

# 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과에 관한 실증연구

변영태\* · 박갑제\*\* · 임순영\*\*\*

## 요약

본 연구의 목적은 AR(1)-GARCH(1, 1)모형을 이용하여 우리나라의 거시경제변수의 변동성으로부터 주식시장의 변동성으로 전이효과(spillover)가 존재하는지를 규명하는데 있다. 본 연구는 자본시장이 개방되기 시작한 1992년 1월부터 2007년 6월까지 186개월치의 KOSPI 지수 및 주요산업지수와 거시경제변수인 정부의 통화정책을 반영하는 콜금리, 미달러환율, 인플레이션의 대용치인 생산자물가지수 자료에 근거하여 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과를 AR(1)-GARCH(1, 1)모형을 이용하여 분석하였다.

분석결과에 따르면 콜금리의 KOSPI 지수수익률에 대해 변동성전이효과는 통계적으로 비유의적으로 나타나 변동성전이효과가 없는 것으로 나타났으며 환율은 KOSPI에 대해 양(+)의 변동성전이효과가 존재함을 보였다. 이는 미달러환율의 기대치 않은 변동성이 주식시장의 변동성에 양(+)으로 충격을 준다는 것을 의미한다. 또한 인플레이션의 대용치인 생산자물가지수(PPI)는 주식시장에 대해 변동성전이효과가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 강한 변동성전이효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이자율을 나타내는 콜금리를 제외하고 Cumhur, Arslan and Meziyet(2005)의 연구와 동일한 결과를 보였다.

---

\* 부산대학교 경영학과 박사과정

\*\* 부산대학교 경제학과 박사

\*\*\* 부산대학교 경영학과 박사

## I. 서 론

지금까지 주식가격에 영향을 주는 요인들은 무엇인지 그리고 주가에 영향을 주는 요인들을 통해 예측이 가능한가에 대해 많은 연구자들에 의해 이론적이고 실증적으로 연구가 진행되어왔다. 특히, Fama(1970, 1981), Geske and Roll(1983) 연구는 주식시장과 거시경제 변수들 간의 관계에 대하여 규명함으로써 자본시장을 보다 더 정확하게 이해하는데 토대를 마련하였다. 또한 Ross(1976)에 의해 차익거래가격결정모형(Arbitrage Pricing Model : APM)이 개발된 이후 Chen, Roll and Ross(1986)는 주식가격에 영향을 미치는 주요 경제적 요인들을 식별하여 검증함으로써 주식가격과 거시경제변수들 간의 실증적 분석에 대한 종합적인 접근이 시작되었다. 이러한 실증적인 분석이 제시된 이후, 주가와 거시경제변수간의 관계에 대한 분석은 계량경제학의 발달과 더불어 더욱 정교한 방법론들을 활용하기 시작하였다.

Thorbecke(1977), Campell and Ammer(1993)은 전통적인 다중회귀분석방법에서 벗어나 주가와 거시경제변수들과의 관계를 분석하기 위하여 VAR(vector Autoregressive model)모형을 사용하였다. 또한 Johansen(1991)의 공적분(cointegration)분석과 오차수정모형(vector error correction model : VECM)과 같은 새로운 모형이 개발되었다. 이러한 모형을 이용하여 Mookerjee and Yu(1997), Mukherjee and Naka(1995), Cheung and Ng(1998)는 주식가격과 거시경제변수간에 장기적인 균형관계가 존재함을 보였다. 한편 주식가격과 인플레이션과 같은 개별거시경제변수 간의 관계에 대해서도 연구가 진행되었는데 대표적인 연구로는 Fama and Schwert(1997), Defina(1991), Geske and Roll(1983) 등의 연구가 있다.

한편, 주식시장의 변동성에 관한 연구는 Engle(1982)의 자기회귀조건부이분산모형(autoregressive conditional heteroscedastic model : ARCH)과 Bollerslev(1986)의 일반화된 자기회귀조건부이분산(generalized ARCH)모형이 개발된 이후 Baillie and DeGennaro(1990), French, Schwert and Stambaugh(1987), Poon

and Taylor(1992)에 의해 연구가 진행되었다. 특히, Schwert(1989), Liljeblom and Stenius(1997)연구는 거시경제변수의 변동성이 주식수익률의 변동성의 변화에 대해 실증분석하였다. 연구결과에 의하면 인플레이션, 산업생산지수, 통화량과 같은 거시경제변수의 변동성은 주식시장의 변동성을 예측하는데 도움을 줄 수 있다고 주장하였다. 또한 Morelli(2002)는 영국의 주식시장과 산업생산지수, 실질소매판매지수, 통화량, 인플레이션, 환율 등 거시경제변수의 월간 자료를 이용하여 ARCH모형과 GARCH모형에 의한 조건부주식시장의 변동성과 조건부 거시경제변수의 변동성간의 관계에 관하여 실증연구를 하였다. 연구결과에 따르면 거시경제변수 내에 존재하는 조건부변동성이 주식시장의 조건부변동성의 변화를 부분적으로 설명한다고 주장하였다.

Cumhur, Arslan and Meziyet(2005) 연구는 EGARCH(exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity)모형을 이용하여 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이(volatility spillover) 및 정보의 비대칭성효과를 분석하였다. 분석결과에 의하면 이자율과 인플레이션으로부터 주식시장으로 강한 변동성전이효과가 있으며, 통화량은 금융업종지수에 대해 변동성전이효과가 존재하는 것으로 나타났으며 환율은 IMKB100 지수와 제조업지수(industrial indexes)으로 변동성전이효과 있는 것으로 나타났다. 또한 산업생산지수에서 주식시장으로는 변동성전이효과가 존재하지 않는다고 주장하였다.

국내 주식시장과 거시경제변수들 간의 관계에 관한 연구는 지속적으로 진행되고 있다. 국내 선행연구들을 주로 다중회귀분석, 연립방정식, ARMAX(autoregressive moving average with exogenous variables)모형, VAR(vector autoregression model)모형, Johansen(1991)의 공적분분석 및 오차수정모형을 이용하여 주식시장과 거시경제변수들간의 관계를 규명하였다. 다중회귀분석모형을 이용한 김철교·박정옥·백용호(1990), 감형규(1991)등의 연구와 연립회귀방정식을 이용한 이준행(1994)의 연구가 있다. 다중회귀분석과 연립방정식을 이용한 연구들은 거시경제변수들과 주가지수의 관계는 보여줄 수 있지만 주가지수의 동태적인 측면을 무시하기 쉽다는 한계점을 갖고 있다. 이상재(1993), 김종권(1999)은 VAR모형을 이용하여 변수간의 정태적이고 동태적인 상호관계를 분석

하였다. 정성창(2000, 2002)은 증권시장과 거시경제변수간의 관계를 오차수정모형(vetor error correction model)모형을 이용하여 분석하였고 또한 오차수정모형과 인공지능모형(artificial neural networks)을 이용하여 거시경제변수와 주식시장간의 관계를 비교 설명하였다.

기존 연구결과에 따르면 인플레이션, 이자율, 환율, 산업생산지수 등과 같은 거시경제변수는 주식시장에 영향을 주는 중요한 변수임은 틀림없다. 특히 주식 수익률의 변동성은 자본자산들의 위험프리미엄(risk premium)에 직접적으로 반영되므로 이에 대한 예측 및 이해는 자본자산의 가격결정, 파생상품의 가격결정, 포트폴리오전략수립, 금융기관의VaR(value at risk)의 측정 및 위험관리에 매우 중요하다고 할 수 있다.

국내 선행연구의 대부분은 다중회귀분석, 연립방정식, VAR모형, 오차수정모형, 인공지능모형 등을 이용한 주식시장과 거시경제변수간의 관계를 설명하였다. 주식시장의 변동성이 중요한 요인임에도 불구하고 주식시장과 거시경제변수의 변동성간의 관계에 대한 연구는 전무한 상태이다.

따라서 주식시장의 변동성과 거시경제변수의 변동성간의 관계, 특히 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과를 규명하는 것은 의미있다고 할 수 있다.

본 연구는 정부의 통화정책을 반영하는 단기이자율인 콜금리, 환율 그리고 인플레이션 대응치인 생산자물가지수 등과 같은 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과를 GARCH(1, 1)모형을 이용하여 실증분석하고자 한다.

## II. 자료 및 연구방법론

### 1. 데이터 및 기초통계량

본 연구의 분석을 위해 한국증권선물거래소의 KOSPI 종합주가지수와 정부의 통화정책의 대응치인 콜금리, 인플레이션을 나타내는 생산자물가지수 그리고 미 달러환율의 월평균 데이터가 사용되었다. 또한 거래소에서 산출되는 주요 업종

지수를 추가하여 분석하였다. 자료는 한국신용평가의 KIS-VALUE와 한국은행의 경제통계시스템인 Ecos에서 제공하는 것을 사용하였다. 분석기간은 한국의 자본시장이 개방되기 시작한 1992년 1월부터 2007년 6월까지로 선정하였다. 분석에 사용된 자료인 주가지수, 생산자물가지수 등은 자연대수 차분하였고 콜금리는 1차 차분하여 사용하였다.<sup>1)</sup>

〈표 1〉 기초통계량

	△KOSPI	△EEI	△TWI	△BAI	△SEI	△CR	△EXA	△PPI
Mean	0.5452	1.0214	0.2781	-0.3263	0.5990	-0.0565	-0.1058	0.2298
Std Dev	7.5364	9.7233	14.3043	9.7413	11.1756	1.0426	3.3204	0.7227
Skewness	-0.1375	-0.0042	0.8443	0.3352	-0.3744	1.7397	1.2645	4.1565
Kurtosis	3.5828	3.8825	8.8397	5.6611	3.8798	19.5377	17.9948	32.9513
Jarque-Bera	3.202	6.004	284.852	58.054	10.290	2,201.539	1,782.494	7,747.744
Probability	0.2016	0.0496	0.0000	0.0000	0.0058	0.0000	0.0000	0.0000

- 주) 1. △KOSPI, △EEI, △TWI, △BAI, △SEI는 각각 한국증권선물거래소에서 제공하는 KOSPI주가지수, 운수창고업종지수, 전기전자업종지수, 은행업종지수, 증권업종지수 수익률이며 △CR, △EXA, △PPI는 각각 콜금리, 환율, 산업생산지수 수익률을 의미함.  
 2. Jarque-Bera는 각 시계열의 정규성을 검증하는 통계량으로서 자유도가 2인  $\chi^2$ 분포를 따른다.

거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과를 분석하기 위해 분석 대상 자료들의 기초통계량 결과를 살펴보면 <표 1>과 같다. 1992년 이후 우리나라 주식시장은 지난 15년 동안 월 평균 약 0.54% 수익률을 나타냈다. 그리고 전기·전자, 운수·창고, 은행, 증권업종은 각각 월 평균 1.02%, 0.28%, -0.33%, 0.59% 수익률을 나타내었음 볼 수 있다. 거시경제변수에서 금리는 월 평균 0.06 하락하였고 원환환율은 월 평균 0.11% 정도 평가절하 되었음을 볼 수 있다. 한편 생산자물가지수는 월평균 0.23% 상승한 것으로 나타났다. 표준편차는 KOSPI 주가지수 수익률의 경우 7.53%로 업종지수들에 비해 낮게 나타났다. 자료의 좌우대칭도를

1) 주가지수, 환율, 생산자물가지수는  $R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ , 콜금리는  $R'_t = CR_t - CR_{t-1}$  해서 분석에 사용하였다.

나타내는 왜도는 KOSPI 지수를 비롯한 전기·전자, 증권업종의 지수가 음(-)으로 나타났다. 거시경제변수는 모두 양(+)의 값을 보였는데 이는 외환위기에 따른 결과라 해석할 수 있다. 또한 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도의 경우 대부분의 금융경제시계열에서 볼 수 있는 것처럼 정규분포보다 뾰족한 첨예분포(leptokurtic)을 보였다. Jarque-Bera는 각 시계열의 정규성을 검증하는 통계량으로서 KOSPI 지수수익률을 제외한 시계열들은 정규분포하지 않음을 알 수 있다.

이러한 기초통계량 결과에서 암시하는 것은 각 시계열을 이용한 추정회귀식의 잔차항은 이분산성(heteroskedasticity)을 가질 가능성이 높다는 것을 나타낸다. 다음의 <표 2>와 <표 3>은 분석자료 시계열의 수준변수 및 수익률에 대한 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips-Perron(PP)<sup>2)</sup> 검정이 제시되어 있다.

<표 2> 수준변수의 ADF 및 PP 단위근 검증

수준변수						
	Augmented Dickey-Fuller Unit root test			Phillips-Perron Unit root test		
	상수·추세 없음	상수포함	상수·추세 포함	상수·추세 없음	상수 포함	상수·추세 포함
KOSPI	1.058823	-0.089185	-0.782152	1.058823	-0.089185	-0.782152
EEI	0.394585	-1.068616	-3.171786*	0.394585	-1.068616	-3.171786*
TCI	-0.797278	-0.099716	-0.126286	-0.797278	-0.099716	-0.126286
BAI	-1.491827	-1.778415	-0.818596	-1.491827	-1.778415	-0.818596
SEI	0.027800	-1.757507	-0.965556	0.027800	-1.757507	-0.965556
CR	-1.508376	-2.142982	-3.289202**	-1.508376	-2.142982	-3.289202**
EXA	-0.122650	-2.088765	-1.945102	-0.122650	-2.088765	-1.945102
PPI	2.164274	-0.635830	-2.920077	2.164274	-0.635830	-2.920077

2) DF-검정에서는 오차항이 정규분포한다고 가정하고 있다. 그러나 우리가 관심있는 금융 및 경제시계열에서는 오차항은 대부분 자기상관을 가지고 있거나 동시에 이분산성을 띠는 경우가 일반적이다. 따라서 이러한 문제를 해결하고자 Phillips(1987)와 Perron(1988)은 확률오차항이 약종속성(weakly dependent)을 띠거나 이분산성을 지닌 것으로 생각되는 경우 사용할 수 있는 비모수적 단위근 검정방법을 제안하였다.

〈표 3〉 수익률의 ADF 및 PP 단위근 검증

수익률						
	Augmented Dickey-Fuller Unit root test			Phillips-Perron Unit root test		
	상수·추세 없음	상수포함	상수·추세 포함	상수·추세 없음	상수 포함	상수·추세 포함
△KOSPI	-9.349905***	-9.362028***	-9.386760***	-9.231894***	-9.221962***	-9.236873***
△EEI	-9.754474***	-9.810155***	-9.783154***	-9.504229***	-9.516673***	-9.484474***
△TCI	-9.778870***	-9.769643***	-9.846101***	-9.739573***	-9.730002***	-9.888284***
△BAI	-10.385580***	-10.364670***	-10.454780***	-10.385580***	-10.364670***	-10.425100***
△SEI	-10.315160***	-10.290590***	-10.323950***	-10.364210***	-10.339910***	-10.373780***
△CR	-9.717066***	-9.709257***	-9.685549***	-9.773672***	-9.766595***	-9.743404***
△EXA	-9.503125***	-9.483342***	-9.531158***	-9.308792***	-9.285095***	-9.268888***
△PPI	-7.305193***	-7.750016***	-7.732548***	-7.104478***	-7.198021***	-7.171844***

주) 1. \*, \*\*, \*\*\* 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미함.

2. 1%, 5%, 10% 의 Mackinnon 임계치는 각각 -3.465977, -2.877099, -2.575143임.

시계열분석에서 자료대상의 정상성(stationary)을 검정하는 것은 중요하다. 왜냐하면 대상자료가 I(1)과정을 따를 경우 이러한 자료를 이용하여 분석하게 되면 변수들 간에 상호관계가 없음에도 불구하고 회귀식의 결정계수( $R^2$ ) 높게 나오는 가성회귀(spurious regression)가 발생한다고 Granger and Newbold(1974)가 문제를 제기하였다.

〈표 2〉의 수준변수의 경우 상수, 상수·추세포함, 상수·추세없음을 가정했을 때 모두 ‘한 개의 단위근을 가진다’라는 귀무가설을 ADF와 PP검정 모두 채택함을 볼 수 있다.<sup>3)</sup> 한편, 〈표 3〉의 수익률에 대한 단위근 검정결과는 ADF, PP검정의 모두 ‘한 개의 단위근을 가진다’라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 시계열은 I(1)과정을 따르는 것이며, 수준변수를 차분한 수익률에서는 모두 안정적인 시계열로 나타났다.

3) 수준변수에서 EEI 및 CR 의 경우 상수와 추세 포함할 경우 5% 유의수준에서 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하고 있으나 상수만 포함, 상수·추세 없는 경우에는 단위근이 1% 유의수준에서 있는 것으로 나타나므로 I(1) 과정을 따른다고 할 수 있다.

## 2. 연구방법론

변동성집중 또는 ‘fat tail’의 특성을 갖는 시계열을 조건부분산의 관점에서 모형화하기 위해 Engle(1982)은 다음과 같은 ‘p-차 자기회귀형 조건부분산모형’(autoregressive conditional heteroscedasticity model) 또는 줄여서 ARCH(p)모형을 제안하였다.

$$y_t = X_t\beta + \sigma_t\xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, 1) \quad (1)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t\xi_t, \quad \epsilon_t|\psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\epsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1\epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p\epsilon_{t-p}^2 \quad (3)$$

단,  $\alpha_0 > 0, \alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0$ . 식 (1)은 보통의 다항식이며, 다만 다른 점은 확률오차항이 식 (2)에서 보는 것처럼 조건부 정규분포한다는 것이다. 설명변수 벡터  $X_t$ 는  $t$ -시점에서 고정(fixed)되어 있다고 가정하는 것도 일반 다중회귀식과 같다. 흔히 금융시계열에 있어서  $X_t$ 는 종속변수 자신의 래그들과 식 (3)에 정의된 조건부분산/표준편차 또는 기타의 외생적 설명변수들을 포함할 수 있다. 이러한 모형을 ARCH모형이라고 하는 이유는 다음과 같다. 위의 식 (2)와 식 (3)을 변환하면 식 (4)와 같이 된다.

$$\begin{aligned} \epsilon_t^2 &= \sigma_t^2 + (\epsilon_t^2 - \sigma_t^2) \\ &= \alpha_0 + \alpha_1\epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p\epsilon_{t-p}^2 + v_t, \end{aligned} \quad (4)$$

(단,  $v_t = \epsilon_t^2 - \sigma_t^2$ )가 되어 잔차항의 제곱이 AR(p)과정을 따른다.  $\sigma_t^2 \equiv \text{Var}(y_t|\psi_{t-1}) = \text{Var}(\epsilon_t|\psi_{t-1}) = E(\epsilon_t^2|\psi_{t-1})$ 로 정의 되므로 식 (4)의 양변에  $(t-1)$ -시점의 기댓값을 취하면 다음과 같은 식 (5)가 된다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p\sigma_{t-p}^2 \quad (5)$$

보통의  $p$ -차 자기회귀(autoregressive)모형을 따르는 것을 알 수 있다. 또한 이분산성을 갖게 되는 이유는  $\epsilon$ 의 실현된 래그값에 따라  $\sigma_t^2$ 가 항상 변할 수 있기 때문이다. 일정한 조건하에서  $y_t$ 는 첨예분포를 가지며  $\epsilon_t^2$ (또는  $y_t^2$ )는 안정적



자기회귀과정을 따르고 따라서 분산집중을 야기할 수 있다. 그러므로 ARCH모형은 변동성집중 또는 두터운 꼬리의 특성을 가지는 금융·경제시계열 모형화하는 데 유용하다.

식 (5)가 의미하는 바는 다중회귀식의 OLS 잔차제곱을 사용하여 LM 검정을 수행함으로써 ARCH효과를 검정할 수 있다. 즉,  $y_t$ 를  $X_t$ 에 회귀분석함으로써 얻게 되는 OLS 잔차항의 제곱을 이의  $p$ 개의 래그항들에 대하여 두 번째 단계 회귀식을 추정함으로써 이들 회귀계수가 동시에 유의적인지를 검정하게 된다. 두 번째 단계에서  $T$ 개의 OLS잔차제곱을 사용하였다면 이 때의  $R^2$ 곱하기  $T$ , 즉,  $T \cdot R^2$ 는 점근적으로  $\chi^2(p)$ 분포하는 것으로 알려졌다. 귀무가설이 ' $p$ 래그까지 동시에 고려할 때 ARCH 효과가 없다'이므로  $T \cdot R^2$ 이 이론보다 크게 되면, 즉  $p$ -값이 0.05보다 작으면 5% 유의수준에서 기각하게 된다. 검정결과 ARCH 효과가 있는 것으로 나타나면 '예측오차분해'(prediction error decomposition) 결과를 이용하여 다음과 같은 대수우도함수를 구할 수 있다. 모형의 모든 파라미터를  $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \beta)$ '로 두었을 때 ARCH(p)모형의 대수우도함수는 식 (6)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln f(\epsilon_1, \dots, \epsilon_T | \epsilon_0, X; \theta) &= \sum_{t=1}^T \ln f(\epsilon_t | \psi_{t-1}; \theta) \\ &= -\left(\frac{T}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \ln \sigma_t^2 - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \ln \epsilon_t^2 / \sigma_t^2 \end{aligned} \quad (6)$$

이러한 표본대수우도함수를 BHHH, BFGS, Marquart 또는 DFP 등과 같은 일반적 수치최적화(numerical optimization) 알고리즘을 사용하여 평가함으로써  $\theta$ 의 최우추정값을 구할 수 있다.

ARCH(p)모형을 추정하는 경우 래그  $p$ 를 크게 설정해야 하는 문제점의 대안으로 Bollerslev(1986)는 ARCH모형을 일반화하는 다음 식 (7)과 같은 GARCH 모형(generalized ARCH)을 제안하였다.

$$y_t = X_t \beta + \sigma_t \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, 1) \quad (7)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t \xi_t, \quad \epsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \\ &= \alpha_0 + A(L) \epsilon_t^2 + B(L) \sigma_t^2 \end{aligned} \quad (9)$$

단,  $\alpha_0 > 0, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \beta_1, \dots, \beta_q \geq 0, A(L) = \alpha_1 L + \dots + \alpha_p L^p, B(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q$ .  
 $p = q = 1$  인 경우, 즉 가장 간단한 GARCH(1, 1) 모형이 된다. GARCH모형을 도입하는 이유는 작은 수의 파라미터를 사용함에도 불구하고 긴 래그의 ARCH모형을 추정하는 것과 유사한 효과를 가져오기 때문이다. 실제로 우리가 자주 접하는 대부분의 금융·경제시계열의 변동성은 매우 지속적(persistent)인 것으로 보이며 본 연구에 쓰일 GARCH(1, 1)모형으로도 대부분 잘 모형화할 수 있는 것으로 알려져 있다.

본 연구의 분석에는 GARCH(1, 1) 모형이 모형의 적합성검증 및 변동성전이 효과 분석을 위한 대용치 추출을 위해 사용되었으며 식은 다음과 같다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t \xi_t, \quad \epsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = a + b\sigma_{t-1}^2 + c\epsilon_{t-1}^2 \quad (11)$$

단,  $a > 0, b \geq 0, c \geq 0$  이며 약안정성조건은  $a + b < 1$  만족시켜야 한다. 식 (10) 과 식 (11)에서  $R_t$ 는 주가지수 및 거시경제변수 수익률,  $\sigma_t^2$ 는 조건부분산률 의미한다. 그리고 거시경제변수의 변동성전이효과 분석을 위해 Hamao et al.(1990), Theodossiou and Lee(1993), Kanas(1998) 그리고 Kanas and Kouretas(2001)의 연구방법론을 적용한 식 (10)과 식 (11)에서 조건부분산방정식의 추정된 잔차를 구하고 이들 잔차의 제곱을 조건부변동성전이효의 정보 충격(information shocks)의 대용치(proxy)로 사용하였다.<sup>4)</sup> 따라서 콜금리, 환율, 인플레이션의 수익율이

4) Hamao Yasushi, Ronald W. Masulis and Victor Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", Review of Financial Studies 3, 1990, 281-307.

KOSPI 및 산업별 주가지수 수익률에 대한 변동성전이효과가 존재하는지 알아보기 위해 AR(1)-GARCH(1, 1)모형의 조건부분산방정식에 다음의 식 (13)과 같이 외생변수들을 포함하여 모형화하였다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \sigma_t + \epsilon_t \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = a + b\sigma_{t-1}^2 + c\epsilon_{t-1}^2 + dUE_{\Delta CR,t} + eUE_{\Delta EXA,t} + fUE_{\Delta PPI,t} \quad (13)$$

여기서  $R_t$ 는 KOSPI 및 업종지수수익률,  $\sigma_t^2$ 는 조건부분산을 나타낸다. 특히,  $UE_{\Delta CR,t}$ ,  $UE_{\Delta EXA,t}$ ,  $UE_{\Delta PPI,t}$ 는 각각 식 (10)과 식 (11)에서 도출된 콜금리, 환율, 생산자물가지수의 기대하지 않은 실현치로서 변동성전이효과를 측정하는 대응변수를 의미한다. 따라서 식 (13)에 표현된 계수  $d$ ,  $e$ ,  $f$ 은 본 연구에서 알아보고자 하는 변동성전이효과의 존재유무를 파악하기 위한 중요한 모수이다.

### III. 실증분석

#### 1. GARCH(1, 1)모형의 적합성분석

GARCH(1, 1)모형의 모수(parameter)의 최우추정치(MLE : maximum likelihood estimate)를 구하기 위하여 Berndt, Hall, Hall and Hausman(1974)이 제시한 BHHH 알고리즘에 기초한 대수우도함수(log likelihood function)을 최대화하여 비선형 최적화기법을 사용하였다. 모형의 적합성검정(specification test)을 위한 분석모형의 잔차와 잔차제곱에 시계열상관의 존재여부를 검정하기 위하여 Ljung-Box(LB)<sup>5)</sup> 검정통계량을 사용하였다.

주가지수 및 거시경제변수에 대한 GARCH(1, 1)모형의 분석결과가 <표 4>에 제시되어있다. 단, GARCH모형의 조건인  $a > 0$ ,  $b \geq 0$ ,  $c \geq 0$  그리고  $a + b < 1$ 에서 환율을 제외한 모든 변수들 조건부분산의 비음수성과 약안정성조건을 만

5) McLeod and Li(1983)에 따르면 Ljung-Box 검정통계량은 점근적이지 카이제곱(asymptotically chi-square) 분포를 따른다고 제시하였다.

〈표 4〉 GARCH(1,1)모형의 적합성 검정

조건부평균방정식 :  $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \epsilon_t$

조건부분산방정식 :  $\sigma_t^2 = a + b\sigma_{t-1}^2 + c\epsilon_{t-1}^2$

구 분	△KOSPI		△EEI		△TCI		△BAI	
	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.
$\beta_0$	0.8249	1.2702	1.5016	2.08887**	0.9549	1.0139	0.3866	0.5810
$\beta_1$	0.2977	4.4871***	0.2557	3.8729***	0.3087	4.6474***	0.2229	3.0163***
$a$	2.1178	0.9537	12.8843	1.6222	3.1995	0.9166	2.4499	1.3359
$b$	0.8243	9.1718***	0.5361	2.7265***	0.8159	2.5761***	0.8436	13.6750***
$c$	0.1284	2.5993***	0.3301	2.5218**	0.1605	11.6411***	0.1258	2.6737***
Log-likelihood	-603.81		-656.59		-677.82		-644.99	
$LB(12)$	5.75		6.103		4.78		15.09	
$LB^2(12)$	6.98		11.38		11.35		7.73	
$LB(24)$	11.20		24.17		11.07		27.84	
$LB^2(24)$	17.72		24.61		16.54		15.68	

구 분	△SEI		△CR		△EXA		△PPI	
	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.
$\beta_0$	0.5767	0.4749	1.8011	2.0163**	0.1033	1.9034*	0.1933	1.5748
$\beta_1$	0.2523	2.8551***	0.2040	2.5869***	0.0787	0.9706	0.5150	13.2006***
$a$	6.4242	1.4840	6.0374	1.3861	0.0069	0.3829	0.0124	1.4846
$b$	0.8637	13.2213***	0.8353	10.3102***	0.5456	10.5335***	0.9809	40.3767***
$c$	0.1076	2.1750**	0.1081	2.1727**	0.8531	7.7671***	0.0064	4.1088
Log-likelihood	-725.83		-680.55		-375.31		-166.73	
$LB(12)$	11.20		4.18		27.13***		9.50	
$LB^2(12)$	18.74*		6.50		13.55		2.88	
$LB(24)$	23.39		19.60		40.36**		17.12	
$LB^2(24)$	26.23		14.19		16.85		3.37	

- 주) 1. \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의하다는 것을 의미함.  
 2.  $LB(12)$ ,  $LB^2(12)$ ,  $LB(24)$ ,  $LB^2(24)$ 는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12) 및 (24)에 대한 Q 통계량을 나타내며  $\chi^2(12)$ 와  $\chi^2(24)$ 의 임계치는 각각 18.55(10%), 33.20(10%), 21.03(5%), 36.42(5%), 23.34(1%), 39.36(1%)임.

족시키고 있음을 볼 수 있다. 또한 모형의 결과에 의한 추정잔차와 추정잔차제곱값의 12계차와 24계차의 자기상관(autocorrelation)에 대한 Ljung-Box 검정통

계량인  $LB(12)$ ,  $LB^2(12)$  및  $LB(24)$ ,  $LB^2(24)$ 는 1%의 임계치보다 낮으므로 “잔차 및 잔차의 제곱에 대한 자기상관은 없다”라는 귀무가설을 기각하지 못한다. 이는 자기상관이 없다는 것을 의미하므로 GARCH(1, 1)모형이 적합한 것으로 나타났다.

## 2. 거시경제변수의 변동성전이효과 분석결과

주식가격과 거시경제변수들 간의 관계에 관해 Fama(1970, 1981), Chen(1991)에 따르면 다기간 경제모형에서 실질경제활동은 소비와 투자기회집합에 영향을 주게 되고, 이러한 변화는 증권시장에서 가격으로 평가되기 때문에 경제상황변수들의 변화는 주가와 밀접한 관계를 가지고 있음을 체계적으로 보여주었다. 또한 Ross(1977)에 의해 APT(arbitrage pricing theory)가 제시되면서 Chen, Roll and Ross(1986)는 이러한 모형을 기초로 주식가격과 거시경제변수들 간의 관계에 대해 실증적 분석에 대한 종합적인 접근을 시도하였다. 최근의 Arshanapalli. B, d’Ouille. E, Fabozzi. F and Switzer. L(2006)은 다변량 GARCH-M모형을 이용하여 거시경제변수가 주가 및 채권의 변동성을 증가시킨다는 것을 제시하였다. 또한 Cumhur, Arslan and Meziyet(2005)는 EGARCH모형을 이용하여 거시경제변수의 변동성전이 및 정보비대칭성을 분석하였는데 결과에 의하면 이자율, 인플레이션, 환율에 의한 변동성 전이효과가 존재함을 보여주었다. 이는 거시경제변수가 증권시장에 수익률 및 변동성에 영향을 주고 말해준다.

본 연구는 Chen, Roll and Ross(1986), Mukherjee and Naka(1995), Mookerjee and Yu(1997) 그리고 Cheung and Ng(1998)의 연구를 고려하여 거시경제변수를 선정하였다.

주식가격평가 모형에 의하면 다른 모든 요인들이 일정하고 물가가 상승하면 투자자들은 구력상실을 보상받기 위해 더 높은 위험조정할인율을 요구하게 되며, 결국 주가는 하락하게 된다. 즉, 물가와 주식가격과의 관계는 부(-)의 관계를 갖는다는 것이다. 대부분의 선행연구(Fama and Schwert, 1977; Geske and Roll, 1983; Chen, Roll and Ross, 1986; Chen, 1991; DeFina, 1991)들은 주식이 인플레이

이선의 헷지수단이 되지 못하여 물가와 부(-)의 관계를 갖고 있음을 주장하고 있다. 또한 주식가격에 미치는 이자율 관련 변수로는 정부의 통화정책을 반영하는 단기이자율인 콜금리(CR)을 선택하였으며 금리는 주가와 부(-)의 관계가 있는 것으로 알려져 있다.<sup>6)</sup> 마지막으로 우리나라의 경우 수출 및 수입의존도가 상당히 높아 환율은 주식시장에 주는 영향은 클 것이므로 원달러환율(EXA)을 선택하였다. 환율의 절상은 수출을 줄이고 수입을 증가시켜 경상수지가 나빠져 주가를 하락시키는 요인으로 작용하나, 다른 한편으로는 수입물가의 하락으로 국내 물가가 하락하여 주가를 상승시키는 측면도 있다. 이와 같이 환율과 주가는 정(+ )의 관계인지 부(-)의 관계를 가지는지 단정지어 설명할 수 없다.

이러한 관계를 바탕으로 거시경제변수의 기대치 않은 정보충격 즉 콜금리(CR), 환율(EXA), 생산자물가지수(PPI)의 변동성이 KOSPI 지수 및 주요산업지수의 변동성으로 전이(spillover)가 존재하는지를 GARCH(1, 1)모형의 조건부분산방정식에 식 (10)과 식 (11)에서 산출된 잔차제곱을 식 (13)에 외생변수를 포함시켜 분석하였다.

<표 5>는 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과 분석결과를 보여준다. 먼저 KOSPI 지수 및 업종지수의 GARCH(1, 1)모형 추정에 따른 추정잔차와 추정잔차제곱값의 lag12와 lag24의 자기상관(autocorrelation)에 대한 Ljung-Box 검정통계량인  $LB(12)$ ,  $LB^2(12)$  및  $LB(24)$ ,  $LB^2(24)$ 는 1%의 임계치보다 낮으므로 “잔차 및 잔차의 제곱에 대한 자기상관은 없다”라는 귀무가설을 채택하므로 자기상관이 없다는 것을 볼 수 있다.

콜금리의 KOSPI 지수수익률에 대해 변동성전이효과 추정 계수인  $e$ 가 0.96이고  $z$ 값이 0.80으로 통계적으로 비유의적으로 나타나 변동성전이효과가 없음을 볼 수 있다. 환율은 KOSPI에 대해 양(+ )의 변동성전이효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 미달러환율의 기대치 않은 변동성이 주식시장에 양(+ )의 변동성 충격을 준다는 것을 의미한다. 또한 인플레이션의 대용치인 생산자물가지수(PPI)는 주식시장에 대해 변동성전이효과를 추정하는 계수  $f$ 가 -12.45이고  $z$ 값

6) James, Koreisha and Partch(1985) 연구 참조.

이 -5.25로 나타나 1% 유의수준에서 변동성전이효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이자율을 나타내는 콜금리를 제외하고 Cumhuri, Arslan and Meziyet (2005)의 연구와 동일한 결과를 보였다.

〈표 5〉 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과 분석결과

조건부평균방정식 :  $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \epsilon_t$

조건부분산방정식 :  $\sigma_t^2 = a + b\sigma_{t-1}^2 + c\epsilon_{t-1}^2 + dUE_{\Delta CR,t} + eUE_{\Delta EXA,t} + fUE_{\Delta PPI,t}$

여기서  $R_t$ 는 KOSPI 및 주요업종지수수익률,  $\sigma_t^2$ 는 조건부분산, d, e, f는 각각 콜금리, 미달러환율, 생산자물가지수의 변동성전이효과를 추정하는 계수값을 의미함.

구 분	ΔKOSPI		ΔEEL		ΔTCI		ΔBAI		ΔSEI	
	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.	계수값	z-stat.
$\beta_0$	0.7965	1.1453	0.5104	0.8706	0.9999	1.3360	-0.2121	-0.3413	-0.1468	-0.1884
$\beta_1$	0.3444	4.3604***	0.2749	3.8179***	0.3143	4.4529***	0.2126	2.8085***	0.1792	2.2629**
<i>a</i>	10.5735	4.9464***	-0.0045	-0.0106	1.4461	2.1461**	0.1912	0.3365	-0.1223	0.0601
<i>b</i>	0.6099	4.6995***	1.0146	34.8965***	-0.0669	-6.1869***	-0.0652	-237.4893***	1.0275	510.0060***
<i>c</i>	0.0386	0.4014	-0.0058	-8.1435***	1.0185	53.0573***	1.0115	16.8991***	-0.0785	-3.7684***
<i>d</i>	0.9606	0.8047	1.5233	4.8307***	0.7176	0.9780	1.5160	4.8007***	2.1385	2.7548***
<i>e</i>	1.5105	4.2501***	0.2458	1.8180*	0.4479	2.4854**	0.4012	2.2496**	0.0893	0.1611
<i>f</i>	-12.4460	-5.2516***	-1.1123	-0.3522	-2.5303	-0.7084	1.9843	-0.4641	12.3525	1.2009
Log-likelihood	-600.13		-642.89		-669.42		-628.03		-703.68	
$LB(12)$	6.33		6.48		3.82		14.95		8.25	
$LB^2(12)$	8.74		8.12		13.17		11.08		7.06	
$LB(24)$	15.55		23.68		8.05		25.23		7.06	
$LB^2(24)$	17.10		17.47		18.17		17.15		14.08	

- 주) 1. \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의하다는 것을 의미함.  
 2.  $LB(12)$ ,  $LB^2(12)$ ,  $LB(24)$ ,  $LB^2(24)$ 는 각각 추정 잔차 및 잔차제곱에 대한 Ljung-Box(12)에 대한  $\chi^2(12)$ 와  $\chi^2(24)$ 의 임계치는 각각 18.55(10%), 33.20(10%), 21.03(5%), 36.42(5%), 23.34(1%), 39.36(1%)임.

전기전자, 운수창고, 은행업, 증권업 등 산업의 주요 업종별 변동성전이효과를 살펴보면 콜금리는 전기·전자, 은행, 증권업종에 대해 변동성전이효과가 있는 것으로 나타났으며, 환율의 변동성전이효과는 증권업을 제외한 전기·전자, 운

수·참고, 은행업종에 대해 존재하는 것을 볼 수 있다. 마지막으로 생산자물가지수는 분석대상자료의 모든 업종에 대해 통계적으로 비유의적으로 나타나 이들 업종지수에 대해 변동성전이효과가 없는 것으로 나타났다.

#### IV. 결 론

본 연구의 목적은 AR(1)-GARCH(1, 1)모형을 이용하여 우리나라의 거시경제변수의 변동성으로부터 주식시장의 변동성으로 전이효과(spillover)가 존재하는지를 규명하는데 있다.

본 연구는 자본시장이 개방되기 시작한 1992년 1월부터 2007년 6월까지 186개월치의 KOSPI 지수 및 주요산업지수와 거시경제변수인 정부의 통화정책을 반영하는 콜금리, 미달러환율, 인플레이션의 대응치인 산업생산지수 자료를 사용하여 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성전이효과를 AR(1)-GARCH(1, 1)모형으로 분석 하였다.

특히 국내 선행연구의 대부분이 주식시장과 거시경제변수간의 관계를 다중회귀분석, 연립방정식, VAR모형, 오차수정모형, 인공지능모형 등을 이용하여 설명하였으나 주식시장의 변동성이 중요한 요인임을 감안할 때 변동성간의 관계에 대한 연구는 의미있다고 할 수 있다.

KOSPI 지수 및 업종지수의 AR(1)-GARCH(1, 1)모형 추정에 따른 추정잔차와 추정잔차제곱값의 lag12와 lag24의 자기상관(autocorrelation)에 대한 Ljung-Box 검정통계량인  $LB(12)$ ,  $LB^2(12)$  및  $LB(24)$ ,  $LB^2(24)$ 는 1%의 임계치보다 낮으므로 “잔차 및 잔차의 제곱에 대한 자기상관은 없다”라는 귀무가설을 채택하여 자기상관이 없다는 것으로 나타나 AR(1)-GARCH(1, 1)모형이 적합함을 보였다.

콜금리의 KOSPI 지수수익률에 대해 변동성전이효과 추정 계수인  $e$ 가 0.96이고  $z$ 값이 0.80으로 통계적으로 비유의적으로 나타나 변동성전이효과가 없는 것으로 나타났으며 환율은 KOSPI에 대해 양(+의) 변동성전이효과가 존재함을 보였다



다. 이는 미달러환율의 기대치 낮은 변동성이 주식시장의 변동성에 양(+)으로 충격을 준다는 것을 의미한다. 또한 인플레이션의 대용치인 생산자물가지수(PPI)는 주식시장에 대해 변동성전이효과를 추정하는 계수  $f$ 가 -12.45이고  $z$ 값이 -5.25로 나타나 1% 유의수준에서 변동성전이효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이자율을 나타내는 콜금리를 제외하고 Cumhur, Arslan and Meziyet(2005)의 연구와 동일한 결과를 보였다.

전기전자, 운수창고, 은행업, 증권업 등 산업의 주요 업종별 변동성전이효과를 살펴보면 콜금리는 전기·전자, 은행, 증권업종에 대해 변동성전이효과가 있는 것으로 나타났으며, 환율의 변동성전이효과는 증권업을 제외한 전기·전자, 운수·창고, 은행업종에 대해 존재하는 것을 볼 수 있다. 마지막으로 생산자물가지수는 분석대상 자료의 모든 업종에 대해 통계적으로 비유의적으로 나타나 이들 업종지수에 대해 변동성전이효과가 없는 것으로 나타났다.

## 참 고 문 헌

- 김형규, “주식의 가격결정요인에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제8권 제2호, 1991, 131-164.
- 김경원·최준환, “뉴욕증시의 중국 ADR과 원주사이의 정보전이효과”, 재무관리연구, 제23권 제2호, 2006, 171-187.
- 김명직·장국현, “금융시계열분석”, 경문사, 1998.
- 김종권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999, 155-170.
- 김철교·박정욱·백용호, “제경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 제12집, 1990, 347-375.
- 변종국·조정일, “KOSPI200 주가지수선물 도입과 주식시장 비대칭적 변동성”, 재무관리연구, 제20권 제1호, 2003, 191-212.

- 이상재, “주요 거시경제변수가 주가에 미치는 동태적 효과”, 동서경제연구소, 1993.
- 이준행, “KSRI 거시계량모형”, 한국증권업회 연구자료, 94-7, 1994.
- 정성창 · Timothy. H. Lee, “우리나라 증권시장과 거시경제변수 : ANN와 VECM의 설명력 비교”, 재무관리연구, 제19권 제2호, 2002, 221-231.
- 정성창 · 정석영, “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형 관계”, 재무연구, 제15권 제2호, 2002, 205-235.
- Arshanapalli, B., E. d’Ouille, F. Fabozzi, and L. Switzer, “Macroeconomic news effects on conditional volatilities in the bond and stock markets,” *Applied Financial Economics*, 16, 2006, 377-384.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 1989, 307-327.
- Baillie, R. and R. P. DeGennaro, “Stock returns and volatility,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), (June 1990), 203-214.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman, “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 1974, 653-665.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer, “What moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *Journal of Finance*, (March 1993), 3-37.
- Chen, N., “Financial Opportunity and the Macroeconomy,” *Journal of Finance*, 1991, 529-554.
- Chen, N., R. Roll, and S. A. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 1986, 383-403.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng, “International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity,” *Journal of Empirical Finance*, 5, 1998, 281-296.
- Cumhur, E., C. K. Arslan, and S. E. Meziyet, “Effects of macroeconomic variables on Istanbul stock exchange,” *Applied Financial Economics*, 15,

2005, 987-994.

- Defina, R. H., "Does Inflation Depress the Stock Market?," *Business Review*, FRB of Philadelphia, (Nov./Dec. 1991), 3-12.
- Engle R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 1982, 987-1007.
- Fama, E. and W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, 115-146.
- Fama, E., "Multiperiod Consumption-Investment Decision," *American Economic Review*, 60, 1970, 163-174.
- Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," *American Economic Review*, 71, 1981, 545-565.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Finance*, 45, 1987, 479-496.
- French, K.R., G. W. Schwert, and R.E Stambaugh, Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 3-29.
- Geske, R., and R. Roll, "The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, 38, 1983, 1-33.
- Granger, C. and P. Newbold, "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111-120.
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 281-307.
- James, C., S. Koreisha, and M. Partch, "A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates," *The Journal of Finance*, 40(5), (December. 1985), 1375-1384.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, 1551-

1580.

- Kanas, A., "Volatility spillovers across equity markets," *European evidence, Applied Financial Economics*, 8, 1998, 245-260.
- Kanas, A. and G. Kouretas, "Volatility spillovers between black market and official markets for foreign currency in Greece," *Journal of Financial Research*, 24, 2001, 443-461.
- Liljeblom, E. and M. Stenius, "Macroeconomic volatility and stock market volatility : empirical evidence on Finnish data," *Applied Financial Economics*, 7, 1997, 419-426.
- Lo, A. W. and C. MacKinlay, "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, 1, 1988, 41-66.
- Mukherjee, T. K. and A. Naka, "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market : An Application of a Vector Error Correction Model," *The Journal of Financial Research*, (Sum. 1995), 223-237.
- Mookerjee, R. and Q. Yu, "Macroeconomic Variables and Stock Prices in a Small Open Economy : The Case of Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, 1997, 377-388.
- Perron, P., "Trends and random walks in macroeconomic time series," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, 297-332.
- Phillips, P. C. B., "Time series regression with a unit root," *Econometrica*, 55, 1987, 277-301.
- Poon, S. and S. J. Taylor, "Macroeconomic factors and the UK stock market," *Journal of Business Finance and Accounting*, 18, 1991, 619-636.
- Ross, S. A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, 13, 1976, 341-360.
- Scholes, M. and J. T. Williams, "Estimating betas from nonsynchronous data,"

*Journal of Financial Economics*, 5, 1977, 309-327.

Schwert, G. W., "Business cycles, financial crises and stock volatility," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 31, (Autumn 1989), 83-125.

Theodossiou, P. and U. Lee, "Mean and volatility spillovers across major national stock markets : further empirical evidence," *The Journal of Financial Research*, 16, 1993, 337-350.

Thorbecke W., "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, (June 1997), 635-654.