

한·중·일 수출물량의 상호 미치는 영향에 관한 연구*

임병진*
sep1017@ynu.ac.kr

<目次>

- | | |
|----------------|-----------------------|
| 1. 머리말 | 4. 실증연구 결과분석 |
| 2. 문헌연구 | 4.1 기초통계 분석 및 상관관계 분석 |
| 3. 연구자료 및 연구모형 | 4.2 단위근과 공적분 검정결과 분석 |
| 3.1 연구자료 | 4.3 Granger-인과관계 분석 |
| 3.2 연구모형 | 4.4 VAR모형을 이용한 결과 분석 |
| | 5. 맺음말 |

主題語: 수출액(the amount of export), VAR 모형(VAR model), 분산분해(variance decomposition), 단위근(unit root), 공적분(cointegration)

1. 서 론

최근 무역통계에 따르면 2013년 말 기준으로 세계 수출액 순위는 중국이 1위이고, 미국이 2위, 독일이 3위, 일본이 4위, 프랑스가 5위, 한국이 6위, 네덜란드가 7위, 러시아가 8위, 이탈리아가 9위, 영국이 10위로 나타났다. 2013년 말 달러 기준으로 수출액을 금액별로 살펴보면 중국이 2조 570억 달러이고, 미국이 1조 5640억 달러이고, 독일이 1조 4660억 달러, 일본이 7739억 달러, 프랑스가 5673억 달러, 한국이 5526억 달러, 네덜란드가 5385억 달러, 러시아가 5296억 달러, 이탈리아가 4796억 달러, 영국이 4746억 달러이다. 또한 최근 2013년 말 기준으로 세계의 무역규모도 1위가 미국이고, 2위가 중국, 3위가 독일, 4위가 일본, 5위가 네덜란드, 6위가 프랑스, 7위가 영국, 8위가 한국, 9위가 이탈리아, 10위가 홍콩으로 나타났다. 자연자원이 없는 한국이 2013년 말 기준으로 세계의 수출액규모로는 6위이고 역시 2013년 말 기준으로

* 본 논문의 초고는 한국일본근대학회 2014년 제30회 국제학술대회에서 발표된 바 있음.

** 영남대학교 경영학부 교수

세계의 무역규모 8위로 나타났다. 우리나라의 경제의 특징이 대기업 위주의 경제이기 때문에 2013년 말 기준으로 세계의 수출액규모로는 6위, 세계의 무역규모 8위로 나타났으나, 중소기업이 취약하고 해외의존도가 높고, 금융산업이 취약하다. 금융산업이 취약하기 때문에 환율에 많은 영향을 받으나 경제대국의 주변국이고 수출이 1위이고, 무역규모가 2위인 중국과 수출이 4위이고, 무역규모가 4위인 일본의 영향력이 클 것으로 예상된다. 따라서 이 연구에서는 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관하여 실증적인 연구를 하고자 한다.

이 연구는 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관한 실증적 연구로 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 중국과 일본의 대한 수출액을 살펴보고, 월간 수출액 자료의 시계열 자료라는 점을 감안한 계량경제학적 분석방법들을 살펴보았다. 또한 실증적 연구방법을 사용하여 한중일 수출액의 2006년 1월부터 2014년 4월까지 101개의 월간자료를 사용하여 한중일의 수출물량 간에 상호 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구에서 사용한 100개의 월간 시계열 자료를 자연로그 차분하여 99개의 자료로 VAR분석, 충격반응분석, 분산분해분석, Granger 인과관계 검정을 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 문헌연구에 대하여 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 연구 자료 및 모형 연구로 연구에 사용할 자료와 시계열 분석 모형을 살펴보고, 제Ⅳ장에서는 실증연구 결과분석을 살펴보았다. 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 제시하였다.

2. 문헌연구

문헌연구에서는 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관하여 실증적인 연구의 내용과 관련한 선행연구와 연구방법이 유사한 국내외의 대표적인 선행연구들을 살펴보면 다음과 같다. 국내연구로는 수출입과 관련한 연구를 살펴보고 유사한 연구로는 과 금 선물 시장과 관련한 논문이 대부분이다. 또한 외국의 연구도 역시 수출입과 관련한 연구를 살펴보고 원유 가격과 금선물간의 관계에 대한 연구와 금가격변화에 대한 연구를 살펴보았다.

황선웅·조하연(2013)은 중국의 수출과 소비가 한국의 품목별 수출에 미치는 영향에서 최근 중국 경제는 과거의 수출주도형에서 소비주도형으로 성장 패러다임의 전환을 추진하고 있으며 중국의 변화가 한국의 수출에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 것을 시사한다고 분석을 하였다.

정분도·김지훈(2013)은 글로벌 금융위기 이후 한·중·일 국가의 무역구조 분석과 향후

한국의 수출방안에서 글로벌 금융위기로 인해 경제위기가 장기화 되면서 한국 수출품목에 대한 향후 리스크 요인도 잠재되어 있고, 한국 수출품에 대한 세계 수요 부진에 대해 지역적으로는 신흥시장에 대한 수출 확대를 지속하되 중국 의존도를 낮추고 중남미, 동유럽 등 신흥시장에서의 점유율을 확대할 필요가 있는 것으로 분석하였다.

최종일·이기동(2011)은 한국의 경기순환과 대미·대중 수출의존도에 관한 연구에서 미국과 중국의 경기순환에 대한 한국의 경기순환의 동조성에 관해서 한국의 대미, 대중수출의존도에 초점을 두어 분석하였다. 연구 결과 중국경제가 한국경제에 그 영향력을 크게 확대하고 있는 것은 사실이나, 미국경제를 대체해서 한국경제를 이끄는 데 아직 한계가 있음을 연구하였다.

Balassa(1978, 1985)는 1956년과 1974년 사이 10개국을 분석대상으로 하여 단순회귀분석을 이용하여 무역과 관련한 수출량이 한나라의 경제성장률과 양의 관계임을 분석하였다.

Sherman(1982), Jaffe(1989), Worthington & Pahlavani(2007) 등은 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관하여 실증적인 연구와 유사한 연구방법론을 사용하여 원유선물시장과 금선물시장의 관련성에 관한 연구로 유가의 상승은 금의 매수 증가로 금가격의 변화를 가져와 인플레이션의 유발요인으로 작용한다고 분석하였다.

Zhang과 Wei(2010)도 역시 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관하여 실증적인 연구와 유사한 연구방법론을 사용하여 원유선물시장과 금선물시장의 관련성에 관한 연구로 원유선물가격과 금선물가격은 양의 상관관계를 갖는다고 주장하고 원유가격은 금선물가격 변동의 원인이 됨을 분석하였다.

3. 연구자료 및 연구모형

3.1 연구자료

한중일의 수출물량 간에 상호 미치는 영향을 살펴보기 위하여 사용한 자료는 <표 1>수출과 환율 및 유가 자료와 같이 2006년 1월부터 2014년 4월 까지 100개의 월간자료를 사용하여 분석하였다. 이 연구에서 사용한 100개의 월간 시계열 자료는 시계열 특성상 다음의 식 (1), (2), (3)과 같이 자연로그로 차분하여 99개의 자료로 VAR분석, 충격반응분석, 분산분해분석과 Granger 인과관계 검정을 하였다.

$$\text{일본 수출자료} : \ln\left(\frac{\text{EXP } J_t}{\text{EXP } J_{t-1}}\right), \text{EXPJ} : \text{일본 수출액} \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{중국 수출자료} : \ln\left(\frac{\text{EXP } C_t}{\text{EXP } C_{t-1}}\right), \text{EXPC} : \text{중국 수출액} \dots\dots\dots (2)$$

$$\text{한국 수출자료} : \ln\left(\frac{\text{EXP } K_t}{\text{EXP } K_{t-1}}\right), \text{EXPK} : \text{한국 수출액} \dots\dots\dots (3)$$

<표 1> 일본, 중국, 한국의 수출액 자료

구 분	기 간	자 료 수
일본 수출자료	2006. 1. 31 ~ 2014. 4. 30	100
중국 수출자료	2006. 1. 31 ~ 2014. 4. 30	100
한국 수출자료	2006. 1. 31 ~ 2014. 4. 30	100

주) 일본, 중국, 한국의 수출액 자료는 DataGuide 5.0을 통하여 구한 자료임.

3.2 연구모형

3.2.1 연구 자료의 시계열 안정성 검정과 공적분 검정 모형

한중일의 수출물량의 시계열자료를 이용한 분석을 위하여 시계열 자료의 안정성을 검정하여야 한다. 시계열자료가 안정적이라면 분석에 문제가 없으나 불안정적일 경우 시계열분석에서 무작위적인 충격이 미래에 영속적으로 영향을 미치는 문제가 발생할 수 있다. 따라서 시계열자료가 불안정적이라면 시계열분석상의 문제점을 해결하기 위하여 차분이나 자연로그 차분을 이용하여 시계열자료를 안정화하여 사용하여야 한다.

이 연구에서는 한국의 수출지수와 환율 및 유가의 로그차분 전후 시계열자료의 단위근 검정을 위하여 Augmented Dickey-Fuller (ADF, 1979, 1981) Tests와 Phillips- Perron(PP, 1988) Tests를 실시하였다. 한중일의 수출물량의 로그차분 전후 시계열자료의 안정성 검정을 위한 Augmented Dickey-Fuller Tests와 Phillips- Perron Tests의 가설은 다음과 같다.

귀무가설 : 한중일 수출액 시계열 자료가 불안정적이다.

대립가설 : 한중일 수출액 시계열 자료가시계열이 안정적이다.

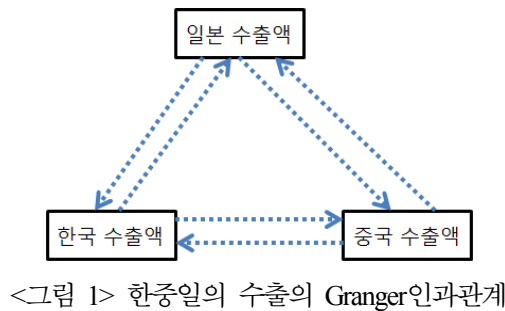
한중일의 수출물량 시계열 자료간의 분석을 위하여 자료간의 장기적인 균형관계를 분석하여야 한다. 이를 위하여 요한센 공적분 검정을 실시하여야 한다. 요한센 공적분 검정의 가설은 다음과 같다.

귀무가설: 한중일 수출액 시계열 자료에 공적분관계가 존재하지 않는다.

대립가설: 한중일 수출액 시계열 자료에 공적분관계가 존재한다.

3.2.3 Granger-인과관계 검정

Granger인과관계(Granger causality)검정은 예측에 적합한 정보가 단지 변수들의 시계열 자료 속에만 포함되어 있다는 것을 가정하고 한 경제변수의 움직임에 다른 경제변수의 움직임에 원인변수인가를 알아보는데 적합한 검정방법이다. 따라서 한중일의 수출의 시계열자료간의 변동에 어느 변수가 원인변수가 되는가를 알아보기 위하여 Granger인과관계(Granger causality) 검정을 실시하였다. Granger인과관계 검정으로 알아보기 위한 한중일의 수출의 시계열자료간의 상호작용을 <그림 1> 한중일의 수출의 Granger인과관계와 같이 나타낼 수 있다.



한중일의 수출물량의 Granger인과관계 검정을 위한 산식은 다음의 식(4), (5), (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$EXP J_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i EXP J_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j EXP C_{t-j} + \sum_{l=1}^n \gamma_l EXP K_{t-l} + e_{1t} \quad \cdots \cdots \cdots (4)$$

$$EXP C_t = \mu' + \sum_{i=1}^m \delta_i EXP J_{t-i} + \sum_{j=1}^p \epsilon_j EXP C_{t-j} + \sum_{l=1}^n \zeta_l EXP K_{t-l} + e_{2t} \quad \cdots \cdots \cdots (5)$$

$$EXP K_t = \mu'' + \sum_{i=1}^k \eta_i EXP J_{t-i} + \sum_{j=1}^p \theta_j EXP C_{t-j} + \sum_{l=1}^n \iota_l EXP K_{t-j} + e_{3t} \dots\dots\dots (6)$$

EXPJ : 일본의 수출액, EXPC : 중국의 수출액, EXPK : 한국의 수출액

식(4), (5), (6)을 통하여 검정하고자 하는 가설은<표 2> Granger인과관계 검정을 위한 가설과 같이 나타낼 수 있다.

<표 2> Granger인과관계 검정을 위한 가설

가설 1	귀무가설 1 : EXPC does not Granger Cause EXPJ 대립가설 1 : EXPJ does not Granger Cause EXPC
가설 2	귀무가설 2 : EXPK does not Granger Cause EXPJ 대립가설 2 : EXPJ does not Granger Cause EXPK
가설 3	귀무가설 3 : EXPK does not Granger Cause EXPC 대립가설 3 : EXPC does not Granger Cause EXPK

주) EXPJ : 일본의 수출액, EXPC : 중국의 수출액, EXPK : 한국의 수출액

3.2.3 VAR 모형

벡터자기회귀(VAR)모형은 상호 영향을 미치는 시계열 자료의 역동적인 충격반응분석 및 분산분해를 분석하는데 이용된다. 이 연구에서도 한중일의 수출의 시계열자료간의 상호 미치는 영향력과 관련성을 분석하기 위하여 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하고자 한다. 2006년 1월부터 2014년 4월까지 100개 자료의 한중일의 수출의 시계열 자료를 이용하여 충격반응 분석과 분산분해 분석을 위한 VAR모형은 다음의 식(7)와 같다.

$$\begin{bmatrix} EXP J_t \\ EXP C_t \\ EXP K_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{EXPJ} \\ a_{EXPC} \\ a_{EXPK} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} & \delta_{13,3} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} & \delta_{23,3} \\ \delta_{31,1} & \delta_{32,2} & \delta_{33,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} EXP J_{t-1} \\ EXP C_{t-1} \\ EXP K_{t-1} \end{bmatrix} + \dots\dots\dots + \begin{bmatrix} \delta_{1p,p} & \delta_{1p,p} & \delta_{1p,p} \\ \delta_{2p,p} & \delta_{2p,p} & \delta_{2p,p} \\ \delta_{3p,p} & \delta_{3p,p} & \delta_{3p,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} EXP J_{t-p} \\ EXP C_{t-p} \\ EXP K_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{EXP,t} \\ \epsilon_{EXRS,t} \\ \epsilon_{DOP,t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} EXP J_t \\ EXP C_t \\ EXP K_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} & \delta_{13,3} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} & \delta_{23,3} \\ \delta_{31,1} & \delta_{32,2} & \delta_{33,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} EXP J_{t-1} \\ EXP C_{t-1} \\ EXP K_{t-1} \end{bmatrix} + \dots\dots\dots + \begin{bmatrix} \delta_{1p,p} & \delta_{1p,p} & \delta_{1p,p} \\ \delta_{2p,p} & \delta_{2p,p} & \delta_{2p,p} \\ \delta_{3p,p} & \delta_{3p,p} & \delta_{3p,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} EXP J_{t-p} \\ EXP C_{t-p} \\ EXP K_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{EXPJ,t} \\ \epsilon_{EXPC,t} \\ \epsilon_{EXPK,t} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (7)$$

EXPJ : 일본의 수출액, EXPC : 중국의 수출액, EXPK : 한국의 수출액

4. 실증연구 결과분석

4.1 기초통계 분석 및 상관관계분석

한중일의 수출 시계열 자료의 특성을 기초통계량 분석을 통해 <표 3> 기초통계 분석과 같이 살펴보았다. 기초통계분석은 한중일의 수출의 월간 자료를 이용하여 Eviews 7.0을 통해 수행하였다.

한중일의 수출 자료간의 상관관계 분석도 100개의 월간자료를 사용하여 한중일의 수출의 월간 자료의 상관관계를 분석하였다.

<표 3> 기초통계 분석

	S	T	U	X	Y	Z
Mean	2552135	9076981	37997659	0.002604	0.009607	0.007794
Median	2436661	9327390	38169085	0.016652	0.010509	0.006173
Maximum	3719723	13152510	50480484	0.201924	0.258641	0.222127
Minimum	1532064	4464475	21133770	-0.26527	-0.343580	-0.252100
Std. Dev.	544590	2440118	8096208	0.093876	0.086890	0.084671
Skewness	0.31299	-0.11846	-0.16941	-0.51931	-0.231400	-0.229520
Kurtosis	2.22085	1.734292	1.649998	3.188096	5.399372	3.712462
Jarque-Bera	4.162195	6.908966	8.072085	4.595728	24.63106	2.963046
Probability	0.124793	0.031604	0.017667	0.100473	0.000004	0.227291
Sum	2.55E+08	9.08E+08	3.80E+09	0.257786	0.951062	0.77156
Sum Sq. Dev.	2.94E+13	5.89E+14	6.49E+15	0.86365	0.739889	0.702583
Observations	100	100	100	99	99	99

주) 자료는 2006년 1월부터 2014년 4월까지 자료임

S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액, X : 일본의 수출액,

Y : 중국의 수출액, Z : 한국의 수출액

한중일의 수출의 월간 자료의 상관관계는 <표 4> 상관관계 분석에서 보는 바와 같이 상관계수는 일본의 수출액과 중국의 수출액의 상관계수가 0.783691이고 일본의 수출액과 한국의 수출액의 상관계수가 0.848121으로 나타났고, 중국의 수출액과 한국의 수출액의 상관계수가 0.968204로 나타났다. 이들의 관계를 더 정확하게 미치는 영향을 알아보기 위하여 다음의 VAR분석, 충격반응분석, 분산분해분석과 Granger 인과관계 검정을 실시하였다.

<표 4> 상관관계 분석

	일본의 수출액	중국의 수출액	한국의 수출액
일본의 수출액	1.000000	0.783691	0.848121
중국의 수출액	0.783691	1.000000	0.968204
한국의 수출액	0.848121	0.968204	1.000000

주) 자료는 2006년 1월부터 2014년 4월까지 자료임

4.2 단위근과 공적분 검정결과 분석

한중일의 수출 자료의 개별 시계열 자료가 안정적 시계열 자료인가를 검토하기 위하여 한중일의 수출물량 자료 변수에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips and Perron) 단위근 검정을 실시하였다. 한중일의 수출 자료 변수의 단위근 검정결과는 아래 <표 5> 단위근 검정과 같다.

한중일의 수출물량 자료의 수준변수는 1% 유의수준에서 H_0 : 수출액 시계열 자료가 불안정적이다라는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정적인 시계열자료이나 제1차 로그 차분한 수출액 월간 자료 시계열자료는 1% 유의수준에서 H_0 : 수출액 시계열 자료가 불안정적이다라는 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열 자료로 나타났다.

<표 5> 단위근 검정

변수		ADF	PP	ADF 임계치(1%)	PP임계치(1%)
수준 변수	일본	-1.771339	-2.095409	-3.498439	-3.497727
	중국	-1.692894	-1.499325	-3.497727	-3.497727
	한국	-1.592886	-1.722256	-3.498439	-3.497727
차분 변수	일본	-13.00072	-13.29365	-3.498439	-3.498439
	중국	-10.57757	-10.64680	-3.498439	-3.498439
	한국	-12.77820	-13.62551	-3.498439	-3.498439

한중일의 수출 시계열 자료간의 장기적인 균형관계를 분석하기 위하여 요한센 공적분 검정을 실시한 결과 <표 6> 공적분 검정과 같이 H_0 : 수출액 시계열 자료에 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 한중일의 수출물량 월간 시계열 자료간 공적분 관계가 성립한다는 것은 변수 간에 장기적 관계가 존재함을 의미한다.

<표 6> 공적분 검정

구 분	H0	trace	trace 임계치(95%)
차분 전	$r=0$	27.29626	29.79707
차분 후	$r=0$	147.8080	29.79707

4.3 Granger-인과관계 분석

한중일의 수출물량의 예측에 적합한 정보가 단지 변수들의 시계열 자료 속에만 포함되어 있다는 가정 하에 한중일의 수출 자료간의 변동에 원인변수를 알아보기 위하여 Granger인과관계 검정을 하였다. Granger인과관계 검정 결과는 <표 8> Granger Cause 분석과 같다.

<표 7> 시차의 결정

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4227.36	NA	1.75E+36	91.96427	92.0465	91.99746
1	-4072.77	295.7244	7.37e+34*	88.79942*	89.12835*	88.93218*
2	-4066.17	12.21034	7.77E+34	88.85142	89.42705	89.08375
3	-4062.64	6.292021	8.77E+34	88.97034	89.79266	89.30224
4	-4055.52	12.22897	9.16E+34	89.0112	90.08021	89.44266
5	-4041.92	22.46230*	8.34E+34	88.91129	90.22701	89.44233
6	-4038.21	5.888366	9.42E+34	89.02628	90.58869	89.65688
7	-4029.29	13.56585	9.53E+34	89.02814	90.83724	89.75831
8	-4020.80	12.37603	9.77E+34	89.03907	91.09488	89.86881

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Granger인과관계 검정을 위한 시차는 <표 7> 시차의 결정에서도 보는 바와 같이 AIC(Akaike information criterion)에 의하여 추정시차는 과거 2차로 나타났다. 따라서 Granger인과관계 (Granger causality)검정은 시차를 1차로 하여 분석하였다.

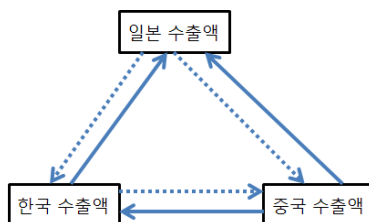
<표 8> Granger Cause 가설 검정 결과

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
EXPC does not Granger Cause EXPJ	99	9.64665	0.0025
EXPJ does not Granger Cause EXPC		0.36206	0.5488
EXPK does not Granger Cause EXPJ	99	7.40384	0.0077
EXPJ does not Granger Cause EXPK		0.25569	0.6143
EXPK does not Granger Cause EXPC	99	0.94607	0.3332
EXPC does not Granger Cause EXPK		15.3983	0.0002

주) EXPJ : 일본의 수출액, EXPC : 중국의 수출액, EXPK : 한국의 수출액

Granger인과관계(Granger causality)검정에서 차는 1로 분석함

Granger 인과관계(Granger causality)검정 결과는 <표 8> Granger Cause 가설 검정 결과와 같이 나타났다. 이를 그림으로 나타내면 <그림 2> 한중일의 수출의 Granger인과관계 검정결과와 같다. 중국과 한국의 수출액은 일본 수출액에 그랜저 인과관계가 있다. 또한 중국의 수출액은 한국 수출액에 그랜저 인과관계가 있다.



<그림 2> 한중일의 수출의 Granger인과관계 검정결과

4.4 VAR 모형을 이용한 결과분석

Granger인과관계(Granger causality)검정 결과를 보다 더 면밀한 시계열 분석과 충격반응함수 분석과 분산분해 분석을 위하여 자연로그 차분한 월간 100개의 한중일의 수출 시계열 자료의 월간 시계열 자료에 대한 VAR 모형의 분석결과는 <표 9>VAR 분석 결과와 같다. <표 9> VAR 분석 결과를 살펴보면 과거 1차에서 t값이 통계적으로 유의하게 나타난다. 예측오차의 분산분해(variance decomposition)과 충격반응함수분석(impulse response functions)을 하기 위하여 VAR(Vector Autoregressive)분석을 실시하였다.

한중일의 수출 월간 시계열 자료의 충격반응 함수 분석은 <표 10> 충격반응 분석과 같고 그래프로 표시하면 <그림 3> 충격반응 그래프와 같고 예측오차의 분산분해(variance decomposition)결과는 <표 11> 분산분해 분석과 같고 그래프로 나타내면 <그림 4> 분산분해 그래프와 <그림 5> 분산분해 결합 그래프와 같다.

<표 9> VAR 분석 결과

	S	T	U
S(-1)	0.487348	-0.06925	-0.95988
	(-0.12502)	(-0.39331)	(-1.48557)
	[3.89801]	[-0.17606]	[-0.64614]
S(-2)	0.324178	0.015283	1.618484
	(-0.12136)	(-0.38177)	(-1.44198)
	[2.67130]	[0.04003]	[1.12241]
T(-1)	0.046269	0.905705	1.349874
	(-0.05313)	(-0.16714)	(-0.63128)
	[0.87089]	[5.41897]	[2.13830]
T(-2)	0.014877	0.189592	0.467432
	(-0.05571)	(-0.17525)	(-0.66194)
	[0.26705]	[1.08182]	[0.70615]
U(-1)	0.005792	-0.03464	0.336894
	(-0.01589)	(-0.0500)	(-0.18886)
	[0.36437]	[-0.69277]	[1.78382]
U(-2)	-0.01402	-0.00649	0.029311
	(-0.01589)	(-0.04999)	(-0.1888)
	[-0.88244]	[-0.12984]	[0.15525]
C	245316	925972.1	6227756
	(-151228)	(-475745)	(-1796924)
	[1.62216]	[1.94636]	[3.46579]
R-squared	0.833537	0.913782	0.887894
Adj. R-squared	0.822561	0.908097	0.880502

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

S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액

한중일의 수출 시계열 월간 자료에 대한 내생변수의 현재와 미래 값에 대한 오차 항 중 표준편차 충격의 효과를 추적하는 분석이 VAR 분석을 통한 충격반응함수분석이다. 충격반응

함수분석의 결과는 <표 10> 충격반응 분석과 이를 그래프로 표시한 <그림 3> 충격반응 그래프와 같다.

서로 다른 시점에서의 한중일의 수출 월간 자료 시계열 변수 중 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법이 VAR 분석을 통한 예측오차의 예측오차의 분산분해(variance decomposition) 방법이다. 예측오차의 분산분해(variance decomposition)결과는 <표 11> 분산분해 분석과 같고 그래프로 나타내면 <그림 5> 분산분해 그래프와 <그림 6> 분산분해 결합 그래프와 같다.

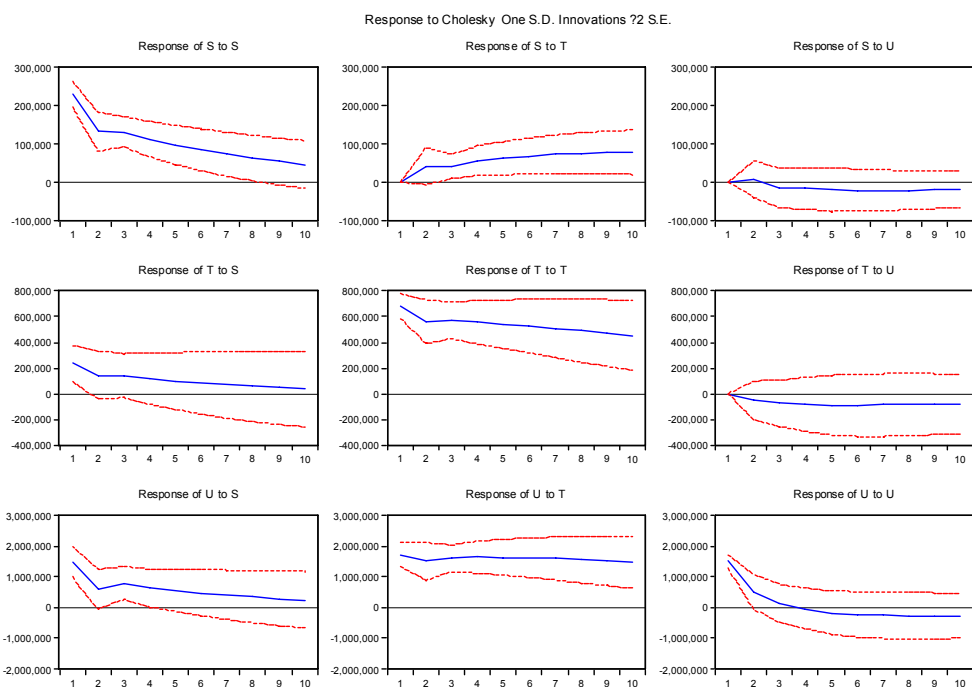
중국 수출액의 분산분해 결과를 살펴보면 중국 수출액은 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 76%이상이고 일본의 수출액에 의해 설명되는 부분이 22%이상이고 한국의 수출액에 의해 설명되는 부분이 1%이상으로 나타났다.

<표 10> 충격반응 분석

Response of S:			
Period	S	T	U
1	229979	0	0
2	131590.5	41661.39	8691.681
3	131353.6	40930.73	-16284.3
4	111471.7	56326.4	-15662.0
5	96770.36	62102.62	-20042.3
6	83975.28	68266.63	-20724.5
7	72463.55	72289.64	-21027.7
8	62548.04	75179.47	-20734.7
9	53848.7	77011.57	-20157.2
10	46285.84	77983.73	-19430.8
Response of T:			
Period	S	T	U
1	234400.3	684463	0
2	144543.2	560157.9	-51986.4
3	139271.3	570884.7	-74940.2
4	114975.5	556080.4	-84455
5	97890.99	541394.6	-89526
6	81952.29	525233.8	-89891.6
7	68152.15	507902.3	-88403.6
8	56177.4	490026.7	-85642.1

9	45816.36	471809.3	-82280.8
10	36902.85	453488.3	-78635.2
Response of U:			
Period	S	T	U
1	1496208	1725264	1500756
2	599721.6	1505170	505595.3
3	796484.7	1593743	135802
4	628365.2	1641638	-35191.4
5	560934.2	1629438	-168231
6	480804	1619362	-224143
7	410818.9	1590362	-256178
8	349155.3	1555462	-267585
9	294601	1514360	-268715
10	247133.3	1469462	-263683

주) S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액



주) S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액

<그림 3> 충격반응 그래프

다음으로 일본 수출액의 분산분해 결과를 살펴보면 일본 수출액은 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 89%이상이고 중국의 수출액에 의해 설명되는 부분이 4%이상이고 한국의 수출액에 의해 설명되는 부분이 0%이상으로 나타났다.

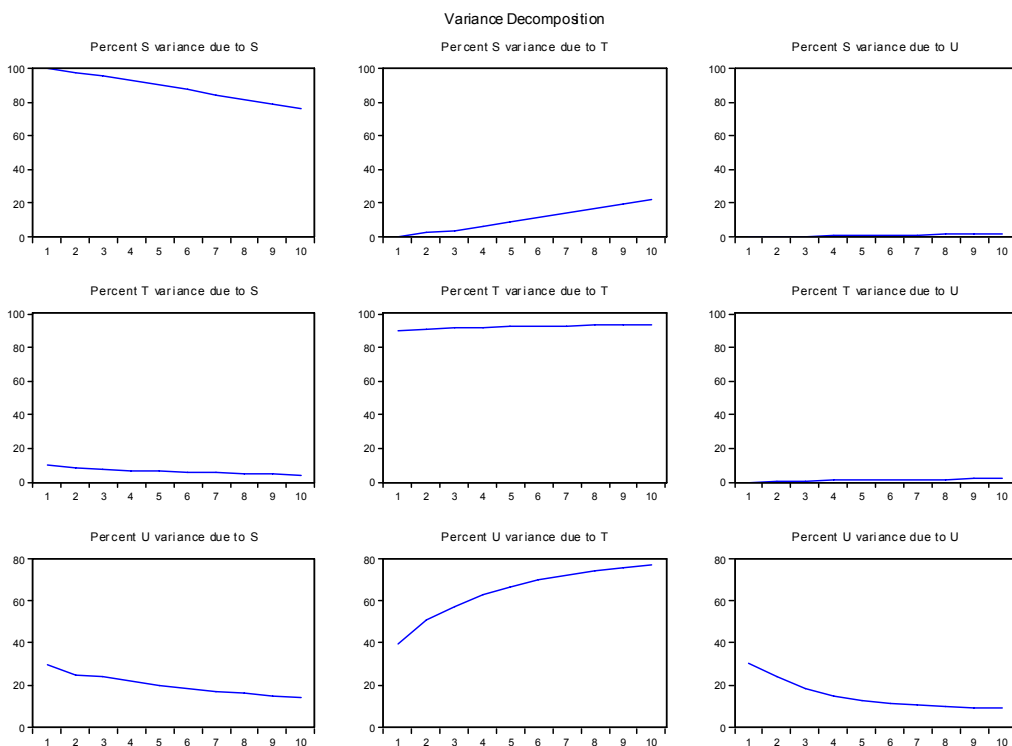
마지막으로 한국 수출액의 분산분해 결과를 살펴보면 한국 수출액은 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 9%이상이고 일본의 수출액에 의해 설명되는 부분이 14%이상이고 중국의 수출액에 의해 설명되는 부분이 39%이상으로 나타났다.

<표 11> 분산분해 분석

Variance Decomposition of S:				
Period	S.E.	S	T	U
1	229979	100.0000	0.000000	0.000000
2	268361	97.48504	2.410065	0.104898
3	302013	95.88681	3.739641	0.373550
4	327193.8	93.30285	6.149748	0.547397
5	347388.4	90.53013	8.651399	0.818468
6	364445.3	87.56370	11.36929	1.067019
7	379129.7	84.56518	14.14124	1.293579
8	392088.6	81.61247	16.89839	1.489142
9	403695.7	78.76614	19.57981	1.654057
10	414212	76.06603	22.14278	1.791191
Variance Decomposition of T:				
Period	S.E.	S	T	U
1	723486.8	10.49675	89.50325	0.000000
2	927795.9	8.809915	90.87612	0.313960
3	1100785	7.859254	91.45424	0.686509
4	1241493	7.036382	91.96114	1.002480
5	1360886	6.373330	92.35961	1.267064
6	1463789	5.822197	92.70550	1.472301
7	1553416	5.362211	93.00662	1.631173
8	1632090	4.976183	93.27076	1.753054
9	1701526	4.650837	93.50243	1.846737
10	1763062	4.375658	93.70534	1.919003

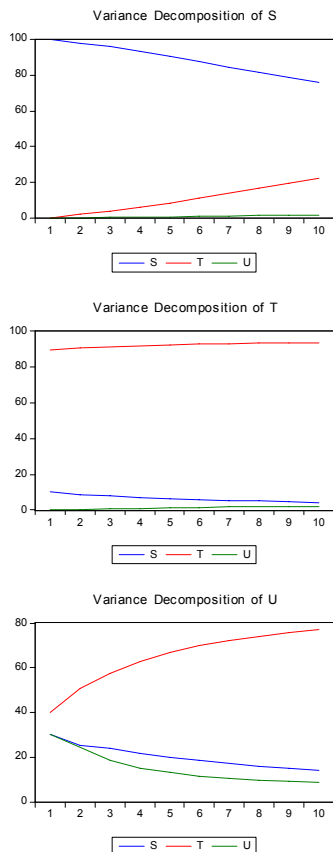
Variance Decomposition of U:				
Period	S.E.	S	T	U
1	2732662	29.97865	39.86018	30.16118
2	3216873	25.10858	50.65650	24.23492
3	3679826	23.87315	57.47007	18.65678
4	4078256	21.81035	62.99275	15.19690
5	4430597	20.08224	66.89763	13.02013
6	4746992	18.52031	69.91440	11.56530
7	5029670	17.16419	72.27455	10.56126
8	5283044	15.99408	74.17686	9.829061
9	5510249	14.98814	75.73884	9.273024
10	5714260	14.12407	77.04028	8.835644

주) S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액



주) S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액

<그림 4> 분산분해 그래프



주) S : 일본의 수출액, T : 중국의 수출액, U : 한국의 수출액

<그림 5> 분산분해 결합 그래프

5. 결 론

세계 수출액 순위는 2013년 말 기준으로 중국이 1위이고, 미국이 2위, 독일이 3위, 일본이 4위, 프랑스가 5위, 한국이 6위, 네덜란드가 7위, 러시아가 8위, 이탈리아가 9위, 영국이 10위로 나타났고, 달러 기준으로 수출액을 금액별로 살펴보면 중국이 2조 570억 달러이고, 미국이 1조 5640억 달러이고, 독일이 1조 4660억 달러, 일본이 7739억 달러, 프랑스가 5673억 달러, 한국이 5526억 달러, 네덜란드가 5385억 달러, 러시아가 5296억 달러, 이탈리아가 4796억 달러, 영국이 4746억 달러이다. 2013년 말 기준으로 세계의 무역규모로도 1위가 미국으로

시작하여 2위가 중국, 3위가 독일, 4위가 일본, 5위가 네덜란드, 6위가 프랑스, 7위가 영국, 8위가 한국, 9위가 이탈리아, 10위가 홍콩으로 나타났다. 한국 경제의 특징이 대기업 위주의 경제이기 때문에 2013년 말 기준으로 세계의 수출액규모로는 6위, 세계의 무역규모 8위로 나타났으나, 중소기업이 취약하고 해외의존도가 높고, 금융산업이 취약하다. 금융산업이 취약하기 때문에 환율에 많은 영향을 받고 경제대국의 주변국이고 수출이 1위이고, 무역규모가 2위인 중국과 수출이 4위이고, 무역규모가 4위인 일본의 영향력이 클 것으로 예상된다. 따라서 이 연구에서는 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관하여 실증적인 연구를 하고자 한다.

이 연구는 한중일의 수출물량의 상호 영향력에 관한 실증적 연구로 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 한중일의 수출을 살펴보고, 한중일의 수출 월간 자료의 시계열 자료라는 점을 감안한 계량경제학적 분석방법들을 살펴보고 있다. 또한 실증적 연구방법을 사용하여 한중일의 수출의 2006년 1월부터 2014년 4월 까지 100개의 월간자료를 사용하여 한중일의 수출물량 간에 상호 미치는 영향을 살펴보기 위한 실증연구이다. 이 연구에서 사용한 100개의 월간 시계열 자료를 자연로그 차분하여 99개의 자료로 VAR분석, 충격반응분석, 분산분해분석, Granger 인과관계 검정을 하였다.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 상관계수는 일본의 수출액과 중국의 수출액의 상관계수가 0.783691이고 일본의 수출액과 한국의 수출액의 상관계수가 0.848121으로 나타났고, 중국의 수출액과 한국의 수출액의 상관계수가 0.968204로 나타났다.

둘째, 한중일의 수출물량 시계열자료의 수준변수는 1%의 유의수준에서 불안정적이나 제1차 로그 차분한 한중일의 수출물량 시계열자료는 1%의 유의수준에서 안정적인 시계열 자료로 나타났다.

셋째, 한중일의 수출물량 시계열자료의 수준변수는 5% 유의수준에서 공적분관계가 없으나 제1차 로그 차분한 한중일의 수출물량 시계열자료는 1% 유의수준에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났다.

넷째, 중국과 한국의 수출액은 일본 수출액에 그랜저 인과관계가 있고 중국의 수출액은 한국 수출액에 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

이상의 결과로 볼 때 한국이 2013년 말 기준으로 세계의 수출액규모로는 6위와 세계의 무역규모 8위를 계속해서 유지하고 더 발전하기 위해서는 우리나라에 많은 영향을 미치는 일본과 중국 등의 경제와 무역환경 변화에 적극적으로 대응해야 될 것으로 판단된다.

【參考文獻】

- 김명직, 장국현(2002)『금융시계열분석 2nd』경문사
- 손용정·김현덕(2012)「의사결정나무분석을 이용한 컨테이너 수출입 물동량 예측」『한국항만경제학회지』제28집 제4호, pp.193-207
- 이홍재 외(2005)『EViews를 이용한 금융경제 시계열 분석』경문사
- 이충렬(1999)「초단기 경제예측모형에 대한 연구」『산은조사월보』서울 : 산업은행
- 정분도·김지훈(2013)「글로벌 금융위기 이후 한·중·일 국가의 무역구조 분석과 향후 한국의 수출방안」『무역연구』제9권 제3호, pp.315-335
- 최종일·이기동(2011)「한국의 경기순환과 대미·대중 수출의존도」『경제연구』제29권 제2호, pp.49-70
- 황선웅·조하현(2013)「중국의 수출과 소비가 한국의 품목별 수출에 미치는 영향」『韓國經濟研究』第31卷 第1號, pp.43-68
- Balassa, B(1978), Exports and Economic Growth: Further Evidence, *Journal of Development Economics*, 5(2), pp.181-89
- Balassa, B(1985), Exports, Policy Choices and Economic Growth in Developing Countries after the 1973 Oil Shock, *Journal of Development Economics*, 18(1), pp.23-35
- Ceglowski, J.(1989), "Dollar depreciation and U.S. industry performance," *Journal of International Money and Finance*, June, pp.233-251
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), "Distribution for the Estimates for Auto Regressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, pp.1057-1072
- Eli Bartov and Gordon M. Bodnar(1994), "Firm valuation, earnings expectations and the exchange-rate exposure effect," *Journal of Finance* December, pp.1755-1785
- Gavin, M.K.(1988), "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 & William 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*, January, pp.42-48
- Hodder, James(1982), "Exposure to exchange rate movements," *Journal of International Economics* 13, pp.375-385
- Jaffe, J. F.(1989), "Gold and gold stocks as investments for institutional portfolios," *Financial Analysts Journal*, 45, pp.53-59
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Co-integration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), pp.169-210
- Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika*, 75, pp.335-46
- Sherman, E. J.(1982) "Gold: A conservative, prudent diversifier," *Journal of Portfolio Management*, pp.21-27
- Vohra, Rubina(2001), Export and Economic Growth: Further Time Series Evidence from Less-Developed Countries,

International Advances in Economic Research 7, pp.345-350

Worthington, A. C. & M. Pahlavani(2007), "Gold investment as an inflationary hedge: Cointegration evidence with allowance for endogenous structural breaks," Applied Financial Economics Letters, 3, pp.259-262

Wacziarg, Romian(2001), Measuring the Dynamic Gains from Trade, World Bank Economic Review, 15(3), 393-429.

Xu, Z(1996), On the causality between export growth and GDP growth: an empirical reinvestigation, Review of International Economics, 4(2), pp.172-184

Yamada, H(1998), A note on the causality between export and productivity: an empirical re-examination, Economics Letters, 61, pp.111-114

Zhang, Y. J. & Y. M. Wei(2010), "The crude oil market and the gold market: Evidence for cointegration, causality and price discovery," Resources Policy, 35, pp.168-177

논문투고일 : 2014년 12월 10일
심사개시일 : 2014년 12월 20일
1차 수정일 : 2015년 01월 08일
2차 수정일 : 2015년 01월 14일
게재확정일 : 2015년 01월 19일

 <要旨>

한 · 중 · 일 수출물량의 상호 미치는 영향에 관한 연구

이 연구는 한중일의 수출물량의 2006년 1월부터 2014년 4월 까지 100개의 월간자료를 사용하여 한중일의 수출물량 간에 상호 미치는 영향을 살펴보기 위한 실증연구이다. 이 연구는 VAR모형과 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 충격합수분석 및 Granger인과관계(Granger causality)검정을 통하여 인과관계와 상호영향력을 분석하였다. 본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다. 상관계수는 일본의 수출액과 중국의 수출액의 상관계수가 0.783691이고 일본의 수출액과 한국의 수출액의 상관계수가 0.848121으로 나타났고, 중국의 수출액과 한국의 수출액의 상관계수가 0.968204로 나타났다. 한중일의 수출물량 시계열자료의 수준변수는 1% 유의수준에서 불안정적이나 제1차 로그 차분한 한중일의 수출물량 시계열자료는 1% 유의수준에서 안정적인 시계열 자료로 나타났다. 한중일의 수출물량 시계열자료의 수준변수는 5% 유의수준에서 공적분관계가 없으나 제1차 로그 차분한 한중일의 수출물량 시계열자료는 1% 유의수준에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났고, 중국과 한국의 수출액은 일본 수출액에 그랜저 인과관계가 있고 중국의 수출액은 한국 수출액에 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

An Empirical Study on the Effects among the amount of Export of Japan, china and korea

This study is an empirical study on the effects among the amount of export in Japan, china and korea. We examine the interdependence of the amount of export in Japan, china and korea for 100 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, all the amount of export in Japan, china and korea has unit roots, Second, there is at least one cointegration between them.