

# 국내 주요항만별 항만물동량과 산업성장의 인과관계

최 봉 호\*

## A Study on Causality between Trading Volume of Freight and Industrial Growth in Korea Ports

Bong-Ho Choi

### 목 차

- |               |                 |
|---------------|-----------------|
| I. 서론         | III. 인과관계의 실증분석 |
| II. 자료 및 분석방법 | IV. 요약 및 결론     |

Key Words: trading volume of freight, industrial growth, Hsiao(1981) method, Granger causality analysis, Error Correction Model

### Abstract

The purpose of this study is to examine the causal relationship between trading volume of freight and industrial growth in Korea ports, 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 based on an error correction model, Hsiao(1981) method and variance decomposition. The results indicate that the extent of causality between trading volume of freight and industrial growth is strong in order of Incheon port, Busan port, Gwang Yang port, Ulsan port.

We can infer policy suggestions as follows; The port policy of government must be focused on re-adjusting investment among Korea ports and raising competitive power of Korea ports

▷ 논문접수: 2007.11.15    ▷ 심사완료: 2007.12.10    ▷ 게재확정: 2007.12.13

\* 동의대학교 무역학과 전임강사, cbh@deu.ac.kr, 011-580-0312

## I. 서론

국내 주요 항만의 항만물동량의 년도별 추세에 있어 부산항은 2000년 117,229천톤에서 2002년 165,677천톤, 2004년 215,032천톤, 2006년 229,939천톤으로 물동량이 증가하고 있다. 하지만 그 증가율은 2000년 27.7%에서 2002년 13.0%, 2006년 5.9%로 점차 감소하고 있다. 인천항은 2000년 120,399천톤에서 2002년 12,8575천톤, 2004년 113,654천톤, 2006년 129,566천톤으로 그 증가세가 상대적으로 크지 않다. 광양항은 2000년 139,476천톤에서 2002년 151,586천톤, 2004년 170,487천톤, 2006년 195,069천톤으로 물동량이 증가하고 있으며 그 증가율은 2001년 7.5%에서 2006년 9.9%로 완만한 상승 추세를 기록하고 있다. 울산항은 2000년 151,117천톤에서 2002년 148,211천톤, 2004년 160,214천톤, 2006년 165,717천톤으로서 그 증가율은 2000년 -1.0%, 2002년 -1.4%, 2006년 2.0%로 증가세가 상당히 미약하다. 또한 최근에 이르러 이들 국내 주요항만들의 환적물동량은 이전과 비교하여 증가율이 상당히 감소하고 있는 추세에 있다.<sup>1)</sup> 이러한 추세는 각국의 주요 항만 간, 특히 중국을 비롯한 동북아 지역 항만간의 경쟁이 점점 치열해지고 있는 상황을 감안해 볼 때 향후 더욱 두드러질 것으로 예상된다.

한편 항만투자액<sup>2)</sup>은 2000년 406억원, 2002년 1,523억원, 2004년 1,402억원, 2006년 1,424억원 등 지속적으로 증가해 왔다. 주요 항만별로는 부산항의 경우 2001년 60억원, 2002년 281억원, 2004년 470억원, 2006년 130억원의 투자가 이루어 졌으며 인천항은 해당년도에 대하여 각각 107억원, 221억원, 92억원, 113억원의 투자가 행하여 졌다. 광양항은 2001년 450억원을 시작으로 2002년 554억원, 2004년 610억원, 2006년 618억원의 대규모 투자가 이루어 졌으며 울산항은 각각 17억원, 33억원, 7.1억원, 66억원의 상대적으로 소규모의 투자가 행해졌다.

이상과 같이 2000년 이후 국내 주요 항만들은 항만물동량에 있어서는 전반적으로 증가하였으나 그 증가폭이 둔화되고 있으며 특히 환적화물량은 최근에 이르러 그 증가폭의 감소가 두드러지고 있어 항만경쟁력의 제고에 한계를 노정하고 있다. 이러한 현상과는 반대로 항만시설에 대한 투자는 연간 1,400억원~1,500억원으로 그 규모가 크며 항만별로는 광양항에 대한 투자가 두드러지고 부산항과 인천항에 대한 투자도 지속적으로 이루어져 온 것으로 나타났다.

이에 본 연구에서는 국내 주요 항만의 화물물동량과 산업성장간의 인과관계를 규명함으로써 각 항만의 지역 산업에의 기여도와 함께 이를 통하여 간접적으로 항만의 효율성을 분석한다. 그리고 이를 바탕으로 항만의 국제 경쟁력을 제고하기 위하여 국내 항만간의 과잉되고 분산된 투자를 효율적으로 조정하고 항만의 산업성장예의 기여도를 제고하기 위

1) 부산항의 경우 환적화물 증가율이 전년대비 2002년 28.8%이었으나 2006년에는 7.2%로 낮아졌으며 인천항도 2006년 마이너스 증가율은 기록하였고, 광양항은 두 자리 증가폭을 기록하였으나 울산항은 마이너스 증가율을 나타내었다.

2) 항만시설 투자액은 준설에 따른 투자금액을 의미한다.

한 정책방안 도출에 시사점을 제공하고자 한다.

## II. 자료 및 분석방법

### 1. 자료

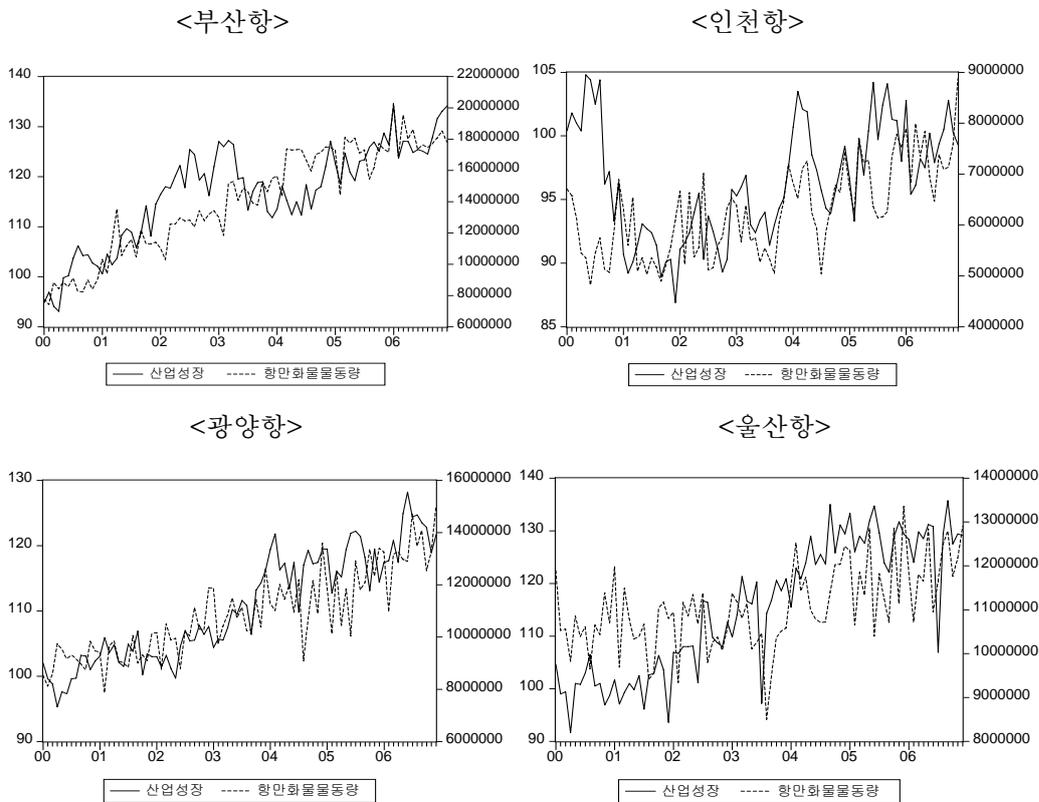
본 연구는 우리나라 주요 지역별 항만 물동량과 산업성장이 보이는 인과관계를 실증 분석하는데 목적을 두고 있으므로 실증분석에 포함될 산업성장의 대용변수는 산업생산지수를 사용하였고 항만물동량은 화물물동량 자료를 이용하였다. 자료는 월별 자료로서 기간은 2000년 1월 부터 2006년 12월 자료이다. 시작년도를 2000년으로 한 것은 지역별 항만 정책이 본 궤도에 오르고 또한 IMF외환위기 이후의 안정적 기간을 감안한 때문이다. 분석에 사용한 각 변수들은 자연대수로 전환한 산업성장 즉 부산, 인천, 광양, 울산의 산업성장 변수인 LBP, LIP, LKP, LUP와 각 지역의 항만화물물동량 변수인 LBS, LIS, LKS, LUS이며 계절조정이 필요한 변수는 계절성을 제거하여 사용하였다. 산업생산지수의 자료는 한국은행의 자료를 이용하였고 화물물동량의 자료는 해양수산부의 해양수산통계에서 구하였다.

<표 1> 변수의 설명

변수명	변수의 정의	출처
BP, IP, KP, UP	지역별 산업성장을 나타내며 대용변수로 산업생산지수를 이용	한국은행, 경제통계시스템 통계청 KOSIS자료
BS, IS, KS, US	지역 항만별화물물동량을 의미하며 연안물동량은 제외함	해양수산부, 해양수산통계연보

<그림 1>은 지역별 항만화물물동량과 산업성장의 추이를 원자료를 바탕으로 나타낸 것이다. 대체적으로 두 변수간에는 비슷한 추이를 보이고 있는 것으로 보인다.

<그림 1> 주요 항만의 항만화물물동량과 산업성장의 추이



## 2. 분석방법

일반적으로 두 변수사이의 인과관계를 검정하는 기법으로서 Granger-인과성 검정을 이용한다. 그런데 인과분석을 위한 시계열 자료는 안정적이어야 하는데 이를 위해서 Granger-인과성 검정 이전에 자료의 안정성 여부를 단위근 검정을 통하여 살펴보아야 한다. 단위근 검정을 통하여 불안정한 시계열로 판정되는 경우 수준변수를 이용한 인과성 검정은 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하기 때문에 1차 차분(difference) 후 안정적 시계열로 만들어야 한다. 단위근 검정을 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 사용하였다.

하지만 각 시계열 변수가 불안정하지만 공적분되어 있다면 표준적인 Granger인과성 검정에 의한 추정치는 검정의 유효성을 저하시킬 뿐만 아니라 인과관계가 존재함에도 불구하고 인과관계를 포착하지 못하는 모형설정오류(mis-specification)가 발생한다(Granger 1988,

Engle and Granger 1987). 즉 두 변수사이에 공적분 관계가 존재함에도 불구하고 통상적인 인과검정 기법을 적용하면 장기적 관계를 볼 수 없으며 단기적 단계만 남은 결과를 가지고 인과성 유무를 검정하게 된다. 따라서 Granger-인과성 검정을 수행하기에 앞서 항만물동량과 산업성장 두 변수간에 공적분이 존재하는지를 검정하여야 한다. 공적분 검정법은 Engle and Granger(1987)과 Johansen(1991) 방법이 있는데 본 연구에서는 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive:VAR)을 사용하여 다변량 공적분 검정이 가능하며 Engle and Granger(1987)의 공적분 검정에서 종속변수에 따른 공적분 검정 결과가 일치하지 않을 수 있는 문제점을 보완하여 일반적으로 많이 사용되는 Johansen(1991)의 검정 방법을 사용한다.

그리고 공적분검정 결과 공적분이 존재하는 경우에는 오차수정항이 검정식에 포함된 오차수정모형(Error Correction Model)을 적용해야 한다. 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>3)</sup>. 오차수정항을 검정식에 포함한 인과 검정 모형은 다음과 같은 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)이 된다. 식(1)~식(2)는 공적분 관계를 고려하여 각각 지역별 항만화물 물동량이 산업성장을 선도하는 인과성을 가지고 있는지를 확인함과 동시에 산업성장이 항만화물물동량을 추종하였는지를 확인하기 위한 목적으로 설정하였다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \gamma_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \delta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-k} + e_{1t} \text{-----}(1)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \beta_2 EC_{t-1} + \gamma_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-i} + \delta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-k} + e_{2t} \text{-----}(2)$$

단  $y_t$ : BP, IP, KP, UP의 (n×1)벡터,  $x_t$ : BS, IS, KS, US의 (n×1)벡터를 의미한다. 그리고  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$  는 각각 시차다항식의 계수이며,  $e$  는 오차항,  $EC_{t-1}$  은 전기 오차항을 나타낸다. 위의 식에서 표준적인 Granger-인과검정은 오차수정항을 제외한 각 차분변수들의 추정계수가 통계적으로 유의한지 여부에 대한 단기적 검정에 한정되는데 비해 오차수정모형<sup>4)</sup>에서는 오차수정항의 계수<sup>5)</sup>를 포함으로써 장기와 단기의 인과관계를 동시에 제시한다. 즉

- 3) 유승훈·정균오, “전력소비와 경제성장의 인과관계 분석,” 산업경제연구 제17권 제1호, 2004년 2월, p.85.
- 4) 오차수정모형은 불안정적인 수준변수와 안정적인 차분변수 둘 다를 포함하지만 수준변수로 표기된 오차수정항이 안정적이기에 허구적 회귀문제는 발생하지 않는다(김철환·김동근(2005))
- 5) 오차수정항의 계수는 장기균형에서 이탈한 불균형오차가 얼마나 빨리 균형상태로 복귀하는가를 나타내는 일종의 조정계수(adjustment coefficient)를 의미한다. 즉 장기균형에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기균형으로 조정되도록 하는 지를 의미하는 단기 조정계수

식(1)에서  $H_0: \delta_{1i} = 0$ 라는 귀무가설이 기각되면 항만화물물동량이 산업성장에 미치는 인과관계가 성립하며 오차수정항( $EC_{t-1}$ )의 추정계수인  $\beta_1$ 의 통계량이 유의적인 것이어서 귀무가설을 기각하면 항만화물물동량의 산업생산지수에 대한 장기적 인과관계의 성립과 장기관계로 부터의 일시적 이탈 후 장기균형점으로 수렴됨을 나타낸다. 식(2)의  $\delta_{2i}$ 와 각각의 오차수정항의 추정계수  $\beta_2$ 도 같은 방법으로 귀무가설을 검정 후 단기와 장기의 인과관계 성립 여부를 살펴본다. 본 연구에서는 공적분 검정결과 공적분이 존재하는 경우 오차수정모형의 차분항의 계수와 오차수정항의 추정계수가 유의한지 여부를 F검정과 t검정을 통하여 검정함으로써 두 변수간의 장·단기적 인과성 유무를 판단하게 된다. 또한 각 모형의 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두결합적(jointly)으로 유의적인가의 여부를 의미하는 강인과성에 대한 검정도 하게 된다. 즉  $H_0: \delta_{1i} = 0$  and  $\gamma_{1i} = 0$ 의 유의성을 F검정을 통하여 하게 된다.

다음으로 불안정한 시계열이 존재하면서 공적분이 존재하지 않아 각 시계열간의 선형결합도가 불안정적이라면 표준적인 Granger-인과성 검정(1969)을 적용해야 한다(Toda & Phillips, 1993). 물론 그랜저 인과성을 검정을 위해서는 장기균형에 대한 정보를 잃더라도 불안정한 수준변수를 차분하여 안정화시킨 후에 분석해야 한다. 이 경우 본 연구에서는 대칭적인 사차를 갖는 모형을 사용하는 통상적인 Granger-인과성 검정과 함께 비대칭적인 사차를 고려하는 Hsiao(1981)의 인과관계 분석을 동시에 제시한다. 독립변수의 시차 수는 인과성검정 결과에 중요한 영향을 미친다. 따라서 Hsiao(1981)의 인과관계 분석 방법은 Akaike(1969)의 최종예측오차(Final Prediction Error:FPE)를 사용하여 각 방정식의 시차가 동일하다는 기존의 가정을 완화하는 즉 각 변수의 방정식이 다른 시차구조를 가지는 경우를 고려하기 때문에 통상적인 Granger-인과성 검정(1969) 보다는 통계적으로 보다 더 엄밀한 분석방법이라 할 수 있다. Hsiao(1981)에 의한 인과성 분석방법은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{L_{11}} \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_{11t} \text{-----}(3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{l_{11}^*} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{L_{12}} \gamma_j \Delta x_{t-j} + \epsilon_{12t} \text{-----}(4)$$

식(3)의 VAR에서 1부터 최대시차  $L_{11}$ 까지 각 시차별로 모형을 추정하여 가장 작은 FPE 값을 갖는 시차를 최적시차  $l_{11}^*$ 로 선정한다. 이때  $\Delta y_{t-j}$ 의 시차를  $l_{11}$ 이라고 하면 FPE는

를 말한다.

6) Shoesmith(1992), 유승훈·양창영(2006), 김진수·허은영·김연배(2006) 등의 연구에서 각 방정식별로 시차 수가 비대칭적임을 보여 주었다.

다음과 같이 산정된다.

$$FPE(l_{11}) = \left( \frac{T + l_{11} + 1}{T - l_{11} - 1} \right) * \frac{RSS(l_{11})}{T} \text{-----}(5)$$

단, T는 표본의 크기,  $RSS(l_{11})$ 은 시차가  $l_{11}$ 일 때 식(5)의 잔차의 제곱합을 나타낸다.

다음으로 식(3)에서 선정한 최적시차  $l_{11}^*$ 를 식(4)에 반영한 채  $\Delta x_{t-j}$ 에 대한 시차를 1부터 최대시차  $L_{12}$ 까지 각 시차별로 모형을 추정하여 가장 작은 FPE를 가지는 시차를 최적시차  $l_{12}^*$ 로 선정한다.  $\Delta x_{t-j}$ 의 시차를  $l_{12}$ 라고 하면 FPE는 다음과 같이 산정된다.

$$FPE(l_{11}^*, l_{12}) = \left( \frac{T + l_{11}^* + l_{12} + 1}{T - l_{11}^* - l_{12} - 1} \right) * \frac{RSS(l_{11}^*, l_{12})}{T} \text{-----}(6)$$

따라서 Hsiao(1981)의 인과성 분석은 식(3)의 원래 모형에서 추정한  $FPE(l_{11}^*)$ 이 변수를 추가한 후에 추정한  $FPE(l_{11}^*, l_{12}^*)$ 보다 통계적으로 유의하게 작다면  $\Delta x$ 가  $\Delta y$ 를 인과한다는 것이다.

다음으로 각 지역별 모형을 이용한 예측오차의 분산분해를 실시하여 항만화물물동량의 변화가 산업성장의 충격으로 부터 또는 산업성장이 항만화물물동량의 충격으로부터 얼마만큼 발생하였는지를 분석할 수 있을 것이다. 이러한 분석은 인과관계에서 확인한 방향성에 따라 좀 더 구체적으로 각 변수들이 기여하는 정도를 측정하는데 유용하다.

### Ⅲ. 인과관계의 실증분석

#### 1. 단위근 검정

대부분의 시계열 변수들이 불안정적인 것으로 나타나 있다. 그런데 이러한 불안정한 시계열 자료는 가성회귀(spurious regression)문제와 통계적 추정에서 생기는 추정치의 표준오차들이 편의(bias)를 가질 수 있다<sup>7)</sup>. 따라서 단위근 검정을 실시하게 된다.

단위근 검정은 시차의 선정에 많은 영향을 받는다. 시차를 지나치게 늘이면 추정모형의 편의(bias)는 줄지만 분산이 늘어나게 되어 단위근의 검정력은 감소하게 되고 시차를 단기간으로 제약하면 단위근 검정의 편의가 늘어난다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위하여 최적차수 선정이 필요하고 이는 일반적으로 AIC(Akaike's Information Criterion) 기준

7) 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 2000.

에 따르고 있다.<sup>8)</sup>

각 지역별 산업성장과 항만화물물동량에 대한 ADF단위근 검정 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2> 단위근 검정결과

구분	ADF검정	
	수준변수	차분변수
LBS	-2.2400(5)	-6.8182(4)**
LBP	-1.7072(1)	-12.5823(1)**
LIS	0.0992(9)	-6.6486(9)**
LIP	-2.2513(1)	-12.2365(1)**
LKS	0.5215(8)	-5.8915(7)**
LKP	-0.6825(6)	-6.5212(5)**
LUS	-2.6530(2)	-6.1874(3)**
LUP	-1.0224(5)	-7.6646(4)**

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

2) ( )내는 시차 수를 나타냄

<표 2>에서 보는 바와 같이 모든 수준변수는 5% 및 1%유의수준에서  $\rho = 1$ , 즉 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 변수가 불안정적인 것으로 드러났다. 따라서 불안정한 시계열 자료는 가성회귀 등의 문제를 안고 있기 때문에 이에 근거하여 인과성검정을 하는 것은 타당하지 못하다. 때문에 이들 시계열 변수들을 1차 차분하여 다시 ADF검정을 해보아야 한다. 1차 차분변수에 대한 단위근 존재유무의 분석결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1% 유의 수준에서 모두 기각하고 있어 해당 시계열의 단위근이 존재하지 않은 것으로 판명되었다. 즉 각 지역별 항만화물물동량 변수, 산업성장 변수는 모두 단위근을 갖는 불안정 시계열이지만 1차 차분을 하면 안정화됨을 알 수 있다.

## 2. 공적분 검정

단위근 검정을 통하여 각 변수들 간의 안정성 여부를 검토하고 난 후에는 변수들 간의 장기적인 안정적 관계 존재여부를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시해야 한다. 앞에서 살펴본 바와 같이 각 시계열자료가 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 차분변수를 가지고 분석을 하여야 한다. 하지만 이러한 차분변수를 이용한 분석은 장기효과를 잃어버리므로 분석에 사용된 각 수준변수들이 서로 공적분을 가지고 있는지를 검정할 필요가 있다. 본 연구에서는 일반적으로는 따르는 Johansen(1988, 1990) 공적분 검정방법을 적용하기로 한다.

공적분 검정에 있어 VAR모형의 적정시차의 결정은 매우 중요하고도 어려운 일이다. 적

8) Maddala, Introductin to Econometrics, 1992, p.500

적정시차가 선정되지 않으면 편의(bias)가 발생하거나 검정력이 약화된다. 여기서는 적정시차의 선정에 위하여 일반적으로 따르는 AIC 기준을 고려하여 적정시차를 설정하였다. AIC기준은 각 모형에 포함되는 변수의 시차를 증가시킴과 동시에 이에 대한 벌칙(penalty)을 비율적으로 부과하는 방식이다.

적정시차는 <표3>에서 보는 바와 같이 내생변수가 BS와 BP의 경우는 2차, IS와 IP는 1차, KS와 KP는 7차, US와 UP는 5차인 것으로 나타났다.

<표 3> 공적분 적정 시차 수 검정

내생변수 시차 수	BS와 BP	IS와 IP	KS와 KP	US와 UP
1	-6.336563	-6.114630*	-6.42524	-5.24932
2	-6.367487*	-6.02838	-6.40226	-5.24515
3	-6.265338	-5.98095	-6.32676	-5.20514
4	-6.172574	-5.90772	-6.35571	-5.20807
5	-6.281272	-5.84473	-6.44663	-5.253496*
6	-6.192281	-5.80517	-6.40284	-5.17989
7	-6.097114	-5.71978	-6.490111*	-5.09266

각 지역별 모형의 적정 시차에 따라 추정된 공적분 검정결과는 <표4>와 같다.

<표 4> Johansen 공적분 검정결과

변수	귀무가설	Eigenvalue	$\lambda_{trace}$ statistic
BS와 BP	$r = 0$	0.08031	11.1477 (0.2026)
	$r \leq 1$	0.05247	4.36628* (0.0367)
IS와 IP	$r = 0$	0.14674	16.1769* (0.0394)
	$r \leq 1$	0.03785	3.1641 (0.0753)
KS와 KP	$r = 0$	0.15648	13.0829 (0.1118)
	$r \leq 1$	0.00197	0.1498 (0.6987)
US와 UP	$r = 0$	0.15654	15.1322* (0.0500)
	$r \leq 1$	0.02347	1.8524 (0.1735)

<표4>는 trace검정에 의한 공적분 추정결과이다. 추정결과에서 나타난 바와 같이 공적분 검정은 BS와 BP 모형의 경우 검정통계량이 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각함으로써 적어도 1개의 공적분이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 그리고 IS와 IP, KS와 US와 UP의 경우는  $r=0$ 라는 귀무가설을 기각함으로써 공적분관계가 존재하는 것으로 드러났다. 하지만 KS와 KP의 경우는 공적분 관계가 나타나지 않은 것으로 분석되었다. 따라서 KS와 KP를 제외하고는 단위근 검정을 통하여 대상변수들이 단위근을 가지고 있다고 하더라도 공적분 검정에서 수준변수들 간에 장기적으로 안정적인 선형관계를 보이고 있음을 확인하였다. 따라서 가성적 회귀현상과 단위근 제거에 따른 장기적 속성을 잃게 되는 현상을 방지할 수 있도록 벡터오차수정모형의 추정이 가능하게 된다. 그리고 공적분 관계가 성립하지 않는 KS와 KP의 경우는 표준적인 그랜저 인과성 검정과 Hsiao(1981)의 인과성검정 방법으로 인과성을 분석한다.

### 3. 주요 항만의 항만화물물동량과 산업성장간의 인과관계 검정

공적분 관계가 성립하지 않아 장기적 균형관계가 성립하지 않은 광양항의 산업성장 변수 KS와 항만화물물동량 KP에 대하여 Hsiao(1981)의 방법론에 따라 인과관계를 분석하였다. <표5>는 FPE산정 결과를 나타내는데 원래의 모형 KP를 종속변수로 사용한 경우 최적시차는 6이고 KS를 종속변수로 사용한 경우의 최적시차는 8인 것으로 나타났다. 이러한 시차를 바탕으로 원래의 모형에서 결정된 최적시차와 인과관계를 분석하고자 하는 변수를 추가한 모형 즉 KP에 KS를 추가한 경우와 KS에 KP를 추가한 모형을 바탕으로 FPE를 산정한 결과를 함께 제시하였다. 변수가 추가된 후의 최적시차는 KP가 종속변수인 경우는 8, KS가 종속변수인 경우는 4로 나타났다.

<표 5> FPE의 산정 결과

시차	FPE		변수추가 모형 FPE	
	KP(종속변수)	KS	KP(종속변수)	KS
	-	-	KS(추가변수)	KP
1	6.8296	8.9410	6.0911	6.7659
2	6.9397	7.9256	6.2285	6.7041
3	6.7566	7.4161	6.3745	6.8674
4	6.9176	6.8817	6.5292	6.6663**
5	6.4962	7.0256	6.2638	6.8312
6	5.9839**	6.9612	6.4182	6.8774
7	6.0987	6.9017	6.2018	6.9196
8	6.1808	6.6063**	6.0014**	7.0498
9	6.0958	6.7310	6.5340	6.8791
10	6.1397	6.7252	6.4300	6.8159

- 주: 1) 각 수치는 원래의 FPE가격에 종속변수가 KP인 경우는  $10^4$ 을 그리고 종속변수가 KS인 경우는  $10^3$ 을 곱하여 산정한 값임  
 2) \*\*는 FPE기준의 최적시차를 나타냄

<표6>은 Hsiao(1981)방법에 따라 원래의 모형과 변수추가 이후 모형의 최적시차에서의 FPE값의 변화로 인과관계를 분석하려는 의도에서 정리한 표이다. Hsiao(1981)방법에 의하면 변수가 추가되기 이전보다 변수 추가 이후에 FPE값이 더 낮아지면 추가된 변수가 종속변수를 인과관계한다는 것이다. 따라서 <표6>에서 보는 바와 같이 KS에서 KP, KP에서 KS의 두 경우 모두 추가된 변수 모형의 FPE가 모두 악화되어 인과관계가 존재하지 않음을 알 수 있다. 즉 광양항의 경우 항만화물물동량은 지역산업의 성장을 인과하지 않으며 지역산업성장 또한 항만화물물동량을 인과하지 않은 것으로 나타났다.

이러한 결과는 <표7>의 표준적인 그랜저 인과성 검정에서도 마찬가지로 나타났다.

<표 6> Hsiao(1981)방법에 의한 인과관계 분석결과

귀무가설	원래모형의 FPE	변수추가 모형의 FPE	FPE개선 여부
KS does not Granger Cause KP	5.9839	6.0014	악화됨
KP does not Granger Cause KS	6.6063	6.6663	악화됨

<표 7> 표준적인 그랜저 인과성 검정

귀무가설	F-Statistic	Probability
KS does not Granger Cause KP	1.36583	0.23577
KP does not Granger Cause KS	1.7900	0.10526

다음으로 공적분 관계가 성립하는 부산항, 인천항, 울산항에 대한 인과관계는 앞에서 설명한 바와 같이 오차수정모형을 이용하여 각 변수들 간의 인과관계를 추정할 수 있다. 오차수정모형을 이용한 인과검정의 적정시차는 앞의 공적분 검정에서의 최적시차이다. 오차수정모형을 이용한 인과성 검정은 먼저 종속변수에 대하여 추가된 각 변수의 차분항들의 추정계수가 결합적으로 통계적 유의성을 갖는지의 여부를 F검정을 통하여 Granger 인과하는 지를 검정한다. 만약 F검정을 통하여 유의하다면 단기적 인과관계가 존재함을 의미한다. 다음으로 오차수정모형의 추정결과 오차수정항의 추정계수에 대하여 t값이 통계적으로 유의하다면 장기적 그랜저 인과관계가 존재함을 의미한다. 마지막으로 추가된 차분항과 오차수정항이 동시에 결합적으로 유의한지를 F검정을 통하여 검정하여 강인과성이 존재하는 지를 살펴본다. 이러한 절차에 따른 인과성 검정결과는 <표 8>에 제시되어 있다.

오차수정모형을 이용한 차분변수의 단기인과성 검증 결과는 <표8>에서 보는 바와 같이 세 항만 모두에서 항만화물물동량이 지역산업성장을 인과하지는 않았다. 그리고 지역산업

성장의 항만물동량에 대한 인과관계는 부산항을 제외하고는 성립하지 않았다. 하지만 장기 인과관계는 부산항의 경우 항만물동량이 지역산업성장, 그리고 지역산업성장이 항만물동량을 각각 5%와 10%에서 인과 하였다. 인천항의 경우는 항만화물물동량과 산업성장, 산업성장과 항만 화물물동량간에 각각 1%와 5%수준에서 인과관계가 성립하였다. 울산항의 경우는 항만물동량이 지역의 산업성장을 인과하지는 않았고 지역성장에서 항만물동량으로는 1%유의 수준에서 인과되는 것으로 나타났다. 강인과 관계에서는 인천항의 경우만 5%유의수준에서 항만물동량이 산업성장을 인과하였고 지역산업성장에서 항만물동량으로의 인과관계는 세 항만 모두 각각 10%, 5%, 10%의 유의수준에서 성립하는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 미루어 볼 때 인천항의 경우 항만화물물동량이 지역산업성장에의 인과관계가 장기 및 강인과성에서 나타난 바와 같이 가장 강하며 부산항은 장기 인과성에서만 나타나 항만물동량의 지역산업성장에 대한 인과성이 상대적으로 약한 것으로 드러났다. 울산항은 항만물동량의 지역산업성장에 대한 인과성이 나타나지 않았으며 광양항의 경우는 인과성이 존재하지 않으며 오차수정모형에 의한 분석이 불가하여 장기 및 강인과성에 의한 인과성 분석 결과는 알 수 없었다.

또한 지역산업성장의 각 항만의 화물물동량에 대한 인과성은 장기 및 강인과성에서 인천항과 울산항은 상대적으로 강한 인과성을 가지고 있었으며 부산항은 단기 인과성이 존재하였으나 인과성의 정도가 상대적으로 약한 것으로 나타났다. 물론 지역산업성장의 추세는 국가 전체의 산업의 성장과 유사한 추세를 보이므로 항만물동량의 성장이 전국 산업성장의 추세를 반영한 측면도 있어 반드시 지역산업의 성장에 의한 영향으로만 보기에 는 무리가 있을 것이다.

<표 8> 오차수정모형에 의한 인과관계 검정 결과

Null Hypothesis(H0)	단기 인과성	장기 인과성	강인과성
	$\Delta BS, \Delta BP, \Delta IS, \Delta IP$ 등 (F-statistics)	$EC_{t-1}$ (t-statistics)	$\Delta BS, EC_{t-1}$ 등 (F-statistics)
BS does not Granger Cause BP	1.26603 (0.2879)	-2.3340 (0.0223)**	2.0886 (0.10884)
BP does not Granger Cause BS	2.7672 (0.06926)*	-1.8174* (0.0731)	2.43017* (0.0717)
IS does not Granger Cause IP	0.2479 (0.61994)	-2.8833*** (0.0050)	4.1883** (0.01871)
IP does not Granger Cause IS	1.9528 (0.16623)	-2.3017** (0.0240)	3.50528** (0.0348)
US does not Granger Cause UP	0.4523 (0.81007)	-0.7224 (0.4725)	0.56965 (0.75300)
UP does not Granger Cause US	0.7538 (0.5863)	-3.3567*** (0.0013)	2.1079* (0.06393)

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄

다음으로 각 지역의 산업성장에 지역 항만의 항만화물물동량이 얼마만큼 기여하고 있는지를 알아보기 위하여 예측오차분산분해를 실시하였다. 앞에서 도출한 인과관계가 두 변수간의 방향성을 제시한다면 분산분해는 구체적인 기여 비중을 나타낸다고 볼 수 있다. 예측오차의 분산분해의 결과는 <표9>와 <표10>에서 나타나 있다. 먼저 <표9>는지역별 항만화물물동량의 산업성장에 대한 기여도를 나타내는데 부산항의 경우는 1기에 산업성장이 항만물동량에 의하여 0.18%이지만 10기에는 7.66%, 20기에는 25.06%인 것으로 나타났다. 인천항의 경우는 1기에는 전혀 영향이 없지만 5기에 15.83%, 10기에는 34.13%, 20기에는 47.79%가 항만화물물동량이 산업성장에 기여하고 있는 것으로 나타났다. 광양항의 경우는 1기에 0.81%, 10기에 14.46%, 20기에는 27.02%의 기여도를 갖고 있다. 하지만 광양항의 경우 인과관계에서 항만물동량에서 산업성장으로의 단기적 인과관계가 성립하지 않아 실질적으로 산업성장에 대한 항만물동량의 단기적 기여도의 통계적 유의성이 불확실하다. 울산항의 경우는 1기에는 항만화물물동량의 산업성장에 대한 기여도가 전혀 없고 10기에는 5.12%, 20기에는 6.86%인 것으로 나타나 다른 항만에 비하여 상대적으로 낮은 수치를 나타내었다.

<표10>은 지역산업성장의 항만화물물동량에 대한 기여도를 분산분해를 통하여 나타내었다. 부산항의 경우 지역산업성장이 항만화물물동량에 거의 영향을 미치지 못하여 2기에 2.12%에서 20기에 1.68%를 나타내었다. 항만물동량에 대한 기여는 인천항과 광양항에서 상대적으로 높게 나타났는데 인천항의 경우 1기에 2.33%에서 10기에는 13.84%, 20기에는 22.54%인 것으로 나타났다. 그리고 광양항의 경우는 1기에 0.00%에서 10기에 16.13%, 20기에는 21.08%인 것으로 나타났다. 하지만 광양항의 경우는 인과관계가 성립하지 않아 지역산업성장의 항만화물물동량에 대한 단기적 유의성은 확실하지 않다. 울산항은 산업성장의 기여도가 1기에는 0.53%이고 20기에는 9.71%였다.

<표 9> 지역별 산업성장의 항만 화물물동량에 대한 분산분해

Period	부산항	인천항	광양항	울산항
1	0.18	0.00	0.81	0.00
3	0.31	5.87	1.25	0.57
5	1.46	15.83	1.23	0.99
7	3.43	24.69	8.88	4.02
9	6.09	31.44	13.29	4.93
10	7.66	34.13	14.46	5.12
15	16.41	43.03	19.62	6.14
18	21.70	46.19	25.17	6.55
20	25.05	47.79	27.02	6.86

<표10> 지역별 산업성장의 항만 화물물동량에 대한 분산분해

period	부산항	인천항	광양항	울산항
1	0.00	2.33	0.00	0.53
3	2.41	3.37	8.28	1.40
5	1.72	6.23	13.74	2.13
7	1.51	9.49	15.82	4.51
9	1.42	12.50	15.97	5.42
10	1.40	13.84	16.13	5.73
15	1.50	19.09	19.67	7.76
18	1.61	21.32	20.33	8.89
20	1.68	22.54	21.08	9.71

#### IV. 요약 및 결론

세계 각국의 주요 항만 간, 특히 중국을 비롯한 동북아 지역 항만간의 경쟁이 점점 치열해지고 있는 상황 하에서 환적물동량이 두드러지게 감소하고 항만물동량 증가율이 둔화되고 있다. 또한 국내 주요 항만에 대한 항만투자액 총액은 증가하고 있으나 항만간의 과잉 경쟁으로 투자가 분산되어 투자 효율성과 항만의 경쟁력에 대한 의문이 제기되고 있다. 따라서 본 연구에서는 국내 주요 항만의 화물물동량과 산업성장간의 인과관계를 규명함으로써 각 항만의 지역 산업에의 기여도와 함께 이를 통하여 간접적으로 효율성을 분석한다. 그리고 이를 바탕으로 국내 항만간의 과잉되고 분산된 투자를 효율적으로 조정하여 항만의 국제경쟁력을 제고하기 위한 정책방안 도출에 시사점을 제공하고자 하였다.

분석방법은 먼저 인과관계 검정을 위해서는 관련 시계열 변수들이 안정적이어야 하기 때문에 시계열 변수들의 안정성을 검정하기 위하여 단위근 검정을 실시하였고 그런 다음 변수들 간의 장기적인 안정적 관계 존재여부를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정결과 공적분 관계가 존재하였기 때문에 표준적인 Granger-인과검정에 의한 추정은 편의(bias)가 발생하는 문제로 인하여 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 장·단기적 및 강인과성을 분석하였다. 공적분관계가 존재하지 않은 경우에는 Hsiao(1981)방법과 표준적인 그랜저인과분석을 실시하였다. 그리고 항만물동량과 산업성장 상호간에 구체적인 기여 비중을 분석하기 위하여 예측오차분산분해를 실시하였다.

부산항, 인천항, 울산항에 대해서는 공적분 관계가 존재하여 오차수정모형을 이용하였고 광양항은 공적분관계가 성립하지 않아 Hsiao(1981)방법과 표준적인 그랜저인과분석방법을 적용하였다.

분석결과는 단기 인과관계는 부산항, 인천항, 울산항에서 항만물동량이 지역산업성장을 인과하지 않았으며 광양항의 경우도 Hsiao(1981)방법과 표준적인 그랜저인과분석 모두에

서 인과관계는 성립하지 않았다. 하지만 장기인과성은 항만물동량의 지역산업성장으로의 관계가 부산항과 인천항에서는 존재하는 것으로 나타났으며 특히 인천항은 통계적 유의성이 높았다. 인천항은 유일하게 강인과성도 존재하여 항만물동량의 지역산업성장으로의 인과관계가 가장 강한 것으로 분석되었다. 울산항은 항만물동량의 지역산업성장에 대한 장기 및 강인과성이 존재하지 않았다. 예측오차분산분해를 통한 항만물동량의 지역산업성장에 대한 구체적 기여도에 있어서는 인천항이 제일 크고 다음으로 광양항, 부산항, 울산항의 순서였다. 이러한 점으로 미루어 볼 때 지역산업성장을 기준으로 한 대상 항만들의 항만물동량 유지 효율성은 인천항, 부산항, 울산항의 순서인 것으로 분석된다<sup>9)</sup>.

또한 지역산업성장에서 항만물동량의 단기 인과관계는 부산항의 경우를 제외하고는 모든 항만에서 존재하지 않은 것으로 나타났다. 하지만 장기 및 강인과성에서 인천항과 울산항은 상대적으로 강한 인과성을 가지고 있었으며 예측오차분산분해에서도 나타난 바와 같이 항만물동량에 대한 산업성장의 기여도도 두 항만에서 상대적으로 큰 것으로 드러났다.

따라서 정부는 이상의 분석결과를 바탕으로 항만에 대한 국가간 경쟁이 치열해짐에 따라 국내 주요 항만의 국제경쟁력 제고가 급선무임을 감안할 때 주어진 재원을 현재와 같이 분산 투자함으로써 모든 항만의 경쟁력을 저하시키기 보다는 선택과 집중에 의해 항만간 투자를 조정하여 투자재원의 효율화와 항만경쟁력을 제고시킬 수 있게 정책의 초점을 맞추어야 할 것으로 판단된다. 그리고 현재의 비효율적인 항만관련 투자도 항만물동량이 지역산업성장에 효율적으로 기여할 수 있게 재검토되어야 할 것으로 보인다.

## 참고문헌

1. 김의식, "환율변동이 성장에 미치는 효과 분석: 한일 비교," 외환국제금융리뷰, 한국은행, 2004.6.
2. 김진수·허은녕·김연배, "공적분과 인과관계 분석을 통한 국제원유시장의 지역화 연구," 자원·환경경제연구 제16권2호, 한국자원환경경제학회, 2007.6
3. 김진옥, "환태평양 지역에서의 구매력평가설에 관한 단위근 및 공적분 검정", 논문집 제34집, 제주대학교, 1992.
4. 김진옥, "명목환율제도와 실질환율의 변동형태-한국경제를 주축으로-", 논문집 제36집, 제주대학교, 1993.
5. 김진옥, 양태석, "한국 명목환율의 변동형태 분석-1980년대를 중심으로-", 논문집 제37집, 제주대학교, 1993.
6. 김장범, "해상운송의 물동량 예측과 항만물류정책", 항만경제학회지, 제23집 1호, 한국항만경제학회, 2007.3.
7. 김철환, "한국의 수출과 성장의 인과분석:제조명", 경제학연구, 제43집, 제1호, 한국경제학회, 1995.

9) 광양항의 경우 예측오차분산분해의 결과 항만물동량의 지역산업성장에 대한 기여도는 상대적으로 크지만 인과관계가 존재하지 않아 유의성은 확보되지 않으며 명확한 결론을 도출하기 어렵다.

8. 김철환·김동근, "한국의 경제성장과 수출사이의 인과관계," 국제경제연구, 제11권2호, 한국국제경제학회, 2005.8.
9. 모수원, "국내 주요 항만의 위치변화 -부산항, 인천항, 울산항의 대중국 수출을 기준으로-," 해운물류연구, Vol.43, 한국해운물류학회, 2004.
10. 유승훈·정균오, "전력소비와 경제성장의 인과관계 분석," 산업경제연구, 제17권제1호, 2004.2.
11. 유승훈, "항만투자와 경제성장의 인과관계에 대한 소고," 해양정책연구, 제19권1호 여름, 한국해양수산개발원, 2004.
12. 유승훈·양창영, "인도네시아에서의 발전과 경제성장의 인과관계 분석", 아시아연구, 한국아시아학회, 2006. 10.
13. 이종원, 계량경제학, 박영사, 2000.
14. 이현재, "원화의 대미 환율결정에 관한 실증분석: 공적분추정법에 의한 접근", 국제경제연구, 제3권 제3호, 한국국제경제학회, 1997.
15. 장영태 외, "산업연관분석을 이용한 우리나라 연안 및 내륙수송 운송부문의 국민경제적 파급효과분석에 관한 연구", 한국항만경제연구, 제22집 2호, 2006.6.
16. 정봉민, "동북아시아의 환적구조 및 환적수요 변화에 대한 고찰", 월간해양수산, 통권 제247호, 2005.4
17. 최요철, "우리나라 수출과 성장간의 관계분석", 경제분석, 제8권, 한국은행, 2002.
18. Branson, William H. and James P. Love, "The Real Exchange. Employment and Output in Manufacturing in the U. S. A. and Japan", NBER Working Paper No.2491, 1998
19. Buffie, Edward F. Yongkul Won, "Devaluation and investment in an optimizing model of the small open economy", European Economic Review, 2001
20. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, Vol. 55, 1987
21. Granger, C. W. J., "Testing for Causality", Journal of Economic Dynamics and Control, 1980
22. Granger, C. W. J., "Some Recent Developments in a Concept of Causality", Journal of Econometrics, Vol. 39, 1988
23. Granger, C. W. J., "Investigating Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, Vol. 37, 1996
24. Hsiao, C, , " Autoregressive modeling and money-income causality detection," journal of monetary economics, vol. 7, pp. 85-106, 1981
25. K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics Vol. 52, 1990
26. Kandil. Magda E. and Aghdas Mirzaie. " The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Output and Prices: Evidence from Developing Countries", IMF Working Paper No 03, 2000
27. Maddala, G.S., Introduction to Econometrics, Second edition, Prentice Hall, 1992
28. Moreno, Raroon, "Depreciation and Recession in East Asia", FEDERAL RESERVEBANK OF SANFRANCISCO, Eonmic Review no. 3, 1999
29. Mundell, rodert. "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", Canadian journal of Economics and Political Science, 1963
30. Shoesmith, G.L., "Non-conintegration and Causality: Implication for VAR modeling," International Journal of Forecasting, Vol.8, 1992
31. Toda, H. Y. and Phillips, P. C. B., "Vector Autoregressions and Causality", Econometrica, Vol. 61, 1993

< 요약 >

## 국내 주요항만별 항만물동량과 산업성장의 인과관계

최 봉 호

본 연구에서는 국내 주요 항만의 화물물동량과 산업성장간의 인과관계를 규명함으로써 각 항만의 지역 산업에의 기여도와 함께 이를 통하여 간접적으로 효율성을 분석하고 항만의 국제경쟁력을 제고하기 위한 정책방안 도출에 시사점을 제공하고자 하였다. 분석결과 단기 인과관계는 부산항, 인천항, 울산항에서 항만물동량이 지역산업성장을 인과하지 않았으며 광양항의 경우도 인과관계는 성립하지 않았다. 하지만 장기인과성은 항만물동량의 지역산업성장으로의 관계가 부산항과 인천항에서는 존재하는 것으로 나타났으며 특히 인천항은 항만물동량의 지역산업성장으로의 인과관계가 가장 강한 것으로 분석되었다. 예측 오차분산분해를 통한 항만물동량의 지역산업성장에 대한 구체적 기여도에 있어서는 인천항이 제일 크고 다음으로 광양항, 부산항, 울산항의 순서였다.

따라서 주어진 재원을 현재와 같이 분산 투자함으로써 모든 항만의 경쟁력을 저하시키기 보다는 선택과 집중에 의해 항만간 투자를 조정하여 투자재원의 효율화와 항만경쟁력을 제고시킬 수 있게 정책의 초점을 맞추어야 할 것으로 판단된다. 그리고 현재의 비효율적인 항만관련 투자도 항만물동량이 지역산업성장에 효율적으로 기여할 수 있게 재검토되어야 할 것으로 보인다.

□ 주제어: 항만물동량, 산업성장, 그랜저 인과성 검정, Hsiao검정, 벡터오차수정모형