

# 부산항, 광양항, 인천항의 물동량간 인과관계 분석\*

최봉호\*\* · 김상춘\*\*\*

## An Empirical Study on Causality among Trading Volume of Busan, Kawangyang and Incheon port

Bong-Ho Choi · Sang-Choon Kim

### 목 차

I. 서론	III. 실증분석
II. 자료 및 분석방법	1. 단위근검정
1. 자료의 특성	2. 인과관계 검정 및 교차상관분석
2. 분석방법	3. 공적분 검정
	4. 각 항만 간의 물동량 분석
	5. 각 항만 간 물동량의 동태적 관계
	IV. 요약 및 결론

Key Words: Port of Busan, Gwangyang, Incheon, Trading volume of port, VECM, Impulse response, Variance decomposition

### Abstract

The purpose of this study is to examine the causality among export and import trading volume of port of Busan, Kwangyang, Incheon and to induce policy implications. In order to test whether time series data is stationary and the model is fitness or not, we put in operation unit root test, cointegration test. And We apply Granger causality and impulse response and variance decomposition based on VECM. The results indicate that the trading volume of port of Busan is not largely influenced by that of port of Kawangyang and Incheon, but the trading volume of port of Kawangyang and Incheon is largely influenced by other ports including port of Busan. The result suggest that government has to focus on policy that the port of Kawangyang and Incheon can raise its own competitiveness in the world market.

○ 논문접수: 2010.02.05      ○ 심사완료: 2010.03.02      ○ 게재확정: 2010.03.22

\* 본 논문은 2009년도 동의대학교 교내일반연구과제 연구비 지원에 의하여 연구되었음

\*\* 동의대학교 무역학과 조교수(주저자), [cbh@deu.ac.kr](mailto:cbh@deu.ac.kr), 011-580-0312

\*\*\* 영남대학교 국제통상학부 조교수(교신저자), [sckim@ynu.ac.kr](mailto:sckim@ynu.ac.kr) (053)810-2848

## I. 서론

세계경제의 중심이 중국을 포함한 동북아시아 지역으로 이동하면서 동북아시아 지역은 교류가 활성화되는 등 역동적인 경제활동이 이루어지고 있다. 이에 따라 이 지역에서 국제적인 물류수요가 급증하면서 물류네트워크와 물류기반이 확충되고 각국들은 자국을 물류중심지로 발전시키기 위하여 전력투구하고 있다.

우리나라도 1990년대 중반이후 부산항과 광양항을 중심으로 한 투 포트(two-port) 정책으로 전환하면서 동북아시아 지역 내 물류중심국가 되기 위한 전략을 추진해 오고 있다. 하지만 상하이항과 선전항을 중심으로 한 중국의 항만물류시설의 확충과 일본의 선택과 집중을 통한 수퍼 중추항만 계획 추진 등과 같은 동북아시아 국가들 간의 치열한 물동량 유치 경쟁으로 인하여 우리나라의 항만물동량 증가세가 급격히 둔화되고 있다.

국내 주요 항만의 항만물동량의 년도별 추세에 있어 항만물동량의 증가율이 부산항은 2001년 32.0%에서 2003년 14.4%로 감소하였으며 2005년에 다시 14%로 증가율이 급감하였고 2008년에는 -0.9%로 마이너스 성장을 돌아섰고 2009년에는 -8.2%의 성장률을 기록하였다. 광양항의 물동량 증가율은 2001년 1.9%에서 2003년 6.3%의 증가율을 기록하며 증가하였고 2005년은 3.9%, 2008년은 4.5%의 증가율을 보였는데 2009년에는 -8.5%의 마이너스 증가율을 기록하였다. 인천항의 경우는 물동량 증가율이 2001년도 -4.3%, 2003년 -0.2%, 2005년에는 6.0%의 증가율로 전환되었고 그 이후 2007년에 8.2%를 기록하는 등 완만한 증가세를 보이다가 2009년에는 -7.9%의 마이너스 증가율을 나타냈다. 최근에 이르러 이들 국내 주요 항만들의 환적물동량 또한 증가율이 감소하는 추세에 있다<sup>1)</sup>.

이와 같이 우리나라 주요 항만의 항만물동량 증가세가 급격히 둔화되는 상황 하에서 정부가 추진하고 있는 동북아시아 물류중심국가 건설 정책이 원활히 수행되기에는 어려운 처지에 놓여 있다. 이에 따라 동북아물류 중심 전략의 일환으로 추진해 왔던 부산항, 광양항의 투 포트(two-port)정책과 함께 해외 항만과의 경쟁으로 인한 물동량 확대보다는 국내에 한정된 물동량 크기를 내부적으로 나누는 제로섬 게임(zero-sum game)이 과연 타당한 전략인지를 검토해 보아야 할 시점에 이르렀다.

국내 항만의 경쟁력 등을 분석한 선행연구로 모수원(2004)은 '국내 주요항만의 위치 변화'에서 대 중국수출을 기준으로 부산항을 비롯한 국내 주요항만의 경쟁력을 분석하였는데 중국 경제의 변동에 가장 큰 영향을 받는 항만은 인천항이며 부산항이 가장 적은 영향을 받을 것으로 예상하였다. 여기태 외(2004)는 상하이 및 북중국 항만과 우리

1) 국토해양부, 「해운항만통계」, 각년호

나라 컨테이너 항만의 경쟁력을 MDMG-HFP법과 퍼지역평가법으로 분석하였는데 분석 대상 7개 항만 중 부산항은 2위로서 편의성 정도가 다른 항만에 비하여 우수하나 배후 여건이 취약한 것으로 평가하였다. 광양항만은 5위로서 부산항 및 상해항과 달리 주요 평가기준에서 취약한 것으로 평가되었다. 정봉민(2007)은 '한국 주요항만의 비교우위 검토'에서 부산항과 광양항의 현시비교우위를 측정하였는데 2006년 기준으로 부산항이 상하이 대비 24.06인데 비하여 광양항은 14.06인 것으로 나타났다. 환적화물 세계시장 점유율도 부산항이 4.3%, 광양항이 0.4%인 것으로 추정되었다. 이장원 외(2008)은 '한중일 3국의 항만경쟁력 비교 연구'에서 DEA기법을 이용하여 한국의 3개 항만, 중국 7개, 일본 6개 항만을 평가하였다. 2004년 기준으로 총효율이 부산항은 0.575, 광양항 0.153, 인천항은 0.216인 것으로 추정되었다. 국내와 외국 항만간 선행연구도 있다. 주로 경쟁항만이 상해항과의 비교 분석이 주를 이루었다. 김형태(2002)는 부산항과 상해항의 경쟁력을 분석하였다. 특히 상해항과 부산항의 항만요율수준을 비교 분석하였는데 이를 통하여 두 항만간의 가격경쟁력을 비교 분석하였다. 분석결과 전체적으로 부산항이 요율수준이 높지만 양국간의 물가수준을 감안하면 상해항의 요율수준이 낮지 않음을 밝혀냈다. 김병일(2004)은 인천항과 상해항을 비교 분석하였다. 본 연구에서는 두 항만의 항만서비스 품질과 고객만족간의 관계를 분석하였는데 항만간의 경쟁이 심화될수록 항만서비스 등 상호작용변수들의 중요성이 증가함을 지적하였으며 인천항은 접안능력 등에 있어 상해항에 비해 비교열위에 있음을 지적하였다. 유병철 외(2008)은 부산항과 상해항의 물동량을 분석하였는데 상해항이 전체 물동량 면에서는 부산항에 부의 영향을 미치는 관계이지만 환적부분의 영향은 상대적으로 낮다는 것을 밝혀냈다.

국내 및 국내와 외국 항만간 비교에 관한 이상의 선행 연구에서 보는 바와 같이 항만 간에 상호 영향을 주고받는 직접적인 인과 관계와 영향 정도에 대한 실증적 분석은 이루어지지 못하여 항만육성 정책의 우선순위 결정에 실질적인 도움을 주는 연구가 미흡한 것으로 판단된다.

이에 본 논문에서는 국내 중심항만인 부산항, 광양항, 인천항을 중심으로 국내 주요 항만 물동량 간의 영향 관계를 분석하여 국내 물동량 시장에서의 각 항만의 위상을 평가한다. 그리고 이를 바탕으로 기존의 항만정책의 타당성과 인천항의 부상이라는 변화된 상황을 반영하여 현재 동북아물류중심 전략과 관련한 우리나라 항만개발 및 운영 정책에 얼마간의 시사점을 제공하고자 한다.

이를 위하여 II장에서는 자료특성과 분석방법을 제시하고 III장에서는 VECM모형을 이용한 항만간 인과관계와 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 이용한 항만간 영향 관계를 동태적으로 파악한다. 그리고 IV장에서는 분석결과를 요약·정리하고 이를 바탕으로 정책적 시사점을 제공한다.

## II. 자료 및 분석방법

### 1. 자료의 특성

본 연구의 분석에 사용한 각 변수들의 부산항 물동량(BP), 광양항 물동량(KP), 인천항 물동량(INP), 세계경기(IPD)이며 2000년 1월부터 2009년 11월까지의 월별 데이터이다. 각 변수들은 자연대수로 전환하였으며 계절조정이 필요한 변수는 계절성을 제거하여 사용하였다. 자료는 각 항만의 물동량은 국토해양부의 해운항만통계를 이용하였으며 세계경기는 미국, 일본, EU주요 국가들의 산업생산지수를 가중 평균하여 사용하였는데 한국은행의 경제통계시스템, 통계청의 국가통계시스템, IMF 등의 자료를 이용하였다.

실증분석에 사용된 자료의 특성을 살펴보기 위하여 각 변수들의 기초통계량을 분석하였다. <표 1>은 부산항물동량, 광양항 물동량, 인천항물동량, 세계경기에 대한 기초통계량을 나타낸다. 전체 표본기간 동안의 평균을 살펴보면 부산항물동량은 16.51, 광양항 물동량은 16.25 인천항물동량은 15.70을 보였다. 표준편차는 부산항물동량이 제일 높은 0.268이고 광양항과 인천항은 비슷한 것으로 나타났다. 왜도(skewness)는 부산항, 광양항, 인천항 모두 경우 모음의 값으로 분포가 왼쪽으로 기울어져 있으며 그 정도는 부산항의 경우가 가장 심하다. 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도(kurtosis)는 모두 정규분포의 첨도인 3보다는 작아 정규분포에 가깝다. Jarque-Bera의 통계치에서도 5% 유의수준에서 BP, KP, INP 변수는 정규분포를 보여주었다.

<표 1> 각 변수들의 기초통계량

	LOG(BP)	LOG(KP)	LOG(INP)	LOG(IPD)
Mean	16.51334	16.25225	15.70851	4.578796
Median	16.62885	16.27322	15.7187	4.57368
Maximum	16.88695	16.60911	16.09852	4.652054
Minimum	15.82116	15.87761	15.38948	4.492001
Std. Dev.	0.268138	0.172527	0.166937	0.04378
Skewness	-0.858628	-0.02976	-0.03699	0.099061
Kurtosis	2.749841	2.032288	2.172611	1.839409
Jarque-Ber Probability	14.68128 (0.0649)	4.582541 (0.101138)	3.363976 (0.186004)	6.75784 (0.034084)

주: ( )내는 통계적 유의수준을 나타냄

<표 2>는 4변수간의 상관계수를 보여주고 있다. 부산항 물동량은 광양항, 인천항의 물동량과 높은 상관관계를 가지며 특히 광양항 물동량과 상관관계가 높다. 또한 광양항

물동량과 인천항 물동량과의 상관관계도 높은 것으로 나타났다. 각 항만의 세계경기에 대한 상관관계도 대체로 높는데 인천항 물동량의 경우가 세계경기와 좀 더 높은 상관관계를 가지고 있다.

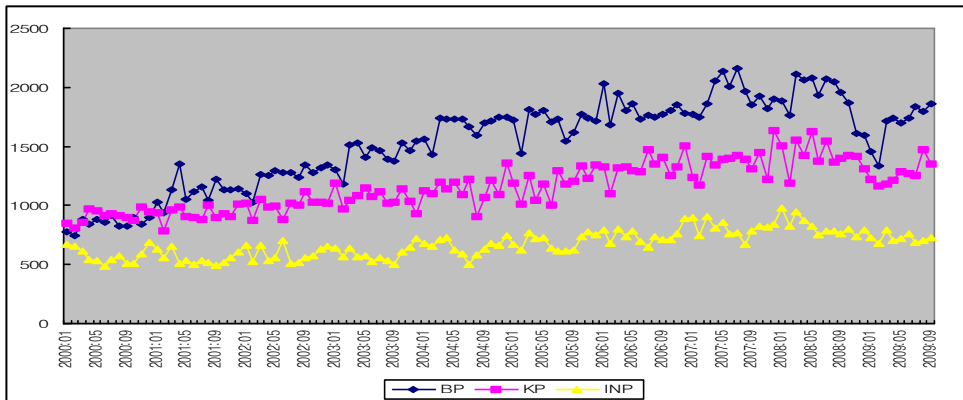
<표 2> 각 변수들의 상관관계 분석

	LOG(BP)	LOG(KP)	LOG(INP)	LOG(IPD)
LOG(BP)	1.00000			
LOG(KP)	0.854331	1.00000		
LOG(INP)	0.701791	0.760251	1.00000	
LOG(IPD)	0.528847	0.590258	0.611708	1.00000

총물동량의 추이를 나타내는 <그림 1>에서 세 항만의 물동량 증가 추세에 있어 부산항의 물동량 증가 추세와 광양항 및 인천항의 물동량 증가 간의 격차가 점차 커지고 있음을 알 수 있다. 광양항의 경우 분석기간 초기에는 부산항과 비슷한 물동량 추세를 보였지만 점차 시간의 경과와 함께 간격이 커짐을 알 수 있고 인천항의 경우 증가추세가 완만함을 알 수 있다. <그림 2>는 물동량의 증가율 추이를 나타낸다. 그림에서 나타나듯이 세 항만의 물동량이 모두 증가율이 급격히 둔화되고 있으며 특히 부산항의 물동량 증가율 둔화가 상대적으로 더 심하고 광양항과 인천항의 경우는 다소 완만한 것으로 보인다.

<그림 1> 항만별 총물동량 추이

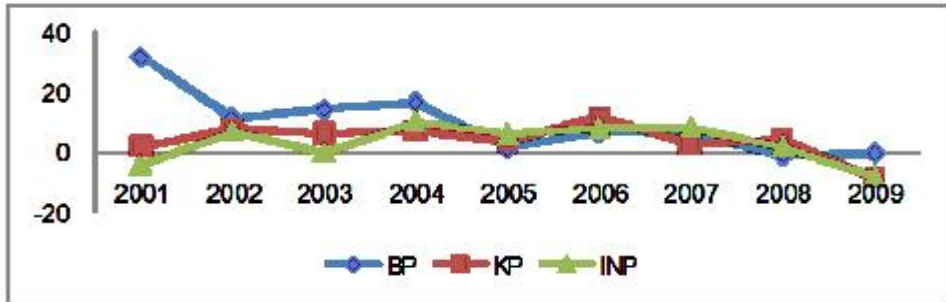
(단위: 1만톤)



자료: 국토해양부, 「해운항만통계」 데이터 이용하여 직접 작성

<그림 2> 항만별 물동량 증가율 추이

(단위: %)



자료: 국토해양부, 「해운항만통계」 데이터 이용하여 직접 작성

## 2. 분석방법

본 연구는 국내 주요항만인 부산항, 광양항, 인천항의 물동량간의 상호 영향 관계를 분석하여 현재의 항만육성 정책에 대한 시사점을 제공하는데 목적이 있다. 각 항만물동량간의 상호 영향관계를 분석하기 위해서는 항만별 물동량 수요함수를 연립적으로 구성하여 회귀분석하는 것이 타당할 것이지만 자료의 제약 등으로 VAR(vector autoregressive regression)모형 또는 VECM(vector error correction model)을 구성하여 분석하기로 한다. 이러한 분석을 위하여는 분석에 사용된 월별 시계열 데이터에 대한 자료의 안정성이 전제되어야 하기 때문에 단위근 검정을 실시하게 된다. 그리고 각 항만물동량간의 상호관계 파악을 위하여 각 변수들 간의 인과성 검정을 하게 되는데 인과성 검정을 위한 기본 분석모형을 설정하기 위하여 단위근 검정 결과를 바탕으로 공적분 검정을 실시해야 한다. 공적분 검정 결과 수준변수 간에 공적분이 존재한다면 VAR모형에 바탕을 둔 표준적인 그랜저 인과검정(Granger Causality) 방법보다는 벡터오차수정모형에 기초한 인과성 검정을 실시해야 한다. 벡터오차수정모형에 의한 인과성 검정은 다시 차분변수간의 인과성을 검정하는 단기인과성 검정과 오차수정항의 인과성을 검정하는 장기 인과성 검정, 그리고 차분변수와 오차수정항에 대한 결합적(jointly) 인과관계를 검정하는 강인과성 검정을 실시하여 부산항, 광양항, 인천항의 물동량 간의 상호 인과관계를 규명한다.

그리고 벡터오차수정모형을 이용하여 각 항만 물동량의 변화 충격이 다른 항만에 어떠한 영향을 미치는지를 충격반응함수와 예측오차분산분해를 통하여 분석함으로써 항만간의 동태적 관계도 파악하게 된다.

### Ⅲ. 실증 분석

#### 1. 단위근 검정

시계열 자료에 기초한 실증분석들은 시계열이 안정적(stationary)이라고 가정한다. 그러나 대부분의 시계열 변수들이 불안정적인 것으로 나타나 있다. 그런데 이러한 불안정한 시계열 자료는 허구적 회귀(spurious regression)문제와 통계적 추정에서 생기는 추정치의 표준오차들이 편의(bias)를 가질 수 있다<sup>2)</sup>. 따라서 단위근 검정결과 시계열 자료가 불안정한 것으로 판정되면 해당 시계열을 한번 차분(difference)한 후 그 차분된 시계열로 안정성 여부를 다시 판정한다.

단위근 검정의 최적시차 결정을 위하여 대표적인 방법인 AIC(Akaike's Information Criterion)를 Augmented Dickey-Fuller(1984)검정에<sup>3)</sup>, Phillips-Perron(1988) 검정에서는 Newey and West(1987) 방법을 적용하였다. 부산항물동량(BP), 광양항물동량(KP), 인천항물동량(INP), 세계경기(IPD)에 대한 ADF 및 PP단위근 검정 결과는 <표 3>과 같다.

<표 3> 단위근 검정결과

구분	ADF검정		PP검정	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
ln(BP)	-2.1284(2)	-16.1453(0)**	-2.3309(8)	-20.6177(11)**
ln(KP)	-1.8483(2)	-10.4536(2)**	-3.2699(1)*	-21.8082(1)**
ln(INP)	-2.4645(1)	-15.9277(0)**	-3.2582(2)*	-17.1612(4)**
ln(IPD)	-2.2962(4)	-3.5942(2)**	-1.2577(8)	-9.3386(7)**

주: 1) \*, \*\*는 각각 5%, 1%수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 추정됨.

2) ( )내는 시차 수를 나타냄

검정결과 대체로 단위근이 존재하는 것으로 판정되었다. ADF검정에서는 수준변수는 1%유의수준에서  $\rho = 1$ , 즉 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 변수가 불안정적인 것으로 나타났다. PP검정에서는 KP와 INP가 5%유의수준에서 귀무가설을 기각함으로써 단위근이 발견되지 않았다. 따라서 불안정한 시계열 자료는 허구적 회귀 등의 문제를 안고 있기 때문에 이들 시계열 변수들을 1차 차분하여 다시 ADF검정과 PP검정을 해야 한다. 두 검정 모두에서 1차 차분변수에 대한 단위근 존재유무의 분석결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1%수준에서 모두 기각하고 있어 해당 시계열이 단위근이 존재하지 않은 것으로 판명되었다.

2) 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 2008

3) Maddala(1992), p.500

## 2. 인과관계 검정 및 교차상관분석

분석 변수들 간의 인과관계와 선·후행성을 도출하기 위하여 우선적으로 그랜저인과성검정(Granger Causality Test)과 교차상관분석(Cross Correlation Test)을 실시하였다. 이러한 검정 결과는 향후 VAR(vector autoregressive regression)모형과 충격반응함수 및 예측오차의 분산분해 등의 구성에 있어 내생변수의 순서를 결정하는 데에도 중요한 정보를 제공한다. 그랜저인과성 검정은 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과를 규명하는 검정방법이다. 한편 교차상관분석은 시계열간의 상관관계의 정도와 방향을 측정하는 척도이다.

<표 4>의 그랜저인과관계 검정 결과 각 항만물동량간에는 부산항만물동량(BP)는 광양항 물동량(KP) 및 인천항 물동량(INP)에 대하여 인과관계를 가지지만 광양항 및 인천항의 물동량은 부산항의 물동량에 대하여 인과관계를 가지지는 않음을 알 수 있다. 그리고 광양항과 인천항의 물동량간에는 상호 인과관계를 가지지만 그 정도는 광양항의 인천항에 대한 인과관계가 더 강하다. IPD(세계경기)의 BP에 대한 인과관계는 성립하지 않으며 KP와 INP에 대한 인과관계는 시차 1에서만 성립함으로써 약한 인과관계가 존재함을 알 수 있다. BP, KP, INP의 IPD에 대한 인과관계는 예상과 같이 존재하지 않았다.

<표 5>는 각 변수들간의 교차상관분석 결과를 나타낸다. 분석결과 BP와 KP의 경우는 0.8571로 양의 상관관계를 보이고 있으며 동행 또는 BP가 1시차 선행, 즉 KP가 1시차 후행하는 것으로 나타났다. BP와 INP의 경우 0.7081로서 양의 상관관계를 보이며 BP가 8시차 선행, INP가 8시차 후행하는 것을 알 수 있다. KP와 INP의 교차분석결과는 0.7603으로서 양의 상관관계를 보이며 동행 또는 KP가 3시차 선행, INP가 후행하는 것으로 나타났다. IPD와 BP, KP, INP의 교차상관관계는 IPD가 KP, INP에 대해서는 각각 5시차 선행하는 것으로 나타났다.

이상의 인과관계분석과 교차상관분석을 바탕으로 한 내생변수들의 외생성이 강한 순서를 중심으로 한 VAR모형의 순서는 BP→KP→INP→IPD와 같이 나타낼 수 있다.



<표 4> 각 변수들간의 표준 인과성 검정

Null Hypothesis/시차	1	2	3	4
ln(KP) → ln(BP)	0.49744	0.83515	1.60967	1.49914
ln(BP) → ln(KP)	32.4783***	6.97963***	3.41428**	2.41718*
ln(INP) → ln(BP)	0.83068	1.48981	1.03557	0.88277
ln(BP) → ln(INP)	7.84723***	5.26017***	3.54227**	2.86134**
ln(IPD) → ln(BP)	0.78746	0.39419	0.71227	0.47326
ln(BP) → ln(IPD)	0.12072	1.03521	0.95979	1.18205
ln(INP) → ln(KP)	8.72095***	3.94285**	2.83343**	1.63058
ln(KP) → ln(INP)	8.86499***	5.32516***	6.47811***	4.70449***
ln(IPD) → ln(KP)	7.83112***	1.12617	0.62208	0.53736
ln(KP) → ln(IPD)	0.57891	0.99038	0.73842	1.08127
ln(IPD) → ln(INP)	9.21548***	2.70501*	1.65604	1.62684
ln(INP) → ln(IPD)	0.38533	0.03324	0.26985	0.59161

주 : \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 추정됨

<표 5> 각 변수들간의 교차상관관계 분석

변수 시차	$Cor(BP_t, KP_{t-k})$		$Cor(BP_t, INP_{t-k})$		$Cor(BP_t, IPD_{t-k})$		$Cor(KP_t, INP_{t-k})$		$Cor(KP_t, IPD_{t-k})$		$Cor(INP_t, IPD_{t-k})$	
	lag	lead	lag	lead	lag	lead	lag	lead	lag	lead	lag	lead
0	0.8571	0.8571	0.7018	0.7018	0.5288	0.5288	0.7603	0.7603	0.5903	0.5903	0.6117	0.6117
1	0.774	0.8062	0.664	0.6622	0.5202	0.5394	0.6899	0.704	0.5881	0.5875	0.6193	0.6064
2	0.7346	0.7822	0.6512	0.6849	0.508	0.5442	0.7125	0.7139	0.5892	0.5791	0.6271	0.5969
3	0.7095	0.7431	0.6508	0.6849	0.4968	0.5502	0.7117	0.7444	0.5916	0.571	0.6333	0.577
4	0.6645	0.7489	0.6256	0.6814	0.5026	0.5581	0.6921	0.6962	0.6162	0.5548	0.648	0.5617
5	0.6464	0.7176	0.5803	0.7007	0.5038	0.5647	0.6298	0.7254	0.638	0.5406	0.6534	0.5441
6	0.6207	0.7366	0.5453	0.7044	0.4891	0.5496	0.6334	0.6881	0.6287	0.5146	0.6369	0.5183
7	0.5753	0.7119	0.4926	0.701	0.4765	0.5562	0.6435	0.6712	0.6208	0.5279	0.6379	0.5194
8	0.5518	0.6966	0.4302	0.7081	0.4584	0.5735	0.5833	0.6611	0.6071	0.5253	0.6313	0.5142
9	0.4987	0.6785	0.3867	0.6812	0.4301	0.6019	0.5633	0.5944	0.5749	0.5308	0.6165	0.5054
10	0.4785	0.6493	0.3509	0.6275	0.4024	0.6248	0.536	0.5935	0.5569	0.5551	0.5834	0.4931

### 3. 공적분 검정

단위근 검정을 통하여 불안정한 시계열로 판명된 개별 수준변수들 간에 안정적인 시계열을 생성하는 선행결합이 존재한다면 공적분 관계가 성립하는 것이다. 시계열 변수들 간에 공적분 관계가 성립한다면 차분된 변수를 사용하지 않고 수준변수로 모형을 구성하여 분석하더라도 통계적 오류가 발생하지 않기 때문에 모형의 적합성을 담보할 수 있다. 따라서 각 수준변수들이 서로 공적분을 가지고 있는지를 검정할 필요가 있다. 본 연구에서는 일반적으로 사용하는 Johansen(1988, 1990) 등의 공적분 검정방법에 따

라 VAR(Vector Autoregressive Model)모형을 설정하여 공적분 검정식을 설정하였다.

공적분 검정에 있어 중요한 시차는 VAR모형을 추정하여 일반적으로 따르는 AIC와 Schwartz's Bayesian Criterion 정보기준을 고려하여 적정시차를 설정하였다. 공적분 검정을 위한 적정시차는 VAR(p)모형을 추정한 후 AIC 및 SBC등의 기준에 따라 p-1이 적정시차가 된다.

검증결과 <표 6>에서 보는 바와 같이 AIC에 근거할 경우 모형의 최적시차는 VAR(k) 모형에서 k=3이므로 공적분 검정을 위한 적정시차는 k-1=2가 된다. 같은 방법으로 SBC기준에 의하면 최적시차는 0, LR기준으로는 1임을 알 수 있다. 그런데 VAR 모형에 있어 추정계수를 근소화하는 데는 SBC기준이 더 바람직하지만 Cheng and Lai(1993)의 연구에 의하면 Johansen공적분 검정의 경우 과다모수 추정의 경우가 과소모수의 경우보다 검정상의 편의(bias)를 줄이는데 유효하다고 보고 있다<sup>4)</sup> 따라서 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 AIC기준에 따라 적정시차는 2로 결정하였다<sup>5)</sup>.

<표 6> 공적분 검정을 위한 최적시차 결정

Lag	LR	AIC	SBC
1	-	-24.4638	-23.9890*
2	38.1331*	-24.6311	-23.7718
3	22.8140	-24.6670*	-23.4189
4	18.1797	-24.6626	-23.0213
5	6.9682	-24.5579	-22.5190
6	21.5563	-24.5828	-22.1418
7	7.7073	-24.4822	-21.6345
8	14.9893	-24.4466	-21.1874

주: \*는 최적시차를 나타냄

<표 7>에서 보는 바와 같이 공적분 검정 결과 trace통계량  $\lambda_{trace}$ 에 의한 공적분 추정 결과이다.  $\lambda_{trace}$  통계량은 귀무가설  $H_0: r=0$ (no cointegration)에 대한 대립가설  $H_A: r>0$ (cointegration)와 관련된 통계량이며 공적분관계의 유무는 도출된 trace통계량을 Johansen and Juselius(1990)의 임계치와 비교하여 결정한다. 추정결과에서 나타난 바와 같이 부산항물동량, 광양항 물동량, 인천항 물동량, 세계경기의 네 변수간에는 1개의 공

4) 유윤하, "통화수요함수의 장기적 안정성 검정: Johansen 공적분 검정방법의 원용," 한국개발연구 제16권3호, 한국개발연구원, 1994, p.55

5) 물론 원칙적으로는 시차길이의 최대값은 최소값 AIC를 놓치지 않는 수준이 되어야 한다. 하지만 현실적으로 실증분석에서 최대시차 수는 표본의 수와 추정식에 포함된 변수의 개수 등에 영향을 받을 수밖에 없다. 즉 표본 수가 적거나 포함되는 변수의 개수가 많을 경우에는 최대시차 수도 일정한 범위내로 축소, 제한을 받을 수밖에 없다.

적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 7> Johansen 공적분 검정결과

공적분 벡터 수(r)의 귀무가설	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	Prob.**
$r \leq 0$	0.341681	67.55277	47.85613	0.0003**
$r \leq 1$	0.120492	19.89323	29.79707	0.4301
$r \leq 2$	0.0299	5.256449	15.49471	0.781
$r \leq 3$	0.01563	1.795909	3.841466	0.1802

주 : \*, \*\*는 각각 5%, 1%수준에서 공적분이 존재하는 것으로 추정됨.

공적분이 존재하는 경우에는 단위근 검정을 통하여 대상변수들이 단위근을 가지고 있다고 하더라도 수준변수들 간에 장기적으로 안정적인 균형관계를 보이게 된다. 따라서 벡터오차수정모형(vector error correction model: VECM)의 추정으로 가성적 회귀현상과 단위근 제거에 따른 장기적 속성을 잃게 되는 현상을 방지할 수 있다. 또한 공적분 관계의 성립은 변수들 간에 적어도 한 방향으로 인과관계가 존재함을 보여 주지만 변수들 간의 균형관계로부터 이탈한 경우 이에 반응하여 한 변수가 균형점으로 수렴하는 조정속도와 변수들 간의 인과관계의 방향에 대한 정보는 제공하지 못하므로 이러한 정보를 도출하기 위해서도 VECM모형을 구성하여 분석하여야 한다.

#### 4. 부산항, 광양항, 인천항 물동량 간의 인과관계 분석

각 시계열 변수가 불안정하지만 공적분 되어 있다면 표준적인 Granger-인과성 검정에 의한 추정은 인과관계가 존재함에도 불구하고 인과관계를 포착하지 못하는 표기착오(misspecification)의 오류가 발생한다(Granger 1988, Engle and Granger 1987). 하지만 오차수정모형을 이용하면 독립변수의 차분항이 종속변수에 미치는 영향뿐만 아니라 오차수정항의 변화가 종속변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있기 때문에 장단기적 인과관계를 모두 파악할 수 있는 장점을 지닌다<sup>6)</sup>. 따라서 공적분이 존재하는 경우에는 오차수정항이 검정식에 포함된 오차수정모형(Error Correction Model)을 적용해야 한다. 오차수정항을 검정식에 포함한 인과 검정 모형은 다음과 같은 벡터오차수정모형(VECM)이 된다<sup>7)</sup>.

6) 유승훈·정균오, “전력소비와 경제성장의 인과관계 분석,” 산업경제연구 제17권 제1호, 2004년 2월, p. 85

7) 최봉호, “국내 주요항만별 항만물동량과 산업성장의 인과관계,” 한국항만경제학회지 제23권4호, 한국항만경제학회, 2007.12

$$\Delta BP_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \gamma_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta BP_{t-i} + \delta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta KP_{t-i} \dots\dots\dots(1)$$

$$+ \theta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta INP_{t-i} + \phi_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta IPD_{t-i} + e_{1t}$$

$$\Delta KP_t = \alpha_2 + \beta_2 EC_{t-1} + \gamma_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta BP_{t-i} + \delta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta KP_{t-i} \dots\dots\dots(2)$$

$$+ \theta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta INP_{t-i} + \phi_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta IPD_{t-i} + e_{2t}$$

$$\Delta INP_t = \alpha_3 + \beta_3 EC_{t-1} + \gamma_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta BP_{t-i} + \delta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta KP_{t-i} \dots\dots\dots(3)$$

$$+ \theta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta INP_{t-i} + \phi_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta IPD_{t-i} + e_{3t}$$

$$\Delta IPD_t = \alpha_4 + \beta_4 EC_{t-1} + \gamma_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta BP_{t-i} + \delta_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta KP_{t-i} \dots\dots\dots(4)$$

$$+ \theta_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta INP_{t-i} + \phi_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta IPD_{t-i} + e_{4t}$$

단  $\Delta$ 는 차분변수,  $\beta \gamma \delta \theta \phi$ 는 각각 시차다항식의 계수이며,  $e$ 는 오차항,  $E_{t-1}$ 은 전기 오차항을 나타낸다.

오차수정모형<sup>8)</sup>에서는 장기균형에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기균형으로 조정되도록 하는 지를 의미하는 오차수정항을 통하여 장기와 단기의 인과관계를 동시에 파악할 수 있다. 뿐만 아니라 독립변수의 차분항과 오차수정항을 동시에 이용하여 강인과성도 도출할 수 있다. 먼저 식(1)에서  $H_0: \delta_{1i} = 0$ ,  $H_0: \theta_{1i} = 0$ ,  $H_0: \phi_{1i} = 0$ 라는 귀무가설을 검정한다. 이는 오차수정항의 영향을 배제하고 있기 때문에 단기 인과관계의 검정이 된다. 따라서 만약 귀무가설이 기각된다면 광양항 물동량, 인천항 물동량, 세계경기의 부산항물동량에 대한 단기 인과관계가 성립한다고 볼 수 있다.

다음으로  $H_0: \beta_1 = 0$ 라는 귀무가설을 검정한다. 이는 오차수정항( $EC_{t-1}$ )의 계수에 대

8) 오차수정모형은 불안정적인 수준변수와 안정적인 차분변수 둘 다를 포함하지만 수준변수로표기된 오차수정항이 안정적이기에 허구적 회귀문제는 발생하지 않는다(김철환·김동근(2005))

한 검정으로서 장기균형관계로 부터의 이탈의 종속변수에 대한 영향을 나타내므로 장기 인과성의 존재 여부를 알 수 있다. 귀무가설이 기각되면 광양항 물동량, 인천항 물동량, 세계경기의 부산항 물동량에 대한 장기 인과관계가 성립한다고 볼 수 있다.

마지막으로  $H_0 : \delta_{1t} = 0, \theta_{1t} = 0, \phi_{1t} = 0$  and  $\beta_1 = 0$ 의 귀무가설을 검정한다. 이는 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 유의적인가를 검정하는 것으로서 변수들 간의 강인과성 여부를 파악할 수 있다.

이상과 같은 방법으로 식(2)~식(4)에 대해서도 단기인과성, 장기인과성, 강인과성을 검정할 수 있다.

부산항물동량, 광양항물동량, 인천항물동량, 세계경기 간의 단기 인과성, 장기 인과성, 강인과성의 검정 결과는 <표 8>과 같다. 차분변수의 단기인과성 검증 결과는 <표 8>에서 보는 바와 같이 광양항물동량은 부산항물동량을 5%유의수준에서 단기적으로 인과관계하는 것으로 나타났다. 하지만 부산항물동량은 광양항물동량을 단기적으로 인과관계하지는 않은 것으로 나타났다. 광양항물동량과 인천항 물동량은 5%유의수준에서 단기적으로 상호 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 세계경기의 변화에 대한 단기 인과성은 세 항만 모두 존재하지 않은 것으로 나타났다.

오차수정모형을 이용한 장기적 인과성은 부산항물동량은 광양항 물동량에 대하여 5%유의수준에서 장기 인과하는 것으로 나타났다. 또한 부산항물동량은 인천항물동량에 대해서는 1%유의수준에서 장기 인과하는 것으로 분석되었다. 하지만 광양항 물동량과 인천항 물동량은 부산항 물동량에 대하여 적정유의수준 내에서는 인과하지 않은 것으로 나타났다. 광양항물동량과 인천항물동량은 장기에도 상호 인과하는 것으로 분석되었다. 광양항물동량은 인천항물동량에 대하여 인과하며 1%의 높은 유의수준을 나타내었다. 인천항 물동량도 광양항 물동량에 대하여 인과하지만 상대적으로 낮은 5%유의수준을 보였다.

단기인과성과 강인과성이 동시에 유의적인가를 나타내는 강인과성의 분석결과 부산항물동량은 광양항 물동량과 인천항물동량에 대하여 각각 1%의 높은 유의수준에서 강인과하는 것으로 나타났다. 그리고 광양항물동량이 부산항물동량에 대하여 5%의 유의수준에서 강인과하며 인천항물동량에 대해서는 1%의 유의수준 하에서 강인과하는 것으로 나타났다. 하지만 인천항물동량은 부산항물동량에 대하여 강인과하지 않으며 광양항물동량에 대해서는 1%의 높은 유의수준에서 강인과하는 것으로 분석되었다.

이상의 결과를 종합해 보면 부산항물동량은 광양항 물동량과 인천항물동량에 대하여 대체로 높은 수준으로 인과하여 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 광양항 물동량은 부산항물동량에 대하여 약간의 인과성을 가지고 있지만, 인천항물동량은 부산항물동량에 대하여 인과하지 않아 영향이 미미한 것으로 요약할 수 있다. 또한 광양항 물동량과 인천항물동량간에는 상호 높은 수준의 인과성을 가지고 있어 영향을 미치는 것으로

판단된다. 세계경기는 부산항물동량에 대해서는 인과하지 않지만 광양항 물동량과 인천항 물동량에 대해서는 인과성이 높은 것으로 나타났다.

<표 8> 벡터오차수정모형에 의한 인과관계 검정 결과

인과 관계	단기 인과성	장기 인과성	강인과성
	$\Delta BP, \Delta KP, \Delta INP, \Delta IPD$ (F-statistics)	$EC_{t-1}$ (t-statistics)	Joint(strong) (F-statistics)
$\ln(KP) \rightarrow \ln(BP)$	4.51276*	2.7884	3.03245*
$\ln(BP) \rightarrow \ln(KP)$	0.61715	2.9468*	6.93116**
$\ln(INP) \rightarrow \ln(BP)$	0.14726	2.7884	1.01736
$\ln(BP) \rightarrow \ln(INP)$	1.65518	-4.0675**	6.93056**
$\ln(IPD) \rightarrow \ln(BP)$	2.22841	2.7884	2.05056
$\ln(BP) \rightarrow \ln(IPD)$	0.49952	-0.00066	0.70232
$\ln(INP) \rightarrow \ln(KP)$	2.83320*	2.94688*	5.85787**
$\ln(KP) \rightarrow \ln(INP)$	4.54952*	-4.0675**	6.62105**
$\ln(IPD) \rightarrow \ln(KP)$	0.08625	2.9468*	5.84339**
$\ln(KP) \rightarrow \ln(IPD)$	1.31007	-0.00066	1.21264
$\ln(IPD) \rightarrow \ln(INP)$	0.06748	-4.0675**	5.34875**
$\ln(INP) \rightarrow \ln(IPD)$	0.52268	-0.00066	0.67058

주: \*, \*\*는 각각 유의수준 5%, 1%에서 유의함을 나타냄

## 5. 부산항, 광양항, 인천항 물동량간의 동태적 관계

환율의 경제성장에 대한 동태적 반응을 살펴보기 위하여 벡터오차수정모형을 이용한 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 실시하기로 한다.

벡터오차수정모형을 이용한 충격반응함수 및 예측오차분산분해에서는 추정 변수의 순서(ordering)에 따라 추정결과에 많은 영향을 미친다. 따라서 본 연구에서는 앞에서 분석한 그랜저인과관계 검정 및 교차상관분석 결과를 바탕으로 추정변수들의 외생성을 고려하여 부산항물동량-광양항물동량-인천항물동량-세계경기의 순서로 충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 실시하였다. 그리고 변수들의 순서와 관계없는 Pesaran & Shin(1998)의 일반화 충격반응함수(generalized impulse response function)의 방법으로도 분석하였다.

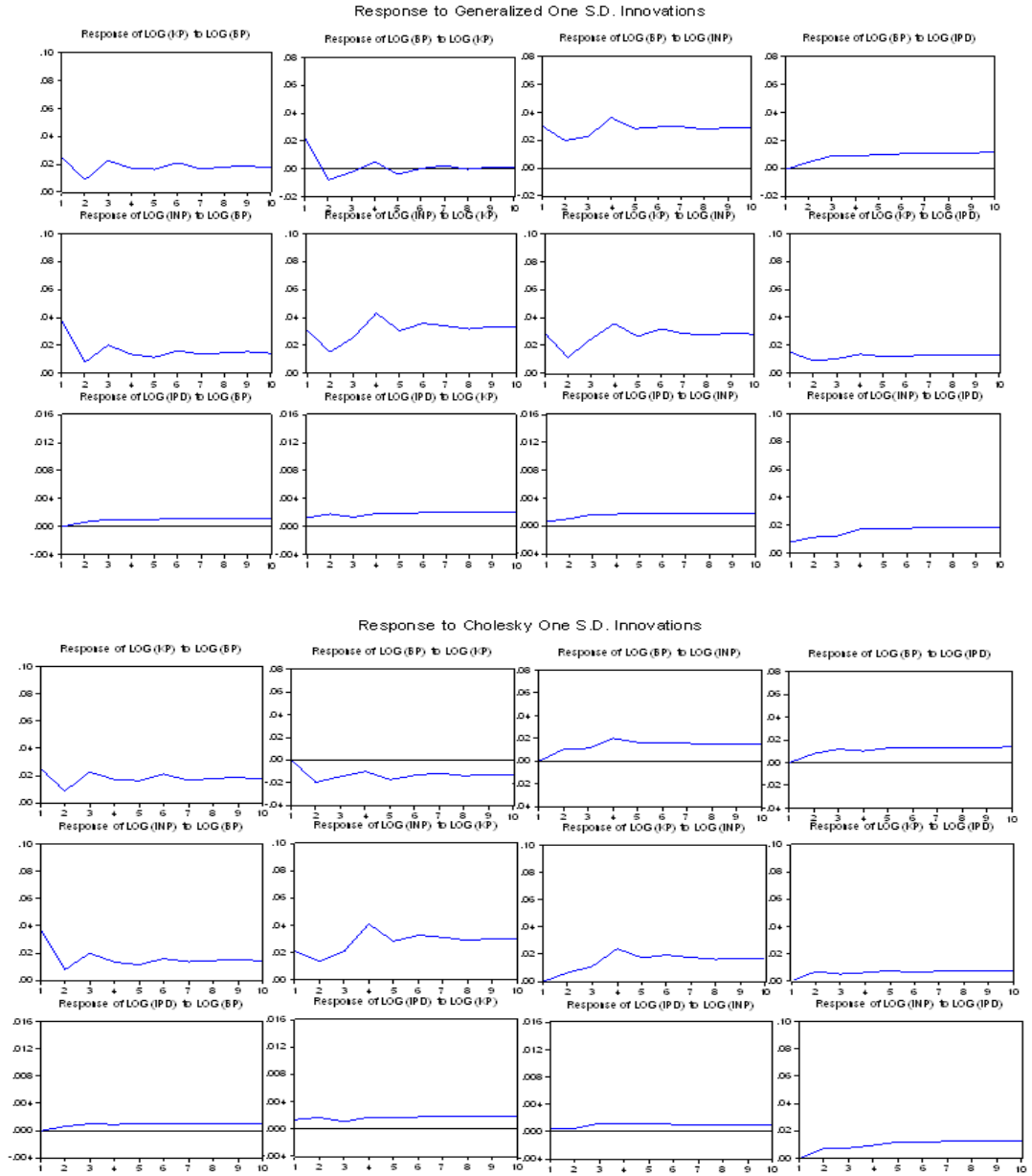
충격반응함수는 특정변수로 부터의 충격이 그 변수자신과 모형안의 다른 변수에게 어떻게 영향을 미치는 가를 나타낸다. <그림 3>은 벡터오차수정모형 분석에 기초한 각 항만물동량간의 충격반응을 보여주고 있다. 먼저 각 변수의 충격에 대한 부산항물동량

의 반응은 충격에 따른 반응의 지속기간은 대체로 크지 않은 것으로 보인다. 광양항 물동량의 양(+)<sup>1</sup>의 충격에 대하여 바로 음(-)의 효과를 보이다가 다시 양과 음의 효과를 보이면서 5~6월 지속되다가 점차 영(0)의 효과로 수렴되었다. 인천항물동량의 충격에 대한 부산항물동량의 반응은 바로 양(+)<sup>2</sup>의 효과를 보이고 점진적으로 양의 효과가 상대적으로 크게 증가하다가 5월 이후 안정적인 양으로 수렴해 감을 알 수 있다. 부산항물동량이 광양항 물동량의 충격에 상대적으로 약간 더 민감하게 반응하는 것은 정부의 투포트 정책이후 부산항과 광양항의 물동량 경쟁으로부터 비롯된 것으로 보인다.

각 변수들의 충격에 대한 광양항 물동량의 반응은 먼저 부산항물동량의 충격에 대하여 전반적으로 양(+)<sup>3</sup>의 효과를 보이며 그 효과는 상대적으로 초기에는 크고 오랜 기간인 7월까지 지속되었다. 인천항 물동량 충격에 대한 광양항 물동량의 반응은 양(+)<sup>4</sup>의 효과를 보이며 그 효과가 6월까지 지속되었다. 각 변수들의 충격에 대한 인천항물동량의 반응은 부산항물동량 충격에 대하여 인천항 물동량은 양(+)<sup>5</sup>의 효과를 보이는데 그 변화의 정도가 심하고 효과가 7월 이후까지 지속되었다. 광양항 물동량의 변화 충격에 대하여 인천항물동량은 양(+)<sup>6</sup>의 효과를 보이며 그 효과의 정도가 초기에는 상대적으로 적지만 점차 커지고 상승 추세이며 7월 이후까지 비교적 오래 지속되었다. 세계경기의 변화 충격에 대해서는 인천항물동량이 다른 항만과 비교하여서는 상대적으로 효과가 약간 크고 양(+)<sup>7</sup>의 효과를 보였다.

요컨대, 부산항 물동량은 상대 항만인 광양항 물동량과 인천항 물동량의 변화 충격에 대하여 상대적으로 영향이 적고 지속성도 크지 않은 것으로 나타났다. 광양항 물동량과 인천항 물동량 둘 중에는 부산항물동량에 대하여 상대적으로 광양항 물동량의 충격효과가 더 오래 지속되었다. 광양항 물동량은 상대 항만의 물동량 변화 충격에 대하여 대체로 효과가 큰 데 상대적으로 부산항물동량 충격에 의한 효과가 인천항 물동량 충격 효과 보다 더 심하고 오래 지속되었다. 다른 항만의 물동량 충격에 의한 물동량 변화 효과는 인천항이 가장 큰 데 특히 광양항 물동량 충격에 의한 효과가 크다. 세계경기 변화의 충격에 대해서는 인천항물동량 반응효과가 상대적으로 크고 광양항 물동량과 부산항 물동량의 변화 효과는 작는데 부산항의 경우 어느 정도 안정적인 물동량 확보가 가능하다는 것을 의미한다.

<그림 3> 벡터오차수정모형의 충격반응함수에 대한 결합반응 그래프



다음으로 각 항만들의 물동량 변수들이 어떠한 변수들에 의하여 어떻게 설명되는 지를 알아보기 위하여 예측오차분산분해를 실시하였다. 앞에서 도출한 인과관계가 두 변



수간의 방향성을 제시한다면 분산분해는 예측오차(mean square error)를 통하여 각 변수의 설명에 자신을 포함한 여타 변수들이 구체적으로 어떻게 기여하는지 그 비중을 나타낸다고 볼 수 있다. 먼저 <표 9>는 부산항물동량의 예측오차를 나타낸다. 부산항 물동량은 거의 대부분이 부산항 자신의 오차항에 의해서 설명되며 다른 항만물동량에 의하여 설명되는 부분은 한 자리수 이하이다. 초기에는 광양항 물동량에 의하여 설명되는 부분이 상대적으로 크지만 점차 인천항 물동량에 의하여 설명되는 부분이 커지고 있음을 알 수 있다. 이는 부산항은 물동량 확보에 있어 어느 정도 국내에서는 독자적인 경쟁력을 가진 것을 의미하는데 하지만 점차 인천항만의 부상으로 향후 인천항만의 영향을 받을 수 있음을 알 수 있다.

<표 10>에서 보듯이 광양항 물동량은 초기에는 자신에 의해서 설명되는 부분이 크지만 자신에 의해서 설명되는 부분이 부산항물동량에 있어서의 그것 보다는 적다. 다른 항만과 관련해서는 부산항물동량에 의해서 설명되는 부분이 인천항 물동량에 의해서 설명되는 부분 보다는 크다. 하지만 시간의 경과와 함께 인천항 물동량에 의한 기여도가 점차 증가하고 있음을 알 수 있다. 이는 초기에는 경쟁항만인 부산항의 영향을 상대적으로 많이 받았지만 점차 부산항과의 격차가 벌어지면서 인천항과 오히려 경쟁관계를 유지하게 된 것 때문인 것으로 추측된다.

<표 11>에서 인천항 물동량은 자신에 의해서 설명되는 부분이 세 항만 중에서 가장 적다. 초기에는 부산항물동량에 의해서 설명되는 부분이 더 크지만 점차 광양항 물동량에 의해서 설명되는 부분이 증가하여 4분기 이후 광양항 물동량이 부산항 물동량이 기여하는 부분보다 더 큰 것으로 나타났다. 인천항은 아직 독자적인 경쟁력을 가지지 못하고 있기 때문에 다른 항만의 물동량에 영향을 받고 있음을 나타낸다.

<표 9> BP(부산항물동량)의 예측오차분산분해

Period	ln(BP)	ln(KP)	ln(INP)	ln(IPD)
1	100.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2	92.75487	5.00628	1.42746	0.811386
3	89.38162	6.13324	2.42551	2.059633
4	87.23416	5.40387	5.01048	2.351491
5	84.69971	6.40189	5.89148	3.00692
6	83.70647	6.46305	6.39413	3.436353
7	83.12955	6.28242	6.76965	3.81838
8	82.5036	6.41581	6.91428	4.166312
9	82.13465	6.37238	7.06321	4.429759
10	81.75899	6.35701	7.21506	4.668944

<표 10> KP(광양항물동량)의 예측오차분산분해

Period	ln(BP)	ln(KP)	ln(INP)	ln(IPD)
1	8.441670	91.5583	0.00000	0.00000
2	9.137535	89.6875	0.53993	0.635049
3	13.40019	83.9363	1.8127	0.850774
4	13.62677	78.6379	6.68426	1.051118
5	14.68731	75.2668	8.60744	1.438472
6	16.19299	71.9084	10.3366	1.562033
7	16.44467	70.3674	11.4061	1.781827
8	17.12605	68.7815	12.1185	1.973959
9	17.6534	67.4973	12.7456	2.10377
10	17.97861	66.4419	13.3267	2.252862

<표 11> INP(인천항물동량)의 예측오차분산분해

Period	ln(BP)	ln(KP)	ln(INP)	ln(IPD)
1	16.17777	5.13276	78.6895	0.00000
2	14.19063	6.06865	79.2341	0.506656
3	15.60556	8.81119	74.6904	0.89288
4	14.52779	19.3154	64.7701	1.386669
5	14.26117	23.0321	60.508	2.198801
6	14.39922	27.1367	55.6896	2.774463
7	14.17607	30.0656	52.388	3.37039
8	14.17976	31.9748	49.9284	3.917071
9	14.20183	33.806	47.6559	4.336286
10	14.12579	35.4024	45.7304	4.741391

#### IV. 요약 및 결론

동북아시아 지역이 세계경제의 중심지화 하면서 중국과 일본 등 동북아시아 경쟁국과의 치열한 물동량 유치 경쟁으로 인하여 우리나라의 항만물동량 증가세가 급격히 둔화되고 있어 국내 항만들의 입지가 어려운 상황이다. 따라서 본 논문에서는 국내 중심항만인 부산항, 광양항, 인천항을 중심으로 각 항만간의 물동량 영향 관계를 분석한다. 그리고 이를 바탕으로 현재의 국내항만간의 무분별한 투자와 경쟁으로 인한 비효율적 항만개발 및 운영에 대한 정부차원의 정책적 시사점을 제공하고자 한다.

각 항만 물동량간의 관계를 파악하기 위하여 표준적인 Granger-인과성 검정을 기반으로 공적분 관계의 존재에 따라 벡터오차수정모형에 따른 단기 및 장기 인과성과 강

인과성을 검정하였다. 물론 이러한 검정은 시계열이 안정적임을 기본 전제로 하기 때문에 먼저 시계열 변수들의 안정성을 검정하기 위하여 단위근 검정을 실시한 다음 변수들 간의 장기적인 안정적 관계 존재여부를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정결과 공적분 관계가 존재하였기 때문에 표준적인 Granger-인과검정에 의한 추정엔 편의(bias)가 발생하는 문제로 인하여 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 인과관계를 분석하였다. 그리고 각 항만 물동량의 변화 충격이 다른 항만에 어떠한 영향을 미치는지를 충격반응함수와 예측오차분산분해를 통하여 분석함으로써 항만간의 동태적 관계도 분석하였다.

분석결과 부산항 물동량은 광양항 물동량과 인천항 물동량에 대하여 장기 및 강인과성이 존재하므로 대체로 높은 수준으로 인과하는 것으로 나타났다. 그리고 광양항 물동량은 부산항물동량에 대하여 단기에 걸쳐서 인과성을 가지고 있다. 하지만 인천항 물동량은 부산항 물동량에 대하여 인과하지 않은 것으로 나타났다. 또한 광양항 물동량과 인천항 물동량간에는 단기 및 장기 인과성이 존재하여 상호 비교적 높은 수준의 인과관계가 있는 것으로 판단된다. 세계경기는 부산항물동량에 대해서는 인과하지 않지만 광양항 물동량과 인천항 물동량에 대해서는 인과성이 존재하는 것으로 나타났다.

부산항 물동량은 상대 항만인 광양항 물동량과 인천항 물동량의 변화 충격에 대하여 상대적으로 효과가 적고 효과의 지속성도 크지 않다. 점차 기간이 경과할수록 인천항 물동량 충격이 부산항 물동량에 미치는 효과가 상대적으로 약간 더 크게 나타났다. 광양항물동량은 상대적으로 부산항물동량 충격에 의한 효과가 인천항 물동량 충격 효과보다 더 심하고 오래 지속되었다. 인천항 물동량은 광양항 물동량 충격에 의한 효과가 크다.

예측오차의 분산분해 결과 부산항물동량은 부산항 자신의 오차항에 의해서 설명되는 부분이 상대적으로 크며 초기에는 광양항 물동량에 의하여 설명되는 부분이 상대적으로 크지만 점차 인천항 물동량에 의하여 설명되는 부분이 크다. 광양항 물동량은 부산항 물동량에 의해서 설명되는 부분이 인천항 물동량에 의해서 설명되는 부분 보다는 크다. 하지만 시간의 경과와 함께 인천항 물동량에 의한 기여도가 점차 증가했다. 인천항 물동량은 다른 항만 물동량에 의해서 설명되는 부분이 세 항만 중 가장 크다. 특히 광양항 물동량이 부산항 물동량이 기여하는 부분보다 더 큰 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다. 부산항 물동량은 적어도 국내 다른 항만의 물동량의 변화에 크게 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 이는 해외 항만물동량의 영향을 제외하면 국내 항만간의 물동량 경쟁과 관계없이 나름대로의 독자적인 항만물동량 수요량을 창출하고 있음을 의미한다. 하지만 동태적 측면에서는 아직 규모가 크지는 않지만 광양항 물동량 보다는 인천항 물동량에 의한 영향이 상대적으로 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이는 최근의 인천항이 활성화되고 있는 측

면도 있지만 특히 인천항이 중국을 중심으로 한 해외 항만의 물동량을 일정 부분 대체하는 효과가 반영된 것으로 추측할 수 있다. 그리고 광양항과 인천항의 물동량은 국내 상대 항만의 물동량 변화에 비교적 큰 영향을 받는 것으로 나타났는데, 이는 독자적인 항만수요모형을 창출하지 못하고 여전히 국내 물동량에 의존하는 비율이 크다는 것을 의미한다. 따라서 정부는 국내 경쟁항만과 관계없이 해외적 요인에 의하여 물동량이 감소하는 부산항에 대해서는 해외 경쟁 항만과의 경쟁에서 경쟁력을 가질 수 있도록 항만정책을 집중해야 한다. 그리고 광양항과 인천항에 대해서는 독자적인 항만물동량 창출이 가능한 모형을 구축하도록 정책적으로 유도해야 할 것이다.

본 연구는 자료의 제약 등으로 VAR모형을 기본으로하여 분석한 한계점이 있다. 하지만 향후 연구에서는 세 항만간의 관계에 대한 상호의존성을 고려하여 방정식을 연립적으로 구성하여 추정하면 더 효율적인 분석결과의 도출이 가능할 것으로 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 구종순, “부산항의 새로운 경쟁항만으로서 북중국항만에 관한 연구,” 「경영경제연구」, Vol.30, No.1, 충남대학교 경영경제연구소, 2007.
- 김병일, “MDMG-HFP법과 퍼지역평가법을 이용한 상하이 및 북중국과 우리나라 컨테이너 항만의 경쟁력 분석에 관한 연구” 「해운물류연구」 제42호, 한국해운물류학회, 2004.9
- 김안호, 기성래, “항만산업의 경제적 파급효과,” 『한국항만경제학회집』 제21집 제4호, 한국항만경제학회, 2005.12
- 김철환 · 김동근 “한국의 경제성장과 수출사이의 인과관계,” 국제경제연구 제11권2호, 한국국제경제학회, 2005.8
- 김형태, “상해항과 부산항의 항만요율수준 비교연구,” 「월간해양수산」, 제211호, 한국해양수산개발원, 2002.4.
- 모수원, “국내 주요 항만의 위치변화 -부산항, 인천항, 울산항의 대중국 수출을 기준-,” 해운물류연구 Vol.43, 한국해운물류학회, 2004.9
- 배기형, “물류산업의 경제적 효과 분석,” 『물류학회지』 제18권 1호, 한국물류학회, 2008.3
- 여기태 외, “MDMG-HFP법과 퍼지역평가법을 이용한 상하이 및 북중국과 우리나라 컨테이너 항만의 경쟁력 분석에 관한 연구,” 『해운물류연구』 제42호, 2004.9
- 유병철 · 조찬혁, “VAR모형을 이용한 부산항과 상해항의 물동량 분석,” 『물류학회지』 제18권 제3호, 한국물류학회, 2008.9
- 유승훈·정근오, “전력소비와 경제성장의 인과관계 분석,” 산업경제연구 제17권제1호, 2004년 2월
- 유윤하, “통화수요함수의 장기적 안정성 검증: Johansen 공적분 검정방법의 원용,” 한국개발연구원 제16권3호, 한국개발연구원, 1994
- 이양호 외, “부산지역 항만물류산업의 클러스터 분석,” 『국제상학』 제19권 제2호, 한국국제상학회, 2006
- 이장원 · 김형기 · 김성호, “한중일 3RRN의 항만경쟁력 비교연구,” 『국제지역연구』 제11권4호, 한국국제지역학회. 2008.1
- 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 2008
- 이학현, “우리나라 해운산업의 국제경쟁력 결정요인에 관한 고찰,” 『한국해운학회지』, 제20호, 한국해운학회, 1995.8
- 임종관 · 이주호, “양산항 개장이 동북아 항만경쟁 구도에 미치는 영향,” 『해양수산동향』 해양수산개발원, 2005.12
- 정봉민, “항만산업의 국민경제적 기여도 분석,” 『한국항만경제학회지』 제15권, 한국항만경제학회, 1999.8
- 정봉민 외, “해운, 항만산업의 국가경제기여도 분석,” 한국해양수산개발원 연구보고서, 2004
- 정봉민, “상하이 양산항 개장이 우리에게 위기인가? 기회인가?,” 『해양수산동향』 해양수산개발원, 2005.10
- 정봉민, “ 한국 주요항만의비교우위 검토,” 『월간해양수산』 제273호, 해양수산개발원, 2007.6
- 최봉호, “국내 주요항만별 항만물동량과 산업성장의 인과관계,” 한국항만경제학회지 제23권4호
- Kevin Cullinane, Yahui Teng, Teng-Fei Wang, "Port competition between shanghai and ningbo," maritime policy and management, vol. 32, no.4, October-december 2005
- Pesaran, h.h. and y. shin, "generalized impulse response analysis in liner multivariate models, economics letters, 58.
- 국토해양부, 해운항만물류정보시스템(<http://spidc.go.k>)
- 통계청, 국가통계포털
- 한국은행, 경제통계시스템

< 요약 >

## 부산항, 광양항, 인천항의 물동량간 인과관계 분석

최봉호 · 김상춘

본 논문에서는 국내 중심항만인 부산항, 광양항, 인천항을 중심으로 각 항만간의 물동량 영향 관계를 분석한다. 그리고 이를 바탕으로 현재의 국내항만간의 무분별한 투자와 경쟁으로 인한 비효율적 항만개발 및 운영에 대한 정부차원의 정책적 시사점을 제공하고자 한다.

각 항만 물동량간의 관계를 파악하기 위하여 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 인과관계를 분석하였다. 그리고 충격반응함수와 예측오차분산분해를 통하여 분석함으로써 항만간의 동태적 관계도 분석하였다.

분석결과 부산항 물동량은 상대 항만인 광양항 물동량과 인천항 물동량의 변화 충격에 대하여 상대적으로 효과가 적고 효과의 지속성도 크지 않다. 광양항 물동량은 상대적으로 부산항물동량 충격에 의한 효과가 인천항 물동량 충격 효과 보다 더 심하고 오래 지속되었다. 인천항 물동량은 광양항 물동량 충격에 의한 효과가 크다.

예측오차의 분산분해 결과 부산항물동량은 부산항 자신의 오차항에 의해서 설명되는 부분이 상대적으로 크며 초기에는 광양항 물동량에 의하여 설명되는 부분이 상대적으로 크지만 점차 인천항 물동량에 의하여 설명되는 부분이 크다. 광양항 물동량은 부산항 물동량에 의해서 설명되는 부분이 인천항 물동량에 의해서 설명되는 부분 보다 크다. 하지만 시간의 경과와 함께 인천항 물동량에 의한 기여도가 점차 증가했다. 인천항 물동량은 다른 항만 물동량에 의해서 설명되는 부분이 세 항만 중 가장 크다. 특히 광양항 물동량이 부산항 물동량이 기여하는 부분보다 더 큰 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 정부는 국내 다른 항만의 물동량의 변화에 크게 영향을 받지 않은 부산항에 대해서는 해외 경쟁 항만과의 경쟁에서 경쟁력을 가질 수 있도록 항만정책을 집중해야 한다. 그리고 광양항과 인천항에 대해서는 독자적인 항만물동량 창출이 가능한 모형을 구축하도록 정책적으로 유도해야 할 것이다.

□ 주제어: 부산항, 광양항, 인천항 항만물동량, 벡터오차수정모형, 인과관계 검정, 충격반응함수, 예측오차의 분산분해