

일본 운송업과 한국 운송업의 상호 미치는 영향에 관한 실증적 연구*

임병진**
sep1017@ynu.ac.kr

<目次>

- | | |
|--------------------|------------------------------|
| 1. 서론 | 4. 실증연구 결과분석 |
| 2. 문헌연구 | 4.1 기초통계 분석 및 상관관계 분석 |
| 3. 연구자료 및 연구모형과 가설 | 4.2 단위근과 공적분 가설 검정결과 분석 |
| 3.1 연구자료 | 4.3 VAR 모형을 이용한 결과 분석 |
| 3.2 연구모형 및 가설 | 4.4 Granger 인과관계 가설 검정 결과 분석 |
| | 5. 결론 |

主題語: 운송업(transport industry), 상호영향력(mutual influence), 상관관계(correlation), 운송업주가지수(Stock Prices Index of Transport Industry), VAR모형(vector autoregressive model), Granger 인과관계(Granger Causality)

1. 서론

증권시장의 분류에 따르면 운송업(transport industry)은 육상운송업, 수상운송업, 항공운송업 등으로 분류된다. 육상운송업은 철도운송업, 도로운송업, 소화물 전문 운송업으로 분류되고 도로운송업은 도로여객운송업과 도로화물운송업으로 분류되고, 수상운송업은 연안 및 내륙 수상운송업과 외항운송업으로 분류된다. 운송업은 생산자의 생산품을 세계의 소비자에 전달함으로써 생산자와 소비자 간의 시간적, 공간적 격리를 해결하여 준다. 정봉민·마문식이호준(2004)은 해운·항만 산업의 국가경제 기여도 분석에서 오늘날의 경제는 대내외적으로 고도로 분업화된 체제하에서 영위되고 있으며, 원료조달에서 생산과 소비에 이르기까지의 시간적, 공간적 격리를 해소하기 위한 물류활동에 대한 수요가 급증하고 있다. 이에 따라 운송산업은 국내 및 국제교역에 있어 저렴하고 안정적인 수송수단을 제공함으로써 경제발전을 지원하고

* 본 논문의 초고는 한국일본근대화학회 2013년 제28회 국제학술대회에서 발표된 바 있음.

** 영남대학교 경영학부 교수

있다. 그리고 운송산업의 발전은 우리나라의 대표적 산업이라 할 수 있는 철강, 자동차, 조선산업의 발전을 위한 기초가 되어왔으며, 외항해운업과 항공운송업의 발전은 세계적으로 해당국가의 경제 및 기술수준의 상징으로 평가되고 있다. 따라서 이 연구에서는 한국과 일본의 운송업 비교를 위하여 종합산업인 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수를 비교하고, 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 관계를 분석을 하였다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 운송업과 관련한 선행연구와 본 연구와 유사한 방법론으로 연구한 연구들을 살펴보았고 시계열 자료의 분석방법들을 살펴보았다. 실증적 연구방법을 사용하여 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 관계 분석을 위해 사용한 자료는 2010년 1월 4일부터 2013년 6월 11일까지 840개의 일별 한국과 일본의 운송업 주가지수 자료를 사용하였다. 연구방법론은 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 변수간 장기적이고 안정적인 관계의 존재여부판정을 위한 공적분(cointegration)검정이 있고 변수간 상호영향력 분석을 위한 VAR 모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 충격반응분석 및 Granger인과관계 분석으로 연구를 하였다. 이상의 모든 분석은 Eviews version 6.0을 통해 수행하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 문헌 연구로는 운송업과 관련한 선행연구와 본 연구와 유사한 방법론으로 연구한 연구들을 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 연구 자료와 모형 연구 및 가설로 연구 사용할 자료와 시계열 분석 모형을 살펴보고, 제Ⅳ장에서는 실증연구 결과분석을 살펴보았다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 제시하였다.

2. 문헌연구

일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수를 비교하고, 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 관계를 분석하기 위한 문헌연구로는 운송업과 관련한 선행연구와 본 연구와 유사한 방법론으로 연구한 연구들을 살펴보았다. 우선 먼저 운송업과 관련한 문헌연구는 다음과 같다.

김창범(2007)은 운송산업의 성장과 생산요소충격에서 분산분해 결과를 통해 부가가치가 생산요소의 변동에 상당한 영향을 받는 내생변수이고 고용증가가 부가가치 증가에 미치는 효과가 육상운송업과 해상운송업의 경우 크게 즉각 나타나는 데 비해, 항공운송업에 있어서는 서서히 그 효과가 나타나고 해상운송업과 항공운송업의 경우 자본투자가 노동증가보다 부가

가치에 더 큰 영향을 더 오래 미친다는 것과 고정자산증가가 육상운송업보다 해상운송업과 항공운송업의 부가가치증가에 더 크게 기여한다는 것을 분석하였다.

박영근, 공덕암(2005)은 국제해상운송업의 물류경쟁력 영향요인에 관한 연구에서 물류경쟁력우위를 확보하기 위해서는 기업특성상의 한계를 극복하고 규모의 경제를 실현해야 할 것과 물류경쟁력은 물류성과에 정(+)의 영향을 미치므로 복합운송 및 종합물류체계의 구축과 EDI 체계의 활용 등을 일반화하여 서비스 수준을 지속적으로 향상시켜 나가야 할 것과 금융정책의 합리화와 기업의 이익경영을 통해 자기자본 비율을 높이고 과도한 부채비율을 낮춤으로써 건전한 재무구조를 구축해야 할 것 및 항만물류의 효율화와 물류비의 절감을 위한 제도적 보완과 물류시설 확보를 위한 투자가 지속되어야 할 것 등을 연구하였다.

모수원(2010)은 접대비가 운송업의 효율성과 매출액에 미치는 효과·광고비와 비교를 통해서 연구에서 해상운송 9개의 상장기업으로 2001년부터 자료의 입수가 가능한 2007년까지를 연구 기간으로 TV와 같은 매스컴을 통한 광고선전활동이 과연 접대행위보다 매출을 증대하는데 더 효율적인가를 해운업계를 대상으로 분석하여 광고비보다 접대비가 더 효율적이라는 것을 밝힌 연구이다.

다음으로 이 연구와 유사한 방법론으로 연구한 문헌연구로 경제변수들간의 상호 영향력에 관한 연구들은 다음과 같다.

유한수(2007)는 지역간 주택매매가격 변동성의 상관관계에 관한 연구라는 논문을 통해 서울, 대전, 부산의 주택매매가격종합지수 변동성간의 상관관계에 대해 분석하였다. 서울 주택매매가격 변동성과 부산 주택매매가격 변동성의 상관관계가 관측변동성 기본적 변동성, 일시적 변동성 모두 높게 나타나고 있다. 기본적 변동성의 경우는 관측변동성의 경우보다 상관관계가 높게 나타났는데 기본적 변동성은 정보에 의해 발생하는 지속적인 변동성 부분이므로 각 시장에 공통적으로 영향을 주기 때문에 상관관계가 높게 나타난 것이라는 점을 밝혔다.

문규현(2010)은 국내 주택시장의 가격발견(매매가격/전세가격을 중심으로)라는 논문에서 VAR을 이용한 그랜즈 인과관계 분석결과 전체표본과 구조변화 시점이후의 표본에서 일본 운송업 주가지수 변동성이 주택매매가격 변동성에 대해 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

3. 연구자료와 연구모형과 가설

3.1 연구자료

일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수와의 관계와 연관성 및 상호 영향력에 관한 실증적 분석을 위한 사용 자료는 <표 1> 일본과 한국의 운송업 주가지수의 자료와 같이 2010년 1월 4일부터 2013년 6월 11일까지 840개의 일별 일본 운송업 주가지수 자료와 한국 운송업 주가지수 자료를 이용하여 분석하였다. 시계열 자료의 특성상 안정화를 위하여 자연로그 차분한 자료로 식(1)과 식(2) 같이 자연로그 수익률 자료를 사용하였다. 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수자료의 추이는 <그림 1> 일본과 한국의 운송업 주가지수 추이 그래프와 같고 로그 차분한 자료의 추이는 <그림 2> 일본과 한국의 운송업 로그차분 주가지수 추이 그래프와 같다.

<표 1> 일본과 한국의 운송업 주가지수

구 분	기 간	자 료 수
일본 운송업 주가지수	2010. 1. 4 ~ 2013. 6. 11	840
한국 운송업 주가지수	2010. 1. 4 ~ 2013. 6. 11	840

$$\text{일본 운송업 자료 : } \ln\left(\frac{JTS_t}{JTS_{t-1}}\right), \text{ JTS : 일본 운송업 주가지수} \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{한국 운송업 자료 : } \ln\left(\frac{KTS_t}{KTS_{t-1}}\right), \text{ KTS : 한국 운송업 주가지수} \dots\dots\dots (2)$$

3.2 연구모형 및 가설

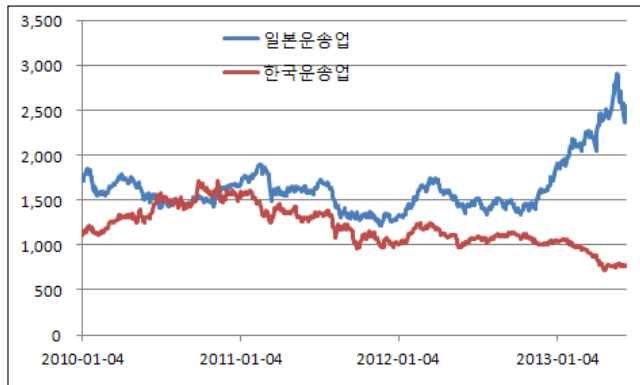
3.2.1 연구자료의 시계열 안정성 검정과 공적분 검정 모형

일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수와의 관계와 연관성 및 상호 영향력에 관한 분석을 위하여 시계열 자료의 안정성 검정을 하여야 한다. 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 자료가 불안정적이라면 차분이나 로그차분 등을 통하여 안정화하여

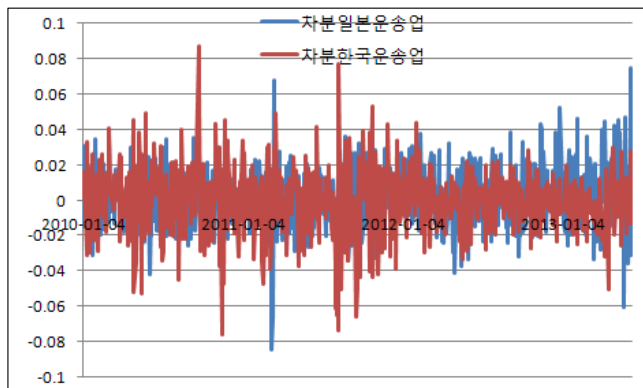
시계열분석을 하여야 한다. 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 시계열자료의 단위근 검정은 Augmented Dickey-Fuller (ADF, 1979, 1981) Tests와 Phillips- Perron(PP, 1988) Tests를 실시하였다. Augmented Dickey-Fuller Tests와 Phillips- Perron Tests의 가설은 다음과 같다.

귀무가설 H_0 : 일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열이 불안정적이다(일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열에 단위근이 존재한다).

대립가설 H_1 : 일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열이 안정적이다(일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열에 단위근이 존재하지 않는다).



<그림 1> 일본과 한국의 운송업 주가지수 추이 그래프



<그림 2> 일본과 한국의 운송업 로그차분 주가지수 추이 그래프

요한센 공적분(co-integration)검정은 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수의 두 시계열자료간의 장기적인 균형관계를 분석하기 위하여 실시한다. 두 시계열자료간의 장기적인 균형관계를 분석하기 위한 요한센 공적분 검정의 가설은 다음과 같다.

귀무가설 H_0 : 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 자료 간에 공적분관계가 존재하지 않는다.

대립가설 H_1 : 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 자료 간에 공적분관계가 존재한다.

3.2.2 VAR 모형

벡터자기회귀(VAR)모형은 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 시계열 자료의 역동적인 충격반응 및 분산분해를 분석하기 위하여 이용된다. 이 연구에서 2010년 1월 4일부터 2013년 6월 11일까지 840개의 일별 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료를 이용하여 분석할 VAR모형은 다음의 식(3)과 같다.

$$\begin{bmatrix} \Delta JTS_t \\ \Delta KTS_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^2 \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta JTS_{t-i} & \Delta KTS_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{JTS} \\ e_{KTS} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (3)$$

단, $\begin{bmatrix} e_{JTS} \\ e_{KTS} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t), H_t = \begin{bmatrix} c_{JTS/JTS} & c_{JTS/KTS} \\ c_{KTS/JTS} & c_{KTS/KTS} \end{bmatrix}$

주) ΔJTS : 차분 일본 운송업 주가지수, ΔKTS : 차분 한국 운송업 주가지수

3.2.3 Granger 인과관계 검정 모형

Granger인과관계(Granger causality)검정은 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 시계열 자료의 변동에 어느 변수가 원인변수가 되는가를 분석하는 검정이다. 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 시계열 자료 Granger인과관계 검정을 위한 산식은 다음의 식(4) 및 식(5)와 같다.

$$JTS_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i DTS_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j KTS_{t-j} + e_{1t} \dots\dots\dots (4)$$

$$KTS_t = \mu' + \sum_{i=1}^m \delta_i JTS_{t-i} + \sum_{j=1}^p \epsilon_j KTS_{t-j} + e_{2t} \dots\dots\dots (5)$$

주) JTS : 차분 일본 운송업 주가지수, KTS : 차분 한국 운송업 주가지수

일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 시계열 자료 Granger인과관계 검정을 위한 식(4)와 식(5)의 가설은 다음과 같다.

귀무가설 1 H0 : KTS does not Granger Cause JTS

귀무가설 2 H0 : JTS does not Granger Cause KTS

주) JTS : 차분 일본 운송업 주가지수, KTS : 차분 한국 운송업 주가지수

4. 실증연구 결과분석

4.1 기초통계 분석 및 상관관계분석

일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수의 자료 기초통계 분석을 통해 각 지수들의 특성을 <표 2> 기초통계 분석과 같이 살펴보았다. 일본 운송업의 주가지수의 차분 전 평균은 1,639.170이고 한국 운송업의 주가지수의 차분 전 평균은 1,210.452이다. 일본 운송업의 주가지수의 차분 후 평균은 0.000450이고 한국 운송업의 주가지수의 차분 후 평균은 -0.000420으로 나타났다. 또한 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 상관관계는 <표 3> 상관관계 분석에서 보는 바와 같이 -0.357094로 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다.

4.2 단위근과 공적분 가설 검정결과 분석

일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips and Perron) 단위근 검정결과와는 <표 4> 단위근 검정과 같다.

<표 2> 기초통계 분석

	W	X	Y	Z
Mean	1639.170	1210.452	0.000450	-0.000420
Median	1584.190	1173.260	-0.000440	0.000120
Maximum	2919.110	1719.230	0.074775	0.086848
Minimum	1221.720	714.8600	-0.084460	-0.076610
Std. Dev.	298.2031	218.1957	0.016739	0.017408
Skewness	1.805953	0.148316	0.046058	-0.174520
Kurtosis	6.562901	2.422590	4.468009	5.570316
Jarque-Bera	900.9044	14.74878	75.63358	235.2119
Probability	0.000000	0.000627	0.000000	0.000000
Sum	1376902	1016780	0.377407	-0.351150
Sum Sq. Dev.	74608142	39944260	0.234801	0.253944
Observations	840	840	839	839

주) W : 일본 운송업 주가지수, X : 한국 운송업 주가지수, Y : 차분 일본 운송업 주가지수,
Z : 차분 한국 운송업 주가지수

차분 전인 수준변수는 모두 귀무가설인 일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열이 불안정적이다(일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열에 단위근이 존재한다)를 기각하지 못하여 불안정적인 것으로 나타났다. 반면에 로그 차분한 차분변수는 모두 귀무가설인 일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열이 불안정적이다(일본 운송업의 주가지수(한국 운송업의 주가지수) 시계열에 단위근이 존재한다)를 기각하여 안정적인 것으로 나타났다. 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 두 시계열간에 공적분의 검정의 결과는 <표 5> 공적분 검정과 같다. 차분 전에는 귀무가설인 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 자료 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 공적분관계가 없는 것으로 나타났다. 차분 후에는 귀무가설인 일본 운송업의 주가지수와 한국 운송업의 주가지수 자료 간에 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 공적분관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 3> 상관관계 분석

구 분	일본 운송업 주가지수	한국 운송업 주가지수
일본 운송업 주가지수	1.000000	-0.357094
한국 운송업 주가지수	-0.357094	1.000000

<표 4> 단위근 검정

차분전	일본 운송업 주가지수	한국 운송업 주가지수	ADF 임계치	PP 임계치
ADF	0.167203	-0.844377	1% : -3.437920	1% : -3.437920
PP	0.054769	-0.828268	5% : -2.864771	5% : -2.864771
			10% : -2.568544	10% : -2.568544
차분후	일본 운송업 주가지수	한국 운송업 주가지수	ADF 임계치	PP 임계치
ADF	-27.61105	-28.77863	1% : -3.437929	1% : -3.437929
PP	-27.60512	-28.78477	5% : -2.864775	5% : -2.864775
			10% : -2.568547	10% : -2.568547

<표 5> 공적분 검정

구 분	일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수	
	차분 전	차분 후
Likelihood Ratio	5.616486	320.1891

주) 5% critical value : 15.49471

4.3 VAR 모형을 이용한 결과분석

예측오차의 분산분해(variance decomposition)과 충격반응 함수 분석을 위한 VAR 모형의 분석 결과는 <표 6> VAR 분석과 같다. 내생변수의 현재와 미래값에 대한 오차항 중 표준편차 충격의 효과를 추적하는 충격반응 분석의 결과는 <표 7> 충격반응 분석과 같다.

<표 6> VAR분석

	차분 일본 운송업 주가지수	차분 한국 운송업 주가지수
Y(-1)	0.034554	0.053219
	(-0.03512)	(-0.0366)
	[0.98385]	[1.45413]
Y(-2)	-0.03416	-0.01691
	(-0.03541)	(-0.0369)
	[-0.96475]	[-0.45832]
Z(-1)	0.073967	-0.00284
	(-0.03368)	(-0.0351)
	[2.19585]	[-0.08086]
Z(-2)	0.018294	0.049606
	(-0.03374)	(-0.03516)
	[0.54224]	[1.41097]
C	0.000494	-0.00044
	(-0.00058)	(-0.0006)
	[0.85407]	[-0.72518]

주) Standard errors in () & t-statistics in []

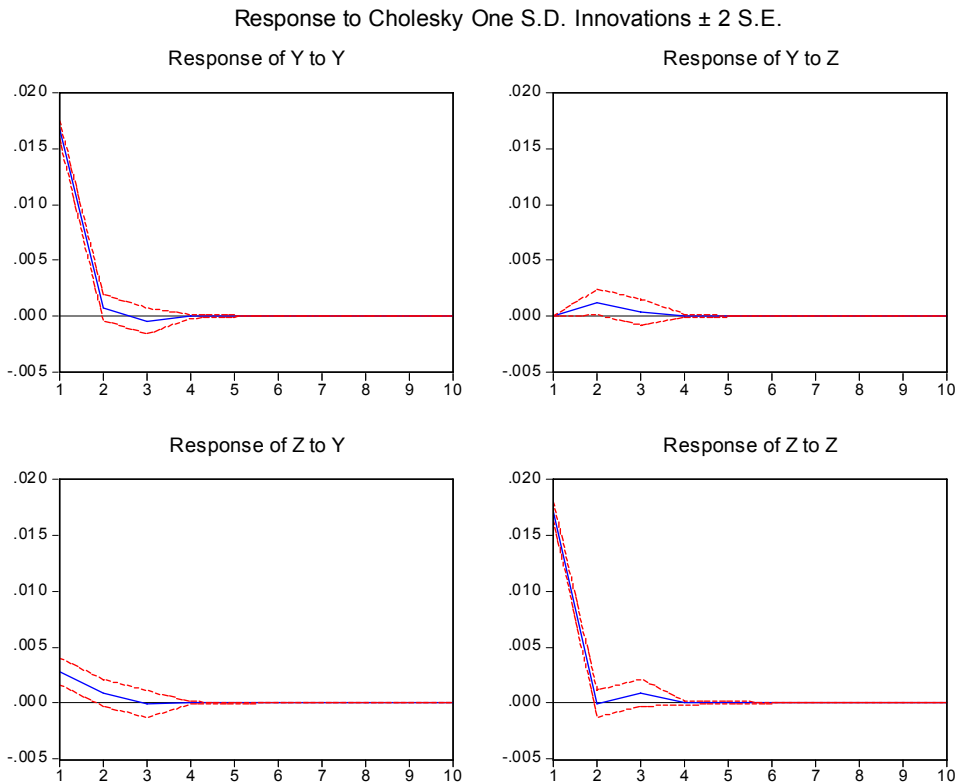
<표 7> 충격반응 분석

Response of Y:			Response of Z:		
Period	Y	Z	Period	Y	Z
1	0.016712	0.000000	1	0.002841	0.017181
2	0.000788	0.001271	2	0.000881	-4.88E-05
3	-0.000430	0.000355	3	-0.00010	0.000920
4	-3.31E-05	3.60E-05	4	7.99E-06	-7.65E-06
5	1.21E-05	5.40E-06	5	3.56E-07	4.16E-05
6	1.72E-06	1.89E-06	6	1.60E-06	-8.19E-07
7	-2.30E-07	5.81E-07	7	-1.01E-07	2.07E-06
8	-4.49E-08	9.39E-08	8	3.83E-08	-4.76E-08
9	7.31E-09	1.78E-08	9	-3.60E-09	9.82E-08
10	2.22E-09	3.80E-09	10	3.06E-09	-3.28E-09

주) Y : 차분 일본 운송업 주가지수, Z : 차분 한국 운송업 주가지수

충격반응 분석의 결과를 이해하기 쉽도록 이를 그래프로 그리면 <그림 3> 충격반응 그래프와 같다. 충격반응 분석의 결과에 의하면 한국운송업에 대한 일본운송업의 충격반응은 시차 2까지 상승하다가 시차 4까지 하락 한 후 안정화 되는 것으로 나타났다. 반면에 일본운송업에 대한 한국 운송업의 충격반응은 시차 3까지 하락 후 안정화 되는 것으로 나타났다.

일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 VAR분석을 통한 표준오차의 분산분해(variance decomposition)분석 결과는 <표 8> 분산분해 분석과 같고 그래프로 나타내면 <그림 4> 분산분해 그래프와 <그림 5> 분산분해 결합 그래프와 같다. 분산분해 분석 결과에 의하면 일본 운송업 주가지수 분산 분해에서 일본 운송업 주가지수의 변화는 일본 운송업 주가지수 자체의 내재적 변화가 99% 이상을 설명하고 있고, 일본 운송업 주가지수의 설명력은 1% 미만을 설명하고 있다.



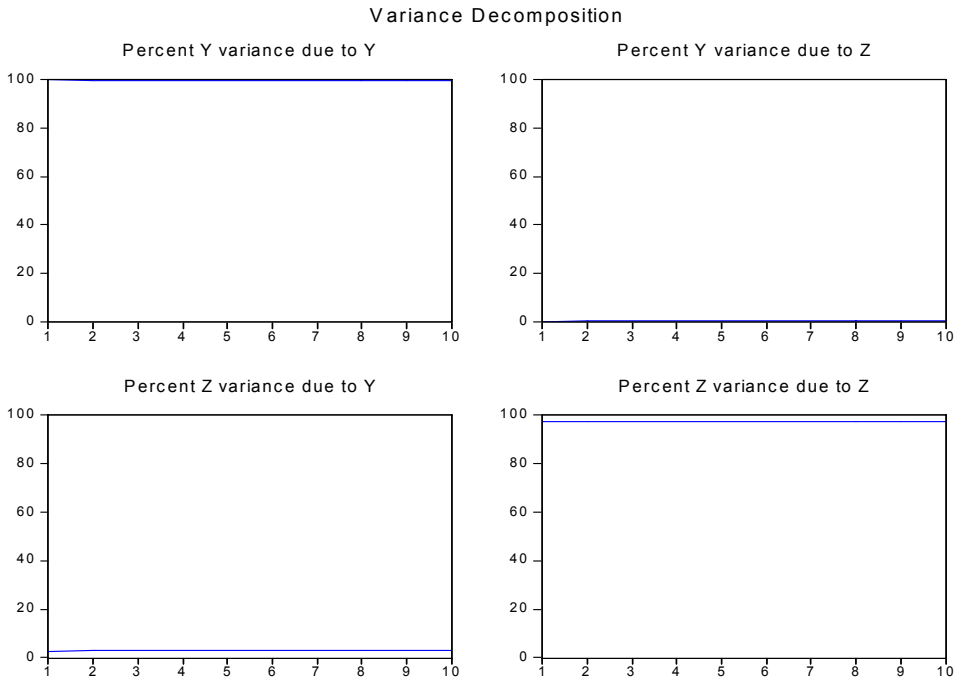
주) Y : 차분 일본 운송업 주가지수, Z : 차분 한국 운송업 주가지수

<그림 3> 충격반응 그래프

<표 8> 분산분해 분석

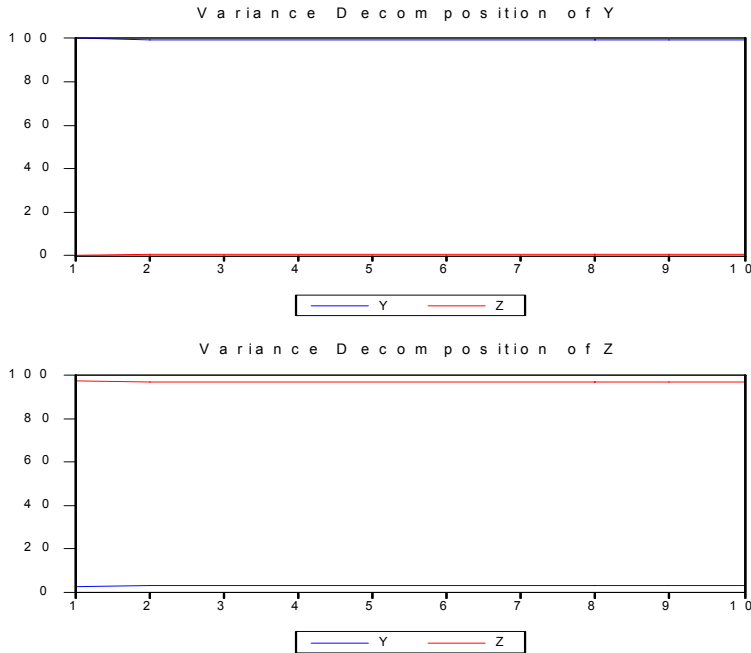
Variance Decomposition of Y:				Variance Decomposition of Z:			
Period	S.E.	Y	Z	Period	S.E.	Y	Z
1	0.016712	100.0000	0.000000	1	0.017415	2.660927	97.33907
2	0.016778	99.42629	0.573710	2	0.017437	2.909561	97.09044
3	0.016787	99.38229	0.617707	3	0.017462	2.904815	97.09519
4	0.016788	99.38184	0.618162	4	0.017462	2.904834	97.09517
5	0.016788	99.38183	0.618172	5	0.017462	2.904818	97.09518
6	0.016788	99.38183	0.618173	6	0.017462	2.904819	97.09518
7	0.016788	99.38183	0.618173	7	0.017462	2.904819	97.09518
8	0.016788	99.38183	0.618173	8	0.017462	2.904819	97.09518
9	0.016788	99.38183	0.618173	9	0.017462	2.904819	97.09518
10	0.016788	99.38183	0.618173	10	0.017462	2.904819	97.09518

주) Y : 차분 일본 운송업 주가지수, Z : 차분 한국 운송업 주가지수



주) Y : 차분 일본 운송업 주가지수, Z : 차분 한국 운송업 주가지수

<그림 4> 분산분해 그래프



주) Y : 차분 일본 운송업 주가지수, Z : 차분 한국 운송업 주가지수

<그림 5> 분산분해 결합 그래프

한국 운송업 주가지수 분산 분해에서 한국 운송업 주가지수의 변화는 한국 운송업 주가지수 자체의 내재적 변화가 97% 이상을 설명하고 있고, 일본 운송업 주가지수의 설명력은 3% 미만을 설명하고 있다.

4.4 Granger 인과관계 가설 검정결과 분석

Granger 인과관계 검정 결과는 <표 9> Granger 인과관계 분석과 같이 일본 운송업 주가지수 증감률과 일본 운송업 주가지수 증감률 간의 시차가 1인 경우에 대해 그레인저 인과관계 결과로 분석하였다. 분석 결과에 의하면 5% 유의수준에서 귀무가설 1인 KTS does not Granger Cause JTS의 귀무가설이 기각되어 한국 운송업 주가지수 증감률의 변화는 일본 운송업 주가지수 증감률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 한국 운송업 주가지수 증감률의 변화는 일본 운송업 주가지수 증감률에 그레인저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 9> Granger 인과관계 분석

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
KTS does not Granger Cause JTS	838	4.72012	0.0301
JTS does not Granger Cause KTS		2.41858	0.1203

주) JTS : 차분 일본 운송업 주가지수, KTS : 차분 한국 운송업 주가지수

5. 결 론

생산자의 생산품을 세계의 소비자에 전달함으로써 생산자와 소비자 간의 시간적, 공간적 격리를 해결하여 주는 운송업은 운송의 대상에 따라 화물운송과 여객운송으로 분류되며, 또 운송이 행해지는 장소에 따라 육상운송업 및 해상운송업과 항공운송업 등으로 구분된다. 이러한 운송업의 특징으로는 일반 제조업과는 달리 재고부담이 없어서 실물경기를 빠르게 반영하는 특징이 있어 증권시장에서도 다른 산업지수보다도 빠르게 선행하는 경우가 있다. 운송업은 국내 및 국제교역에 있어 저렴하고 안정적인 수송수단을 제공함으로써 경제발전을 지원하고 있고 운송업의 발전은 우리나라의 대표적 산업이라 할 수 있는 철강, 자동차, 조선산업의 발전을 위한 기초가 되어왔으며, 외항해운업과 항공운송업의 발전은 세계적으로 해당국가의 경제 및 기술수준의 상징으로 평가되고 있다(정봉만·마문식·이호춘, 2004). 따라서 이 연구는 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수와 관계와 연관성 및 상호 영향력에 관한 분석을 실증적으로 한 연구이다. 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 연관성 및 상호 영향력에 관한 실증적 분석을 위해 사용한 자료는 2010년 1월 4일부터 2013년 6월 11일까지 840개의 자료이다. 연구방법론으로 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 6.0을 통해 수행하였다.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정 결과 연구기간 중 불안정적인 것으로 나타났다.

둘째, 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 연구기간 중 모두 안정적임을 알 수 있었다.

셋째, 차분한 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료 간에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

넷째, 연구기간 중 일본 운송업 주가지수의 변화는 일본 운송업 주가지수 자체의 내재적 변화가 99% 이상을 설명하고 있고, 한국 운송업 주가지수의 설명력은 1% 미만을 설명하고 있다. 한국 운송업 주가지수 분산 분해에서 한국 운송업 주가지수의 변화는 한국 운송업 주가지수 자체의 내재적 변화가 97% 이상을 설명하고 있고, 일본 운송업 주가지수의 설명력은 3% 미만을 설명하고 있다.

다섯째, 연구기간 중 한국 운송업 주가지수 증감률의 변화는 일본 운송업 주가지수 증감률에 그레인저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

【參考文獻】

- 김명직·장국현(2002)『금융시계열분석 제2판』 경문사, pp.3015-612
- 김정연(2012)「항공운송업 및 관련 제조업의 무형자산성 지출과 매출액 간의 선형 관계 실증 분석」『한국항행학회논문지』16(6), pp.1116-1122
- 김창범(2007)「운송산업의 성장과 생산요소충격」『산업경제연구』20(4), pp.1381-1393
- 모수원(2010)「접대비가 운송업의 효율성과 매출액에 미치는 효과- 광고비와 비교를 통해서」『산업경제연구』23(6), pp.3003-3015
- 문규현(2010)「국내 주택시장의 가격발견-매매가격/전세가격을 중심으로」『산업경제연구』23(2), pp.797-811
- 문규현(2010)「우리나라 아파트가격의 비대칭성에 관한 연구 - 아파트매매가격/아파트전세가격을 중심으로」『대한경영학회지』23(2), pp.731-745
- 박영근·공덕암(2005)「국제해상운송업의 물류경쟁력 영향요인」『한국항만경제학회지』21(1), pp.45-48
- 유한수(2007)「지역간 주택매매가격 변동성의 상관관계에 관한 연구」『산학경영연구』20(2), pp.15-27
- 이흥재·박재석·송동진·임원경(2005)『EViews를 이용한 금융경제 시계열 분석』경문사, pp.205-512
- 정봉민·마문식·이호준(2004)「해운·항만 산업의 국가경제 기여도 분석」『한국해양수산개발원』연구보고서 2004-17, pp.100-102
- Ceglowski, J.(1989)「Dollar depreciation and U.S. industry performance」『Journal of International Money and Finance』, pp.233-251
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979)「Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root」『Journal of the American Statistical Association』74, pp.427-431
- Eli Bartov and Gordon M. Bodnar(1994)「Firm valuation, earnings expectations and the exchange-rate exposure effect」『Journal of Finance』, pp.1755-1785
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987)「Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing」『Econometrica』55, pp.251-276
- Gordon M. Bodnar & William M. Gentry(1993)「Exchange rate exposure and industry characteristics ; evidence from Canada, Japan, and the USA」『Journal of International Money and Finance』12(1), pp.29-45
- Granger, C.W.J.(1969)「Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods」『Econometrica』37(3), pp.424-438
- Johansen, S.(1988)「Statistical Analysis of Cointegration Vectors」『Journal of Economic Dynamics and Control』

12(2), pp.231-254

Hodder, James(1982)「Exposure to exchange rate movements,」『Journal of International Economics』13, pp.375-385

Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988)「Testing for a Unit Root in Time Series Regression」『Biometrika』75, pp.335-346

Riehl, Heinz(1983), Foreign exchange and money markets, McGraw-Hill Book Co.

논문투고일 : 2014년 03월 10일
심사개시일 : 2014년 03월 20일
1차 수정일 : 2014년 04월 09일
2차 수정일 : 2014년 04월 15일
게재확정일 : 2014년 05월 20일

〈要旨〉

일본 운송업과 한국 운송업의 상호 미치는 영향에 관한 실증적 연구

이 연구는 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수와 관계와 연관성 및 상호 영향력에 관한 분석을 실증적으로 한 연구이다. 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 연관성 및 상호 영향력에 관한 실증적 분석을 위해 사용한 자료는 2010년 1월 4일부터 2013년 6월 11일까지 840개의 자료이다. 연구방법론으로 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.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 연구기간 중 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수간의 상관관계는 -0.357094로 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 둘째, 연구기간 중 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 원시계열자료에 대한 안정성검정 결과 불안정적인 것으로 나타났다. 셋째, 연구기간 중의 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다. 넷째, 차분한 일본 운송업 주가지수와 한국 운송업 주가지수 자료 간에는 연구기간 중 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 다섯째, 연구기간 중 일본 운송업 주가지수의 변화는 일본 운송업 주가지수 자체의 내재적 변화가 99% 이상을 설명하고 있고, 한국 운송업 주가지수의 설명력은 1% 미만을 설명하고 있다. 한국 운송업 주가지수 분산 분해에서 한국 운송업 주가지수의 변화는 한국 운송업 주가지수 자체의 내재적 변화가 97% 이상을 설명하고 있고, 일본 운송업 주가지수의 설명력은 3% 미만을 설명하고 있다. 마지막으로 연구기간 중 한국 운송업 주가지수 증감률의 변화는 일본 운송업 주가지수 증감률에 그레인저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

An Empirical Study on the Mutual Influence between Stock Prices Index of Transport Industry in the Korea and Stock Prices Index of Transport Industry in the Japan

This study analyzes the relationship and the mutual influence between the stock prices index of transport industry in the Korea and the stock prices index of transport industry in the Japan. In this paper, 840 daily data from January 4, 2010 to June 11, 2013 were used. ADF(Augmented Dickey-Fuller) and PP(Phillips and Perron) tests, co-integration test, Granger causality test, impulse response analysis, variance decomposition analysis and autoregressive model (VAR) were employed.

This research showed following main results. First, correlation between the stock prices index of transport industry in the Korea and the stock prices index of transport industry in the Japan is -0.357094. Second from basic statistic analysis, both the stock prices index of transport industry in the Korea and the stock prices index of transport industry in the Japan have unit roots. However, their first differences are stationary. Thirdly, there is at least one co-integration between them. In addition, we find that stock prices index of transport industry in the Korea granger cause the stock prices index of transport industry in the Japan.