

## 거시경제변수의 호텔·레저 주가지수에 대한 정보이전효과에 관한 연구

김수경<sup>1)</sup> · 유서영<sup>2)</sup> · 변영태<sup>3)</sup>

동명대학교 금융회계학과<sup>1)</sup> · 경성대학교 경영학과<sup>2)</sup> · 경성대학교 경영학과<sup>3)</sup>

### Information Spillover Effects from Macroeconomic Variables to Hotel · Leisure Stock Index

Soo-Kyung Kim<sup>1)</sup> · Seo-Young Yu<sup>2)</sup> · Youngtae Byun<sup>3)</sup>

*Dept. of Finance and Accounting, Tongmyong University<sup>1)</sup>*

*Dept. of Business Administration, Kyungsung University<sup>2)</sup>*

*Dept. of Business Administration, Kyungsung University<sup>3)</sup>*

#### Abstract

The purpose of this study is to verify information spillover effects using returns of macroeconomic variables and hotel · leisure stock index daily data from January 4, 2000 to December 30, 2015.

The findings and implications of the research can be summarized as follows. First, based on time-varying AR(1)-GARCH(1,1) models no evidence of statistically significant conditional mean and volatility spillover effects from returns of macroeconomic variables on the hotel · leisure stock index was observed. In addition, no evidence of price volatility spillover from macroeconomic variables on the hotel · leisure market was observed. Second, it was discovered that there exists a significantly negative relationship between the return of ER and hotel · leisure stock prices, but a positive relationship between the KOSPI and hotel · leisure stock prices. Finally, the study also found that was a significantly positive relationship between the volatility of DUB and hotel · leisure market, and an adversely negative relationship between the volatility of ER and hotel · leisure market.

The results of this study are expected to contribute by providing useful information for investment strategies, as well as for risk management for investors and managers.

**Key words:** information spillover effects, volatility spillover, GARCH, macroeconomic variables, hotel · leisure stock index

#### I. 서론

Ross(1976)에 의해 차익거래가격결정모형(arbitrage pricing model, APT)에 대한 연구가 이루어진 이후 주식가격에 영향을 미치는 요인들과 주가에 영향력이 존재한다는 요인들을 통해 예측이

가능한가는 지금까지 다양한 방법으로 연구가 진행되었다. 특히, Thorbecke(1977), Geske and Roll (1980), Fama(1981), 그리고 Chen, Roll and Ross (1986)는 주식가격과 거시경제지표들 간의 관계에 대해 규명함으로써 자본시장을 보다 정확하게 이해하는데 기틀을 마련하였다. 그 이후에도 주식

시장과 거시경제지표 간의 연구는 이들 간의 영향관계를 설정하고, 그 영향 관계를 실증적으로 검증하고자 다수의 국내외 학자들이 연구를 진행하였다(Schwert 1989; Mukherjee & Naka 1995; Liljebloom & Stenius 1997; Cheung & Ng 1998; Cumhur, Arslan & Meziyet 2005; Kam HG 1991; Kim JK 1999; Jeong SC 2002; Kim YI 2010 Kim SH · Byun YT 2012).

해외 기존연구에서 Cheung & Ng(1998)은 Johansen(1991)이 제안한 공적분(cointegration) 분석과 오차수정모형(vector error correction model)을 이용한 분석을 통해 주식가격과 거시경제지표 간의 장기적인 균형관계가 존재함을 보였다. Defina(1991)는 주식시장과 인플레이션 간의 관계를 분석하였는데, 기대하지 않은 인플레이션은 실질적으로 주식의 가치를 감소시킨다는 것을 발견하였다. 또한, Jones and Kaul(1996)은 원유가격에 대해 주요 국가들의 주식시장은 어떤 반응을 보이는지에 대해 실증분석을 수행함으로써 주식시장과 원유시장 간의 관계를 규명하였다.

또한 Cumhur, Arslan & Meziyet(2005)은 기존의 GARCH(general autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형의 한계점을 보완한 EGARCH(exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 이용하여 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성 이전(volatility spillover) 및 정보의 비대칭성 효과를 분석하였다. 이들의 결과에 의하면 이자율과 인플레이션에서 주식시장으로 강한 변동성 전이 효과가 존재하며, 통화량은 금융업종지수에 대해 변동성 전이효과가 존재함을 보여주었다. 또한, 환율은 IMKB100 지수와 제조업지수에 변동성 전이효과가 있음을 발견하였지만, 산업생산지수는 주식시장에 대해 아무런 전이효과가 없다고 주장하였다.

국내에서 주식가격과 거시경제변수 간의 연구는 1990년대 이후에 일부 진행되었다. 초기의 연구인 Kam HG(1991)는 주식시장에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 거시경제지표들과 주식시장

간의 관계를 구체적으로 규명함으로써 투자자에게 유용한 정보를 제공하려고 시도하였다. 이를 위하여 주식평가모형과 기존의 연구결과를 토대로 주식수익률에 체계적으로 영향을 미칠 수 있는 31개의 거시경제변수를 선정한 후, 실증분석을 수행하였는데, 결과에 따르면 산업생산지수증가율, 회사채유통수익률, 종합주가지수수익률 등 3개의 거시경제변수가 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적인 경제변수임을 보여주었다.

또한 Kim JK(1999)은 VAR(vector autoregressive model)을 이용하여 한국을 포함한 미국, 독일 등 7개국에 대해 거시경제변수인 인플레이션, 산업생산증가율, 통화공급증가율 등이 주식수익률에 유의하게 영향을 미치는 지에 대해 동태적인 관점에서 분석을 시도하였다. 이러한 연구에서는 그는 주식시장의 변동성의 시간에 따른 변화가 과거의 화폐적 또는 실물적 거시경제 요소의 변화 가능성에서 통계적으로 유의하게 영향을 받고 있음을 주장하였다.

2000년 초반의 대표적인 연구는 Jeong SC(2002)이라고 할 수 있는데, 그는 기존의 연구들이 주로 사용했던 ARMAX 모형이나 VAR 모형들은 주식가격과 거시경제변수들 간의 장기적인 균형관계를 파악할 수 없다는 한계점을 지적하였다. 그는 이러한 한계점을 극복할 수 있는 대안으로 VECM(vector error correction model)을 이용하여 증권시장과 거시경제변수들 간의 장기적인 균형관계를 규명하고자 하였다. 결과에 따르면 종합주가지수와 거시경제변수들 간의 장기적 안정관계를 나타내는 공적분관계가 존재함과 종합주가지수와 거시경제변수들 간의 관계는 이론적으로 예상하는 부호와 동일하며, 통계적으로도 유의함을 보여주었다.

특히, Choi YS et al(2012)은 국내유가증권시장에서 거래량 기준을 상위 11개 대표 산업별 주가지수와 거시경제변수들과의 영향관계를 살펴보았다. 특히, 거시경제변수들을 국내 경제지표와

해외 경제지표로 나누고, 로지스틱 회귀분석을 이용하여 각 산업별 주가지수에 유의한 예측변수를 규명하였다. 기계산업, 금융산업, 서비스산업, 그리고 식음료산업이 다른 업종의 산업보다 해외변수에 더 큰 영향을 받는다는 것을 밝혔으며, 다우존스와 국제유가는 대부분의 산업에 영향을 준다는 것을 밝혀냈다. 특히, 식음료산업의 주가지수는 미국-필라델피아 연준지수와 환율과 밀접한 관계가 있으며, 그 이유로 국내 식음료 산업은 밀가루와 같은 부분의 곡물원재료를 미국으로 수입하고 있기 때문이라고 서술하였다(Kim SH · Byun YT 2012).

이와 같이 지금까지 국내의 선행연구는 산업별 특성에 따른 이질적인 시장의 움직임이 존재함에도 불구하고, 산업 전체를 나타내는 종합주가지수와 거시경제지표 간에 어떤 관계를 가지는지를 규명한 것이 대부분이다. 또한, 국내에서는 호텔·레저 산업의 관련된 주가지수와 거시경제지표의 변동성 간에 어떤 관계를 가지는지에 대해서는 아직 연구가 수행되지 않은 것으로 조사되었다. 따라서 호텔·레저 산업 관련 대표적인 지표인 호텔·레저 주가지수와 거시경제지표의 변동성에 관한 연구는 주제면에서나 연구방법론에서 기존 연구와 차별적인 부분이라고 할 수 있다.

## II. 연구방법론

본 연구에서는 호텔 및 레저 주가지수에 대한 주요 거시경제변수의 수익률 및 변동성 간의 관계와 이들의 이전효과(information spillover effects)를 알아보기 위해 Engle(1982)에 제안된 자기회귀 조건부 이분산(autoregressive conditional heteroskedastic, 이하 ARCH) 모형을 일반화시킨 Bollerslev(1986)의 일반화된 자기회귀 조건부 이분산(general autoregressive conditional heteroskedastic, 이하 GARCH) 모형을 활용하였다. 또한, Hamao, Masulis & Ng(1990)가 제안한 모형을 이용하여 시장 간의 변동성 이전효과에 대해서 살

펴볼 것이다. 여기서 수익률 및 변동성 이전효과라 함은 특정 시장에서의 수익률 변화 또는 변동성의 변화가 다른 시장으로 전이(transference) 즉, 옮겨 가는 현상을 말한다. 이러한 현상은 주식시장 간의 정보이전과 같은 동질적 시장 간에 발생할 수도 있고, 주식시장과 환율시장과 같은 이질적인 시장 간에도 발생할 수 있다.

GARCH(1,1) 모형은 잔차의 분산이 등분산이 아닌 이분산성을 갖는 시계열에 적합한 것으로 알려져 있으며, ARCH 모형에서 차수가 커 모수가 많아질 때 더 절약적이고 효과적인 모형이다. Bollerslev(1986)와 Hamao, Masulis & Ng(1990)가 제안한 GARCH 모형에 기반하여 본 연구에서 사용된 AR(1)-GARCH 모형은 다음과 같다.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \xi_t \quad (1)$$

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

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}^2 \quad (2)$$

단,  $\beta_1 \geq 0$ ,  $\beta_2 \leq 1$ 이며, 약안정성 조건은  $\beta_1 + \beta_2 < 1$ 을 만족시켜야 한다. 식 (1)과 식 (2)에서  $R_t$ 는 호텔 및 레저 주가지수와 거시경제변수의 수익률,  $F_{t-1}$ 는  $t-1$ 시점의 정보집합,  $h_t^2$ 은  $t$ 시점의 조건부분산을 의미한다. 상기의 식은 AR(1)-GARCH(1,1) 모형이 적합한지에 대한 여부를 알아볼 때 사용된다.

특히, 변동성 이전효과를 분석하기 위해 Hamao, Masulis & Ng(1990)의 방법에 따라 식 (1)과 식 (2)에서 조건부 분산방정식의 추정된 잔차를 구하고, 이들 잔차의 제곱을 조건부 변동성 이전효과에 대한 정보 충격(information shocks)의 대용치(proxy)로 사용하였다. 따라서 호텔 및 레저 주가지수의 수익률 및 변동성 변화에 대해 KO-SPI, 콜금리, 미달러환율, 두바이원유의 변화가 영향을 미치는지를 규명하기 위해 AR(1)-GARCH(1) 모형의 평균방정식과 분산방정식은 식 (3) 및 식 (4)와 같다. 여기서 평균방정식은 호텔 및 레저 주가지수 수익률 변화에 대해 거시경제변수

의 수익률이 영향을 미치는 지에 대한 것이고, 분산방정식은 호텔 및 레저 추가지수 변동성 변화에 대해 거시경제변수의 변동성이 영향을 미치는 지에 대해 알아보기 위해 모형화한 것이다.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i X_{i,t} \text{ (or } \gamma_i^* X_{i,t-1}) + \xi_t \quad (3)$$

$$h_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^4 \delta_i UEV_{i,t} \text{ (or } \delta_i^* UEV_{i,t-1}) \quad (4)$$

$R_t$ 는 호텔 및 레저 추가지수의 수익률,  $X_{i,t}$  ( $X_{i,t-1}$ )는  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 거시경제변수의 수익률,  $h_t^2$ 은  $t$ 시점의 조건부분산을 나타낸다. 특히  $UEV_i$  ( $UEV_{i,t-1}$ )는 식 (1)과 식 (2)에서 추정된 KOSPI, 콜금리, 미달러환율, 두바이원유에 대한 비기대 변동성으로서 변동성 간의 관계와 변동성이전효과를 측정하는 대응치이다. 따라서 식 (4)에 표현된 계수  $\gamma_1 \sim \gamma_4$ ,  $\delta_1 \sim \delta_4$ 는 본 연구에서 알아보고자 하는 수익률 및 변동성 간의 관계와 이전효과와 존재 유무를 파악하기 위한 중요한 모수이다.

### III. 실증분석

#### 1. 데이터 및 기초통계량

본 연구는 실증분석을 위해 호텔 및 레저 추가지수(이하 HLI)와 거시경제지표라고 할 수 있는 한국종합추가지수(이하 KOSPI), 정부의 통화정책 대응치라고 할 수 있는 콜금리(이하 CR), 기업의 수익성에 직접적으로 영향을 미치는 미달러환율(이하 ER)과 두바이 원유(이하 DUB) 일별 자료를 사용하였다. 자료는 (주)에프앤가이드에서 제공하는 DataGuide 5.0를 통해 추출하였다. 분석기간은 호텔 및 레저 추가지수가 처음으로 산출되기 시작한 2000년 1월부터 2015년 12월 말까지로 선정하였다. 실증분석에 사용된 추가지수, 미달러 환율, 두바이 원유 자료들은 다음과 같이 자연대

수 차분하였고, 금리자료는 차분하여 사용하였다.

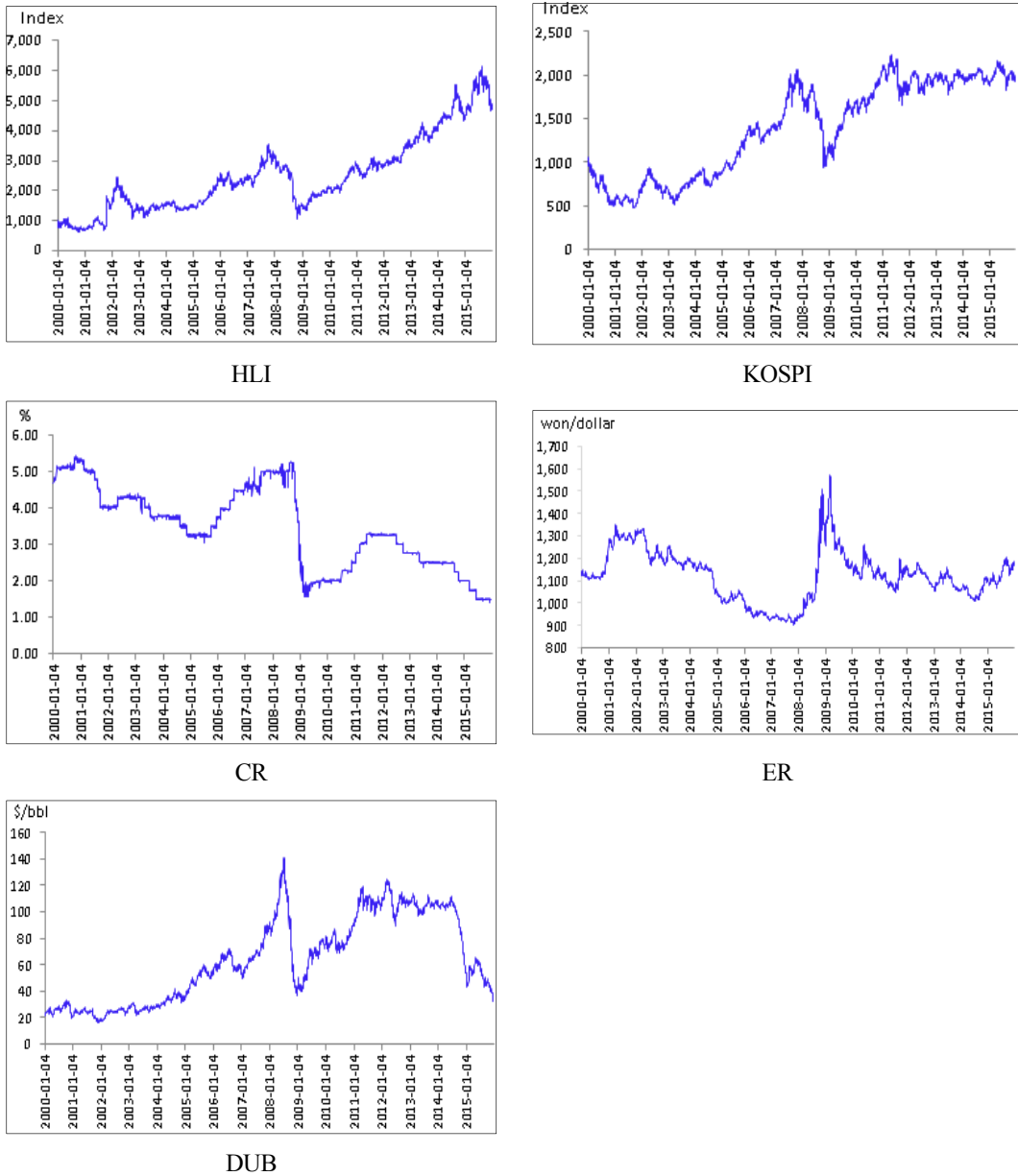
$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (5)$$

$$DCR_t = CR_t - CR_{t-1} \quad (6)$$

여기서  $R_t$ 은 추가지수, 환율(원유, 수익률)이고,  $P_t$ ,  $P_{t-1}$ 은 각각  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 추가지수(환율, 원유)의 가격,  $DCR_t$ 은  $t$ 시점에 콜금리의 변화량,  $CR_t$ ,  $CR_{t-1}$ 은 각각  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 콜금리를 나타낸다.

<Fig. 1>은 2000년 1월초부터 2015년 12월말까지 분석 자료들의 일별 변동추이를 나타낸 것이다. 호텔 및 레저 추가지수(HLI)와 종합추가지수(KOSPI)는 우상향하는 형태를 보이고 있고, 콜금리인 CR은 2000년 이후 지속적으로 하락하고 있음을 볼 수 있다. 미달러 환율인 ER은 2008년 미국발 글로벌 금융위기가 발생한 시점에 큰 폭으로 상승한 후에 하락하는 추세를 가지며, 두바이 원유가격인 DUB는 2000년 이후 큰 폭의 상승과 하락을 반복한 이후 2000년 초와 유사한 가격 수준을 보이고 있다.

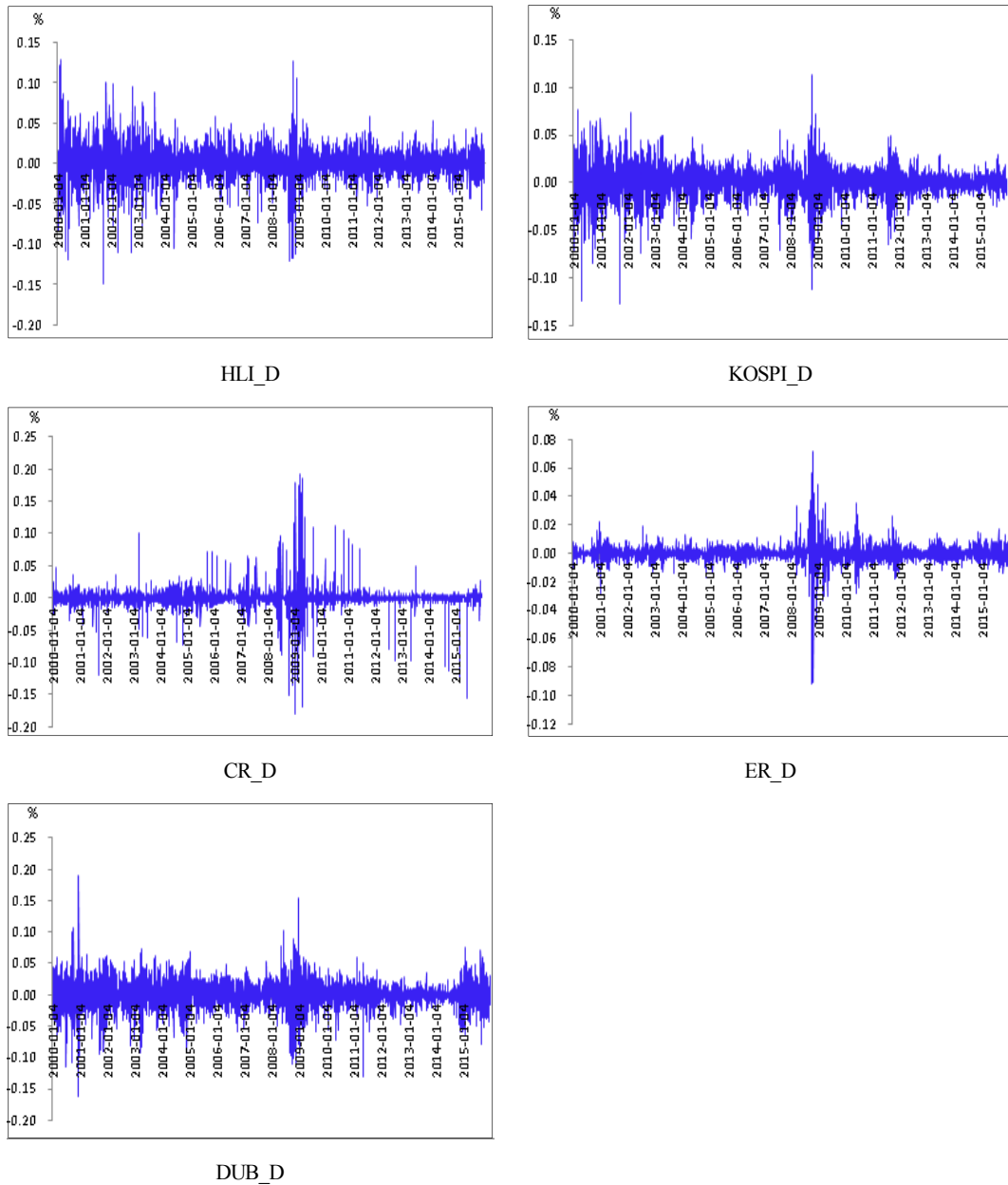
<Fig. 2>는 각각의 자료를 차분한 변화율 또는 변화량을 나타낸 것이다. 그림에서 나타나 있듯이, 모든 자료에서 작은 진동은 작은 진동끼리, 큰 진동은 큰 진동끼리 모여 있는 군집현상이 존재함을 볼 수 있다. 이러한 현상은 어떤 외적 요인에 의해 시계열에 순간적으로 큰 값이 만들어지면 이 값은 그 시계열에서 일정 기간 동안 계속 큰 값들을 만들어내는 역할을 하고, 또 작은 값이 나타나면 이 값은 계속하여 작은 값들을 지속시켜, 결국 큰 값은 큰 값끼리, 작은 값은 값끼리 일정 기간 덩어리를 이루는 소위 변동성집중(volatility clustering)과 같은 이분산(heteroskedasticity)이나 조건부 분산인 변동성(volatility)이 시간의 함수가 되는 시계열들이 나타나는 것이다(Kim HK·Lee MS 2005). 이와 같은 현상은 경제나 금융시계열에서 많이 나타난다. 따라서 본 연구에서는 이분산 시계열을 효과적으로 모형화 할 수 있는 GARCH 모형을 이용하여 분석을 수행할 것이다.



<Fig. 1> Price trend lines from January 2000 to December 2015.

<Table 1>은 HLI, KOSPI, CR, ER, DUB의 변화량 및 변화율에 대한 기초통계량을 나타낸 것이다. HLI, KOSPI, ER, DUB는 분석기간 동안 가격이 상승하였음을 알 수 있다. 특히, HLI와 KOSPI의 최소값이 각각  $-0.1488$ ,  $-0.1280$ 으로 매우 낮은 값을 보인 것은 2001년 9월 12일이며, 당

시 미국 맨하탄 911 테러의 충격이 한국 주식시장에 상당히 큰 충격을 줬음을 알 수 있다. 분석대상의 변동정도를 나타내는 표준편차의 경우, HLI가 KOSPI보다 가격의 변동성에 있어서 큼을 알 수 있고, HLI와 DUB의 일별 가격변동성은 비슷한 것으로 나타났다. 분포의 비대칭 정도를 측정하는



<Fig. 2> Returns trend lines from January 2000 to December 2015.

지표인 왜도(skewness)의 경우 HLI를 제외한 KO-SPI, CR, ER, DUB는 왼쪽으로 치우친 형태를 가지는 것으로 나타났다. 분포의 뾰족한 정도를 측정하는 첨도(kurtosis)의 경우, 분석대상 모든 자료가 금융경제시계열에서 일반적으로 나타나는 형태인 정규분포보다 뾰족한 첨예한(leptokurtic) 분

포를 보였다. Jarque-Bera는 각 시계열의 정규성을 검증하는 통계량으로서 검정결과 1% 유의수준에서 정규분포한다는 귀무가설을 모든 분석 자료에 대해 기각하고 있음을 알 수 있다. 특히, 왜도와 첨도 등과 같은 기초통계량의 결과에서 암시하는 것은 각 시계열을 이용한 추정회귀식의

〈Table 1〉 Descriptive statistics

Variables	HLI_D	KOSPI_D	CR_D	ER_D	DUB_D
Mean( $\times 10^4$ )	3.9200	1.5600	-8.0900	0.0729	0.1560
Maximum	0.1305	0.1128	4.6100	0.0714	0.1904
Minimum	-0.1488	-0.1280	-4.6300	-0.0920	-0.1630
Std. Dev.	0.0224	0.0160	0.2031	0.0063	0.0223
Skewness	3.9004	-0.5594	-0.0764	-0.6215	-0.2155
Kurtosis	112.354	9.016	445.988	39.138	7.950
Jarque-bera	1,981,162	6,172	32,346,658	215,524	4,070
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Observations	3,956	3,956	3,956	3,956	3,956

잔차항이 이분산성을 띠는 가능성이 높음을 의미한다.

## 2. 단위근 검정

〈Table 2〉는 분석자료 시계열에 대한 수준변수, 변화율 또는 변화량에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정결과를 제시한 것이다. 특히, PP 검정을 실시하는 이유는 기존의 DF 검정은 오차항이 정규분포와 등분산을 가정하고 있지만, 우리가 관심을 가지는 금융·경제시계열의 오차항 대부분이 자기상관을 가지고 있거나, 동시에 이분산성을 띠는 것이 대부분이다. Phillips(1987)와 Perron(1988)은 이러한 문제를 해결하고자 확률오차항이 약종속성(weakly dependent)을 띠거나, 이분산성을 지닌 것으로 생각되는 경우 사용할 수 있는 비모수적 단위근 검정방법을 제안하였다. 시계열 간의 관계를

분석할 때 단위근 검정을 하는 이유는 분석대상의 자료들이 정상성(stationary)을 가져야 하기 때문이다. 분석 대상자료가 비정상성(nonstationary)의 성질인 I(1) 과정을 따를 때, 이러한 자료를 가지고 분석하게 되면 변수들 간의 상호관계가 없음에도 불구하고, 회귀식의 결정계수가 높게 나오는 가성회귀(spurious regression) 발생한다고 Granger and Newblod(1974)가 지적하였다.

분석결과에 의하면 자료를 차분하기 전인 수준변수의 경우, ‘한 개의 단위근을 가진다’라는 귀무가설을 ADF와 PP 검정 모두 기각하지 못함을 볼 수 있다. 1차 차분한 자료에서는 ADF와 PP 검정 모두 ‘한 개의 단위근을 가진다’라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 시계열 자료들은 I(1)과정을 따르고 있으며, 차분한 시계열 자료들은 모두 정상성을 띠는 즉 안정적인 것으로 나타났다.

〈Table 2〉 ADF and PP unit root test

	HLI		KOSPI		CR		ER		DUB	
	Level	1 <sup>st</sup> diff	Level	1 <sup>st</sup> diff	Level	1 <sup>st</sup> diff	Level	1 <sup>st</sup> diff	Level	1 <sup>st</sup> diff
ADF	-2.55	-59.99**	-3.29	-61.32**	-1.47	-20.87**	-2.26	-37.90**	-0.43	-64.74**
PP	-2.40	-59.96**	-3.31	-61.32**	-2.12	-64.89**	-2.34	-50.83**	-0.54	-64.65**

1) 1%, 5% test critical values is 3.96, 3.41, \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ .

### 3. 모형의 적합성 검증

본 연구에서는 GARCH(1,1) 모형의 적합성 검증(specification test)을 위해 분석모형의 추정된 잔차와 잔차제곱에 시계열 자기상관 존재하는지를 Ljung-Box 검정통계량을 사용하였다.

<Table 3>에는 각각의 분석자료에 대한 GARCH(1,1) 모형의 분석 결과값이 제시되어 있다. GARCH(1,1) 모형의 조건인  $c > 0, d > 0, f \geq 0$ , 그리고  $d+f < 1$ 에서 모든 변수들이 조건부 분산의 비음수성과 약안정성 조건을 만족시키는 것으로 나타났다. 한편, 평균방정식과 분산방정식의 타당함을 확인하기 위해 잔차와 잔차제곱의 계열적인 종속성 존재 여부에 대한 검정을 실시해 보았다. 분석결과에 따르면 추정잔차와 추정잔차 제곱값의 12계차의 자기상관(autocorrelation)에 대한 Ljung-Box 검정통계량인  $LB(12), LB^2(12)$ 은 ER의  $LB(12)$ 을 제외하고 5%의 임계값 21.03보다 낮으므로 ‘잔차 및 잔차의 제곱에 대한 자기상관은 없다’라는 귀무가설을 기각하지 못함을 알 수 있다. 따라서 잔차와 잔차제곱의 계열적인 종속성이 존재하지 않거나 매우 미약하므로 GARCH(1,1) 모형을 사용하는데 무리가 없다고 판단된다.

### 4. 정보이전효과 검증 결과

<Table 4>는 패널 A는 동일시차에 대한 것으로 거시경제변수인 종합주가지수, 금리, 환율, 원유

시장의 호텔 및 레저 주가지수에 대한 수익률 및 변동성 전이효과와 분석결과를 나타낸 것이다. 여기서 우선 AR(1)-GARCH(1,1) 모형의 적합성 검증에서 추정잔차 값과 추정잔차 제곱값의 lag-12의 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량인  $LB(12), LB^2(12)$ 은 5%의 임계치 21.03, 23.34보다 작은 값을 가지므로 ‘잔차 및 잔차의 제곱에 대한 자기상관은 없다’라는 귀무가설을 기각하지 못한 것으로 나타났다.

평균방정식에서 HLI에 대해 KOSPI와 ER, 즉, 종합주가지수와 환율은 호텔 및 레저 주가지수의 변화율에 대해 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 CR, DUB는 통계적으로 유의하지 않은 값을 보임에 따라 이들은 HLI에 아무런 영향을 미치지 못하였다. 변동성 간의 관계를 알아보는 분산방정식에서는 HLI의 변동성에 대해 KOSPI, CR은 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데, KOSPI의 변동성은 HLI와 양(+)의 관계를 가지고 있으며, CR의 변동성은 HLI와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 호텔·레저 주가지수의 변동성이 큰 날에는 종합주가지수의 변동성도 크며, 금리의 변동성은 작아짐을 의미한다.

패널 B는 거시경제변수의 정보의 이전효과를 분석하기 위한 것이다. 즉, 전일의 KOSPI, CR,

<Table 3> GARCH(1,1) suitability test

	HLI_D		KOSPI_D		CR_D		ER_D		DUB_D	
	Coef.	Z-stat.	Coef.	Z-stat.	Coef.	Z-stat.	Coef.	Z-stat.	Coef.	Z-stat.
a	0.001	3.66	0.001	4.02	0.001	-0.01	-0.001	-3.23	0.001	1.76
b	0.011	0.74	0.011	0.68	-0.049	-4.20	0.088	5.47	-0.023	-1.45
c	0.001	3.66	0.001	2.93	0.001	28.98	0.001	4.92	0.001	2.99
d	0.056	7.85	0.068	8.59	0.644	17.19	0.113	11.18	0.065	8.74
e	0.939	146.58	0.929	119.12	0.163	17.65	0.882	96.44	0.925	115.82
$LB(12)$	10.42		10.38		1.12		22.71		11.83	
$LB^2(12)$	0.45		17.72		0.005		16.65		15.68	



〈Table 4〉 Return and volatility spillover effect from a GARCH model using macroeconomics variables

HLI_R							
Mean equation				Variance equation			
	Coef.	Z-stat.	p-value		Coef.	Z-stat.	p-value
Panel A : Same time difference							
$\alpha_0$	0.001	1.460	0.144	$\beta_0$	0.001	9.82	0.000
$\alpha_1$	0.035	1.75	0.081	$\beta_1$	0.183	12.55	0.000
$\gamma_{1(KOSPI)}$	<b>0.724</b>	<b>40.06</b>	<b>0.000</b>	$\beta_2$	0.320	7.00	0.000
$\gamma_{2(CR)}$	-0.001	-0.88	0.380	$\delta_{1(KOSPI)}$	0.017	1.46	0.143
$\gamma_{3(ER)}$	<b>-0.147</b>	<b>-3.35</b>	<b>0.000</b>	$\delta_{2(CR)}$	<b>-0.001</b>	<b>-16.91</b>	<b>0.000</b>
$\gamma_{4(DUB)}$	0.011	0.78	0.437	$\delta_{3(ER)}$	-0.039	-1.29	0.197
				$\delta_{4(DUB)}$	<b>0.024</b>	<b>2.85</b>	<b>0.004</b>
$LB(12)$				18.20			
$LB^2(12)$				0.05			
Panel B : One time difference							
$\alpha_0$	0.001	0.33	0.740	$\beta_0$	0.001	11.55	0.000
$\alpha_1$	0.006	0.12	0.908	$\beta_1$	0.084	3.10	0.000
$\gamma_{1(KOSPI)}$	0.052	<b>0.88</b>	0.376	$\beta_2$	0.585	16.70	0.000
$\gamma_{2(CR)}$	-0.001	<b>-0.21</b>	0.833	$\delta_{1(KOSPI)}$	-0.020	<b>-0.48</b>	0.629
$\gamma_{3(ER)}$	-0.008	<b>-0.07</b>	0.946	$\delta_{2(CR)}$	-0.001	<b>-1.93</b>	0.053
$\gamma_{4(DUB)}$	0.001	<b>0.02</b>	0.981	$\delta_{3(ER)}$	-0.006	<b>-0.13</b>	0.899
				$\delta_{4(DUB)}$	-0.009	<b>-0.54</b>	0.592
$LB(12)$				20.96			
$LB^2(12)$				0.45			

ER, DUB의 수익률 및 변동성이 다음날 HLI의 수익률 및 변동성에 영향을 미치는 지에 대해 살펴본 것이다.

분석결과에 따르면 전일의 KOSPI, CR, ER, DUB는 다음날 HLI 수익률 변화에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한, 변동성 이전 효과가 존재하는가라는 부분에서도 어떠한 변수도 HLI에 통계적으로 유의한 값을 보이지 않는 것으로 나타났다.

#### IV. 연구결과의 요약 및 시사점

본 연구는 2000년 1월 4일부터 2015년 12월 30일까지의 일별 자료를 이용하여 우리나라 주식시장의 호텔·레저 주가지수와 거시경제변수들 간의 정보이전효과를 규명하고자 AR(1)-GARCH(1,1) 모형을 사용하여 분석하였다. 실증분석을 위한 거시경제변수로는 Chen, Roll and Ross (1986)와 국내 기존 연구에 근거하여 일별자료가 존재

하는 KOSPI지수, 콜금리, 환율(미달러환율), 원유(두바이유)를 선정하였다.

우선, 이들 시계열의 안정성을 확인하는 단위근 검정에서 분석 대상의 수준변수들은 모두 단위근이 존재하였고, 자연로그 1차 차분 또는 차분 후의 시계열들은 모두 단위근이 없는 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. 다음으로 이분산성을 띄는 금융·경제시계열에 적합한 GARCH(1,1) 모형을 사용하기 위해 GARCH(1,1) 모형의 적합성 검정을 수행할 결과, 추정된 잔차와 잔차제곱은 모형의 적합도에 만족하는 것으로 나타났다.

마지막으로 호텔·레저 주가지수와 거시경제변수 간의 관계에 대한 분석에서 동일시차일 경우, 호텔·레저 주가지수의 수익률은 종합주가지수에 대해서는 양(+)의 관계를 가졌으며, 환율과는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났지만, 금리와 원유는 통계적으로 비유의적인 관계를 보였다. 또한, 변동성에 있어서는 호텔·레저 주가지수의 변동성과 금리 및 원유의 변동성은 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데, 전자는 음(-)의 관계를 보였으며, 후자는 양(+)의 관계를 가진다는 사실을 발견하였다. 시차가 하루 차이가 날 경우, 거시경제변수의 수익률 및 변동성은 호텔·레저 주가지수의 수익률 및 변동성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 거시경제변수의 호텔·레저 주가지수에 대해 정보이전효과는 발견할 수 없었다.

본 연구는 거시경제변수를 이용하여 주식시장 전체에 대해 관계를 규명하기 하기 보다는 호텔·레저 주가지수에 유의하게 영향을 미치는 거시경제변수들을 찾아냄으로써 호텔과 레저산업에 관심이 있는 투자자와 직접적으로 연관된 경영자에게 보다 효과적인 의사결정을 하는데 정보를 제공한다는 측면에서 의미가 있다고 사료된다.

본 연구가 호텔·레저산업의 주가지수와 일부 거시경제지표와의 관계를 규명하였다는 점에서 학문적 의의가 있지만, 다음과 같은 한계점을 지닌다. 첫째, 실증분석을 사용된 데이터가 일별자료이기 때문에 호텔·레저 주가지수와 거시경제

지표 간의 단기적인 관계에만 규명을 하는데 치우쳐 있다. 이러한 산업에 대한 관심을 가지는 투자자나 직접 경영에 관여하는 경영자는 보다 중·장기적인 관점에서 바라보고, 어떤 경제적 의사결정을 수행하는 경우가 다수 있기 때문에 이들에 대한 정보를 제공하지 못한다. 따라서 분석 자료들에 대한 척도를 보다 다양하게 하여 분석을 수행해볼 필요가 있다. 둘째, 본 연구에 포함된 거시경제지표 외에 보다 다양한 지표들이 존재하는데, 이들의 지표가 제외되어 있다. 향후 연구에서는 이러한 한계점을 보완하여 수행한다는 보다 나은 연구가 될 것으로 판단된다.

## 한글 초록

본 연구의 목적은 거시경제변수의 수익률 및 변동성이 호텔·레저 주가지수 수익률 및 변동성에 대해 정보이전효과가 존재하는 지에 대해 알아보는 것이다. 실증분석을 위해 2000년 1월 4일부터 2015년 12월 31일까지 자료가 사용되었다. 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 시간가변 AR(1)-GARCH(1,1) 모형을 이용하여 분석한 결과, 거시경제변수로부터 호텔·레저 주가지수로 수익률 및 변동성의 이전효과는 통계적으로 존재하지 않는 것으로 나타났다. 둘째, 환율(KOSPI)과 호텔·레저 주가지수의 수익률 간에는 음(양)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 마지막으로 원유(금리)와 호텔·레저 주가지수의 변동성 간에는 양(음)의 관계를 가지는 것으로 관측되었다.

주제어: 정보이전효과, 변동성이전, 일반화된 조건부이분산, 거시경제변수, 호텔·레저주가지수

## 참고문헌

김해경, 이명숙 (2005). 경제 및 금융자료를 위한

- 시계열분석, 경문사.
- Bollerslev T (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity *Journal of Econometrics* 31:307-327.
- Chen N, Roll R, Ross S (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business* 59 (3):383-403.
- Cheung YW, Ng LK (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity. *Journal of Empirical Finance* 5:281-296.
- Choi YS, Kang, DS, Lee JH, Kang MH, Song DY, Shin SH, Son YS (2012). Prediction of the industrial stock price index using domestic and foreign economic indice. *Journal of the Korean Data And Information Science Society* 23(2): 271-283.
- Cumhur E, Arslan CK, Meziyet SE (2005). Effects of macroeconomic variables on Istanbul stock exchange. *Applied Financial Economics* 15: 987-994.
- Defina RH (1991). Does inflation depress the stock market?, *Business Review* 3-12.
- Engle RF (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50: 987-1007.
- Engle RF, Granger CW (1987). Co-integrated and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55(2):251-276.
- Fama E (1970). Multiperiod consumption investment decision. *American Economic Review* 60 (1):163-174.
- Fama EF (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review* 71(4):545-565.
- Geske R, Roll R (1983). The monetary and fiscal linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance* 38:1-33.
- Granger CWJ, Newbold PE (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics* 2:111-120.
- Hamao Y, Masulis RW, Ng V (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies* 3:281-307.
- Jeong SC, Jeong SY (2002). Long - Run relationship of stock prices and macroeconomic variables with a structural Break. *Asian Review of Financial Research* 15(2):205-235.
- Johansen CM, Juselius K (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2):169-210
- Johansen S (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2-3):231-254.
- Johansen S (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59(6):1551-1580.
- Jones CM, Kaul G (1996). Oil and the stock markets. *Journal of Finance* 51(2):463-491.
- Kam, HG (1991). An empirical study on pricing factor of stock in Korea. *The Korea Journal of Financial Management* 8(2):131-164.
- Kim SH, Byun YT (2012). The impact of macroeconomic variables on food and beverage stock index. *Food Service Industry Journal* 8(3):75-95.
- Kim YI (2010). A study on stock market volatility and macroeconomic conditions in Korea. *Korea Development Institute* 16:1-42.
- Kim YT (2005). A study on the relationship between organizational environment and the out-

- come of new product development in domestic restaurant business. *The Korean Journal of Culinary Research* 11(4):134-149.
- Liljeblom, E, Stenius M (1997). Macroeconomic volatility and stock market volatility: Empirical evidence on finish data. *Applied Financial Economics* 7:419-426.
- Mukherjee TK, Naka A (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model. *The Journal of Financial Research* 223-237.
- Perron P (1988). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12:297-332.
- Phillips, PCB (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55:277-301.
- Ross SA (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* 13: 341-360.
- Schwert GW (1989). Business cycles financial crises and stock volatility. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 31:83-125.

---

2016년 03월 05일 접수  
 2016년 03월 22일 1차 논문수정  
 2016년 04월 12일 논문 게재확정