

한국의 대일본 수출액과 수입액에 세계금융위기가 미친 영향에 관한 실증적 연구*

임병진**
sep1017@ynu.ac.kr

<目次>

- | | |
|----------------|-----------------------|
| 1. 서론 | 4.1 기초통계 분석 및 상관관계 분석 |
| 2. 문헌연구 | 4.2 단위근 검정결과 분석 |
| 3. 연구자료 및 연구모형 | 4.3 공적분 검정결과 분석 |
| 3.1 연구자료 | 4.4 VAR 모형을 이용한 결과분석 |
| 3.2 연구모형 | 4.5 Granger-인과관계 분석 |
| 4. 실증연구 결과분석 | 5. 결론 |

주제어: 수출액(Export Volume), 수입액(Import Volume), 단위근 검정(Unit Root Tests), 공적분 검정(Cointegration Test), VAR(Vector Autoregression)

1. 서론

세계의 금융위기로 이어진 미국 서브프라임 모기지 사태는 2007년 5월 3일에 UBS가 1.24억 달러의 손실을 본 후에 헤지 펀드인 Dillon Read Capital의 청산으로 시작하여 2007년 8월 9일에 BNP Paribas의 펀드환매 중단조치를 계기로 세계의 금융위기는 시작되었다. 서브프라임 모기지 사태로 인하여 한국의 종합주가지수(KOSPI)는 2007년 11월 1일 사상최고치인 2064 포인트로 부터 리먼 브라더스의 파산보호신청 후인 2008년 10월 27일에 946포인트로 하락하였고 대일본의 수출액은 2007년 11월에 2,525,078 천 달러에서 2008년 10월에는 2,443,018천 달러로 변화하였고 대일본의 수입액은 2007년 11월에 5,122,200 천 달러에서 2008년 10월에는 5,117,799천 달러로 변화하였다.

미국의 서브프라임 모기지 사태 전후 세계 모든 나라들의 시장과 같이 한국의 주식시장과 수출입에도 많은 영향을 미치었다. 따라서 본 연구는 서브프라임 모기지 사태전후로 한국의

* 본 논문은 한국일본근대학회 제33회 국제학술대회(2016.5.28)의 발표문을 개고한 것임.

** 영남대학교 경영대학 경영학과 교수

무역 적자국인 일본의 수입액과 한국의 일본의 수출액 자료의 상호영향력을 살펴보고자 한다.

한국의 대일본수출액과 수입액간의 상호관련성에 관한 이론적 고찰과 이를 분석하기 위한 방법론인 몇 가지 계량경제학적 틀에 대한 하여 정리를 하고 이를 바탕으로 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료 변수에 대한 다각적인 실증분석을 실시하고자 한다. 한국의 대일본 수출액과 수입액의 상호관련성에 대한 기존의 연구는 상관관계분석이 주를 이루었는데 이들 변수의 상호관련성에 대한 체계적 연구는 그 수가 드물었다고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 기존의 연구가 가졌던 한계를 보완하고 한국의 대일본수출액과 수입액간의 관계에 문제의식 가지고 연구를 하였다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 경제변수들 간의 관계에 대한 기존 연구를 검토하였고, 시계열 자료라는 특성을 감안한 분석 방법들을 살펴보았다. 또한 실증적 연구방법을 사용하여 한국의 대일본수출액과 수입액과의 관계 분석을 위해 사용한 자료는 미국의 서브프라임 모기지 부실사태 시발전인 1998년 8월 31일부터 2007년 4월 30일까지 105개의 자료와 미국의 서브프라임 모기지 시발 후인 2007년 5월 31일부터 2016년 1월 31일까지 105개의 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료를 사용하여 분석하였다. 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 분산분해기법으로 연구를 하였다. 이상의 모든 분석은 Eviews version 6.0을 통해 수행하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 연구 자료 및 모형 연구로 연구 사용할 자료와 시계열 분석 모형을 살펴보고, 제3장에서는 실증연구 결과분석을 살펴보았다. 제4장에서는 본 연구결과를 제시하였다.

2. 연구자료 및 연구모형

2.1 연구자료

본 연구에 사용할 자료는 <표 1>과 <그림 1>부터 <그림 4>와 같이 세계의 금융위기를 일으킨 미국의 서브프라임 모기지 부실사태 발생 전과 후로 105개의 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료를 사용하여 분석하였다. 이 연구에서 사용한 차분자료로는 자연로

그 수익률 자료로 식(1)과 식(2)로 변환한 자료를 사용하였다.

<표 1> 한국의 대일본 수입액과 수출액 자료

A: 금융위기 전

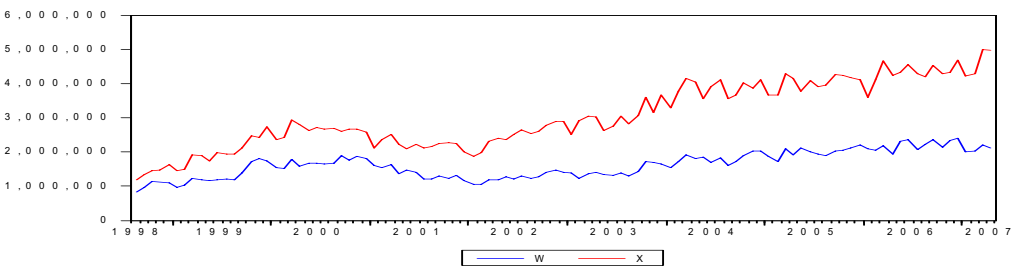
	기 간	자료수
대일본 수출액	1998. 08. 31 ~ 2007. 4. 30	105
대일본 수입액	1998. 08. 31 ~ 2007. 4. 30	105

B: 금융위기 후

	기 간	자료수
대일본 수출액	2007. 05. 31 ~ 2016. 01. 31	105
대일본 수입액	2007. 05. 31 ~ 2016. 01. 31	105

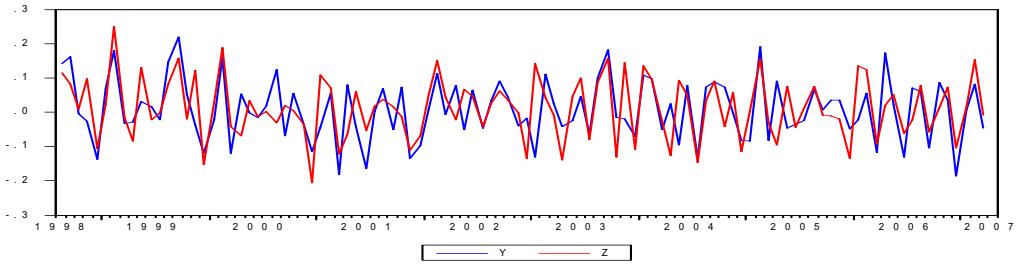
대일본 수출액: $\ln\left(\frac{KOEAE P_t}{KOEAE P_{t-1}}\right)$ KOEAE P: 대일본 수출액 (1)

대일본 수입액: $\ln\left(\frac{KOEAI P_t}{KOEAI P_{t-1}}\right)$ KOEAI P: 대일본 수입액 (2)



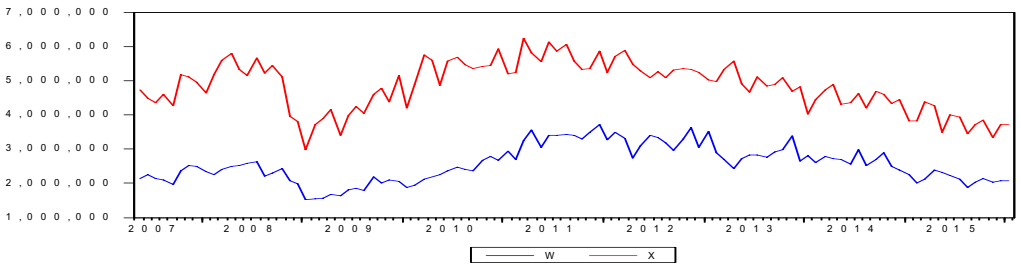
주) W : 수입액, X: 수출액

<그림 1> 금융위기 전 수준변수 그래프



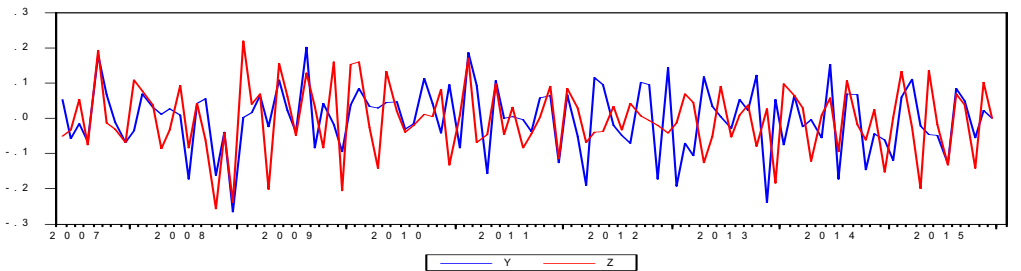
주) Y: 차분 수출액, Z: 차분수 수입액

<그림 2> 금융위기 전 차분변수 그래프



주) W : 수입액, X: 수출액

<그림 3> 금융위기 후 수준변수 그래프



주) Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

<그림 4> 금융위기 후 수준변수 그래프

2.2 연구모형

1) 연구 자료의 시계열 안정성 검정

한국의 대일본수출액과 수입액의 시계열 자료의 단위근 검정을 위하여 Augmented Dickey-

Fuller(ADF) Test와 Phillips- Perron Test를 실시하였다. 한국의 대일본수출액과 수입액간의 상호관련성을 영향력에 대하여 살펴보는데 있으므로 변수들의 안정성과 단위근 검정, 공적분 검정, 벡터자기회귀 모형(VAR Model)을 사용하였다. 이상의 모든 분석은 Eviews version 6.0을 통해 수행하였다.

귀무가설: 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료가 불안정적이다.

대립가설: 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료가 안정적이다.

2) 시계열 자료의 공적분 검정 모형

시계열 분석을 위하여 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료간의 장기적인 균형관계를 분석하여야 한다. 시계열 자료간의 장기적인 균형관계를 분석하기 위하여 요한센(Johansen, 1988) 공적분 검정을 실시하여야 한다. 요한센 공적분 검정의 가설은 다음과 같다.

귀무가설: 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료간의 공적분관계가 존재하지 않는다.

대립가설: 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료간의 공적분관계가 존재한다.

3) Granger-인과관계 검정

Granger인과관계(Granger causality)검정은 한국의 대일본 수출입액의 시계열자료간의 변동에 어느 변수가 원인변수가 되는가를 분석하는 검정이다. Granger인과관계 검정을 위하여 수출액과 주식시장의 수출액의 시계열 자료간 Granger인과관계 검정을 위한 산식은 다음의 식(3)과 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$KOREAEP_t = \mu' + \sum_{i=1}^m \delta_i KOREAIP_{t-i} + \sum_{j=1}^p \epsilon_j KOREAEP_{t-j} + e_{2t} \dots \dots \dots (3)$$

$$KOREAIP_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i KOREAIP_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j KOREAEP_{t-j} + e_{1t} \dots \dots \dots (4)$$

KOEAE : 차분 수출액, KOEAIP : 차분 수입액

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

<표 2> Granger인과관계 검정을 위한 가설

null hypothesis 1 : Z does not Granger Cause Y null hypothesis 2 : Y does not Granger Cause X
--

주) Y: 차분 수출액, Z: 차분수 입액

4) VAR 모형

벡터자기회귀모형(VAR모형)은 한국의 대일본 수출입액 시계열자료의 역동적인 충격을 분석하고 표준오차의 분산분해분석에 이용한다. 세계금융위기 전후 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료로 연구에서 이용될 VAR모형은 다음의 식(5)와 같다.

$$\begin{bmatrix} \Delta KOREAIP_t \\ \Delta KOREAEP_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^2 \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta KOREAIP_{t-i} & \Delta KOREAEP_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{KOREAIP} \\ e_{KOREAEP} \end{bmatrix} \quad \dots (5)$$

단, $\begin{bmatrix} e_{KOREAIP} \\ e_{KOREAEP} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t)$, $H_t = \begin{bmatrix} c_{KOREAIPKOREAIP} & c_{KOREAIPKOREAEP} \\ c_{KOREAIPKOREAEP} & c_{KOREAEPKOREAEP} \end{bmatrix}$

ΔY : 차분 수출액, ΔZ : 차분 수입액

VAR 분석을 통한 충격반응함수분석은 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료에 대한 내생 변수의 현재와 미래 값에 대한 오차 항 중 표준편차 충격의 효과를 추적하는 분석이다. VAR 분석을 통한 예측오차의 분산분해(variance decomposition)분석은 서로 다른 시점의 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 시계열 변수 중 한 변수의 변동이, 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법이다.

3. 실증연구 결과분석

3.1 기초통계 분석 및 상관관계분석

한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 상호 영향력을 비교 분석하기 전에 사용할 각 지표들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 3> 기초통계 분석에 제시되어 있다. 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의

상관관계는 <표 4> 상관관계 분석에서 보는 바와 같이 금융위기 전후에 양(+)의 관계에서 다소 약화된 양(+)의 상관관계로 변화된 것을 나타내 주고 있다.

<표 3> 금융위기 전후 기초통계 분석

A: 금융위기 전

	수출액	수입액	차분 수출액	차분 수입액
Mean	1628941	3055557	0.008911	0.013705
Median	1645588	2814895	0.00521	0.014342
Maximum	2419448	5006939	0.220027	0.25131
Minimum	835122	1195424	-0.18468	-0.20585
Std. Dev.	384875.3	962641.8	0.088355	0.088459
Skewness	0.117982	0.139144	0.053805	-0.01741
Kurtosis	1.987105	1.88513	2.575209	2.634374
Jarque-Bera	4.732152	5.776654	0.832118	0.584541
Probability	0.093848	0.055669	0.659641	0.746567
Sum	1.71E+08	3.21E+08	0.926715	1.425325
Sum Sq. Dev.	1.54E+13	9.64E+13	0.804079	0.805976
Observations	105	105	104	104

B: 금융위기 후

	수출액	수입액	차분 수출액	차분 수입액
Mean	2564240	4842366	-0.00034	-0.00234
Median	2501120	4917768	0.005163	0.001273
Maximum	3719723	6242208	0.201924	0.220102
Minimum	1532064	2994276	-0.26527	-0.25697
Std. Dev.	535048.4	720542.8	0.092634	0.096271
Skewness	0.246245	-0.33832	-0.44546	-0.21428
Kurtosis	2.261223	2.331649	3.114515	2.964126
Jarque-Bera	3.448981	3.957295	3.496358	0.801462
Probability	0.178264	0.138256	0.174091	0.66983
Sum	2.69E+08	5.08E+08	-0.03527	-0.24357
Sum Sq. Dev.	2.98E+13	5.40E+13	0.883853	0.954624
Observations	105	105	104	104

한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 상관관계수는 금융위기 전후로 0.896612으로 강한 양(+)의 상관관계에서 0.673477로 다소 약화된 양(+)의 상관관계로 변화된 것을 나타내 주고 있다.

<표 4> 금융위기 전후 한국의 대일본 수입액과 수출액의 상관관계

A: 금융위기 전

	수출액	수입액
수출액	1.000000	0.896612
수입액	0.896612	1.000000

B: 금융위기 후

	수출액	수입액
수출액	1.000000	0.673477
수입액	0.673477	1.000000

3.2 단위근과 공적분 검정결과 분석

한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 개별 시계열이 안정적 과정을 따르는 지 검토하기 위하여 각 변수에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips and Perron) 단위근 검정을 실시하였다. 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료 각 변수의 단위근 검정결과는 <표 5> 단위근 검정과 같다. 수준변수와 차분변수 각 변수에 대한 단위근 검정결과, 일부 수준변수는 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하는 반면, 1차 차분변수는 단위근 가설을 유의적으로 기각하는 것으로 나타났다.

두 시계열간에 공적분의 존재여부를 판정하기 위하여 Johansen의 공적분검정을 수행하였다. 그 결과 분석기간별로 유의수준 5% 시차 4를 이용한 공적분 검정의 결과는 <표 6> 공적분 검정과 같다.

공적분 검정의 결과 금융위전 전후 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간에는 적어도 1개의 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 발견되었다.

<표 5> 금융위기 전후 단위근 검정

A: 금융위기 전

수준 변수	수출액	수입액	Critical value of ADF	Critical value of PP
ADF	-2.329253	-0.596632	1% : -3.494378 5% : -2.889474 10% : -2.581741	
PP	-2.076709	-0.924097		
차분 변수	수출액	수입액		
ADF	-11.77282	-2.336662	1% : -3.495021 5% : -2.889753 10% : -2.581890	
PP	-12.37377	-12.72616		

B: 금융위기 후

수준 변수	수출액	수입액	Critical value of ADF	Critical value of PP
ADF	-1.691063	-1.404621	1% : -3.495021 5% : -2.889753 10% : -2.581890	
PP	-2.018121	-2.756669		
차분 변수	수출액	수입액		
ADF	-13.00180	-10.57606	1% : -3.494378 5% : -2.889474 10% : -2.581741	
PP	-13.35015	-15.22698		

<표 6> 금융위기 전후 공적분 검정

A: 금융위기 전

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05	
			Critical Value	Prob.**
None	0.062835	6.591757	15.49471	0.6255
At most 1	0.001022	0.102202	3.851466	0.7492

B: 금융위기 후

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05	
			Critical Value	Prob.**
None	0.049035	7.595263	15.49471	0.5096
At most 1	0.025347	2.567417	3.851466	0.1091

Note: Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

3.3 공적분 검정결과분석

세계금융위기 전후 한국의 대일본 수출입액의 시계열간에 장기적인 균형관계인 공적분의 존재여부를 판정하기 위하여 Johansen의 공적분검정을 수행하였다. 세계금융위기 전후 공적분 검정의 결과는 <표 6> 공적분 검정과 같다. 세계금융위기 전에는 수준변수인 자연로그 차분 전에는 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료간의 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났으나, 세계금융위기 후에는 수준변수인 자연로그 차분 전에도 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료간의 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다. 또한 자연로그 제1차 차분 후에는 한국의 대일본 수출입액의 시계열 자료간의 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다.

3.4 VAR 모형을 이용한 결과분석

VAR모형은 세계금융위기 전후 한국의 대일본 수출입액의 시계열간의 상호관련성 분석을 위해 <표 7> 금융위기 전후 VAR 분석을 통한 역동적인 충격반응을 분석한다. 충격반응함수는 내생변수의 현재와 미래 값에 대한 오차항 중 표준편차 충격의 효과를 추적하는 것이고 예측 오차의 분산분해(variance decomposition)는 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법이다.

<표 7> 금융위기 전후 VAR 분석

A: 금융위기 전

B: 금융위기 후

	Y	Z		Y	Z
Y(-1)	-0.22797	0.203484	Y(-1)	-0.34124	-0.057
	(-0.12419)	(-0.11227)		(-0.11121)	(-0.11108)
	[-1.83570]	[1.81244]		[-3.06840]	[-0.51318]
Y(-2)	-0.14488	-0.1453	Y(-2)	-0.0778	-0.04977
	(-0.12428)	(-0.11236)		(-0.10888)	(-0.10875)
	[-1.16576]	[-1.29315]		[-0.71451]	[-0.45763]
Z(-1)	0.044615	-0.43396	Z(-1)	0.180685	-0.3807
	(-0.12667)	(-0.11451)		(-0.10796)	(-0.10783)
	[0.35222]	[-3.78958]		[1.67357]	[-3.53047]

	Y	Z		Y	Z
Z(-2)	-0.10114	-0.35584	Z(-2)	0.040129	-0.23809
	(-0.12733)	(-0.11511)		(-0.10919)	(-0.10905)
	[-0.79434]	[-3.09120]		[0.36753]	[-2.18329]
C	0.009884	0.02171	C	-0.00018	-0.00319
	(-0.00862)	(-0.00779)		(-0.00897)	(-0.00896)
	[1.14657]	[2.78581]		[-0.01993]	[-0.35538]

주) Standard errors in () & t-statistics in [], Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

이러한 충격반응함수 분석은 <표 8> 금융위기 전후 충격반응 분석과 같고 이를 그래프로 그리면 <그림 6> 금융위기 전후 충격반응 그래프와 같다. 또한 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석하는 방법인 예측오차의 분산분해 결과는 <표 9> 금융위기 전후 분산분해 분석과 같다. 이를 그래프로 그리면 <그림 7> 금융위기 전후 분산분해 결합 그래프와 같다.

<표 8> 금융위기 전후 충격반응 분석

A: 금융위기 전

Response of Y:			Response of Z:		
Period	Y	Z	Period	Y	Z
1	0.084787	0	1	0.04607	0.061263
2	-0.01727	0.002733	2	-0.00274	-0.02659
3	-0.01313	-0.00801	3	-0.03104	-0.00971
4	0.004388	0.003685	4	0.014283	0.011646
5	0.004678	0.001821	5	0.007647	0.000313
6	-0.00281	-0.00211	6	-0.00809	-0.00445
7	-0.00117	-1.21E-05	7	-0.00046	0.001123
8	0.001471	0.000809	8	0.003247	0.001399
9	2.62E-05	-0.00023	9	-0.00078	-0.00084
10	-0.00058	-0.00024	10	-0.00103	-0.0003

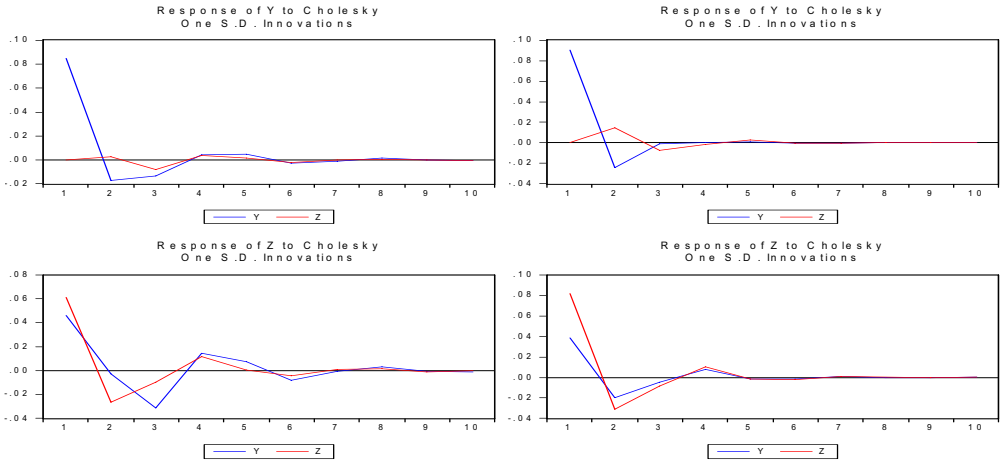
B: 금융위기 후

Response of Y:			Response of Z:		
Period	Y	Z	Period	Y	Z
1	0.090515	0	1	0.038635	0.081734
2	-0.02391	0.014768	2	-0.01987	-0.03112
3	-0.00092	-0.00738	3	-0.00478	-0.00846
4	0.000515	-0.00141	4	0.007791	0.010314
5	0.001112	0.002578	5	-0.00181	-0.00147
6	-0.00043	-0.00062	6	-0.00125	-0.00198
7	-0.00024	-0.0004	7	0.000878	0.001008
8	0.000223	0.000289	8	-6.12E-07	0.00014
9	-2.26E-05	-1.39E-06	9	-0.00021	-0.00029
10	-4.76E-05	-6.87E-05	10	7.02E-05	6.26E-05

주) Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

A: 금융위기 전

B: 금융위기 후



주) Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

<그림 6> 금융위기 전후 충격반응 결합 그래프

<표 9> 금융위기 전후 분산분해 분석

A: 금융위기 전

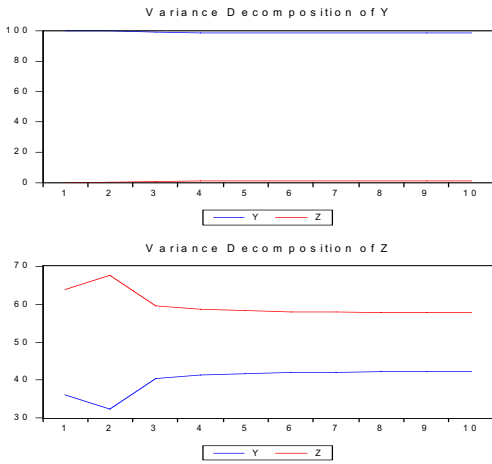
Variance Decomposition of Y:				Variance Decomposition of Z:			
Period	S.E.	Y	Z	Period	S.E.	Y	Z
1	0.084787	100.0000	0.000000	1	0.076652	36.12267	63.87733
2	0.086572	99.90032	0.099678	2	0.081178	32.32104	67.67896
3	0.087927	99.07441	0.925586	3	0.087450	40.44868	59.55132
4	0.088114	98.90344	1.096564	4	0.089371	41.28278	58.71722
5	0.088257	98.86441	1.135593	5	0.089698	41.70901	58.29099
6	0.088326	98.80897	1.191026	6	0.090171	42.07644	57.92356
7	0.088334	98.80918	1.190818	7	0.090179	42.07144	57.92856
8	0.088350	98.80124	1.198763	8	0.090249	42.13633	57.86367
9	0.088350	98.80055	1.199455	9	0.090256	42.13694	57.86306
10	0.088353	98.79985	1.200149	10	0.090262	42.14398	57.85602

B: 금융위기 후

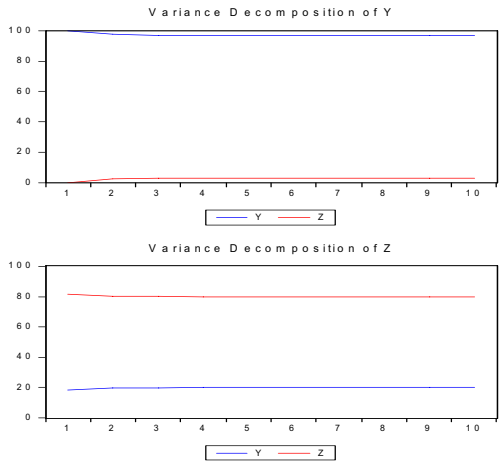
Variance Decomposition of Y:				Variance Decomposition of Z:			
Period	S.E.	Y	Z	Period	S.E.	Y	Z
1	0.090515	100.0000	0.000000	1	0.090405	18.26271	81.73729
2	0.094776	97.57199	2.428009	2	0.097653	19.79183	80.20817
3	0.095068	96.98394	3.016056	3	0.098134	19.83493	80.16507
4	0.095080	96.96281	3.037192	4	0.098982	20.11628	79.88372
5	0.095121	96.89198	3.108024	5	0.099009	20.13864	79.86136
6	0.095124	96.88791	3.112093	6	0.099037	20.14344	79.85656
7	0.095125	96.88618	3.113823	7	0.099046	20.14764	79.85236
8	0.095126	96.88530	3.114701	8	0.099046	20.14760	79.85240
9	0.095126	96.88530	3.114701	9	0.099047	20.14778	79.85222
10	0.095126	96.88525	3.114751	10	0.099047	20.14781	79.85219

주) Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

A: 금융위기 전



B: 금융위기 후



주) Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

<그림 7> 금융위기 전후 분산분해 결합 그래프

세계금융위기 전 수출액의 분산분해에 의하면 수출액의 예측에 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 98%이상이고 수입액에 의해 설명되는 부분이 2%미만으로 나타났고, 수입액의 분산분해에 의하면 수출액의 예측에 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 57%이상이고 수입액에 의해 설명되는 부분이 43%미만으로 나타났다. 세계금융위기 후 수출액의 분산분해에 의하면 수출액의 예측에 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 96%이상이고 수입액에 의해 설명되는 부분이 4%미만으로 나타났고, 수입액의 분산분해에 의하면 수출액의 예측에 자체적으로 설명되는 중요도의 부분이 79%이상이고 수입액에 의해 설명되는 부분이 21%미만으로 나타났다. 이는 세계금융위기 전후로 수입액의 영향력이 커졌음을 알 수 있다.

<표 10> 금융위기 전후 VAR 분석을 위한 차수 결정

A: 금융위기 전

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	216.0161	NA	3.97E-05	-4.45867	-4.40524	-4.43707
1	226.4712	20.25678	3.47E-05	-4.59315	-4.43288	-4.52837
2	239.8455	25.35549	2.85E-05	-4.78845	-4.52133	-4.68047
3	249.4238	17.75978*	2.54E-05	-4.90466	-4.53069*	-4.753499*
4	251.8107	4.326224	2.63E-05	-4.87106	-4.39024	-4.6767

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
5	256.33	8.002942	2.60E-05	-4.88188	-4.29421	-4.64433
6	261.7572	9.384585	2.53e-05*	-4.91161*	-4.2171	-4.63088
7	264.6921	4.952623	2.59E-05	-4.88942	-4.08806	-4.5655
8	268.6374	6.493241	2.60E-05	-4.88828	-3.98007	-4.52117

B: 금융위기 후

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	185.9693	NA	7.42E-05	-3.83269	-3.77927	-3.8111
1	197.6334	22.59915	6.33E-05	-3.99236	-3.83209*	-3.92759*
2	201.9475	8.17884	6.29E-05	-3.99891	-3.73179	-3.89093
3	208.6756	12.47492	5.94e-05*	-4.05574*	-3.68177	-3.90458
4	211.6182	5.333602	6.08E-05	-4.03371	-3.5529	-3.83936
5	215.2238	6.384924	6.13E-05	-4.0255	-3.43783	-3.78795
6	217.0334	3.12911	6.43E-05	-3.97986	-3.28535	-3.69913
7	222.8569	9.827019*	6.20E-05	-4.01785	-3.21649	-3.69393
8	225.8516	4.928863	6.35E-05	-3.99691	-3.0887	-3.6298

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: equential 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

한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 변동에 원인변수를 알아보기 위하여 Granger인과관계(Granger causality)검정을 위한 차수의 결정은 <표 10>과 같이 AIC기준(Akaike information criterion)에 의하면 금융위기 전이 6차, SC기준(Schwarz information criterion)에 의하면 3차로 나타났다. 반면에 금융위기 후에는 AIC기준이 3차, SC기준이 1차로 분석되었다.

4.5 Granger-인과관계 분석

한국의 대일본 수출입액의 예측에 적합한 정보가 단지 변수들의 시계열 자료 속에만 포함되어 있다는 가정 하에 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 변동에 원인변수를 알아보기 위하여 Granger인과관계 검정결과는 <표 11>과 같이 금융위기 전에는 10% 유의수준에서 AIC기준(Akaike information criterion)에 의한 6차와 SC기준(Schwarz information

criterion)에 의한 3차로 분석한 결과 모두 기각하여 수입액과 수출액은 상호 Granger인과관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 11> 금융위기 전후 Granger Causality 검정

A: 금융위기 전

Null Hypothesis(시차 3)	Obs	F-Statistic	Prob.
Z does not Granger Cause Y	101	5.60272	0.0014
Y does not Granger Cause Z		2.43299	0.0698
Null Hypothesis(시차 6)	Obs	F-Statistic	Prob.
Z does not Granger Cause Y	98	3.07041	0.0091
Y does not Granger Cause Z		2.29701	0.0420

B: 금융위기 후

Null Hypothesis(시차 1)	Obs	F-Statistic	Prob.
Z does not Granger Cause Y	103	3.20719	0.0763
Y does not Granger Cause Z		51.9060	0.3297
Null Hypothesis(시차 3)	Obs	F-Statistic	Prob.
Z does not Granger Cause Y	101	4.18451	0.0079
Y does not Granger Cause Z		0.11897	0.9488

주) Y: 차분 수출액, Z: 차분 수입액

세계금융위기 후의 Granger 인과관계검정 결과는 <표 11> Granger Cause 가설 검정 결과와 같이 세계금융위기 후 Granger 인과관계검정 결과는 10% 유의수준에서 Y does not Granger Cause Z은 기각하지 못하고 Z does not Granger Cause Y만 기각하는 것으로 나타났다. 즉, 세계금융위기 후에는 수입액의 변화는 수출액의 변화에 Granger 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

5. 결 론

세계의 금융위기는 미국 서브프라임 모기지 사태를 계기로 2007년 5월 3일에 UBS가 1.24억

달러의 손실이 있는 후에 헤지 펀드인 Dillon Read Capital의 청산으로 시작하여 2007년 8월 9일에 BNP Paribas의 펀드환매 중단조치로 금융위기는 시작되었다. 서브프라임 모기지 사태로 인하여 한국의 종합주가지수(KOSPI)는 2007년 11월 1일 사상최고치인 2064 포인트로 부터 리먼 브라더스의 파산보호신청 후인 2008년 10월 27일에 946포인트로 하락하였고 대일본의 수출액은 2007년 11월에 2,525,078천 달러에서 2008년 10월에는 2,443,018천달러로 변화하였고 대일본의 수입액은 2007년 11월에 5,122,200천 달러에서 2008년 10월에는 5,117,799천달러로 변화하였다. 미국의 서브프라임 모기지 사태 전후 한국의 주식시장과 수출입에도 많은 영향을 미쳤다. 따라서 본 연구는 서브프라임 모기지 사태전후로 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 상호영향력을 살펴보고자 한다. 따라서 이 연구에서는 세계의 금융위기를 일으킨 미국의 서브프라임 모기지 부실사태는 2007년 5월 3일 UBS가 1.24억 달러 손실 후 헤지펀드 Dillon Read Capital 청산을 시작으로 금융위기 시작 전후로 한국의 대일본 수출액과 수입액의 관계와 상호영향력을 분석하였다. 한국의 대일본수출액과 수입액이라는 상호관련성에 관한 이론적 고찰과 이를 분석하기 위한 방법론에 대한 정리를 하고 이를 바탕으로 한국의 대일본 수출액과 수입액 변수에 대한 다각적인 실증분석을 실시하고자 한다. 본 연구는 기존의 연구가 가졌던 한계를 보완하고 한국의 대일본 수출액과 수입액간의 관계에 문제의식 가지고 연구를 하였다. 이 연구는 미국의 서브프라임 모기지 부실사태 시발전인 1998년 8월 31일부터 2007년 4월 30일까지 105개의 자료와 미국의 서브프라임 모기지 시발 후인 2007년 5월 31일부터 2016년 1월 31일까지 105개의 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료를 사용하여 분석하였다.

본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 금융위기 전후로 0.896612으로 강한 양(+)의 상관관계에서 0.673477로 다소 약화된 양(+)의 상관관계로 변화된 것을 나타내 주고 있다.

둘째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 원시계열 상태에서의 안정성검정 결과 불안정적인 것을 알 수 있었다.

셋째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과에서는 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료 모두 안정적으로 나타났다.

넷째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간 공적분 검정결과에 의하면 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 발견되었다.

다섯째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료 간 상호영향력에 있어서 금융 위기 이후로 한국의 대일본 수입의 영향이 확대되고 있음을 알 수 있었다.

여섯째, 금융위기 전에는 10% 유의수준에서 수입액과 수출액은 상호 Granger인과관계가 있는 것으로 나타났으나 세계금융위기 후에는 수입액의 변화는 수출액의 변화에 Granger인과관계가 있는 것으로 나타났다.

이 연구의 한계점으로는 연구 자료의 부족으로 다양한 산업 분야별 영향력 분석을 못한 것이다. 따라서 향후에 한국과 일본 간의 충분한 연구 자료가 보완되면 한국과 일본 간의 다양한 산업 분야별 영향력 분석이 필요하다.

【參考文獻】

- 김명직·장국현(2002)『금융시계열분석』2, 경문사
- 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
- Dimitratos, P. S. Lioukas and S. Carter(2004)「The Relationship between Entrepreneurship and International Performance: The Importance of Domestic Environment」『International Business Review』1(1), pp.19-41
- Doyle, E.(1998)「Export-Output Causality: The Irish Case 1953-93」『Atlantic Economic Journal』26(2), pp.147-161
- Granger, C. W. J.(1969)「Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods」『Econometrica』37, pp.424-438
- Hausman, R., J. Hwang and D. Rodrik(2007)「What You Export Matters」『Journal of Economic Growth』12(1), pp.1-25
- Hsing, H. and A. Savvides(1996)「Does J-Curve Exist for Korea and Taiwan ?」『Open Economics Review』7(1), pp.127-145
- Helpman, E. and P. K. Lrugman(1985)『Market Structure and Foreign Trade』Cambridge, MA: MIT Press.
- Hodder, J.(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(1), 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
- Jung, W. S. and P. J. Marshall(1985)「Exports, Growth and Causality in Developing Countries」, Journal of Developing Economics』18(1), pp.1-12
- Knight, G., T. K. Madsen and P. Servais(2004)「An Inquiry into Born Global Firms European and USA」『International Marketing Review』21(6), pp.645-665
- Lee, Hong-Jae, Jae-Sok Park, Dong-Jin Song and Kyung-Won Leem(2005)『Time Series and Econometrics』Seoul: Kyungmoon Press.

- Marin, D.(1992), "Is the Export-Led Hypothesis valid for Industrial Countries?" 『Review of Economics and Statistics』 74(4), pp.678-687
- Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988) 『Testing for a Unit Root in Time Series Regressions』 『Biometrika』 75, pp.335-346
- Ram, R.(1985) 『Export and Economic Growth: Some Additional Evidence』 『Economic Development and Culture Change』 33(2), pp.415-125
- Reppas, P. and D. Christopoulos (2005) 『The Export-Output Growth Nexus: Evidence from African and Asian Countries』 『Journal of Policy Modelling』 27(8), pp.929-940
- Rizeman, R., C. H. Whiteman and P. M. Summers(1996) 『The Engine of Growth or Its Handmaiden?: A Time-Series Assessment of Export-Led Growth』 『Empirical Economics』 21(2), pp.77-110
- Rose, A. K., and J. L. Yellen(1989) 『Is There a J-Curve?』 『Journal of Monetary Economics』 24(1), pp.53-68
- Rodrik, D.(2006) 『What's So Special about China's Exports?』 『China and World Economy』 14(5), pp.1-19
- Romijn, H. and M. Albaladejo(2002) 『Determinants of Innovation Capability in Small Electronics and Software Firms in Southeast England』 『Research Policy』 31(7), pp.1053-1067
- Sherman, E. J.(1982) 『Gold: A Conservative, Prudent Diversifier』 『Journal of Portfolio Management』 8, pp.21-27
- Styles, C. and Ambler, T.(2000) 『The Impact of Relational Variables on Export Performance: An Empirical Investigation in Australia and UK』 『Australian Journal of Management』 25(3), pp.261-281
- Sengupta, J. K. and J. R. Espana(1994) 『Exports and Economic Growth in Asian NICs: An Econometric Analysis of Korea』 『Applied Economics』 26(1), pp.41-51
- Tyler, W. G.(1981) 『Growth and Export Expansion in Developing Countries: Some Empirical Evidence』, Journal of Development Economics』 9(1), pp.121-130

논문투고일 : 2016년 09월 20일
심사개시일 : 2016년 10월 18일
1차 수정일 : 2016년 11월 11일
2차 수정일 : 2016년 11월 17일
게재확정일 : 2016년 11월 20일

< 要 旨 >

한국의 대일본 수출액과 수입액에 세계금융위기가 미친 영향에 관한 실증적 연구

임병진

이 연구는 미국의 서브프라임 모기지 부실사태 시발전인 1998년 8월 31일부터 2007년 4월 30일까지 105개의 자료와 미국의 서브프라임 모기지 시발 후인 2007년 5월 31일부터 2016년 1월 31일까지 105개의 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료를 사용하여 금융위기 전후 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 상호 영향력을 분석하였다. 연구방법론은 시계열의 안정성 여부의 판정을 위한 단위근 검정과 변수간 장기적이고 안정적인 관계의 존재여 부판정을 위한 공적분(cointegration)검정이 있고 변수간 상호영향력 분석을 위한 VAR 모형을 이용한 예측오차의 분산분해 기법으로 연구를 하였다. 본 연구의 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간의 상관계수는 금융위기 전후로 0.896612으로 강한 양(+)의 상관관계에서 0.673477로 다소 약화된 양(+)의 상관관계로 변화된 것을 나타내 주고 있다.

둘째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 원시계열 상태에서의 안정성검정 결과 불안정적인 것을 알 수 있었다.

셋째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료의 1차 차분시계열자료에 안정성검정 결과에서는 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료 모두 안정적으로 나타났다.

넷째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간 공적분 검정결과에 의하면 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료간에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 발견되었다.

다섯째, 한국의 대일본 수입액과 한국의 대일본 수출액 자료 간 상호영향력에 있어서 금융위기 이후로 대일본 수입액의 영향이 확대되고 있음을 알 수 있었다.

An Empirical Study on the Effects between the Export Volume and Import Volume of the South Korea Relative to the International Financial Crisis

Yim, Byung-Jin

This study is an empirical study on the effects between the export volume and the import volume around the international financial crisis. We examine the interdependence of the export volume and the import volume around the international financial crisis for 105 monthly data from August 1998 to April 2007. We employ Granger causality, 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. The stationary linear combination is called the cointegrating equation and may be interpreted as a long-run equilibrium relationship among the variables. The purpose of the cointegration test is to determine whether a group of non-stationary series are cointegrated or not. The vector autoregression(VARs) is commonly used for forecasting systems of interrelated time series and for analyzing the dynamic impact of random disturbances on the system of variables. The VAR approach sidesteps the need for structural modeling by treating every endogenous variable in the system as a function of the lagged values of all of the endogenous variables in the system.

This research showed following main results. First, from basic statistic analysis, both the export volume and the import volume around the international financial crisis has unit roots, Second, there is at least one cointegration between them. In addition, we find that while the effect from the export volume and the import volume around the international financial crisis is relatively strong after the international financial crisis.