상적(stationary)인 상태로 만들어 수익률 변동성에 대한 모형을 구성하여 거시경제변수와 주가 변동성 사이의 관계를 분석하기로 한다. 마지막으로 제5장에서 본 연구의 결과를 요약하고 결론을 내리기로 한다.

II. 문헌연구

거시경제변수와 주가 수익률 변동성과의 관계를 분석한 과거 구미에서 제시된 기존연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

거시경제변수와 주가와와의 관계에 대한 최초의 연구는 Sprinkel(1964)에 의하여 제시되었다. 그는 도표분석을 통하여 최고점에서는 통화증가율이 주가지수에 1개월 선행하고 최저점에서는 2개월 선행함을 발견하였다. 또한 Palmer(1970)는 도표분석을 통하여 통화량과 주가와는 깊은 관계가 있으며 통화 공급량의 변화가 주가보다 앞선다는 분석 결과를 얻었다.

Hamburger와 Kochin(1972)은 회귀분석을 통하여 기대물가상승률과 통화증가율, 회사채수익률을 토대로 이들과 주가와와의 관계를 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 통화량 변동은 장기채권시장보다 주가에 단기적인 영향을 더 많이 미치어 간접적인 경로 보다 직접적인 경로를 통해서 주가를 변동시킴을 알 수 있었다. 그리고 Cooper(1974)는 화폐수량설과 효율적시장가설 모형 이용하여 주가 예측에 스펙트럼 분석을 사용하였다. 분석 결과에 의하면, 예측된 통화공급량의 변화는 주가에 이미 반영되며 예측되지 않은 통화량 변동만이 주가에 선행함을 알 수 있었다. 또한 주식의 투자수익은 통화량의 변화에 앞서가며, 통화공급량의 변화는 주식의 투자수익에 큰 영향을 미치지 않음을 발견하였다.

Rogalski와 Vinso(1977)는 교차상관분석을 통하여 주가변동은 통화량 변화의 5개월 미래시차항과 정(+)의 관계를 갖고, 통화공급량은 주식의 투자수익에 중요한 영향을 미치며 그 변화가 역으로 통화공급량의 변화를 유도함을 발견하였다. 그리고 Sorensen(1982)은 합리적 기대하의 회귀분석을 통하여 통화공급을 예측된 부분과 예측되지 못한 부분으로 나누어 분석할 때 예측하지 못한 통화량 변동만이 현재의 주가에 선행함을 발견하였다.

Chen, Rol과 Ross(1986)는 다중회귀분석을 통하여 1953년 1월부터 1983년 11월 중 월별자료로 산업생산, 물가, 위험프리미엄(신용평가등급 Baa 이하의 회사채유통수익률-국채유통수익률) 및 장단기 금리차(term premium) 등 거시경제변수와 주가변동 간의 관계를 분석하였다. 분석 결과 위험프리미엄과 산업생산은 주가와 정의 관계를, 장단기금리 차 및 인플레이션은 주가수익률과 부의 관계를 보이는 것으로 나타났다.

Cultler, Poterba와 Summers(1989)는 VAR모형을 통하여 1926년부터 1985년 중 월별자료로 거시경제뉴스가 주가변동에 미치는 영향을 추정하였다. 이들이

사용한 변수들로는 통화량(M1), 장기금리(Moody's사의 신용평가등급이 AAA인 회사채유통수익률), 단기금리(3개월물 국채 유통수익률), 산업생산지수, 소비자물가지수, 실질배당률 및 주가변동성 등 7개이다. 분석결과에 따르면, 실질배당금, 산업생산 및 통화량 증가와 관련된 뉴스는 주가상승요인으로, 장기금리, 단기금리, 물가 및 주가변동성의 증가(또는 상승)와 관련된 뉴스는 주가하락요인으로 작용하였으며, 이러한 거시경제뉴스가 주가변동을 설명하는 부분은 20% 정도인 것으로 나타났다.

Mukherjee와 Naka(1995)는 VECM모형을 통하여 1971년부터 1990년 중 월별자료로 대미달러환율, 통화량(M1), 소비자물가지수, 산업생산지수, 장기국채수익률 및 콜금리 등의 거시경제변수와 주가(동경증권거래소 상장주식) 간의 관계를 분석하였다. 이 분석 결과에 따르면, 주가와 거시경제변수 간에는 장기안정적 관계가 있음이 확인되었으며 거시경제변수 중 환율, 통화량 및 단기금리는 주가와 정의 관계, 소비자물가 및 장기금리는 주가와 부의 관계에 있는 것으로 나타났다.

한편 우리나라에서의 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 대우경제연구소(1988)는 회귀분석과 상관관계 검정을 통하여 통화 중 M2와 M3의 설명력이 가장 높으며 주가에 미치는 영향이 단기기간에 모두 반영됨으로써 평균시차는 통화량 증감이 주가에 1~2개월 선행하는 것을 발견하였다. 허세림(1991)은 VAR모형을 통하여 80년 이후의 자료로 통화량과 주가 간의 관계를 분석하였다. 분석결과, 총통화의 과거시차변수와 주가의 상관관계보다 총통화의 미래시차변수와 주가간의 상관관계가 작아서 총통화로부터 주가로의 영향력이 주효하였을 것이라는 결론을 도출하였다. 또한 인과관계 검정에서는 총통화에서 주가로의 인과관계가 강하게 나타났다. 그리고 김용선과 차진섭(1999)은 회귀분석을 통하여 기업의 이윤측면에서 통화량의 증가로 중·장기적으로 낮아진 금리가 기업의 투자확대로 이어져 기업이윤이 증대되어 주가가 상승하게 됨을 발견하였다.

김종권(1999)은 VAR모형(충격반응분석)을 통하여 통화공급증가율이 증가한 후에 이 충격은 약 3개월 후에 주가수익률에 양(+)의 통계적 유의성을 보인 후, 5개월에 정점을 보이고 8개월에 정상상태로 돌아감을 알 수 있었다. 그리고 정성찬, 정석영(2000)은 VECM모형을 통하여 본원통화(M1), 총통화(M2), 총유동성(M3)을 통화량의 대응변수로 사용하였을 때, 주가와 통화량의 관계는 부(-)의 관계를 가지고 있음을 분석하였다.

한원중(2001)은 VAR모형을 통하여 IMF이전과 이후 기간을 나누어 거시경제변수와 주가 사이의 관계를 분석해 본 결과, IMF이전에 통화량의 충격에 대한 주가는 오히려 부(-)의 반응을 보이는 것으로 나타났다. 그러나, IMF위기 발생이후부터 국내 주가는 통화량의 상승충격에 정(+)의 반응을 보였다.

최완수(2004)는 ADL의 ECM모형을 통하여 1993년 1월부터 2003년 12월까지의 월별자료를 토대로 주가지수(월평균, 월말), 금리(AA-등급 3년만기 회사채 수익률)와 통화량(계절조정 M2), 산업생산지수, 경기동행지수 순환변동치 및 어음부도율 그리고 환율과 수출입비율, 순상품교역조건을 사용하여 이들 변수가 주가지수를 예측할 수 있는 지를 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 주가지수는 3년 만기 회사채 수익률, 대미 평균 환율 및 배당수익률과 장기 안정적인 관계를 갖는 것으로 나타났으며, 또한 동시에 단기적으로도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 주식 총 거래량과 순상품 교역조건은 주가지수와 장기 균형관계는 갖지는 않지만 단기 조정과정에는 유의적인 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

III. 자료와 기초통계분석

본 연구에서는 1975년부터 2004년 12월까지의 측정변수의 월별자료를 사용하기로 한다. 본 연구에서 과거의 연구에서 많이 사용한 분기별자료 보다 월별자료를 사용한 이유는 관측치의 수를 극대화시키기 위해서이다. 따라서 GDP와 같은 자료는 분기별로 집계되므로 자료 수집상 어려움을 갖고 있어 거시경제의 대응변수에서 제외하였다.

본 연구에서는 거시경제변수를 측정하기 위하여 거시경제부문을 실물경제, 통화 및 물가로 구분하였다. 이에 따라 본 연구에서는 실물경제부문의 대응변수로는 산업생산증가, 통화부문의 대응변수로는 통화공급, 그리고 물가부문의 대응변수로는 인플레이션을 사용하였다. 본 연구의 모든 변수들은 비정상적(non-stationary) 변수들과 관련되는 가성적 회귀(spurious regression)의 문제를 회피하기 위하여 주가와 거시경제의 수준변수보다는 주가수익률, 산업생산증가율, 통화증가율 및 인플레이션율을 사용하였다. 본 연구에서 사용한 자료와 자료의 원천은 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 자료 및 자료의 원천

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

각 국의 주가수익률, 산업생산증가율, 통화공급증가율, 인플레이션율에 대한 평균, 분산, 첨도(kurtosis)를 측정한 결과를 나타내면 다음 <표 2>와 같다. <표 2>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 한국은 미국과 유럽 국가들에 비해 주가수익률과 산업생산증가율, 통화증가율에서 변동성이 가장 큰 것을 알 수 있다. 한편, 한국을 제외할 경우에는 주가수익률의 변동성은 이태리가, 산업생산증가율의 변동성은 미국이 그리고 통화증가율의 변동성은 네덜란드가 큰 것으로 나타났다. 그리고 인플레이션의 변동성은 이태리가 가장 크며, 프랑스 미국의 순으로 나타났다. 그리고 모든 자료의 첨도(kurtosis)는 3보다 작아 자료의 분포는 평탄분포(platykurtic)의 모양을 가지고 있음을 알 수 있다.

<표 2> 기초통계분석

구 분		평 균	분 산	첨 도
주가수익률	미국	0.895	18.321	0.406
	독일	0.830	33.671	0.442
	프랑스	0.656	41.924	0.275
	이태리	1.022	52.424	0.552
	네덜란드	0.944	28.619	0.380
	한국	1.032	64.065	0.894
산업생산 증가율	미국	0.228	0.426	0.316
	독일	0.143	2.986	0.301
	프랑스	0.115	1.015	0.090
	이태리	0.173	5.659	0.538
	네덜란드	0.080	4.156	0.453
	한국	0.768	4.588	0.292
통화증가율	미국	0.449	0.416	0.324
	독일	0.626	0.894	0.865
	프랑스	0.372	11.710	0.774
	이태리	0.779	15.503	1.260
	네덜란드	0.960	5.587	0.643
	한국	1.297	9.215	0.197
인플레이션율	미국	0.365	0.090	0.844
	독일	0.223	0.066	1.442
	프랑스	0.401	0.158	0.759
	이태리	0.631	0.300	1.473
	네덜란드	0.263	0.184	0.332
	한국	0.305	0.125	0.143

IV. 주가 수익률에 대한 거시경제적 요소들의 영향분석

거시경제적 요소들이 주가수익률에 대한 예측력이 있는가를 분석하기 위해서는 먼저 거시경제변수들과 주가수익률 사이에 어떤 관련성이 있다는 가를 조사하여야 한다. 즉, 거시경제변수들과 주가수익률 사이의 인과성(causality)의

방향을 결정할 수 있는지를 조사하여야 한다. 이러한 인과성검정은 추가수익률과 거시경제적 요소들의 변동성으로 구성되는 VAR모형으로서 추정이 가능하다. 이를 위해서는 다음 몇 가지 가설이 필요하다. 본 연구에 필요한 첫 번째 가설은 거시경제 요소들이 추가수익률을 설명할 수 있다는 것이다. 두 번째 가설은 추가수익률과 거시경제변수 사이에 인과성(causality)의 방향이 존재한다는 것이다.

이상의 가설을 토대로 하여 본 연구의 VAR모형을 구성하면 다음 식(1)과 같다.

$$\begin{aligned}
 S_t &= c_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i M_{t-i} + U_{S_t} \\
 I_t &= c_2 + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^k \eta_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i M_{t-i} + U_{I_t} \\
 V_t &= c_3 + \sum_{i=1}^k \iota_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \kappa_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_i M_{t-i} + U_{V_t} \\
 M_t &= c_4 + \sum_{i=1}^k \nu_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \xi_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^k \omicron_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^k \pi_i M_{t-i} + U_{M_t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

식(1)에서 S_t 는 추가수익률, I_t 는 인플레이션을, V_t 는 산업생산증가율, M_t 는 통화공급증가율을 의미한다. 따라서 식(1) 이들 변수로 구성된 4개의 추약형회귀방정식을 나타내고 있다. 한편, C_i 는 상수항이며 설명변수 S_t , I_t , V_t , M_t 앞의 그리스문자는 모수이다. 표준 VAR모형에서 각 회귀방정식의 잔차항 U_{S_t} 와 U_{I_t} , U_{V_t} , U_{M_t} 는 평균이 0이며 분산-공분산(Ω)이 정의의 부호를 갖는 대칭행렬을 가정하고 있다.

본 연구에서는 식(1)의 변수들을 측정함에 있어 단위를 갖는 변수는 로그차분 방법을 이용하고, 수익률로 표시된 변수는 차분 방법을 이용하여 변수를 안정화(stationary)시킨 후 회귀방정식을 분석하였다. 또한 본 연구에서 사용한 표본수는 360개이고, 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였다. 시차를 달리하였을 경우 오차항에 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다. 각각의 변수들은 ADF 검정과 PP 검정의 결과 수준변수들이 단위근이 존재하는 불안정한 시계열 변수이었지만 1차 차분 후에는 단위근이 존재하지 않는 안정적인(stationary) 시계열 상태로 됨을 알 수 있었다. 또한 요한슨공적분 검정결과를 보면 단위근이 존재한다는 가설

을 모두 기각하고 있어서 본 연구의 시계열 자료는 I(0)과정으로 안정적 시계열임을 나타내고 있다. 본 논문에서는 S_t, I_t, V_t, M_t 네 변수 사이에 공적분 관계가 없다고 가정하고 VAR모형을 추정하였다.

본 연구에서는 안정적 시계열 $\{S_t, I_t\}, \{I_t, V_t\}, \{S_t, V_t\}, \{I_t, M_t\}, \{S_t, M_t\}, \{V_t, M_t\}$ 등에 대하여 Granger 인과검정을 수행하였다. Granger 인과검정은, 예를 들어 안정적인 시계열 $\{S_t, V_t\}$ 가 있는 경우에 다음과 같은 식 (2)를 통하여 설명할 수 있다.

$$\begin{aligned} S_t &= \gamma + \sum_{i=1}^k \rho_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_i V_{t-i} + U_{St} \\ V_t &= \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i V_{t-i} + U_{Vt} \end{aligned} \quad (2)$$

위 식(2)에 의한 Granger 인과검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 종속변수의 미래치를 예측하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설로 검정한다. 예를 들면, 위의 식(2)의 예에서 S_t 가 V_t 를 Granger 인과성을 갖고 있다는 가설은 V_t 의 회귀식에서 S_t 의 과거변수들의 계수가 모두 0이라는 가설을 검정함으로써 알 수 있다.

Granger 인과성 검정 결과를 표로 나타내면 <표 3>과 같다. <표 3>의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 미국의 경우 산업생산증가율은 주가수익률 변동성에 Granger인과성을 갖고 있다. 즉, 미국에서 산업생산증가율은 주가수익률 변동성에 유의한 영향을 주고 있는 것을 알 수 있다. 이 결과는 미국경제에서 기초경제변수인 산업생산증가율의 불확실성에 주가수익률 불확실성이 어떻게 반응하는지 사전에 알 수 있다는 것을 의미한다. Hong, Torous와 Valkanov(2002)에서도 산업생산증가율 또는 다른 경기변수들이 주가수익률 변동성과 높은 상관관계에 있음을 입증하였다. 산업생산의 증가가 주가에 대한 상승요인으로 작용할 수 있다는 연구결과는 이미 Cultler, Poterba와 Summers(1989) 등에서도 검정되었다.

그리고 미국의 경우 거시경제변수들 중에서 통화증가율도 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 야기 시키고 있어 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 연구결과는 Cultler, Poterba와 Summers(1989), 김중권(1999), 한원종(2001), 허세림(1991) 등에서도 발견되고 있다.

둘째, 독일의 경우 통화증가율은 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 갖

고 있지 않고 산업생산증가율이 주가수익률 변동성에 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 야기 시키고 있는 것을 알 수 있다. 이 결과는 통화정책의 불확실성보다 실물경제의 불확실성이 주가수익률에 보다 큰 영향을 줄 수 있다 것을 시사하고 있다. 이러한 결과는 김종권(1999)의 연구와는 다르게 나타난 것이지만, Cooper(1974)도 주식의 투자수익은 통화량의 변화에 앞서가지만 통화공급량의 변화가 주식의 투자수익에 큰 영향을 미치지 않는 경우를 발견하고 있다.

한편 이 연구결과는 예측된 통화공급량의 변화는 주가에 이미 반영되며 예측되지 않은 통화량 변동만이 주가에 선행할 수 있음을 제시하고 있다. 이러한 통화량공급 증가는 인플레이션율을 통하여 주가수익률에 영향을 주게 되는 것을 Granger 인과성 검정을 토대로 알 수 있다. 즉, 독일의 경우 인플레이션율은 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 갖고 있다.

셋째, 이태리와 네덜란드의 경우 산업생산증가율은 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 야기 시키지 못하고 있는 반면에, 통화증가율은 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 야기 시키고 있는 것을 알 수 있다. 이에 따라 미국, 이태리, 네덜란드 세 나라의 경우에 있어서는 통화당국이 통화량을 안정적으로 증가시킴에 따라 주가수익률에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 시사하고 있다. 또한 이 결과는 정부가 예측되지 않은 긴축통화정책을 실시할 경우 정책의 경제에 대한 영향을 살펴봄으로써 통화안정정책(monetary stability policy)이 유럽단일통화체제에 어떤 긍정적인 영향을 주는지 등에 관하여 살펴볼 수 있다.

넷째, 프랑스의 경우 어떠한 거시경제변수도 주가수익률 변동성에 Granger 인과성을 갖고 있지 않다.

다섯째, 한국의 경우는 미국의 경우에서와 같이 산업생산증가율과 통화증가율이 모두 주가수익률 변동성과 Granger 인과성을 갖고 있음을 알 수 있다. 이는 통화공급과 산업생산이 안정적인 증가추세를 가져야 주가수익률 변동성에 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 시사하는 것이다. 또한 미국의 경우와는 달리 시장에 공급된 통화량을 통하여 발생하는 인플레이션율이 주가수익률에 영향을 주게 되는 것을 Granger 인과성 검정을 토대로 발견 수 있다.

<표 3> Granger 인과성 검정 결과

국가	구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
미국	주가수익률→인플레이션율	2.252(0.110)	인플레이션율→산업생산증가율	0.165(0.847)
	인플레이션율→주가수익률	1.050(0.353)	산업생산증가율→인플레이션율	1.093(0.339)
	주가수익률→산업생산증가율	6.170(0.002)*	인플레이션율→통화증가율	3.097(0.049)**
	산업생산증가율→주가수익률	2.398(0.099)***	통화증가율→인플레이션율	4.064(0.020)**
	주가수익률→통화증가율	0.923(0.400)	산업생산증가율→통화증가율	3.731(0.027)**
	통화증가율→주가수익률	2.415(0.091)***	통화증가율→산업생산증가율	0.488(0.614)
독일	주가수익률→인플레이션율	0.551(0.577)	인플레이션율→산업생산증가율	0.269(0.764)
	인플레이션율→주가수익률	2.494(0.087)***	산업생산증가율→인플레이션율	0.107(0.898)
	주가수익률→산업생산증가율	2.690(0.072)***	인플레이션율→통화증가율	1.399(0.251)
	산업생산증가율→주가수익률	5.411(0.005)*	통화증가율→인플레이션율	3.216(0.044)**
	주가수익률→통화증가율	2.323(0.103)	산업생산증가율→통화증가율	0.880(0.417)
	통화증가율→주가수익률	0.978(0.379)	통화증가율→산업생산증가율	2.896(0.059)***
프랑스	주가수익률→인플레이션율	0.078(0.924)	인플레이션율→산업생산증가율	0.186(0.829)
	인플레이션율→주가수익률	1.314(0.273)	산업생산증가율→인플레이션율	0.122(0.884)
	주가수익률→산업생산증가율	4.860(0.009)*	인플레이션율→통화증가율	0.766(0.467)
	산업생산증가율→주가수익률	0.098(0.906)	통화증가율→인플레이션율	6.001(0.003)*
	주가수익률→통화증가율	1.023(0.363)	산업생산증가율→통화증가율	0.191(0.826)
	통화증가율→주가수익률	0.978(0.379)	통화증가율→산업생산증가율	0.491(0.613)
이태리	주가수익률→인플레이션율	0.149(0.930)	인플레이션율→산업생산증가율	0.011(0.998)
	인플레이션율→주가수익률	0.350(0.788)	산업생산증가율→인플레이션율	0.320(0.272)
	주가수익률→산업생산증가율	3.823(0.012)**	인플레이션율→통화증가율	2.330(0.078)***
	산업생산증가율→주가수익률	1.136(0.338)	통화증가율→인플레이션율	1.797(0.152)
	주가수익률→통화증가율	1.149(0.333)	산업생산증가율→통화증가율	0.646(0.586)
	통화증가율→주가수익률	2.658(0.052)***	통화증가율→산업생산증가율	0.195(0.899)
네덜란드	주가수익률→인플레이션율	0.742(0.529)	인플레이션율→산업생산증가율	0.553(0.647)
	인플레이션율→주가수익률	2.115(0.103)	산업생산증가율→인플레이션율	0.945(0.422)
	주가수익률→산업생산증가율	3.534(0.017)**	인플레이션율→통화증가율	2.865(0.040)**
	산업생산증가율→주가수익률	0.157(0.924)	통화증가율→인플레이션율	1.041(0.377)
	주가수익률→통화증가율	0.924(0.431)	산업생산증가율→통화증가율	0.402(0.751)
	통화증가율→주가수익률	2.408(0.091)***	통화증가율→산업생산증가율	0.431(0.730)
한국	주가수익률→인플레이션율	3.019(0.033)**	인플레이션율→산업생산증가율	0.397(0.754)
	인플레이션율→주가수익률	2.236(0.088)***	산업생산증가율→인플레이션율	0.316(0.813)
	주가수익률→산업생산증가율	1.203(0.312)	인플레이션율→통화증가율	0.075(0.973)
	산업생산증가율→주가수익률	2.409(0.090)***	통화증가율→인플레이션율	0.545(0.652)
	주가수익률→통화증가율	1.474(0.226)	산업생산증가율→통화증가율	0.757(0.520)
	통화증가율→주가수익률	3.426(0.020)**	통화증가율→산업생산증가율	3.120(0.029)**

* 1% 유의수준에서 통계적인 유의적임
 ** 5% 유의수준에서 통계적인 유의적임
 *** 10% 수준에서 통계적인 유의적임

어떤 거시 경제 변수의 분산에 기대치 못한 충격이 주어졌을 때 동태적인 주식수익률의 반응은 충격반응분석을 통하여 시간에 따른 영향으로 알아 볼 수 있다. 충격반응분석은 충격반응함수(impulse response function)를 사용하여

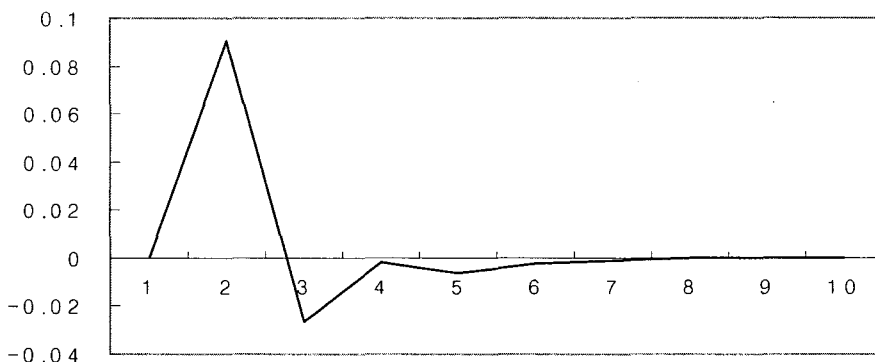
이루어진다. 충격반응함수는 VAR모형에서 한 변수에 충격 혹은 혁신(innovation)이 발생할 경우 모형내의 다른 변수에 미치는 동태적 영향을 나타내는 것이다. 본 연구에서 사용된 충격반응함수를 예를 들어 소개하면 다음 식(3)과 같다. 즉, 식(3)은 통화공급증가율에 충격이 발생할 경우 주가수익률의 반응이 어떻게 되는지를 나타내는 수식이다. 본 연구에서는 각 국에서 <표 3>의 Granger 인과검정에서 주가수익률에 영향을 주는 거시변수들에 대하여만 충격반응분석을 실시하였다.

$$S_t = a + \sum_{i=1}^b \phi_i M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

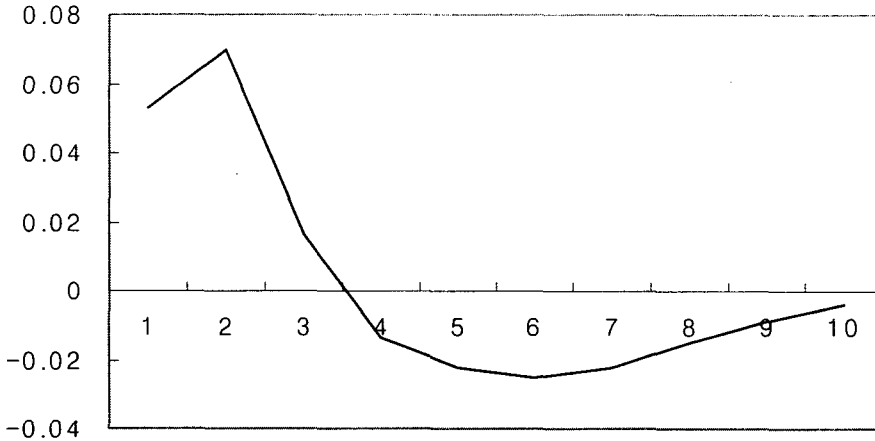
미국의 경우 통화증가율과 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응을 그림으로 나타내면 각각 <그림 1>, <그림 2>과 같다. <그림 1>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 미국의 경우 통화증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응을 통하여 보면 통계적으로 유의하게 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 미국에서 통화 공급 충격에 대한 주가수익률의 반응을 보면 약 2개월 후에 정점에 도달했다가 3개월 후에는 거의 소멸되고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 김종권(1999)의 결과와 상이한 것으로 나타났는데, 통화증가율 충격에 대한 주가수익률 변동성의 반응시차가 줄어든 것을 알 수 있었다.

또한 <그림 2>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 미구국의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응을 보면 약 2개월 후에 정점에 도달했다가 3개월 후에 줄어들고 4개월 후에는 거의 영향이 사라짐을 나타내어 주고 있다.

<그림 1> 미국의 경우 통화증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

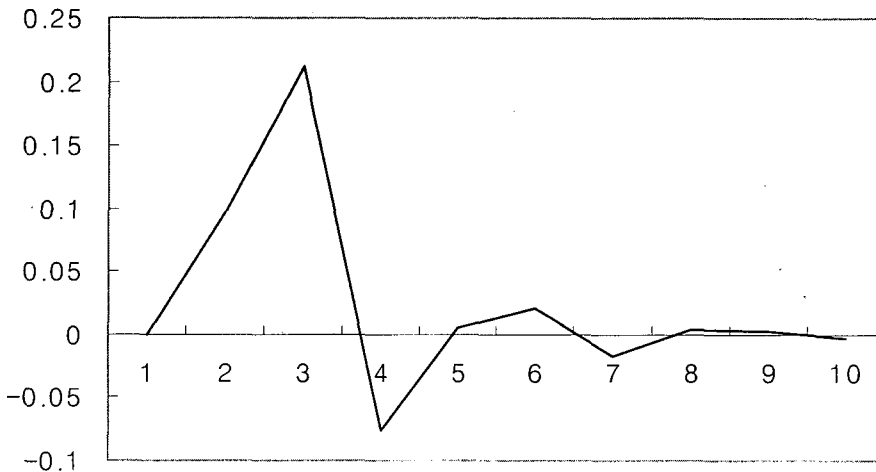


<그림 2> 미국의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

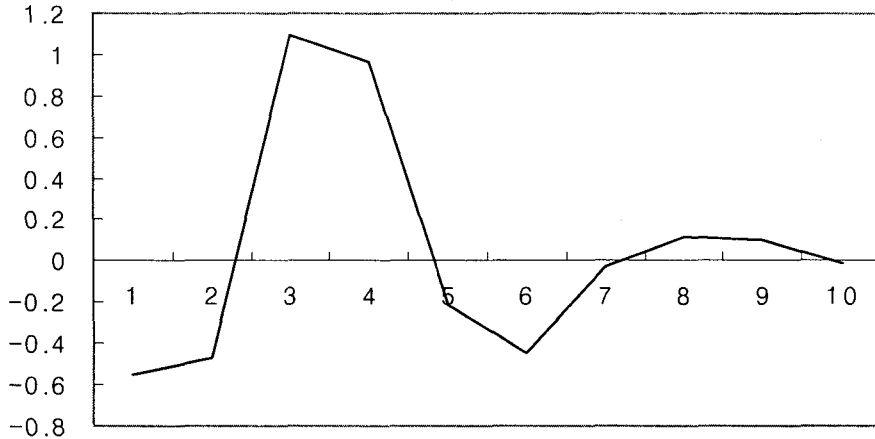


<그림 3>과 <그림 4>는 독일의 경우 각각 산업생산증가율과 인플레이션율 충격이 일어난 후에 주가수익률 변동성이 어떻게 반응하는지를 보여주고 있다. 독일의 경우에 있어 산업생산증가율 충격이 발생한 후 3개월 후에 정점을 보인 후 4개월 이후 정상수준 이하로 주가수익률이 감소한 후 이전수준으로 회귀하고 있다. 인플레이션율의 경우에는 인플레이션율 충격이 발생한 후 3~4개월 후에 정점을 보인 후 5개월 이후 주가수익률이 안정을 찾아감을 알 수 있다.

<그림 3> 독일의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응

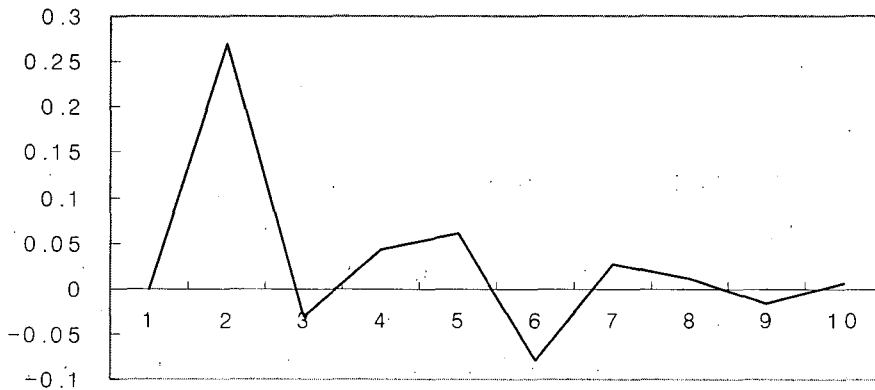


<그림 4> 독일의 경우 인플레이션을 충격에 대한 주가수익률의 반응

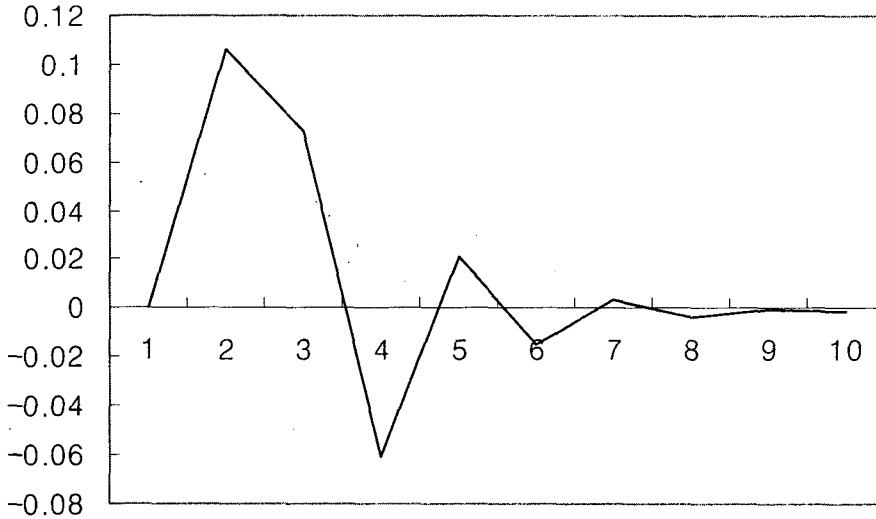


<그림 5>와 <그림 6>은 각각 이태리와 네덜란드의 경우 통화증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응을 그림으로 나타내고 있다. <그림 5>에서 이태리의 경우 통화증가율 충격이 발생하면 통계적으로 양(+)의 영향을 주가수익률에 3개월까지 주고 있으며 2개월에 정점을 보인 후 소멸되고 있음을 알 수 있다. 한편 <그림 6>에서 네덜란드의 경우 통화증가율 충격이 발생하면 통계적으로 양(+)의 영향을 주가수익률에 4개월까지 주고 있으며 2개월에 정점을 보인 후 3개월 이후 소멸되고 있음을 알 수 있다.

<그림 5> 이태리의 경우 통화증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응



<그림 6> 네덜란드의 경우 통화증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응



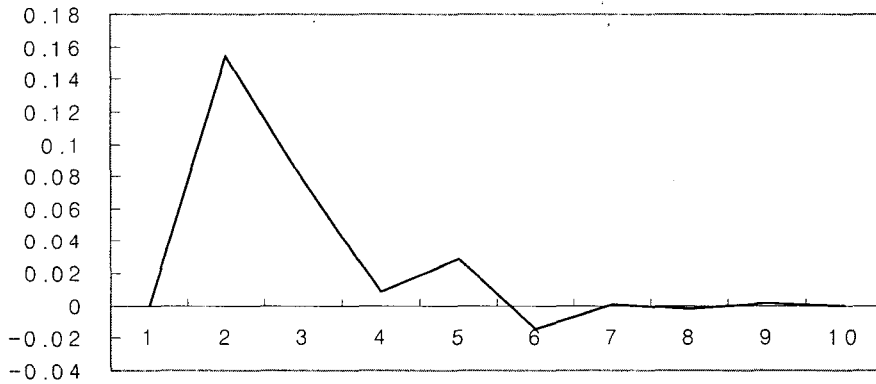
<그림 7>, <그림 8>과 <그림 9>는 각각 한국의 경우 통화증가율, 산업생산증가율, 인플레이션을 충격에 대한 주가수익률의 반응을 나타내고 있다. <그림 7>에서 보면 한국의 경우에서는 통화증가율이 증가한 후에 이 충격에 대한 주가수익률의 반응은 약 2개월에 정점을 보이고 6개월 이후에 정상상태로 돌아감을 알 수 있다. 그리고 <그림 8>에서 보면 산업생산증가율이 증가하는 충격이 발생한 후에는 미국과 독일의 경우보다는 즉각적인 반응을 주가수익률이 보이고 있다. 즉, 산업생산증가율 충격이 발생하였을 때 주가수익률이 약 2개월에 정점의 반응을 보인 후 약 4개월 이후부터는 정상상태로 복귀하고 있다.

한편 한국의 경우 통화증가율은 산업생산증가율보다 오랜 기간 동안에 걸쳐 주가수익률에 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 통화증가율의 공급 증가가 이루어지면 유동성효과를 통하여 주가수익률에 상당기간에 걸쳐 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 나타내어 주고 있는 것이다. 즉, 통화증가율의 경우에는 기업의 제품가격상승을 통한 판매증가와 회사의 수익 상승 그리고 주가수익률에 대한 영향이 비교적 오랜 동안의 기간에 걸쳐서 이루어질 수 있음을 알 수 있다. 이러한 통화공급 증가에 따른 인플레이션을 증가 충격은 <그림 9>에서 살

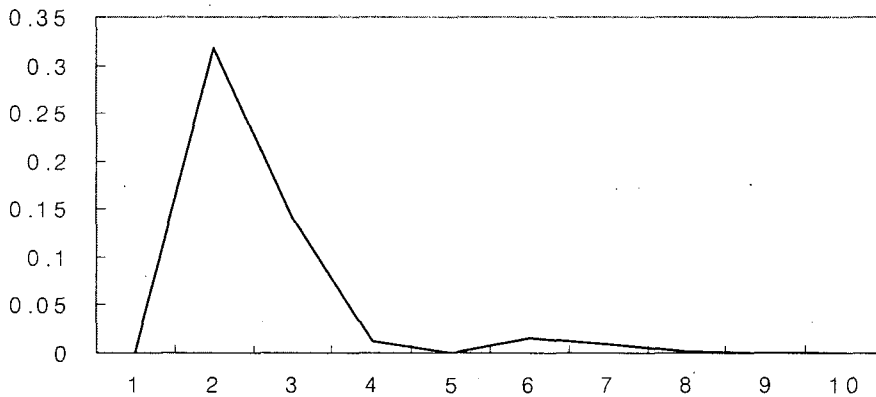
펴 볼 수 있는 바와 같이 주가수익률에 대하여 4~5개월 후에 정점을 보이고 6개월 후 소멸됨을 나타내고 있다.

그러므로 한국의 경우 통화의 안정적인 공급과 경제성장 회복을 통한 산업 생산 증가가 주가수익률의 증가에 중요한 역할을 하고 있는 것으로 알 수 있다. 이 결과는 미국에 대한 연구 결과와 유사하게 통화 및 산업생산의 안정적인 증가가 주가수익률 안정에 필수 불가결한 요소임을 파악 수 있다.

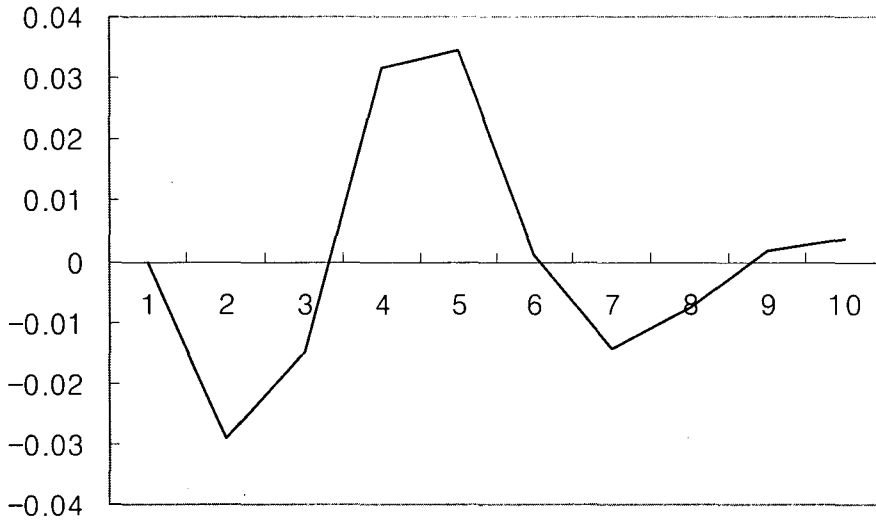
<그림 7> 한국의 경우 통화증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응



<그림 8> 한국의 경우 산업생산증가율 충격에 대한 주가수익률의 반응



<그림 9> 한국의 경우 인플레이션을 충격에 대한 주가수익률의 반응



V. 요약 및 결론

통화증가율과 산업생산증가율 및 인플레이션을 등과 같은 거시경제변수를 통하여 주가수익률을 추정할 수 있다면 이는 최적 포트폴리오를 구성하는 자본배분 결정에 도움을 줄 수 있다. 따라서 본 논문에서 제시된 결과는 한국과 미국, 유럽 4개국의 주가에 시사점을 제공할 것이며, 본 연구에서 제시된 거시경제변수에 대한 정보를 포함할 경우 주가수익률의 변동성을 예측하는 일은 개선될 수 있을 것이다.

Granger 인과성 검정 결과, 독일과 프랑스, 이태리와 네덜란드의 경우 통화공급증가율과 산업생산증가율의 상대적인 중요성은 나라마다 약간씩 차이가 나고 있다. 유럽국가들 중에서는 이태리와 네덜란드에서 통화의 불안정성이 독일에 비하여 주가수익률에 상대적으로 중요한 작용을 하고 있다. 반면에 독일의 경우에는 산업생산증가율이 상대적으로 중요한 변수임을 나타내고 있다. 또한 독일의 경우에만 인플레이션율이 주가수익률에 중요한 작용을 하고 있다. 미국과 한국의 경우 산업증가율과 통화증가율이 중요한 변수가 된 반면 인플레이션율은 한국에서만 의미 있는 변수가 되고 있다.

주가수익률 변동성이 통화증가율과 산업생산증가율에 의하여 어떻게 영향을 받는지는 충격반응함수를 보면 알 수 있다. 대체로 1 또는 2개월의 시차를 가

진 경제적인 충격에 주가수익률이 반응하고 있는 것으로 나타났다. 더욱이 한 요소의 분산크기의 증가가 주가수익률을 증가시킬 경우 3개월의 기간 후에 반응이 소멸됨을 알 수 있다.

“한국의 경우에는 통화증가율이 증가한 후에 이 충격에 대한 주가수익률의 반응은 약 2개월에 정점을 보이고 6개월 이후에 정상상태로 돌아감을 알 수 있다. 그리고 산업생산증가율이 증가하는 충격이 발생한 후에는 독일의 경우보다는 즉각적인 반응을 주가수익률이 보이고 있다. 산업생산증가율 충격이 발생하였을 때 주가수익률이 약 2개월에 정점의 반응을 보인 후 약 4개월 이후부터는 정상상태로 복귀하고 있는데, 이는 미국의 경우에서와 비슷한 것을 알 수 있다.

한편, 통화증가율은 산업생산증가율보다 오랜 기간 동안에 걸쳐 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 통화증가율의 공급 증가가 이루어지면 유동성효과를 통하여 주가수익률에 상당기간에 걸쳐 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 나타내어 주고 있는 것이다. 즉, 통화증가율의 경우에 가격상승을 통한 판매증가와 회사의 수익 상승 그리고 주가수익률에 대한 영향이 비교적 오랜 동안의 기간에 걸쳐서 이루어질 수 있음을 알 수 있다. 이러한 통화공급 증가에 따른 인플레이션을 증가 충격은 주가수익률에 대하여 4~5개월 후에 정점을 보이고 6개월 후 소멸됨을 나타내어 주고 있다.

그러므로 통화의 안정적인 공급과 경제성장 회복을 통한 산업생산 증가가 주가수익률의 증가에 중요한 역할을 하고 있는 것으로 알 수 있다. 이는 미국의 경우와 유사하게 통화 및 산업생산의 안정적인 증가가 수익률 안정에 필수 불가결한 요소임을 알 수 있었다.”

본 연구에서는 표본외 예측력검정(out of sample forecast)을 연구방법에서 제외시키고 있다. 이 분야에 대한 연구는 향후 연구과제로 남겨 놓는다.

본 연구에서 제시된 한국에 대한 연구결과는 분석기간을 1998년 외환위기 이후의 기간으로 하여도 결과는 동일하였다. 이는 IMF 외환위기가 본 연구의 결과에 영향을 미치지 않는다는 것을 시사하여 주고 있다. 또한 일본, 싱가포르, 홍콩 등 우리와 아시아국가들의 분석에서도 한국과 비슷한 결론을 보여 주고 있다. 이 결과는 또한 본 연구에서는 주가지수 수익률의 변동성을 거시변수들이 얼마만큼 설명할 수 있는지를 분석하기 위하여 분산분해(variance

decomposition)를 수행하였다. 분석결과에 따르면, 각각의 국가별 경제상황에 맞게 통화증가율 및 산업생산증가율이 주가지수 수익률에서 차지하는 설명력이 시간이 지남에 따라 증가됨을 알 수 있었으며 시차가 짧을수록 주가지수 수익률 자체의 변수가 설명하는 설명력이 높음을 알 수 있었다. 한편, 경기변동과 관련하여 상승기와 하강기를 나누어서 분석하였을 경우에도 각각의 거시경제변수들이 주가지수 수익률에 미치는 영향은 크게 달라지지 않았다.

<참 고 문 헌>

- 김용선과 차진섭, “주가와 거시경제변수간의 관계 분석”, 『조사연구자료』 99-12, 한국은행, 1999.
- 김종권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석”, 『재무관리연구』 제16권 제1호, 한국재무관리학회, 1999.
- 대우경제연구소, 『경기전환국면에서의 주가행태분석』, 1988.10.
- 정성창과 정석영, “우리나라 증권시장과 거시경제변수-VECM을 중심으로”, 『재무관리연구』 제17권 제1호, 한국재무관리학회, 2000.
- 한원중, 『국내외 거시경제변수가 주가변동에 미치는 파급효과 분석』, LG경제연구원, 2001.
- 허세림, “통화량, 주가 그리고 물가간의 인과관계에 대한 실증연구”, 『증권』, 1991.
- 최완수, “거시경제변수를 이용한 종합주가지수 수익률 예측에 관한 연구 -ADL의 ECM을 중심으로”, 2004년 제4차 정기학술발표회, 『한국증권학회 발표논문집』, 한국증권학회, 2004.10.
- Bollerslev, T., 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307-327.
- 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.
- Chen, N-F., R. Roll and S. Ross, 'Economic forces and the stock market', *Journal of Business*, 59, 1986, pp. 383-403.
- Cooper, Richard, 'Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money', *Journal of Finance*, Vol. 19, (June 1974), pp. 887-908.
- Cutler, David M., James M. Poterba and Lawrence H. Summers, 'What Moves Stock Price', *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, No. 3, Spring 1989, pp. 4~12.
- Engle, R., 'Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation', *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 987-1008.

- 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.
- Harvey, C.H., 'Portfolio enhancement using emerging markets and conditioning information', World Bank, working paper, 1993.
- Hong, Harrison, Torous, Walter, and Valkanov, Rossen, 'Do industries lead the stock market? Gradual diffusion of information and cross-asset return predictability', FEN Working Paper, 2002.
- 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.
- Kupiec, Paul, and Steve Sharpe, 'Animal Spirits, Margin Requirements and Stock Price Volatility', *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, pp. 717-732.
- Lukepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (Springer, 1991).
- Mukherjee, Tarun K. and Atsuyuki Naka, 'Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market : An Application of a Vector Error Correction Model', *The Journal of Financial Research*, Vol. 18, No. 2, Summer 1995, pp.223~237.
- Officer, R., 'The variability of the market factor of the New York Stock Exchange', *Journal of Business*, Vol. 46, 1973, pp. 434-453.
- Palmer, Michael, 'Money Supply, Portfolio Adjustments and Stock Prices', *Financial Analysts Journal*, Vol. 26, (July/August 1970), pp. 19-22.
- Rogalski, Richard, and Joseph Vinso, 'Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality', *Journal of Finance*, Vol. 32, (September 1977), pp.1017-1030.
- Shiller, R., 'The use of volatility measures in assessing market efficiency', *Journal of Finance*, Vol. 36, 1981, pp. 291-304.
- Shiller, R., *Macro Markets: Creating Institutions for Managing Society's Largest Economic Risks* (Oxford University Press, 1994).
- Schwert, W., 'Why does stock market volatility change through time', *Journal of Finance*, Vol. 44, 1989, pp.1115-1175.
- Solnik, B., 'The performance of international asset allocation strategies using conditional information', *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, 1993, pp.33-55.
- 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.
- Sprinkel, Beryl W. *Money and Stock Prices*, Homewood, IL: Richard Irwin(1964).