

해상물동량과 항만의 처리능력

Marine Freight Transportation and Cargo Handling Capacity of Ports

모수원*

목 차

- | | |
|------------------|-----------------|
| I. 서론 | IV. 예 측 |
| II. 모형추정과 오차수정모형 | V. 결론 및 정책적 시사점 |
| III. 분산분해와 충격반응 | |
-

Key Words: loaded cargo, unloaded cargo, error-correction model, impulse-response

Abstract

The purpose of this study is to estimate and forecast the marine trading volumes based on the structural model. We employ GPH cointegration test since the structural model must be stationary to get the accurate predicted values. The empirical results show that our model is stationary. This paper also applies variance decompositions and impulse-response functions to the structural model composed of exchange rate, domestic industrial activity, and world business. The results indicate that while both loading and unloading volumes respond positively to the shocks in income and then decay very slowly, their responses are different to the shocks in exchange rate.

* 목포대학교 경영대학 무역학과 교수, 017-314-5374, moswan@hanmail.net

I. 서 론

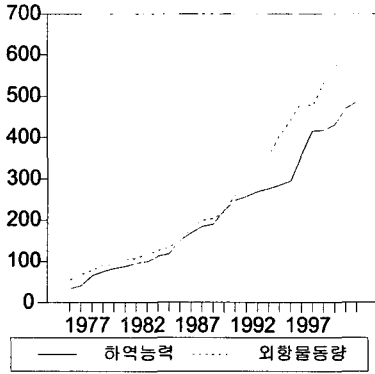
우리나라는 부존자원이 빈약하고 국토가 협소하기 때문에 소비가능영역을 확대하여 후생수준을 향상시키고 생산가능프론티어를 외부이동시켜 국민소득과 생산능력을 증대하는 데 국제무역은 필수적이다. 이에 따라 한국경제는 성장과 동시에 무역의존도가 꾸준히 상승하여 명목 GDP를 기준으로 2002년 현재 수출의존도 0.40, 수입의존도 0.38, 무역의존도 0.78이라는 높은 수준에 도달하고 있다.

또한 삼면이 바다로 둘러싸여 있고 남과 북이 단절되어 섬 아닌 섬이 되어버린 지정학적 여건 때문에 우리나라와 해외시장을 연결하는 물적 유통시스템이 국가경제에서 차지하는 비중은 대단히 클 수밖에 없다. 우리 경제에서 중요한 역할을 담당하는 국제교역량의 99.7%가 항만을 통해 이루어지고 있는 데 비해 항만시설을 적기에 확보하지 못하여 체선·체화, 물류비 가중 등 많은 문제점을 안고 있다. 국가물류비가 GDP에서 차지하는 비중이 12.8%로 미국, 일본에 비해 과다한 실정이다.

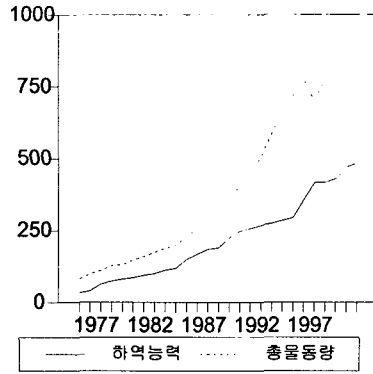
우리나라의 외항을 통해 입하되고 출항된 물동량은 1976년 5천 6백만톤에서 1981년에 그 두배인 약 1억톤으로, 1990년에 다시 2억 2천만톤으로 증가한 후 5년 후인 1995년에 약 4억톤으로 증가한 후 2002년 현재 6억 6천만톤에 이르고 있다. 이러한 외항물동량의 증가로 해상물동량 역시 크게 증가하고 있다. 해상물동량은 1976년 8천만톤, 1977년 1억톤에서 1991년 4억톤, 2000년 8억 3천만톤으로 증가한 후 2002년 현재 9억 3천만톤에 달하고 있다. 이에 비해 하역능력은 완만한 증가를 보여 하역능력을 초과한 물동량이 1980년 5천만톤에서 8년후인 1988년에 1억톤, 1992년 2억톤, 1996년 4억톤으로 증가한 후 2002년에 4억 5천만톤의 초과를 보이고 있다. 이와 같은 만성적인 하역능력 부족은 체선과 체화에 따르는 물류비용의 증가로 연결되고, 이것은 다시 피이드백(feedback) 작용을 하여 제품생산의 비용증가요인으로 전가됨으로써 우리 제품의 가격경쟁력을 약화시키게 된다. 더욱 운송업계의 연이은 파업에 따른 물류대란과 화물연대의 운송거부로 부산항과 광양항과 같은 주요 수출입항의 대외신용도가 손상되고, 반사적으로 우리와 경쟁관계에 국가의 항만에 이득을 제공한 것은 국가경쟁력에 결정적인 저해요인이 되고 있다.

따라서 국제경쟁력 약화를 방지하기 위해서는 효율적인 물류시스템의 장애요인을 제거하는 것이 필요하겠지만, 본고는 물류비의 증가요인이 하역물동량의 증가와 이를 처리할 하역능력의 차이라는 데 초점을 두고 해상물동량의 예측치를 도출하여 항만의 하역능력증대가 절실하다는 것을 보인다.

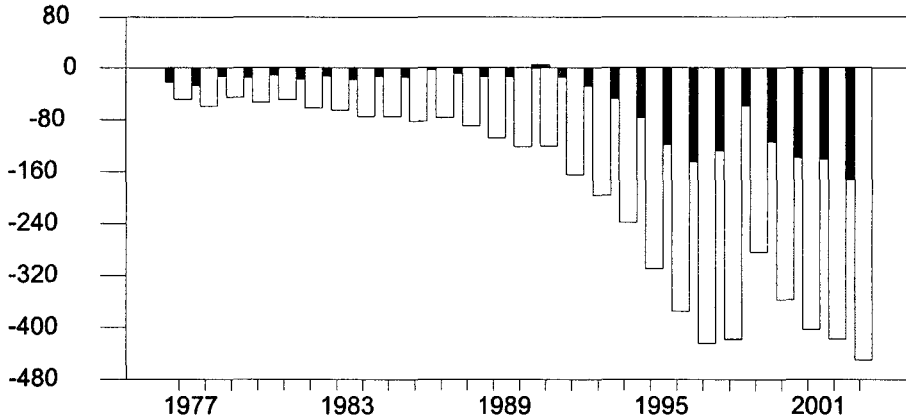
<그림 1> 하역능력과 외항물동량



<그림 2> 하역능력과 총물동량



<그림 3> 초과하역능력



이에 따라 본고는 우리나라의 해상물동량을 추정하고 예측하는 데 목적을 두고서 다음과 같이 전개된다. 제Ⅱ장에서 모형의 정상성을 검정하기 위하여 GPH(Geweke, Porter-Hudak)검정을 실시하고 오차수정모형을 추정한다. 제Ⅲ장에서는 모형을 구성하는 변수들이 출하량과 입하량에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 분석한다. 여기에는 예측오류의 분산분해(forecast error variance decomposition)와 충격반응함수(impulse-response function)가 이용된다. 제Ⅳ장에서는 실제 예측치를 도출한다. 그리고 제Ⅴ장에서 결론을 내린다.

<표 1> 물동량과 초과하역능력

단위 : 백만톤

기간	하역능력(A)	외항물동량(B)	총물동량(C)	A-B	A-C
1976	34	56	83	-22	-49
1977	41	68	100	-27	-59
1978	65	78	112	-13	-47
1979	75	91	128	-16	-53
1980	82	94	132	-12	-49
1981	87	105	149	-18	-62
1982	96	109	160	-13	-65
1983	100	118	175	-18	-75
1984	113	126	188	-13	-76
1985	118	133	200	-15	-82
1986	151	154	228	-3	-77
1987	169	178	258	-9	-90
1988	185	198	293	-14	-108
1989	190	204	312	-14	-122
1990	224	220	346	5	-121
1991	248	263	413	-15	-165
1992	258	286	455	-28	-197
1993	269	317	507	-48	-238
1994	276	353	586	-77	-310
1995	285	404	660	-119	-374
1996	295	441	719	-146	-423
1997	357	485	774	-128	-417
1998	416	475	701	-58	-285
1999	418	532	775	-115	-357
2000	430	570	834	-139	-403
2001	470	611	886	-141	-417
2002	486	658	935	-173	-450

II. 모형추정과 오차수정모형

본고에서는 1990년 1월부터 2003년 6월까지의 기간에 대해 우리나라의 출하량과 입하량이 환율, 세계경기, 국내경기에 어떠한 영향을 어느 정도 받는가를 분석한다. 출하량 함수와 입하량 함수는 식 (1)과 식 (2)와 같이 대수선형(log-linear)형태로 다음과 같이 구성한다(Stone, 1979; Goldstein, Khan and Officer, 1980; Kenen and Rodrik, 1986;

김윤철, 1998; 노태정과 유종영, 1987; 이재열과 한희준, 2001; 한희준, 2000).

$$load_t = \alpha_0 + \alpha_1 ks_t + \alpha_2 wip_t \tag{1}$$

$$unload_t = \beta_0 + \beta_1 ks_t + \beta_2 kip_t \tag{2}$$

여기서 *load*(*unload*), *ks*, *wip*, *kip*는 각각 출하량(입하량), 미달러의 원화표시 명목환율, 세계경기, 국내경기를 나타낸다. 국내경기는 계절조정 산업생산지수를 대리변수(proxy variable)로 이용하며, 세계경기는 미국과 일본의 산업생산지수를 가중평균하여 도출한다. 여기에 이용되는 자료는 통계청 웹사이트에서 구하며, 통계분석은 주로 RATS(Regression Analysis of Time Series) version 5.0을 이용한다.

분석을 시작하기 이전에 먼저 변수가 안정적인가를 살펴보기 위하여 다음과 같은 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근검정법을 이용한다.

$$\Delta X_t = c_0 + b_0(Time) + b_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{3}$$

여기서 귀무가설은 X_t 가 1차차분을 통해 안정적이 된다는 것이며, t 통계량을 이용하여 b_1 의 계수가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다.

<표 1> 단위근검정

	수준변수		차분변수	
	ta^*	$\tilde{t}\alpha$	ta^*	$\tilde{t}\alpha$
load	-1.848(8)	-0.684(9)	-5.547*(9)	-5.939*(9)
unload	-2.587(7)	-2.585(7)	-6.508*(6)	-6.850*(6)
ks	-1.789(1)	-2.364(1)	-9.204(1)*	-9.180(1)*
wip	-1.045(4)	-2.345(3)	-4.829*(5)	-5.324*(4)
kip	-0.907(4)	-2.267(0)	-4.064(3)*	-4.060(3)*

- 주: 1. 괄호 안의 숫자는 시차길이를 나타냄.
- 2. "*"는 유의수준 5%에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 의미함.
- 3. 임계치는 Fuller(1976)의 표 참조.

ADF검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 최대 12개의 시차를 부여한 후 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차(white noise)를 갖는 것으로 나타나면 시차수를 감소시킨 후 다시 모형을

확인한다. 이와 같은 방법을 통해 시차수를 계속 감소시킴으로써 최소의 시차수를 갖는 모형을 선택하며 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다. <표 1>은 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근검정 결과를 보여주고 있다.

<표 1>에서 수준변수는 5% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 따라서 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 이를 위해 분수차분에 입각한 분수공적분기법(fractional cointegration approach)을 이용한다.

분수공적분기법의 큰 장점중의 하나는 안정성과 추세회귀성향을 구분해준다는 것이다(Granger and Joyeux, 1980; Hosking, 1981). 즉 시계열의 안정성을 위한 조건은 분수차분계수(degree of fractional differencing: d)가 0.5보다 작은 경우이다. 그러나 d 값이 1보다 작을 경우 시계열에 주어진 예상치 못한 충격은 연이은 상반효과에 의해 결국은 소멸하게 된다. 따라서 이 경우 시계열은 일시적으로 추세를 이탈하나 결국은 회귀하며, 이를 추세회귀성향이라 한다. 반대로 d 가 1보다 크면 충격의 효과는 점차 시간이 가면서 누적, 지속되는 경향을 띤다. <표 2>는 분수공적분관계를 파악하기 위한 GPH(Geweke, Porter-Hudak, 1983) 검정결과를 보여주고 있다.

<표 2>에서 보는 바와 같이, 입출하량 함수에서 d 추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해 d 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 공적분관계 또는 분수공적분관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 또한 입하량함수는 $0 < d < 0.5$ 임으로써 정상적이며, 출하량함수는 $0.5 < d < 1$ 임으로써 추세회귀적 성향이 있음을 보여주고 있다.

<표 2> GPH검정

		0.500	0.550	0.600	0.605
출하량	$d(d=0)$	0.556(2.036)*	0.586(2.555)*	0.526(3.074)*	0.375(4.282)*
	$d=1$	0.0415*	0.0246*	0.0036*	0.0000*
입하량	$d(d=0)$	0.136(3.575)*	0.206(4.304)*	0.185(5.731)*	0.279(5.863)*
	$d=1$	0.0003*	0.0000*	0.0000*	0.0000*

주: 1. 괄호 안의 숫자는 $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 t 통계량을, $d=1$ 은 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 유의수준을 나타냄.
 2. "*"은 5%수준에서 $d=0$ 이라는 귀무가설을 기각함을 의미함.

이것은 본고가 이용하는 모형이 균형수렴적임을 의미한다. 이와 같이 장기적인 안정관계가 성립하는 것으로 나타남에 따라 <표 3>에서와 같은 장기방정식과 오차수정방정

식을 구할 수 있다.

<표 3>의 출하량과 입하량의 장기방정식에서 보는 바와 같이 환율상승에 대해 출하량은 증가하고 입하량은 감소하는 것으로, 그리고 국내경기와 세계경기의 호조는 출하량과 입하량에 (+)효과를 갖는 것으로 나타나고 있다. 또한 환율변동과 경기변동이 입하량보다 출하량에 더 큰 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 수출이 수입보다 경제변수에 더 민감한 반응을 보인다는 것을 시사하고 있다.

오차수정방정식에서 오차수정항(error-correction term) z_{t-1} 이 5%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함(cointegration findings)을 보여줄 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립함을 나타내고 있다. 또한 오차수정항의 계수는 입출하량의 실제치(actual value)와 장기치 또는 균형치(long-run or equilibrium) 간의 괴리가 매월 제거되거나(eliminated) 수정되는(corrected) 비율을 나타낸다. 따라서 입하량보다 출하량의 괴리가 더 빠르게 장기균형으로 수렴되고 있다. 또한 F통계량은 상수항을 제외한 모든 변수가 그룹으로서 영의 계수(zero coefficient)를 갖는다는 귀무가설이 기각됨을 의미한다(Doyle, 2001). 그리고 출하량의 경우 환율과 경기가 단기조정역할을 수행하는 데 비해, 입하량의 경우 환율이 조정기능을 상실하여 경기만이 단기조정역할을 하고있는 것으로 나타나고 있다.

<표 3> 오차수정모형

$load_t = 9.138 + 0.291ks_t + 0.881wip_t + 0.079trend$	$R^2 = 0.976$	$F = 431.5(0.000)$
(20.8) (5.52) (7.15) (13.5)		
$unload_t = 16.66 - 0.189ks_t + 0.241kip_t + 0.089trend$	$R^2 = 0.963$	$F = 272.3(0.000)$
(52.2)(-5.00) (4.17) (13.4)		
오차수정모형		
$\Delta load_t = 0.005 - 0.243\Delta load_{t-1} + 0.403\Delta ks_{t-1} + 0.704\Delta wip_{t-1} - 0.499z_{t-1}$		
(0.85) (-3.26) (2.22) (2.85) (-4.55)	$R^2 = 0.343$	$F = 20.07(0.000)$
$\Delta unload_t = 0.008 - 0.458\Delta unload_{t-1} - 0.029\Delta ks_{t-1} + 0.205\Delta kip_{t-1} - 0.359z_{t-1}$		
(1.51)(-5.54) (-0.20) (1.99) (-3.32)	$R^2 = 0.349$	$F = 20.77(0.000)$

주: 계수 밑의 괄호 안의 숫자는 t통계량을, F통계량 옆의 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타냄.

Ⅲ. 분산분해와 충격반응

이제 우리나라 물동량이 환율, 국내경기, 세계경기에 의해 어느 정도 설명될 수 있는가와 이들 변수에 일정한 충격을 가할 경우 입하량과 출하량의 반응경로를 살펴본다. 먼저 설명변수들의 영향력을 비교평가하기 위하여 예측오차의 분산분해(forecast error variance decompositions)를 실시한다. 예측오차의 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의하여 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다. 이것은 출하량과 입하량 예측오차의 분산이 자체교란에 원인을 두는 것인가 아니면 환율, 세계경기, 국내경기의 교란에 그 원인이 있는가를 밝힐 수 있다.

이를 위해서는 잔차의 분산·공분산행렬을 직각행렬로 분해하고, 이 행렬을 이용하여 변수별 예측오차의 분산을 분해하는 과정을 밟게 된다. 각 행렬의 주대각선은 자체의 교란에 의해 설명되는 오차분산의 비율을 나타낸다. 이 때 변수가 외생적이면 거의 100퍼센트가 됨으로써 모형의 여타 변수로부터 거의 혹은 전연 영향을 받지 않고서 자체 교란이 분산을 거의 모두 설명함을 의미하게 된다.

<표 4> 분산분해

	step	load	wip	ks		step	unload	kip	ks
	1	100.0	0.000	0.000		1	100.0	0.000	0.000
	2	83.09	15.94	0.959		2	90.56	2.973	6.465
load	4	66.75	20.41	12.83	unload	4	74.61	13.48	11.90
	8	59.88	22.66	17.44		8	53.13	29.16	17.70
	12	55.70	27.69	16.60		12	46.28	34.26	19.45

<표 4>는 출하량과 입하량에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다. 출하량의 경우 12 예측단계에서 자체변수에 의해서 약 56%, 세계경기와 환율에 의해서 각각 28%, 17% 설명됨으로써 세계경기와 환율이 출하량의 분산에 상당한 영향을 미치고 있다. 입하량의 경우에 있어서도 12 예측단계에서 자체변수에 의해서 46% 설명되고 국내경기와 환율에 의해서 각각 34%, 19% 설명됨으로써 국내경기와 환율이 입하량의 분산에 상당한 영향을 미침을 보여주고 있다.

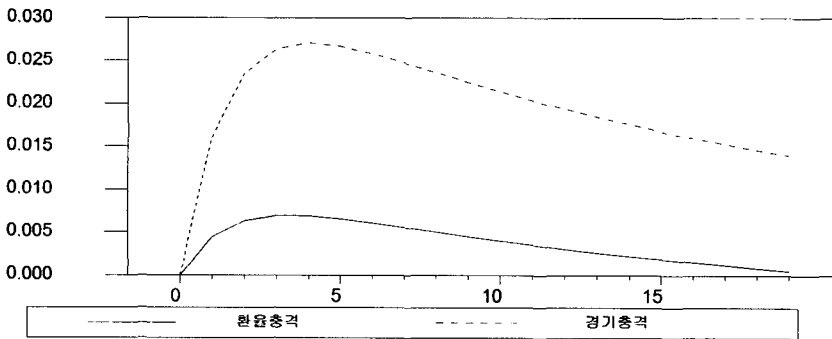
이러한 분산분해의 결과를 시각적으로 살펴봄과 동시에 그 반응경로를 파악하기 위하여 충격반응함수를 이용한다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를

확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다.

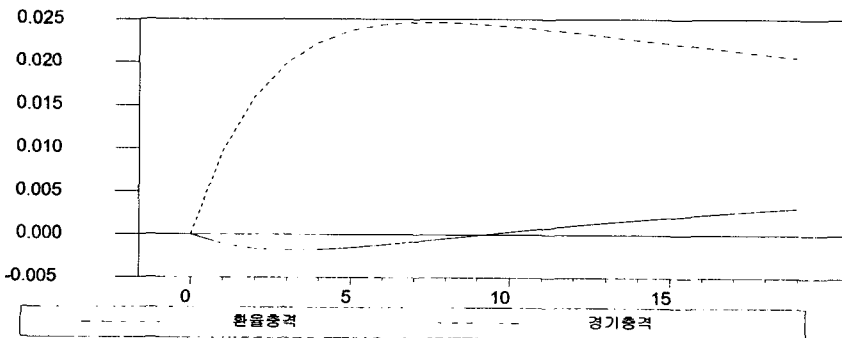
<그림 3>과 <그림 4>는 환율충격과 경기충격에 대한 출하량과 입하량의 반응을 보여주고 있다. 그림에서 환율충격에 대해 출하량은 증가하나 입하량은 감소하며, 경기충격에 대해서는 출하량과 입하량이 증가하는 것으로 나타나고 있다.

출하량의 경우 환율충격에 대해 3개월 후 0.0069로서 가장 큰 상승을 보인 후 서서히 감소하고 있다. 경기충격에 대해서는 4개월 후 0.0271로 가장 큰 반응을 보인 후 약화되기 시작하여 20개월 후에도 0.0140의 충격이 남아있다. 입하량의 경우 환율충격에 대해 3개월까지 감소한 후 9개월 후 부의 효과가 소멸되고 있다. 경기충격은 7개월후 0.0247로 가장 큰 반응을 보인 후 대단히 느리게 감소하여 20개월후에도 0.0206의 충격이 남아있다. 또한 환율과 경기가 입하량보다 출하량에 더 크고 더 오래 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다.

<그림 3> 출하량 충격반응



<그림 4> 입하량 충격반응



<표 5> 충격반응

단계	출하량		입하량	
	환율충격	경기충격	환율충격	경기충격
0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
1	0.0045	0.0162	-0.0011	0.0098
2	0.0063	0.0235	-0.0017	0.0160
3	0.0069	0.0264	-0.0018	0.0199
4	0.0069	0.0271	-0.0017	0.0223
5	0.0065	0.0267	-0.0015	0.0237
6	0.0061	0.0258	-0.0012	0.0244
7	0.0056	0.0247	-0.0008	0.0247
8	0.0050	0.0236	-0.0005	0.0247
9	0.0045	0.0225	-0.0001	0.0245
10	0.0040	0.0214	0.0003	0.0242
12	0.0031	0.0194	0.0011	0.0234
20	0.0005	0.0140	0.0031	0.0206

IV. 예 측

이제 제2장에서 도입한 출하량모형과 입하량모형에 근거하여 2008년까지 예측을 실시한다. 이러한 예측을 실시하기 전에 연립방정식을 구성하여 설명변수들의 미래경로를 제공하는 것이 필요하다.

$$load_t = 9.138 + 0.291ks_t + 0.881wip_t + 0.079trend \quad R^2 = 0.976$$

(20.8) (5.52) (7.15) (13.5)

$$unload_t = 16.66 - 0.189ks_t + 0.241kip_t + 0.089trend \quad R^2 = 0.963$$

(52.2) (-5.00) (4.17) (13.4)

$$kip_t = 0.241 + 0.913kip_{t-1} + 0.008trend + 0.745 \sum_{i=1}^{11} month_t \quad R^2 = 0.986$$

(1.98) (25.8) (2.24) (6.27)

$$wip_t = 0.072 + 0.982wip_{t-1} + 0.0008trend + 0.086 \sum_{i=1}^{11} month_t \quad R^2 = 0.998$$

(0.11) (92.5) (1.42) (3.70)

$$ks_t = 0.102 + 0.986ks_{t-1} \quad R^2 = 0.977$$

(1.24) (2.24)

여기서 month는 계절가변수를 의미한다. 이러한 추정치를 바탕으로 도출한 예측치는 <표 6>과 같다.

<표 6> 물동량 예측

단위: 만톤

연도	입하량	출하량	물동량
2002년	47,707	18,123	65,831
2003년	46,172	16,643	62,815
2004년	51,281	18,578	69,858
2005년	53,738	19,821	73,559
2006년	56,345	21,079	77,425
2007년	59,037	22,353	81,390
2008년	61,791	23,645	85,436

표에서 국내경기, 세계경기, 환율이 현재의 추세대로 변화할 경우 예측치를 보여주고 있다. 예측결과 5년 후인 2008년의 물동량은 2002년에 비해 약 2억톤이 더 증가할 것으로 예측되고 있다. 이것은 외항물동량이 하역능력을 2002년에 1억 7천만톤에서 3억 7천만톤으로 크게 증가할 것을 의미한다. 이것은 바로 항만시설에 대한 확장투자가 이루어지지 않으면 머지 않아 심각한 물류유통시스템에 애로(bottleneck) 요인이 발생할 것임을 예고하고 있다고 할 수 있다.

V. 결론 및 정책적 시사점

부존자원이 빈약하고 삼면이 바다인 우리나라의 경우 항만과 해상을 통해 해외시장과 연결되고 있으며, 국가생산능력과 후생증대를 위해서 물동량의 증가는 필수적이다. 따라서 물동량 증가에 따른 체선과 체하로 국제경쟁력이 약화되는 것을 방지하기 위해서는 해상물동량에 대한 정확한 추정과 예측이 이루어져야 한다.

본고는 물동량함수를 환율, 국내경기, 세계경기로 구성한 후 변수에 대한 단위근검정과 모형에 대한 GPH 공적분검정을 실시하여 모형이 안정적인 것으로 나타났다. 이에 따라 모형을 추정하여, 환율상승은 출하량을 증가시키고 입하량을 감소시키며, 경기호조는 물동량을 증가시키는 것으로 그리고 환율과 경기가 입하량보다 출하량에 더 큰 영향을 미치며, 환율보다는 경기가 더 큰 효과를 갖는 것으로 나타났다. 오차수정방정식에서 출하량의 경우 환율과 경기가 단기조정역할을 수행하는 데 비해, 입하량의 경우

환율이 조정기능을 상실하여 경기만이 단기조정 역할을 하고 있다.

충격반응을 통해 환율충격에 대해 출하량은 증가하나 입하량은 감소하며, 경기충격에 대해서는 출하량과 입하량이 증가하며, 환율과 경기가 입하량보다 출하량에 더 크고 더 오래 영향을 미침을 알 수 있었다.

마지막으로 국내경기, 세계경기, 환율이 현재의 추세대로 변화할 경우를 상정하여 예측한 결과 5년 후인 2008년에 외항물동량이 하역능력을 3억 7천만톤 초과할 것으로 예상되었다. 이것은 바로 항만시설에 대한 확장투자가 이루어지지 않으면 머지 않아 심각한 물류유통시스템에 상당한 애로가 발생할 수 있음을 의미한다.

이러한 상황에서 최근 연이어 발생한 운송업계의 연이은 파업은 물류대란을 초래하여 물류중심국가 전략에 악영향을 미침은 물론 광양항과 부산항과 같은 주요 무역항의 신뢰에 상당히 좋지 않은 영향을 미칠 것으로 전망되고 있다.

이에 비해 우리와 경쟁상태에 있는 홍콩, 싱가포르, 상하이, 카오슝 및 선전항과 같은 항만이 높은 물동량 증가율을 기록하고 있으며, 이에 따라 항만투자를 확대하고 있다. 우리나라도 재정투자와 민간자본을 유치하여 선택과 집중에 기초한 항만투자 확대방안을 모색하고 있으나 구조적인 문제점 때문에 그 실효성을 거두지 못하고 있어 이에 대한 적절한 대응책 마련이 시급한 실정이다. 다만 과거 화물수요를 따라잡기에 급급하였던 항만개발 패턴에서 벗어나 앞으로는 화물수요발생 이전에 항만을 개발하여 여유있는 항만시설을 확보하는 것이 필수적인 것으로 판단된다.

참고문헌

1. 김윤철, 「한국의 대외거래모형」, 「경제분석」, 한국은행, 제4권 제3호, 1998.10.
2. 노태정·유종영, 「일본·미국에 대한 우리나라의 수출입 예측모형」, 「연구보고서」, 삼성 경제연구소, 1987.9.
3. 이재열·한희준, 「품목별 수출입 행태분석과 시사점」, 「조사통계월보」, 한국은행, 2001.2.
4. 한희준, 「수입의 변동요인분석」, 「조사통계월보」, 한국은행, 2000.4.
5. Doyle, E., "Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979-1992," *Applied Economics*, Vol.33, 2001, pp.249-265.
6. Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
7. Goldstein, M., Khan, M.S. and Officer, L.H., "Prices of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports," *Review of Economics and Statistics*, Vol.62, 1980, pp.190-199.
8. Geweke, J., and Porter-Hudak, S., "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, Vol.4, 1983, pp.221-238.
9. Granger, C.W.J., and Joyeux, R., "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing," *Journal of Time Series Analysis*, Vol.1, 1980, pp.15-39.
10. Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing," *Biometrika*, Vol.68, 1981, pp.165-176.

11. Kenen, P.B. and Rodrik, D., "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates," *Review of Economics and Statistics*, Vol.68, 1986, pp.311-315.
12. Stone, J.A., "Price Elasticities of Demand for Imports and Exports: Industry Estimates for the U.S., The E.E.C. and Japan," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.2, 1979, pp.306-312.