유가의 변동이 일본 NIKKEI 225에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

임병진* sep1017@ynu.ac.kr

<目次>

- 1. 머리말
- 2. 문헌연구
- 3. 연구자료 및 연구모형 3.1 연구자료
 - 3.2 연구모형

- 4. 실증연구 결과분석
 - 4.1 기초통계 분석 및 상관관계분석
 - 4.2 단위근과 공적분 검정결과 분석
 - 4.3 VAR 모형을 이용한 결과분석
 - 4.4 Granger 인과관계 검정 결과 분석
- 5. 맺음말

主題語: 상호영향력(Influential Institutions), NIKKEI 225 지수(NIKKEI 225 index), 두바이 유가(Dubai oil index), 그레인저 인과관계(Granger Causality), 단위근(unit root)

1. 머리말

두바이유, 서부텍사스중질유(WII), 브렌트유의 유가는 국제적으로 발표되는 유가로 3대 유종인 국제기준유가이다. 3대 유종인 두바이유는 선물거래가 이뤄지지 않고 현물로만 거래가 이루어지는 거래로 아시아지역의 대표적인 유종이다. 서부텍사스중질유(WII)는 미국 서부텍사스지역에서 생산되는 원유로 미주지역의 시장에서 거래되는 유종이다. 브렌트유는 영국의 북해지역에서 생산되는 유종이다. 브렌트유는 주로 유럽과 아프리카에서 거래되는 원유이고, WII는 뉴욕상업거래소(NYMEX)에서 거래되고 국제 기준 가격으로 사용되는 유종이다. 브렌트유는 런던국제석유 거래소에서 거래되고 NYMEX와 같이 국제 기준 가격 자료의 기준이 되는 유종이다. 유가의 상승은 기업의 주가하락으로 이어지고, 유가의 하락은 기업의 주가상으로 이어진다. 즉, 유가의 상승은 기업의 제품원가상승으로 이어져 수출을 감소시키어 기업실적의 감소로 주가의 하락을 가져온다. 반면에 유가의 하락은 기업 제품의 원가하락으로

^{*} 영남대학교 경영학부 부교수

수출이 증가하여 기업의 실적 증가로 주기를 상승시킨다. 따라서 이 연구에서는 두바이유가가 일본의 NIKKEI 225 지수에 미친 영향을 분석한 연구이다. NIKKEI 225 지수는 일본의 경제 신문사가 도쿄증권거래소 1부시장에서 상장된 주식 중에서 대표적인 225개 종목을 선정하여 주식의 시장가격을 평균하여 산출하는 주가지수이다. NIKKEI 225 지수는 증자에 따른 배당락과 주식분할도 감안하여 산출하여 발표하는 주가지수이다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 경제변수들 간의 관계에 대한 기존 연구를 검토하였고, 시계열 자료라는 특성을 감한한 분석 방법들을 살펴보았다. 또한 실증적 연구방법을 사용하여 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가와의 관계 분석을 위해 사용한 자료는 2010년 4월 16일부터 2011년 11월 18일 까지 456개의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료를 사용하였다. 연구방법론은 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 변수간 장기적이고 안정적인 관계의 존재여부판정을 위한 공적분 (cointegration)검정이 있고 변수간 상호영향력 분석을 위한 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법으로 연구를 하였다. 이상의 모든 분석은 Eviews version 7.0을 통해 수행하였다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 문헌 연구로는 주가지수와 경제변수들 간의 관련된 연구를 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 연구 자료 및 모형 연구로 연구에 사용할 자료와 시계열

된 선구를 실퍼보었다. 제IIV장에서는 선구 사료 및 로형 선구로 선구에 사용될 사료와 시계될 분석 모형을 살펴보고, 제IV장에서는 실증연구 결과분석을 살펴보았다. 제V장에서는 본 연구 결과를 제시하였다.

2. 문헌연구

유가의 변화가 주식시장과 채권시장에 미치는 영향에 관한 연구는 미미하고 대부분의 주식 시장과 채권시장에 관련하여 발표되는 연구들은 주로 한국종합주가지수 및 채권이자율과 경제지표와 관련한 관련성 연구는 많이 진행되었다. 따라서 이 연구에서 보고자 하는 유가변 화에 대한 문헌 연구는 미미하여 문헌 연구에서는 우선 주가와 경제 변수들간의 관계를 연구 한 선행 연구들을 살펴보고자 한다.

임병진(2011)의 연구는 1995년 1월 17일 효고현(兵庫縣)의 고베시와 한신지역에서 발생한 대지진 전후 총 914개의 KOSPI지수와 국민주택 1종 5년 국채 이자율 자료를 사용하여 1995년 1월 17일 고베 대지진이 우리나라 주식시장의 지표인 KOSPI지수와 채권시장의 국민주택 1종 5년 국채 이자율지표의 미친 영향을 분석하고 각 시장이 어떻게 연계되어 있으며 그들

시장간 영향력의 정도를 분석한 논문이다. 이 연구의 중요한 결과로는 한국의 KOSPI지수와 국민주택 1종 5년 국채 이자율 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정 결과 주가는 불안정적인 것으로 나타났고, 한국의 KOSPI지수와 국민주택 1종 5년 국채 이자율 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다. 또한 한국의 KOSPI지수와 국민주택 1종 5년 국채 이자율에는 공적분관계가 존재하고, 한국의 KOSPI지수와 국민주택 1종 5년 국채 이자율에는 공적분관계가 존재하고, 한국의 KOSPI지수와 국민주택 1종 5년 국채 이자율 간 상호영향력에 있어서 금융위기 이후로 국민주택 1종 5년 국채 이자율의 영향이 확대되고 있음을 알 수 있었다.

임병진(2011)의 연구는 2011년 3월 11일 일본 대지진 전후 총 50개의 일본 운송업 지수와 태국 여행업 지수 자료를 사용하여 일본 2011년 3월 11일 금요일 오후 2시 46분에 동북부 지역에 규모 9.0의 강진과 쓰나미가 강타한 대지진이 일본 우송업과 태국여행업에 미친 영향 을 실증적으로 분석한 연구한 논문이다. 이 연구의 중요한 결과는 일본 운송업의 지표인 일본 운송업 지수와 태국 여행업의 지표인 태국 여행업 지수 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정 결과 불안정적인 것으로 나타났고, 일본 운송업의 지표인 일본 운송업 지수와 태국 여행업의 지표인 태국 여행업 지수 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다. 또한 일본 운송업의 지표인 일본 운송업 지수와 태국 여행업의 지표인 태국 여행업 지수 자료간에는 공적분관계가 존재하고, 일본 운송업의 지표인 일본 우송업 지수와 태국 여행업의 지표인 태국 여행업 지수 자료간 상호영향력에 있어서 20110311 일본 대지진 이후로 태국 여행업 지수 영향이 전에 비하여 크게 영향을 미치는 것으로 나타났 고 일본 운송업 지수와 태국 여행업 지수간의 상관계수는 2011년 3월 11일 발생한 일본 대지진 전에는 음(-)의 상관관계에서 대지진 후에 양(+)의 상관관계로 변화된 것을 보여주고 있다. 정진호, 김성만(1996)의 연구는 1980년부터 1992년 초까지 일본의 주식시장을 대상으로 상기 공표된 정보중에서 거시정책, 특히 통화정책과 재정정책과 관련하여 준강형 효율성 정도를 측정하고자 한 실증연구로 Barro(1977,1978), Makin(1982), Darrat(1988) 등에 의해 사용 된 2단계 분석방법을 사용하여 한 연구이다. 즉, 거시정책의 예기치 못했던 쇼크가 주식시장에 미치는 영향을 검증하였다. 연구 결과로는 통화정책이 동시적 쇼크만 주식수익률에 영향을 미치는 반면 시차가 있는 통화쇼크는 그 유의수준이 결여되어 결과적으로 한국의 주식시장이 통화정책에 대해서 효율적임을 발견하였다. 그러나 재정정책은 동시적 쇼크뿐만 아니라 과거 의 쇼크도 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 발견되었다. 이 연구는 이러한 결과를 근거로 한국의 주식시장이 통화정책에 대해서는 준강형 효율적이지만 재정정책에 대해서는 비효율 적인 것으로 해석하였다.

Schwert(1983)의 연구는 주식수익률이 인플레이션에 어떻게 반응하는지 검증하기 위하여

1953부터 1978까지의 미국주식시장의 시계열 자료를 이용, 주식수익율을 종속변수, 요일별 dummy변수, 예상인플레이션, 미예측 인플레이션를 독립변수로 설정하여 회귀분석하였다. 인플레 공표가 투자자에게 얼마나 신속히 전달되는지 알아보기 위하여 dummy변수와 미예측 인플레이션의 대용변수로 -6개월에서 -1개월까지의 인플레이션 자료수집기간의 시차변수와 +1개월에서 +2개월까지의 선행변수를 사용한 것이 특징이다. 분석결과 주식의 가격이 소비자 물가지수에 의한 인플레와 부(-)의 상관관계를 갖는다는 것을 밝힘으로써 주식이 물가상승에 대한 방어자산이 되지 못하였으며 회귀분석 결과 주식은 예측인플레에 부로 반응하는 것은 물론 미예측인플레이션에 대해서도 부로 반응하는데 반응효과는 주로 인플레의 공표를 전후하였다. 요일별 반응효과에서는 월요일이 현저히 부(-)로 나타나지만 그 외의 요일은 현저히 정(+)으로 나타났다.

지금까지 주가 관련 연구는 다른 경제 변수와 같이 한 연구들이다. 그러나 본 연구에서는 기존의 연구와는 다르게 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 지표간 인과관계와 상호영향력을 살펴봄으로써 각 자본시장이 어떻게 연계되어 있으며 그들 시장간 영향력의 정도를 분석하고 자 한다.

3. 연구자료 및 연구모형

3.1 연구자료

이 연구에 사용한 자료는 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료로 <표 1> 일본 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 자료와 같이 2010년 4월 16일부터 2011년 11월 18일까지 456개의 자료를 사용하였다. 이 연구에서 사용한 차분자료로는 자연로그 수익률 자료를 사용하였다.

주가자료 :
$$\ln(\frac{NKEI_t}{NKEI_{t-1}})$$
, NKEI : NIKKEI 225 지수 유가자료: $\ln(\frac{DUP_t}{DUP_{t-1}})$, DUP: 두바이 유가

		-1 - 2
	기 산	자료수
NIKKEI 225 지수	2010. 4. 16 ~ 2011. 11. 18	456
두바이유가	2010. 4. 16 ~ 2011. 11. 18	456

<표 1> NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료

3.2 연구모형

가. 연구자료의 시계열 안정성 검정 모형

NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 시계열이 단위근을 가지는 비정상적인 시계열인 경우 무작위적 충격은 누적적으로 미래에 대해 영속적인 영향을 미치는 것으로 분석되는데 이러한 문제를 유발하는 비정상성은 차분을 통해서 해결할 수 있다.

단위근 검정을 위하여 일반적으로 많이 사용하는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) Test와 Phillips- Perron Test를 실시하였다. 연구의 목적이 두 가지 변수간의 상호관련성을 영향력에 대하여 살펴보는데 있으므로 이러한 시계열자료를 분석하는 기본적 툴을 고려하지 않을 수 없게 된다. 시계열자료를 분석하는데 있어서 현재 계량경제학적으로 가장 많이 쓰이는 방법론에 대해서 변수의 안정성과 단위근 검정, 벡터자기회귀모형(VAR Model)의 순으로 간단히살펴보도록 하겠다.

나. VAR 모형

벡터자기회귀모형(VAR모형)은 상호관련성이 있는 시계열 분석을 위해 역동적인 충격을 분석한다. 2010년 4월 16일부터 2011년 11월 18일까지 456개의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료로 연구에서 이용될 VAR모형은 다음의 식과 같다.

ΔS: 차분NIKKEI 225 지수. ΔB: 두바이 유가

다. Granger 인과관계

NIKKEI 225 지수 변화와 두바이 유가의 변화에 관계를 파악하기 위해 Granger인과관계 검정 모형을 이용하면 다음과 같다. Granger인과관계 검정은 각각의 변수 Y와 X의 예측에 적합한 정보가 단지 변수들의 시계열 자료 속에만 포함되어 있다는 것을 가정하고 있다. 따라서 이는 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다. Granger 인과관계 검정에서 Granger 인과관계 시계열의 과거와 현재의 정보가 시계열의 미래값을 예측하는데 도움이 되면 Granger 원인 (Granger-cause)한다고 한다.

$$S_1 = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j S_{t-j} + e_{1t}$$

$$B_1 = \mu + \sum_{i=1}^m \lambda_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_j S_{t-j} + e_{2t}$$

S : 차분NIKKEI 225 지수, B : 두바이 유가

4. 실증연구 결과분석

4.1 기초통계 분석 및 상관관계분석

NIKKEI 225 지수와 두바이 유가간의 상호 영향력을 비교 분석하기 전에 사용할 각 지수들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 2> 기초통계 분석에 제시되어 있다.

	W	X	Y	Z
Mean	9793.035	94.27233	-0.000530	0.000650
Median	9708.790	90.57000	0.000202	0.000590
Maximum	11339.30	126.7400	0.055223	0.052535
Minimum	8374.130	69.60000	-0.111530	-0.117440
Std. Dev.	690.8743	17.13160	0.014348	0.019104
Skewness	0.065587	0.190035	-1.114550	-0.749130

<표 2> 기초통계 분석

Kurtosis	2.281141	1.457698	11.17404	6.759636
Jarque-Bera	10.12308	47.83467	1360.901	310.5308
Probability	0.006336	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	4455831	42893.91	-0.240770	0.295528
Sum Sq. Dev.	2.17E+08	133245.2	0.093461	0.165693
Observations	456	456	455	455

주) W: NIKKEI 225 지수, Y: 차분 NIKKEI 225 지수, X: 두바이유가, Z: 차분 두바이유가

변동성의 크기를 나타내는 차분 후 표준편차의 경우 2011년 3월 11일 발생한 일본 대지진 전에는 NIKKEI 225 지수의 표준편차가 두바이 유가의 표준편차보다 작게 나타나 NIKKEI 225 지수의 변동성이 두바이 유가의 변동성보다 작은 것으로 나타났다. NIKKEI 225 지수와 두바이 유가간의 상관관계는 <표 3> 상관관계 분석에서 보는 바와 같이 상관계수는 -0.295722 의 음(-)의 관계를 보여주고 있다.

<표 3> 상관관계 분석

	NIKKEI 225 지수	두바이 유가
NIKKEI 225 지수	1.000000	-0.295722
두바이 유가	-0.295722	1.000000

4.2 단위근과 공적분 검정결과 분석

NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 개별 시계열이 안정적 과정을 따르는지 검토하기 위하여 각 변수에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips and Perron) 단위근 검정을 실시하였다. NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 각 변수의 단위근 검정결과는 아래 <표 4> 단위근 검정과 같다.

차분 전	NIKKEI 225 지수	두바이 유가	Critical value of ADF	Critical value of PP
ADF	-1.821114	-1.127560		
PP	-1.710542	-1.162106	1% : -3.4450	1% : -3.4450
차분 후	NIKKEI 225 지수	두바이 유가	5% : -2.8677	5% : -2.8677
ADF	-21.05115	-22.07268	10% : -2.5701	10% : -2.5701
PP	-21.18185	-22.17992		

<표 4> 단위근 검정

NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 수준변수와 차분변수 각 변수에 대한 단위근 검정결과, 모든 수준변수는 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하는 반면, 1차 차분변수는 단위근 가설을 유의적으로 기각하는 것으로 나타났다.

NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 시계열 간에 공적분의 존재여부를 판정하기 위하여 Johansen의 공적분검정을 수행하였다. 그 결과 분석기간별로 유의수준 5%. 시차4를 이용한 공적분 검정의 결과는 다음의 <표 5> 공적분 검정과 같다.

공적분 검정의 결과 20110311 지지 전에는 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가간에는 적어도 1개의 공적분 관계가 존재함이 발견되었다. 일반적으로 변수간 공적분 관계가 성립한다는 것은 두 변수간에 '장기적 관계'가 존재함을 의미한다. 즉, NIKKEI 225 지수와 두바이 유가간에 공적분관계가 존재한다는 것은 중국 상해와 두바이 유가의 상호 관련성이 보다 커졌음을 의미한다 하겠다.

<표 5> 공적분 검정

	NIKKEI 225 지수와 두바이 유가				
	차분 전	차분 후			
Likelihood Ratio	5.607107	193.2516			

주) 5% critical value : 15.41

4.3 VAR 모형을 이용한 결과분석

VAR 모형을 통한 계수의 측정은 추정된 계수에 대한 해석을 명백하게 하기 위해서 예측오차의 분산분해와 충격반응함수를 분석하는 방법이 있다. 예측오차의 분산분해와 충격반응함수를 분석을 위한 VAR 분석은 <표 6> VAR 분석과 같다.

<亞	6>	VAR	분석
`	0	Y / M \	1'- '

	Y	Z
	-0.08839	-0.06297
Y(-1)	(-0.04868)	(-0.06708)
	[-1.81562]	[-0.93882]
	-0.07897	-0.10388
Y(-2)	(-0.04704)	(-0.06481)
	[-1.67867]	[-1.60272]
	0.201813	-0.03532
Z(-1)	(-0.03545)	(-0.04885)
	[5.69215]	[-0.72297]
	0.091762	-0.01451
Z(-2)	(-0.03665)	(-0.0505)
	[2.50377]	[-0.28727]
	-0.00083	0.000556
C	(-0.00065)	(-0.0009)
	[-1.26957]	[0.61657]

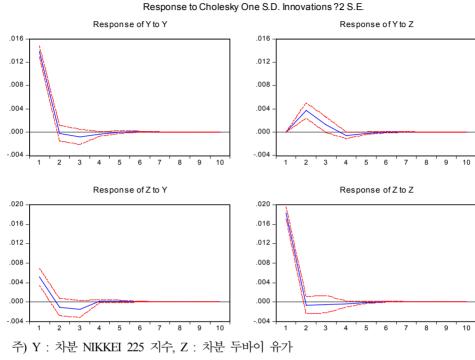
주) Standard errors in () & t-statistics in [] Y : 차분 NIKKEI 225 지수, Z : 차분 두바이 유가

충격반응함수는 내생변수의 현재와 미래값에 대한 오차항 중 표준편차 충격의 효과를 추적하는 것이다. 또한 예측오차의 분산분해(variance decomposition)는 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법이다. 충격반응 함수 분석은 <표 7> 충격반응 분석과 같고 이를 그래프로 그리면 <그림 1> 충격반응 그래프와 같다.

<표 7> 충격반응 분석

	Response of Y:			Response of Z:	
Period	Y	Z	Period	Y	Z
1	0.01386	0.000000	1	0.00518	0.018381
2	-0.00018	0.00371	2	-0.00106	-0.00065
3	-0.00082	0.001228	3	-0.00147	-0.00048
4	-0.00031	-0.00056	4	0.000137	-0.00044
5	-1.53E-05	-0.00018	5	0.000121	-7.01E-05
6	6.25E-05	5.69E-06	6	2.65E-05	7.80E-05
7	1.21E-05	2.30E-05	7	-5.03E-06	1.66E-05
8	-4.58E-06	8.02E-06	8	-7.46E-06	-3.76E-06
9	-2.52E-06	-1.76E-06	9	-6.33E-07	-3.00E-06
10	-2.28E-07	-1.43E-06	10	7.65E-07	-5.61E-07

주) Y : 차분 NIKKEI 225 지수, Z : 차분 두바이 유가



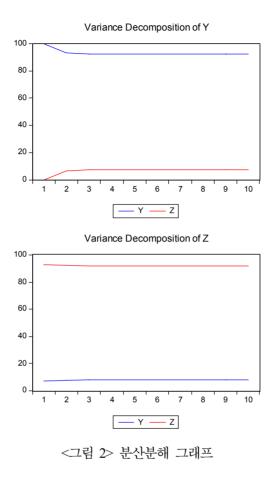
<그림 1> 충격반응 그래프

상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석 하는 방법인 예측오차의 분산분해(variance decomposition)결과는 <표 8> 분산분해 분석과 같다.

Variance Decomposition of Y:				V	orionaa Daaar	magitian of	7.
V	ariance Decor	nposition of	Ι.	V	ariance Decor	nposition of	L.
Period	S.E.	Y	Z	Period	S.E.	Y	Z
1	0.013860	100.0000	0.00000	1	0.019097	7.356076	92.64392
2	0.014349	93.31683	6.683167	2	0.019137	7.629576	92.37042
3	0.014425	92.66219	7.337810	3	0.019199	8.163650	91.83635
4	0.014439	92.52743	7.472574	4	0.019205	8.164121	91.83588
5	0.014440	92.51313	7.486872	5	0.019205	8.167630	91.83237
6	0.014440	92.51325	7.486746	6	0.019205	8.167670	91.83233
7	0.014440	92.51302	7.486975	7	0.019205	8.167671	91.83233
8	0.014440	92.51300	7.487003	8	0.019205	8.167684	91.83232
9	0.014440	92.51300	7.487004	9	0.019205	8.167684	91.83232
10	0.014440	92.51299	7.487005	10	0.019205	8.167684	91.83232

<표 8> 분산분해 분석

주) Y : 차분 NIKKEI 225 지수, Z : 차분 두바이 유가



4.4 Granger 인과관계 검정 결과 분석

Granger 인과관계 검정 결과는 <표 8> Granger 결과와 같다. <표 8> Granger 인과 분석의 결과에서 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 간의 시차가 2인 경우에 대해 그레인저 인과관계 분석 결과를 보여주고 있다. NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 간에 인과 관계를 검증하기 위하여 F통계량을 사용하였다. NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 간의 인과 관계 분석 결과에 의하면 차분 NIKKEI 225 지수의 변화는 두바이 유가의 변화에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 즉 NIKKEI 225 지수는 두바이 유가에 그레인저 인과관계는 것으로 나타났다.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Z does not Granger Cause Y	453	18.1109	3.00E-08
Y does not Granger Cause Z	453	1.66182	0.19100

<표 9> Granger Cause 분석

주) Y: 차분 NIKKEI 225 지수, Z: 차분 두바이 유가

5. 맺음말

유가의 상승은 기업의 제품원가상승으로 이어져 수출을 감소시키어 기업실적의 감소로 주가의 하락을 가져온다. 반면에 유가의 하락은 기업 제품의 원가하락으로 수출이 증가하여 기업의 실적 증가로 주가를 상승시킨다. 따라서 이 연구는 일본 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 2010년 4월 16일부터 2011년 11월 18일까지 456개의 자료로 일본 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 두 가지 지표에 미친 영향을 분석하고 각 시장이 어떻게 연계되어 있으며 그들 시장간 영향력의 정도를 분석하고자한 논문이다. 일본 주식시장의 지표인 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 두 지표간 인과관계와 상호영향력을 살펴봄으로써 석유시정과 주식시장이 어떻게 연계되어 있으며 그들 시장간 영향력의 정도를 분석하고자 한다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 경제변수들간의 관계에 대한 기존 연구를 검토하였고, 시계열 자료라는 특성을 감한한 분석방법들을 살펴보았다. 연구방법론은 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 변수간장기적이고 안정적인 관계의 존재여부판정을 위한 공적분(cointegration)검정이 있고 변수간상호영향력 분석을 위한 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법으로 연구를 하였다. 금융시장의 대표적 가격변수인 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가에 대한 기존의 연구는 상관관계분석이 주를 이루었는데 이들 변수의 상호관련성에 대한 체계적 연구는 그 수가 드물었다고할 수 있다. 따라서 본 연구는 기존의 연구가 가졌던 한계를 보완하고 NIKKEI 225 지수와두바이 유가간의 관계에 문제의식 가지고 연구를 하였다.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 일본의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정결과 불안정적인 것으로 나타났다.

둘째, 일본의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다. 셋째, 일본의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 간에는 공적분관계가 존재한다.

넷째, NIKKEI 225 지수는 두바이 유가에 그레인저 인과관계는 것으로 나타났다.

이상을 종합해 보면 일본의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가간의 상관계수는 -0.295722의 음(-)의 관계를 보여주고 있다.

【參考文獻】

김명직·장국현(2002)『금융시계열분석 제2파』 경문사

문규현·홍정효(2003)「아시아-태평양지역국가들 상호의존성」『재무관리연구』20(2), 한국재무관리학회, pp.151-180

이홍재·박재석·송동진·임경원(2005)『EViews를 이용한 금융경제 시계열 분석』경문사

임병진(2011)「일본 지진이 우리나라 주식시장과 채권시장에 미친 영향에 관한 실증적 연구」『국제경상교육연구』8(2), 한국국제경상교육학회, pp.159-176

임병진(2011)「일본 2011년 3월 11일 대지진이 일본 운송업과 태국 여행업에 미친 영향에 관한 실증적 연구」 『동북아관광연구』7(4), 동북아관광학회, pp.87-105

임병진(2011) 「일본 2011년 3월 11일 대지진이 한국과 대만 주식시장에 미친 영향에 관한 실증적 연구」 『한몽 경상연구』 22(2), 한.몽경상학회, pp.107-123

Ceglowski, J.(1989), "Dollar depreciation and U.S. industry performance, Journal of International Money and Finance, pp233-251

Eli Bartov and Gordon M. Bodnar(1994), "Firm valuation, earnings expectations and the exchange-rate exposure effect", Journal of Finance, pp.1755-1785

Gavin, M.K.(1998), "Structural adjustment to a terms of trade disturbance; the real exchange rate, stock prices and the current account," Columbia University, mimeo.

Goldberg, L.S.(1990), "Nominal exchange rate patterns: Correlations with entry, exit and investment in U.S. industry," National Bureau of Economic Research working Paper No 3249.

Gordon M. Bodnar & Willium M. Gentry(1993), "Exchange rate exposure and industry characteristics; evidence from Canada, Japan, and the USA," Journal of International Money and Finance. 12. pp.29-45

Granger, C.W.J.(1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods," Econometrica, Vol 37, pp.424-438

Heckerman, Donald(1972), "The exchange risk of foreign operations". Journal of Business, pp.42-48

Hodder, James(1982), "Exposure to exchange rate movements", Journal of International Economics 13, pp.375-385 Riehl, Heinz(1983), "Foreign exchange and money markets," McGraw-Hill Book Co.

Shanken, J.(1985), "Multivariate tests of the zero-beta CAPM," Journal of Financial Economics, pp.485-502 Shapiro, Alan C.(1975), "Exchange rate changes, Inflation and value of the multinational corporation." Journal of Finance 30, pp.485-502

논문투고일 : 2013년 03월 10일 심사개시일 : 2013년 03월 20일 1차 수정일 : 2013년 04월 09일 2차 수정일 : 2013년 04월 15일 게재확정일 : 2013년 04월 20일

유가의 변동이 일본 NIKKEI 225에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

이 연구는 일본 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 2010년 4월 16일부터 2011년 11월 18일까지 456개의 자료로 일본 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 두 가지 지표에 미친 영향을 분석하고 각 시장이 어떻게 연계되어 있으며 그들 시장간 영향력의 정도를 분석하고자한 논문이다. 이 연구에서 사용한 차분자료로는 자연로그 수익률 자료를 사용하였다. 이 연구에 사용된 연구 모형으로는 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 공적분(cointegration)검정을 하였고. 상호영향력 분석을 위한 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법, Granger 인과관계 검정을 이용하였다.

이 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다. 일본 주식시장의 지표인 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가의 원시계열 자료에 대한 안정성검정 결과 불안정적인 것으로 나타났고, 일본 주식시장의 지표인 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다. 또한 일본 주식시장의 지표인 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가 자료간에는 공적분관계가 존재하고, 일본 주식시장의 지표인 NIKKEI 225 지수는 두바이 유가에 그레인저 인과관계는 것으로 나타났다.

이상을 종합해 보면 일본의 NIKKEI 225 지수와 두바이 유가간의 상관계수는 -0.295722의 음(-)의 관계를 보여주고 있다

An Empirical Study on the Effects between Japan Stock Market in Japan and Dubai Oil Index

This study is an empirical study on the effects between the NIKKEI 225 stock market in Japan and Dubai oil index. We examine the interdependence of the NIKKEI 225 stock market in Japan and Dubai oil index. for 456 daily data. We employ impulse response function based on VAR model as well as variance decomposition after unit root tests and cointegration test. The finding that many macro time series may contain a unit root has spurred the development of the theory of non-stationary time series analysis. Engle and Granger (1987) pointed out that a linear combination of two or more non-stationary series may be stationary. If such a stationary linear combination exists, the non-stationary time series are said to be cointegrated.

This research showed following main results. First, from basic statistic analysis, both the NIKKEI 225 stock market in Japan and Dubai oil index has unit roots, Second, there is at least one cointegration between them.