

우리나라 조선산업에서 선박수출과 경제성장의 인과성

김창범*

Causal Relationships between Vessel Export and Economic Growth in Korean Shipbuilding Industry

Chang-Beom Kim

목 차

- | | |
|----------------|-------------------|
| I. 서론 | III. 인과성 검정과 충격반응 |
| II. 자료와 안정성 검정 | IV. 요약 및 결론 |

Key Words: shipbuilding industry, vessel export, vector error-correction model, causal linkages

Abstract

This paper analyses the dynamic causal relationship between vessel export and economic growth using annual data over the period from 1977 to 2006. Tests for ADF unit-roots, the dynamic vector using Johansen's multiple cointegration procedure, dynamic vector error correction model and impulse response function are presented. The findings of the Granger test suggest that vessel export Granger-causes economic growth in the short-run and economic growth Granger-causes exports in the short and long-run.

The empirical results of impulse-response analysis show that the vessel export to a shock in real GDP responds positively and the real GDP responds positively to the shocks in vessel export. Also, the results indicate that the impact of vessel export shock on the real GDP is short-lived.

▷ 논문접수: 2007.11.22 ▷ 심사완료: 2007.12.23 ▷ 게재확정: 2007.12.28

* 조선대학교 경제학과 초빙객원교수, cbkim@chosun.ac.kr, 011)9433-2169

I. 서 론

조선산업은 신에너지 운송수요의 증대, 선박기술과 문화의 융합에 따른 고급레저 선박 수요의 증대, 해양공간의 활용과 심해 유전개발로 인한 해양 플랜트의 수요의 증가, 컨테이너선의 대형화·고속화와 같은 새로운 글로벌 환경변화에 직면하고 있다.¹⁾ 그리고 중장기적인 선박수요는 중국경제 특수에 의한 해상물동량의 증가, 단일선체 규제, 해운시황에 따른 선박수요 증가, 조선기자재 산업²⁾의 발전에 의해 지속적인 성장이 예상되고 있다.

<표 1> 세계와 한·중·일 3국의 선박 건조량(단위: 만CGT, %)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
세계	1,961	2,239	2,563	2,529	2,527	2,756	2,004	1,998	2,139	2,245	2,477	2,896	3,406
한국	517	566	779	744	863	948	604	644	682	726	831	1,009	1,194
중국	107	953	110	147	146	155	114	136	157	256	309	423	527
일본	864	931	1,014	988	1,024	1,107	640	647	665	680	797	851	945
3국의 점유율	75.9	71.1	74.3	74.4	80.5	80.2	67.9	71.5	70.4	74.1	78.2	78.9	78.3

자료: 통계청(<http://www.nso.go.kr>)

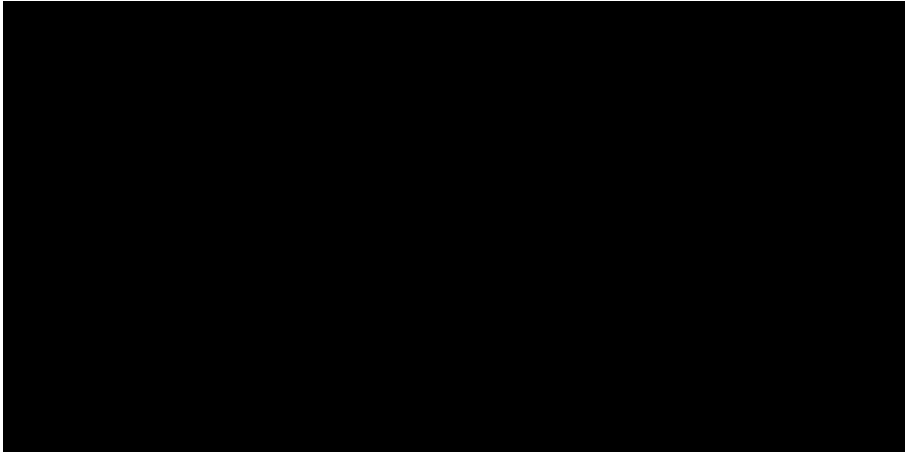
<표 1>과 <그림 1>에서 세계선박건조량은 1995년 2239만CGT, 1997년 2529만CGT, 1999년 2756만CGT으로 증가하다가 2001년 1998만CGT으로 일시적으로 감소하다가 2005년 2896만CGT과 2006년 3406만CGT으로 급격히 증가되고 있다. 또한 한·중·일 3국의 선박 건조량 점유율 살펴보면 한국과 중국은 점유율이 꾸준히 상승하고 있으며, 그 상승속도에 있어서 중국이 대단히 빠름을 알 수 있다. 반면에 일본은 그 점유율이 감소하고 있다.³⁾

특히 우리나라는 2002년에 들어서면서 세계 1위로 성장하였고 2006년 선박건조량 기준

- 1) 강성욱, "국내 조선기자재산업의 현황과 전망", 『신보리서치』, 겨울호, 신용보증기금, 2006, p. 126; pp. 129-130.
- 2) 조선기자재는 선박건조비의 60-70% 정도를 차지하고 있는 것으로 국내시장규모는 1980년대 중반까지는 국산화가 저조하여 선박건조량이 증가함에 따라 기자재 수입량도 늘어나 외화내빈의 상태를 보였지만, 1990년대에 접어들면서 조선업과 밀접하게 관련되어 고속성장을 지속하였다. (김영주, "조선기자재산업의 글로벌 분업구조 분석과 발전전략", 『한국마린엔지니어링 학회지』, 제31권 제1호, 한국마린엔지니어링학회, 2007, p. 11)
- 3) 한국은 기본설계와 생산기술(절단, 용접, 의장, 탑재), 관리기술(원가, 자재, 생산, 인력)에서는 일본의 90%수준에 머물러 있다. 그럼에도 불구하고 세계시장에서 일본과 대등한 수주경쟁을 벌이고 있는 것은 대형선 위주의 건조설비에 따른 비용절감과 다양한 선형 설계능력과 가격경쟁력 때문이다. (강성욱, 상계서, p. 132)

35%의 점유율을 달성하였다. 수주량 확보, 생산성 향상 및 공법개선, 안정된 노사관계 확립으로 생산량 증가세가 이어지고 있다.

<그림 1> 한·중·일 3국의 선박 건조량 점유율(%)



자료: 통계청(<http://www.nso.go.kr>)

이와 더불어 선박수출액은 1994년 49억 달러, 1999년 700억 달러, 2003년 1000억 달러, 2006년 2000억 달러로 대단히 빠르게 성장하고 있다.

<표 2> 선박수출액(단위: 천만 달러)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
조선산업 전체	505	566	720	665	814	765	842	990	1,086	1,133	1,565	1,772	2,212
선박	494	553	712	651	761	700	794	927	992	1,056	1,370	1,634	2,049

자료: 한국무역협회(<http://www.kita.net>)

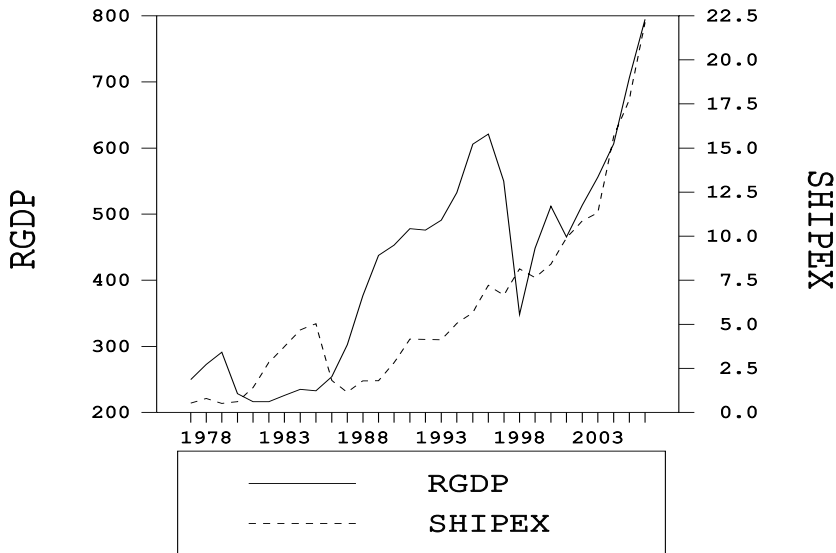
이러한 배경하에서, 본 연구는 선박수출과 경제성장 사이의 인과관계를 분석하고자 한다. 선박수출증가가 경제성장을 초래할 수도, 경제성장이 선박수출증가를 초래할 수도, 아니면 선박수출과 경제성장이 상호영향을 줄 수도 있다. 이것은 단순한 상관관계와는 다른 의미를 갖는다.

본 연구는 이와 같은 목적을 달성하기 위해서 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 시계열 자료의 안정성과 모형의 안정성 여부를 검토한 후 모형이 안정적으로 나타나고 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타나면 벡터자기회귀모형을 이용하여 인과성을 검증한다. 이와 더불어 특정변수에 충격을 가할 경우 다른 변수들에 미치는 영향의 크기, 방향 및 지속기간을 분석하기 위하여 충격반응함수가 이용된다.

II. 자료와 안정성 검정

선박수출(SHIPEX)은 한국무역협회에서 실질GDP(RGDP)는 한국은행에서 구하였으며, 분석기간은 1977년부터 2006년까지이다.

<그림 2> 선박수출과 실질GDP의 추이(단위: 10억 달러)



분석을 시작하기 이전에 먼저 공적분기법을 이용하여 모형이 안정적인가를 살펴보아야 한다. 만약 안정적이지 못할 경우 실질소득과 선박수출 간에 안정적인 관계가 성립하지 못함으로써 분석결과가 허구적일 가능성이 크기 때문이다. 공적분은 동태적으로 불안정한 시계열간의 균형에 대한 검정이므로 먼저 각 변수들의 $I(d)$ 과정에서 d 에 대한 검정이 이루어져야 한다. 시계열 변수에 대한 단위근 존재유무 검정은 Dickey and Fuller(1979)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법⁴⁾을 이용한다.

$$\Delta X_t = c_0 + b_0 t + b_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

아래의 <표 3>은 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정 결과를 보여주고 있다. 모든 수준변수는 5% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하지만, 1차 차분한 경우는 귀무가설을 기각시키고 있다.

4) ADF검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 최대 4개의 시차를 부여한 후 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형을 체크한다. 이 때 잔차가 백색오차(white noise)를 갖는 것으로 나타나면 시차수를 감소시킨 후 다시 모형을 체크한다. 이와 같은 방법을 통해 시차수를 계속 감소시킴으로써 최소의 시차수를 갖는 모형을 선택한다.

<표 3> 단위근 검정

	수준	차분
<i>RGDP</i>	-1.93	-4.47**
<i>SHIPEX</i>	-1.90(5)	-4.81**(4)

주: 1) ‘***’는 5% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각됨을 나타냄.
 2) 임계치는 Fuller(1976)를 참조하였음.

따라서 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 으로 확인되었으므로, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. Johansen(1988)의 다변량 공적분 기법(이하 Johansen 검정)을 이용하여 살펴본다. Johansen 검정은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 X_t 는 p 개의 변수로 이루어진 벡터를, ε_t 는 정규분포를 따르는 백색잡음(white noise)을 나타내며, $\Gamma_j = -(I - A_1 - \dots - A_j)$, $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ 이다.

식 (2)에서 ΠX_{t-k} 의 Π 를 통해 X_t 변수들간의 장기관계를 분석할 수 있다. 일반적으로 행렬 Π 의 계수(rank)는 알려진 값이 아니므로 Johansen 기법에 의하면 이 계수를 검정하는 검정기법을 이용한다. 이 검정기법은 특성근(eigenvalue)에 기초한 것으로 다음과 같은 두 개의 검정통계량이 있다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

λ_{trace} 통계량은 많아야 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설과 공적분벡터가 그보다 1개 더 존재한다는 대립가설과 관련된 통계량이고, λ_{max} 통계량은 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설과 $r+1$ 개의 공적분벡터가 존재한다는 대립가설과 관련된 통계량이다.5)

<표 4> Johansen 검정

$\lambda_{trace}(r)$		$\lambda_{max}(r, r+1)$	
$r=0$	$r \leq 1$	$r=0 r=1$	$r=1 r=2$
22.781**	0.4306	22.350**	0.4306

주: 1) ‘***’는 5% 유의수준에서 공적분벡터가 존재하지 않는다($r=0$)는 귀무가설이 기각됨을 의미함.
 2) 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)를 참조하였음.

5) 우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이를 선택한다.

그 결과 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량에 있어서 모두 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각시키고 있음을 알 수 있다.

Ⅲ. 인과성 검정과 충격반응

공적분벡터가 존재하는 것으로 나타남에 따라 변수들 간의 인과성을 살펴보기 위하여 벡터오차수정모형을 도입한다.

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^l \beta_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \xi_{1i} ect_{r, t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \xi_{2i} ect_{r, t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

여기서 (x, y) 는 각각 실질소득과 선박수출의 벡터를 나타낸다. Δ 는 차분연산자(difference operator)를, ect (error-correction term)는 장기공적분관계로부터 도출된 오차수정항을 의미한다.

<표 5> 인과관계 검정

	$\Delta RGDP$	$\Delta SHIPEX$	ect	$(\Delta RGDP, ect)$	$(\Delta SHIPEX, ect)$
$\Delta RGDP$		2.802*	-1.684		2.384*
$\Delta SHIPEX$	2.877*		-2.377**	4.240**	

주: 1) ***는 5%, **는 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) ect 는 t 통계량이며, 나머지는 F 통계량임.

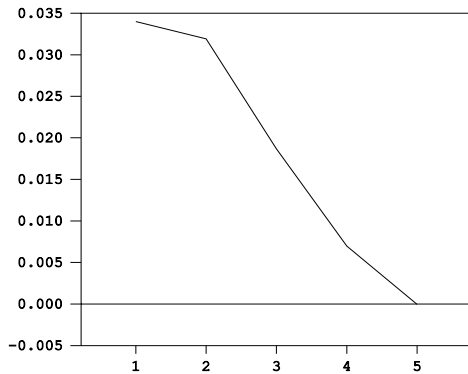
벡터오차수정모형을 이용하여 인과성을 살펴본 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. <표 5>에서 선박수출이 실질소득에 영향을 미치고 실질소득이 선박수출에 영향을 미치는 것으로 나타나 선박수출과 실질소득 간에 쌍방향 인과관계가 성립하고 있다.

또한 선박수출에서만 오차수정항이 통계적으로 유의하다. 또한 단기에 있어서는 선박수출이 실질소득을 증가시키나 장기에서는 일정한 관계가 성립하지 않은 데 비해, 소득변동은 선박수출에 단기에서 뿐 아니라 장기에서도 일정한 관계를 갖는다. 그리고 실질소득과 선박수출의 오차수정방정식에서 선박수출과 오차수정항 $(\Delta SHIPEX, ect)$, 실질소득과 오차수정항 $(\Delta RGDP, ect)$ 에 대한 결합가설이 유의함을 알 수 있다. 또한 외생변수들에 충격을 가할 경우 내생변수들의 반응경로를 살펴보기 위하여 충격반응함수를 이용한다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연

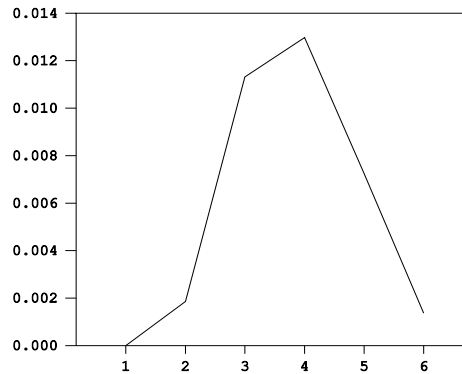
관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 과급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다. 충격반응함수는 분석기간 중 추세로부터의 괴리(deviation)의 지속정도(persistence), 규모(size), 그리고 그 흐름(dynamics)으로 판단한다. 괴리의 크기는 피충격변수의 반응경로(response path)의 최대폭으로 측정하며, 괴리의 지속정도는 모형구성변수에 단위표준편차의 쇼크를 가한 후 피충격변수가 추세로 회귀하는 데 소요되는 단계수로 측정한다.⁶⁾

<그림 3>과 <그림 4>는 각각 선박수출충격에 대한 실질소득의 반응과 실질소득충격에 대한 선박수출의 반응을 보여주고 있다. 그림에서 실질소득이 선박수출에 미치는 영향에 비해 선박수출이 실질소득에 미치는 영향이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

<그림 3> $\Delta SHIPEX - \Delta RGDP$



<그림 4> $\Delta RGDP - \Delta SHIPEX$



IV. 요약 및 결론

조선산업은 단일선체 규제, 중국경제 특수에 의한 해상물동량의 증가, 해운시황에 따른 선박수요 증가, 조선기자재 산업의 성장에 의해 지속적인 증가가 예상되고 있다. 특히 우리나라는 2002년에 들어서면서 세계 1위로 성장하였고 2006년 선박 건조량 기준 35%의 점유율을 달성하였다. 수주량 확보, 생산성 향상 및 공법개선, 안정된 노사관계 확립으로 생산량 증가세가 이어지고 있다. 이와 더불어 선박수출액은 1994년 49억 달러, 1999년 700억 달러, 2003년 1000억 달러, 2006년 2000억 달러로 대단히 빠르게 성장하고 있다. 이에 따라 본고는 선박수출과 실질소득의 동태적 관계를 분석하는데 목적을 두었다.

실증분석 결과 1차차분한 시계열자료가 단위근이 존재한다는 귀무가설의 기각에 성공함에 따라 다변량공적분 검정을 실시하여 적어도 하나의 공적분벡터가 존재하는 것으로 확인되었다. 이에 따라 오차수정모형을 이용한 인과성을 분석하여 선박수출과 실질소득 간에 쌍방향 인과관계가 존재함을 밝힐 수 있었다. 이와 더불어 충격반응함수를 도입하여 실질소득과 선박수출 상호간에 미치는 영향이 오랫동안 지속됨을 알 수 있었다.

6) 모수원, “발틱운임의 불평성과 인과성”, 『해운물류연구』, 제54호, 2007, p. 15.

참 고 문 헌

1. 강성욱, "국내 조선기자재산업의 현황과 전망", 『신보리서치』, 겨울호, 신용보증기금, 2006.
 2. 김영주, "조선기자재산업의 글로벌 분업구조 분석과 발전전략", 『한국마린엔지니어링 학회지』, 제31권 제1호, 한국마린엔지니어학회, 2007.
 3. 모수원, "발틱운임의 불편성과 인과성", 『해운물류연구』, 제54호, 2007.
 4. 모수원, "해상물동량과 항만의 처리능력", 『한국항만경제학회지』, 제19권 제2호, 2003.
 5. 우연섭, "우리나라 조선관련 산업의 성장과 지역적 함의", 『한국지역지리학회지』, 제9권 제1호, 한국지역지리학회, 2003.
 6. 하명신, "동북아 크루즈산업의 현황과 발전방안", 『한국항만경제학회지』, 제23권 제3호, 2007.
 7. Dickey, D. A., and Fuller, W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979.
 8. Engle, R. F., and Granger, C. W. J., Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, 1987.
 9. Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
 10. Granger, C. W. J., Developments in the Study of Cointegrated Economic Variable, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986.
 11. Granger, C. W. J., Some Recent Development in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, Vol. 39, 1988.
 12. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988.
 13. Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992.
 14. Schwert, G. W., "The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987.
 15. Sims, C., Money, Income and Causality, *American Economic Review*, Vol. 62, 1972.
 16. Sims, C., Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, Vol. 48, 1980.
- <http://www.kita.net>
<http://www.nso.go.kr>

< 요약 >

우리나라 조선산업에서 선박수출과 경제성장의 인과성

김창범

조선산업에 있어서 자유무역 확대 및 BRICs 고성장으로 인한 해상물동량 증가, 선박기술과 문화의 융합에 따른 고급레저 선박수요의 증대, 컨테이너선의 대형화·고속화와 같은 글로벌 환경변화가 이루어지고 있다. 특히 우리나라는 2002년에 들어서면서 세계 1위로 성장하였고 2006년 선박 건조량 기준 35%의 점유율을 달성하였다. 수주량 확보, 생산성 향상 및 공법개선, 안정된 노사관계 확립으로 생산량 증가세가 이어지고 있다. 이와 더불어 선박수출액은 1994년 49억 달러, 1999년 700억 달러, 2003년 1000억 달러, 2006년 2000억 달러로 대단히 빠르게 성장하고 있다.

이러한 배경하에서, 본 연구는 선박수출과 경제성장 사이의 인과관계를 분석하였다. 분석결과 선박수출이 실질소득에 영향을 미치고 실질소득이 선박수출에 영향을 미치는 것으로 나타나 선박수출과 실질소득 간에 쌍방향 인과관계가 성립함을 알 수 있었다. 또한 선박수출에서만 오차수정항이 통계적으로 유의하였다. 또한 단기에 있어서는 선박수출이 실질소득을 증가시키나 장기에서는 일정한 관계가 성립하지 않은 데 비해, 소득변동은 선박수출에 단기에서 뿐 아니라 장기에서도 일정한 관계가 존재함을 알 수 있었다. 그리고 실질소득과 선박수출의 오차수정방정식에서 선박수출과 오차수정항, 실질소득과 오차수정항에 대한 결합가설이 유의한 것으로 나타났다.

□ 주제어 : 조선산업, 선박수출, 벡터오차수정모형, 인과성

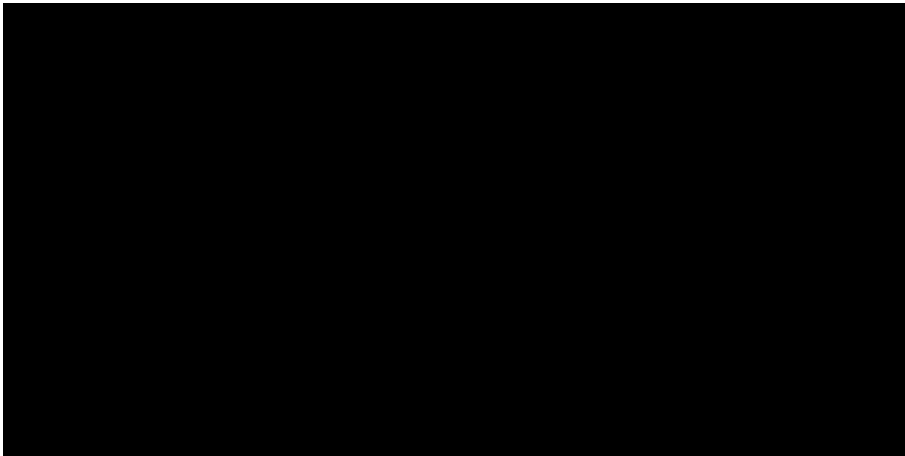
<부록> 선박수주량

<부표> 세계와 한·중·일 3국의 선박수주량(단위: 만CGT, %)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
세계	2,501	2,552	2,340	3,648	2,673	2,894	2,893	2,364	1,893	4,382	4,735	4,187	6,109
한국	637	713	697	1,274	999	1,271	1,040	640	759	1,881	1,573	1,357	2,201
중국	77	110	166	146	66	301	193	280	211	610	676	660	1,580
일본	1,189	890	915	1,536	1,097	869	744	793	699	1,233	1,428	944	1,186
3국의 점유율	76.1	67.2	76.0	81.1	80.9	84.4	68.4	72.5	88.2	85.0	77.7	70.7	81.3

자료: 통계청(<http://www.nso.go.kr>)

<부도> 한·중·일 3국의 선박수주량 점유율(%)



자료: 통계청(<http://www.nso.go.kr>)