

평택 · 당진항과 대산항의 수출행태의 비교분석

모수원*

Comparative Analysis of Export Behaviors of Pyeongtaek-Dangjin Port and Daesan Port

Soowon Mo

Abstract : This study investigates the export behavior of port of Pyeongtaek-Dangjin and Daesan. The monthly data cover the period from January 2002 to December 2012. This paper tests whether the exchange rate and the industrial production are stationary or not, rejecting the null hypothesis of a unit root in each of the level variables and of a unit root for the residuals from the cointegration at the 5 percent significance level. The error-correction model is estimated to find that Daesan port is faster than Pyeongtaek-Dangjin in adjusting the short-run disequilibrium. This paper finds that the exchange rate coefficient of Daesan port is higher than that of Pyeongtaek-Dangjin port, while the industrial production coefficient of the former is much smaller than that of the latter. The industrial production coefficient is, however, much higher than the exchange rate coefficient in both ports. The rolling regression shows that the influence of exchange rate and industrial production tends to increase in Pyeongtaek-Dangjin port but tends to decrease in Daesan. The impulse response functions indicate that export volumes respond much greater to the positive shocks in industrial production than in exchange rate, and the exchange rate shock decays very fast, while the industrial production shock lasts very long.

Key Words : Pyeongtaek-Dangjin, Daesan, Export Volume, Impulse-response

▷ 논문접수: 2013.08.24 ▷ 심사완료: 2013.09.23 ▷ 게재확정: 2013.09.27

* 목포대학교 경영대학 교수, moswan@hanmail.net, 010-6314-5374.

I. 서론

평택·당진항은 전국 항만의 수출물동량 증가율을 크게 앞지르는 실적을 보이고 있을 뿐만 아니라 전국 항만에서 차지하는 비중도 수직 상승하고 있다. 이에 비해 대산항은 상대적으로 부진한 실적을 보이고 있다. 평택·당진항의 수출은 2002-2012년 기간에 연평균 12%라는 높은 성장을 기록했으며, 특히 2010년과 2011년에는 전년 대비 50%와 32%라는 경이적인 증가율을 보였다. 이에 따라 2009년 1,114만톤에서 2012년 2,241만톤으로 단기간에 수출물동량이 2배로 증가하였다. 이에 비해 대산항의 수출물동량은 2002년 1,296만톤에서 2012년 2,013만톤으로 연평균 5.2% 성장하여 평택·당진항에 비해 크게 뒤떨어졌다. 그 결과 2009년에 대산항의 수출물동량이 평택·당진항보다 826만톤 더 많았으나 2012년 현재 평택·당진항이 대산항보다 97만톤 더 많은 수출물동량을 처리했다.

두 항만은 수출품목에서도 커다란 차이를 보이고 있다. 평택·당진항의 수출이 크게 증가함에 따라 2002년 평택·당진항 수출물동량의 77.8%를 차지하던 차량 및 그 부품은 2012년 39.5%로 줄어들었고 철강 및 그 부품 그리고 방적용 섬유 및 제품의 비중이 8.3%에서 25.9%로 증가하였다. 그리고 차량 및 그 부품, 철강 및 부품 그리고 방적용 섬유제품이 평택·당진항의 수출에서 차지하는 비중도 2002년 94%에서 2012년 75.8%로 하락했다. 특정 품목이 차지하는 비중이 줄어들고 점차 다변화 되고 있는 것이다. 이에 비해 대산항의 수출물동량에서 유류가 차지하는 비중은 2002년 91.5%에서 2012년 73.6%로 떨어졌으나 여전히 높은 수준이다. 또한 두 항만은 계절적 특성에서도 차이를 드러내고 있다. 대산항은 2002-2012년 기간의 계절성 지수(seasonal index)가 95-106으로 표준편차가 3.6에 불과한데 비해 평택·당진항은 76-118로 표준편차가 11.7로 평택·당진항의 수출이 대산항에 비해 강한 계절적 특성을 지니고 있다.

이와 같이 인접해있는 두 항만의 특성이 크게 다름에도 두 항만을 행태를 비교분석한 연구는 찾아볼 수 없다. 평택항에 대한 연구는 평택항의 경쟁력(노윤진·김승철, 2007), 평택항 배후부지(박영태·강승우, 2004; 최상래 등, 2003; 이만형 등, 2008), 수입자동차의 평택항 선택 결정(최기영, 2011)이, 대산항에 대해서는 지방무역항의 활성화(이재규, 2006)와 물동량의 추정(정건섭 등, 2005; 이강석 등, 2005)이 있다. 항만의 효율성과 항만 평가요인 중요도에 대해서는 광양항과 부산항의 항만물류 배후단지의 효율성을 분석한 박홍균(2011)과 군산항의 효율성을 비교분석한 나호수·김현초(2009)를 비롯하여 많은 연구가 이루어지고 있다. 이에 비해 환율과 경기와 같은 경제변수를 이용하여 항만의 물동량과의 관계를 분석한 연구는 김창범(2010, 2011), 최봉호·김상춘(2010)과 같이 소수에 그치고 있다. 항만의 효율성과 중요도 평가에 비해 항만 물동량에 대한 행태분석은

상대적으로 적은 관심을 받고 있는 것이다.

본고는 환율과 소득으로 수출함수를 구성하여 공적분 검정을 통해 모형의 안정성을 체크한 후 오차수정방정식을 통해 불균형 조정속도를 도출한다. 그리고 통상최소자승법(OLS)을 이용한 회귀분석을 실시하여 환율과 소득이 수출에 미치는 효과를 추정한 후 전향적 이동회귀분석으로 설명변수가 시간이 흐름에 따라 어떻게 변화하는가를 분석한다. 또한 충격반응분석을 적용하여 환율과 소득의 충격에 대한 수출의 반응을 밝힌 후 결론을 내린다.

II. 모형 도입과 안정성 검정

본고는 수출함수를 식 (1)과 같이 환율과 소득의 대수선형(log-linear)으로 구성한다 (Baak, 2008; Gala, 2008; Bahmani-Oskooee and Ardalani, 2006; Bahmani-Oskooee and Hegert, 2009; Dritsakis and Athanasiadis, 2000; Kenen and Rodrik, 1986; 모수원, 2011).

$$ex_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \alpha_2 ip_t + \alpha_3 \sum_{i=1}^{11} seas_t$$

여기서 ex 는 평택·당진항과 대산항의 수출물동량을, s 는 미달러화의 원화표시환율을 나타내며, ip 는 해외경기로 산업생산지수를 대용변수(proxy variable)로 이용한다.¹⁾ 분석기간은 2002년 1월부터 2012년 12월까지이며, 자료는 통계청 웹사이트와 국토해양부 해운항만물류정보시스템(SP-IDC)에서 구한다.

식 (1)과 같은 함수를 추정하기 이전에 모형이 안정적임을 보여야 하며 이것은 공적분 검정을 통해 파악할 수 있다. 그런데 공적분 검정을 실시하기 이전에 먼저 변수가 안정적인가를 살펴보는 것이 선행되어야 하므로 단위근 검정을 실시한다(Dickey and Fuller, 1981). 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 단위근 검정결과를 보여주고 있다.

1) 항만별 품목분석이 수출행태를 보다 정확히 파악할 수 있을 것으로 보이나 2012년 대산항의 석유화학제품과 광물성연료의 수출이 대산항 총수출의 99.3%를 차지하고 있고, 평택·당진항의 경우 수송기계가 50.9%를 점유하기 때문에 총수출에 대한 분석이 항만의 대표 품목에 대한 분석과 큰 차이를 보이지 않을 것으로 판단된다.

<표 1> 단위근 검정

	pt	ds	ip	s
수준	-1.2787(6) [0.1466]	-2.2093(1) [0.2703]	-0.5822(0) [0.1163]	-2.4054(1) [0.2398]
차분	-6.3369(5)* [0.1437]	-7.0858(2)* [0.1041]	-16.339(0)* [0.3724]	-7.6128(0)* [0.2459]

주 : 1) ()안의 숫자는 시차길이, []안의 숫자는 Ljung-Box Q 통계량의 유의수준.

2) “*”는 유의수준 5%에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 의미함.

3) 임계치는 Fuller(1976)의 표 참조.

<표 1>에서 pt와 ds는 평택·당진항과 대산항의 수출량을, s와 ip는 환율과 세계경기를 나타낸다. 여기서 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 $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열의 선형결합에 대한 분석이 필요하다.

EG 공적분 검정의 ADF 검정은 X_t 와 Y_t 에 대해 공적분 회귀분석(cointegrating regression)을 하여 추정된 잔차가 단위근을 갖는가에 대해 식 (2)를 검정하는 것이다.

$$D\hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i D\hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 \hat{u}_{t-1} 의 계수가 유의하게 0보다 작을 경우 공적분 관계가 이루어진다. 시차결정은 “아카이케 정보기준(Akaike Information Criteria: AIC)”과 “슈워츠 베이즈 정보기준(Schwarz Bayesian Information Criteria: SIC)”를 이용하여 선정한다. AIC와 SIC는 모두 각 모형에 포함하는 변수의 시차를 증가시킴과 동시에 이에 대한 벌점(penalty)을 비율적으로 부과하는 방식이다. 그러나 AIC는 시차를 증가시킬 때마다 변수 갯수의 자승에 2를 곱하여 벌점을 부과하는 반면, SIC는 변수 갯수의 자승에 관찰치 수의 자연대수값을 곱하여 부과한다. 따라서 관찰치가 많을 때는 SIC의 경우가 AIC보다 짧게 된다는 차이가 있다. <표 2>는 적정시차 결정을 위해 AIC와 SIC의 결과를 보여주고 있으며, 시차 1이 최적인 것으로 나타나고 있다.

<표 2> AIC와 SIC 검정

시차	pt		ds	
	AIC	SIC	AIC	SIC
1	133.0081	138.6647	55.8417	61.4983
2	134.6154	143.1004	57.7726	66.2575
3	136.4369	147.7502	59.7295	71.0428
4	137.1883	151.3299	60.9992	75.1408
5	139.0132	155.9831	61.8418	78.8117
6	141.0039	160.8021	62.9116	82.7098

주 : AIC: Akaike information criterion, SIC: Schwarz information criterion

시차 선정기준에 따른 검정 결과 시차 1을 투입하여 공적분 검정을 하여야 하나 시차에 따른 강건성을 확인하기 위해 시차 1부터 4에 대해 EG(Engle and Granger, 1987) 공적분을 실시한다. 그 결과 <표 3>에서 보는 바와 같이 전반적으로 대부분의 시차에서 4개의 함수가 모두 공적분 관계가 성립하지 않는다는 가설을 5% 유의수준에서 기각하는데 성공하고 있다.

<표 3> EG 공적분 검정

시차	0	1	2	3	4
pt	-8.0844*	-5.6802*	-5.3154*	-4.5927	-3.8608*
ds	-7.9276*	-6.3002*	-6.2956*	-5.9903*	-5.2849

주 : 1) “*”는 유의수준 5%에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 가설이 기각됨을 나타냄.
2) 임계치는 Engle and Yoo(1987)의 표 참조.

이와 같이 모형이 변수 간 공적분 관계를 갖는 것으로 나타남에 따라 <표 4>와 같이 오차수정계수를 구할 수 있다.

<표 4> 오차수정모형

평택·당진항:	$e_t = -0.4608e_{t-1} - 0.3807\Delta ex_{t-1} + 0.7704\Delta ip_{t-1}$	$R^2 = 0.308$	$F = 13.959(0.0000)$
	(3.687) (4.091) (3.112)		
대산항:	$e_t = -0.5588e_{t-1} - 0.1966\Delta ex_{t-1}$	$R^2 = 0.240$	$F = 9.8955(0.0000)$
	(4.453) (2.247)		

주 : 1) 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t통계량, F통계량 밑의 괄호 안의 숫자는 유의수준임.
2) ‘*’는 5%에서 유의함.

오차수정계수는 두 항만에서 음의 부호로 1%에서 유의하여 두 항만에는 공적분관계가 성립한다는 것을 보여주고 있다. 그런데 대산항의 오차수정계수가 평택·당진항보다 더 커서 일시적(단기적)으로 균형(적정) 물동량 수준에 이르지 못할 경우 적정 물동량 수준을 회복하는 속도가 평택·당진항보다 대산항이 더 빠르다. 이것은 평택·당진항이 대산항에 비해 물동량 부족이 발생할 경우 부족현상이 조금 더 오래 지속될 가능성이 더 크다는 것을 의미한다.

<표 5> 수출함수 추정

$pt_t = 6.978 + 0.302ks_t + 1.103ip_t$	$R^2 = 0.874$	F=58.36(0.0000)
(7.807) (2.513) (26.69)		
$ds_t = 8.802 + 0.350ks_t + 0.673ip_t$	$R^2 = 0.841$	F=44.09(0.0000)
(9.935) (2.922) (17.84)		

주 : ‘*’는 5%에서 유의함을. 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t통계량을, F통계량 밑 괄호 안의 숫자는 유의수준임을 나타냄.

<표 5>는 수출물동량 함수를 추정한 결과이다. 대산항과 평택·당진항의 추정 결과에서 대산항의 환율계수가 평택·당진항의 환율계수보다 크나 경기계수는 평택·당진항이 대산항보다 훨씬 크다. 그런데 환율이 하락하는 추세이기 때문에 환율하락에 따른 피해는 대산항에서 더 크다는 것을 알 수 있다. 또한 세계경기는 대체적으로 상승하는 추세이므로 경기상승에 따른 이익은 대산항보다 평택·당진항에서 훨씬 더 크다는 것도 알 수 있다. 이와는 반대로 환율상승과 경기하락이 있을 경우 대산항이 더 안정적이라는 것도 의미한다. 이제 환율과 경기의 영향력이 시간의 흐름에 따라 동태적으로 어떤 행태를 보이는가를 밝히기 위해 정태적 전향적 이동회귀를 실시한다.

<표 6> 전향적 이동회귀

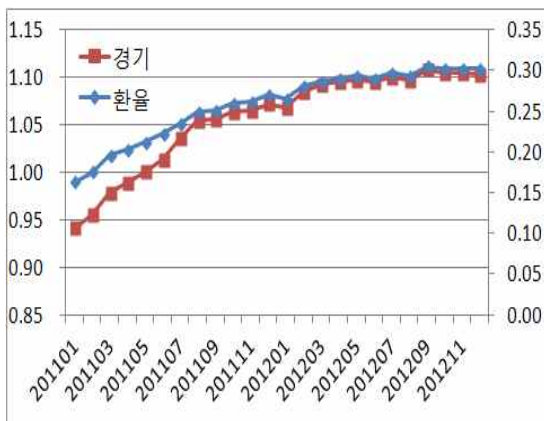
기간	평택·당진항		대산항	
	환율	경기	환율	경기
2011:01	0.1632	0.9412	0.3728	0.7236
2011:02	0.1756	0.9551	0.3741	0.7276
2011:03	0.1953	0.9780	0.3712	0.7171
2011:04	0.2034	0.9889	0.3707	0.7078
2011:05	0.2123	1.0006	0.3709	0.7101
2011:06	0.2221	1.0137	0.3700	0.6994
2011:07	0.2358	1.0362	0.3703	0.6981
2011:08	0.2494	1.0548	0.3703	0.7055
2011:09	0.2505	1.0558	0.3693	0.7037

평택·당진항과 대산항의 수출행태의 비교분석

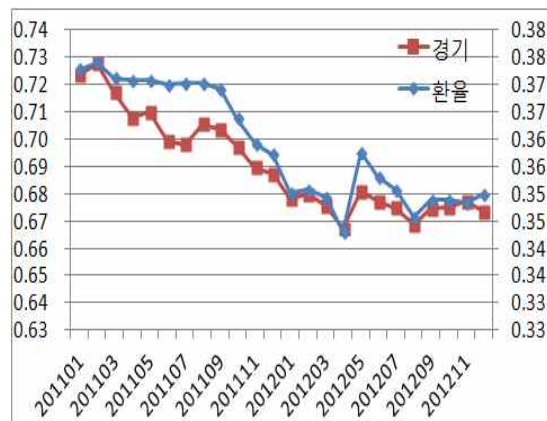
2011:10	0.2605	1.0639	0.3638	0.6972
2011:11	0.2613	1.0647	0.3592	0.6896
2011:12	0.2707	1.0721	0.3572	0.6873
2012:01	0.2660	1.0681	0.3501	0.6783
2012:02	0.2806	1.0844	0.3508	0.6799
2012:03	0.2871	1.0921	0.3493	0.6756
2012:04	0.2907	1.0952	0.3430	0.6671
2012:05	0.2932	1.0971	0.3577	0.6810
2012:06	0.2904	1.0951	0.3530	0.6770
2012:07	0.2973	1.1003	0.3507	0.6748
2012:08	0.2942	1.0977	0.3456	0.6688
2012:09	0.3051	1.1084	0.3489	0.6746
2012:10	0.3030	1.1049	0.3489	0.6751
2012:11	0.3029	1.1046	0.3483	0.6772
2012:12	0.3024	1.1032	0.3500	0.6733

<그림 1>-<그림 2>의 평택·당진항에서 환율과 경기의 영향력은 점차 커지고 있는데 비해 대산항에서는 환율과 경기의 영향력이 점차 감소하고 있다. 구체적으로 평택·당진항에서 환율계수는 2011년 1월 0.1632에서 2012년 12월 0.3024로 커진데 비해 대산항의 환율계수는 0.3728에서 0.3500으로 하락하였다. 한 항만의 환율 영향력 격차가 크게 축소되고 있는 것이다. 이와는 반대로 경기계수는 평택·당진항에서 0.9412에서 1.1032로 커졌으나 대산항에서는 0.7236에서 0.6733으로 감소하여 두 항만의 경기계수 격차가 확대되었다. 평택·당진항이 환율과 경기에 민감해지는 구조로 바뀌고 있다는 것을 보여준다.

<그림 1> 이동회귀: 평택·당진항



<그림 2> 이동회귀: 대산항



Ⅲ. 충격반응

<표 7>과 <그림 3>-<그림 4>는 환율상승충격과 경기상승충격에 대한 평택·당진항과 대산항의 수출물동량의 반응을 보여주고 있다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 1단위 표준편차의 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. 충격반응 분석은 균형으로부터 괴리의 지속정도, 규모, 그리고 그 흐름을 쉽게 파악할 수 있는 방법이다. 괴리의 규모는 각 변수의 반응경로의 최대 폭으로 측정하며, 괴리의 지속정도는 정책변수에 1단위 표준편차만큼의 외생적 충격을 가했을 때, 충격을 받는 변수가 추세로 회귀하는데 소요되는 기간으로 측정한다(Sims, 1980).

환율상승충격과 경기상승충격으로 두 항만의 수출이 양(+)의 반응을 보이거나, 경기충격이 수출에 미치는 영향이 환율충격이 수출에 미치는 영향에 비해 훨씬 크고 반응도 오랫동안 지속된다. 구체적으로 경기충격에 대해 평택·당진항은 6개월 후 가장 큰 반응(0.02951)을 보이며, 17개월 후에도 최고 반응의 94.8%(0.02797)가 남아있다. 대산항도 경기충격 4개월 후 가장 큰 반응(0.018260)을 보이며, 17개월 후 최고 반응의 95.3%(0.017400)가 남아있다. 대단히 느린 속도로 충격이 사라지고 있음을 보여주는 것이다.

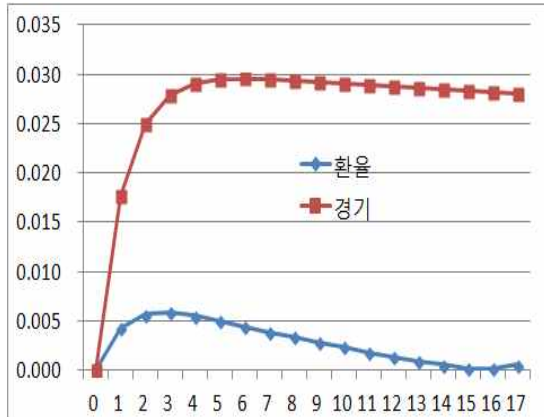
<표 7> 충격반응

	평택·당진항		대산항	
	환율충격	경기충격	환율	경기
0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1	0.00428	0.01766	0.00549	0.01388
2	0.00564	0.02495	0.00640	0.01729
3	0.00581	0.02790	0.00620	0.01810
4	0.00549	0.02904	0.00575	0.01826
5	0.00499	0.02943	0.00525	0.01826
6	0.00444	0.02951	0.00475	0.01821
7	0.00388	0.02945	0.00428	0.01815
8	0.00333	0.02933	0.00383	0.01809
9	0.00281	0.02919	0.00340	0.01802
10	0.00231	0.02905	0.00299	0.01795
11	0.00183	0.02889	0.00261	0.01788
12	0.00138	0.02874	0.00224	0.01780

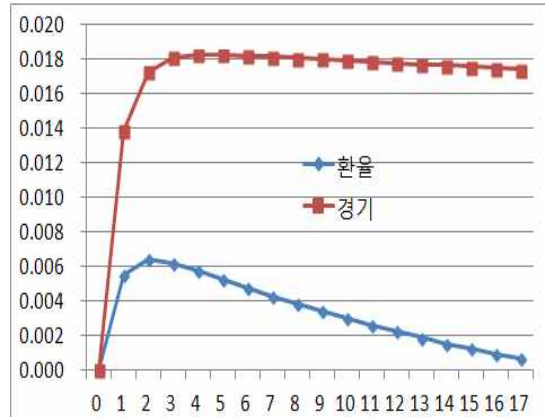
평택·당진항과 대산항의 수출행태의 비교분석

13	0.00096	0.02859	0.00189	0.01772
14	0.00055	0.02843	0.00155	0.01765
15	0.00017	0.02828	0.00124	0.01757
16	0.00019	0.02812	0.00093	0.01749
17	0.00054	0.02797	0.00065	0.01740

<그림 3> 충격반응: 평택·당진항



<그림 4> 충격반응: 대산항



이에 비해 환율충격에 대해 평택·당진항에서는 3개월 후 가장 높은 반응을 보인 후 17개월 후에는 최고 반응의 9.3%(0.00054)밖에 남아있지 않다. 대산항에서는 환율충격 후 2개월 후 최고 반응을 보인 후 17개월 후에는 10%(0.00065)만 남아있어 환율충격은 경기충격과 달리 대단히 빠른 속도로 쇠퇴한다는 것을 알 수 있다. 평택·당진항의 환율충격의 누적 합(0.04860)은 대산항의 환율충격 누적 합(0.05945)보다 작으나 평택·당진항의 경기충격의 누적 합(0.47453)이 대산항의 경기충격의 누적 합(0.29972)보다 훨씬 더 크다. 평택·당진항에서 경기충격은 환율충격의 9.8배이며 대산항에서는 경기충격이 환율충격보다 5배 더 크다.

V. 결론

평택·당진항은 전국 항만의 수출물동량 증가율을 크게 앞지르는 실적을 보이면서 전국 항만에서 차지하는 비중도 빠르게 상승하고 있다. 이에 비해 대산항은 상대적으로 부진한 실적을 보이고 있다. 그리고 두 항만은 수출품목과 계절적 특성에서도 상당한 차이를 드러내고 있다. 본고는 두 항만의 행태를 비교분석하는데 목적을 두었다.

먼저 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 변수와 모형의 안정성을 조사하였고 여기에

투입되는 시차는 아카이케 정보기준(AIC)과 슈워즈 베이즈 정보기준(SIC)에 의해 결정하였다. 모형이 공적분 관계를 갖는 것으로 나타남에 따라 오차수정방정식을 추정하여 대산항의 오차수정계수가 평택·당진항보다 더 커서 균형수준으로 회복하는 속도가 대산항이 더 빠른 것으로 나타났다. 물동량 함수를 추정하여 대산항의 환율계수가 평택·당진항의 환율계수보다 크나 경기계수는 평택·당진항이 대산항보다 훨씬 크고, 두 항만에서 경기계수가 환율계수보다 훨씬 컸다. 그러나 이동회귀분석을 통해 평택·당진항에서는 환율과 경기의 영향력은 점차 커지고 있는데 비해 대산항에서는 환율과 경기의 영향력이 점차 감소하고 있음을 알 수 있었다. 마지막으로 충격반응분석을 통해 환율상승충격과 경기상승충격으로 두 항만의 수출은 증가반응을 보이나, 경기충격이 수출에 미치는 영향이 환율충격이 수출에 미치는 영향에 비해 훨씬 크고 반응도 오랫동안 지속되나, 환율충격은 대단히 빠른 속도로 쇠퇴한다는 것을 알 수 있었다.

참 고 문 헌

- 김창범, “환율과 경기가 우리나라의 대 동남아시아 항만 수출입에 미치는 영향”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제4호, 2011, 207-218.
- 김창범, “환위험과 경기 불확실성이 우리나라의 수입물동량에 미치는 영향”, 『한국항만경제학회지』, 제26집 제4호, 2010, 88-100.
- 나호수·김현초, “군산항만의 효율성 비교연구”, 『한국항만경제학회지』, 제25집 제2호, 2009, 277-300.
- 노윤진·김승철, “평택항 경쟁력 분석을 통한 화물유치방안 연구-항만활성화 대안의 IPA(Importance-Performance Analysis)를 중심으로”, 『유통경영학회지』, 제10권 제4호, 2007, 5-26.
- 모수원, “항만별 승용차 수출 행태: 군산항·평택·당진항·울산항”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제2호, 2011, 27-38.
- 박영태·강승우, “평택항의 배후부지 활성화 방안에 관한 연구”, 『한국물류학회지』, 제14권 제1호, 2004, 27-51.
- 박홍균, “광양·부산항의 항만물류배후단지의 효율성 분석”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제1호, 2011, 13-30.
- 이강석·정건섭·김용이, “물동량 예측 및 운송비용 고찰을 통한 대산항 지역자원 개발전략 연구”, 『한국항공경영학회지』, 제3권 제2호, 2005, 57-72.
- 이만형·김동찬·홍성호·박주혜, “전략적 의사결정기법을 활용한 평택항 배후도시 개발전략과 응용”, 『한국 시스템다이내믹스 연구』, 제9권 제2호, 2008, 77-103.
- 이재규, “지방무역항의 활성화방안에 관한 연구-대산항을 중심으로”, 『관세학회지』, 제7권 제2호, 2006, 277-296.
- 정건섭·이강석·심문보, “선형, 성정, 지수 및 로지스틱모형을 이용한 대산항 물동량 추정에 관한 연구”, 『한국토지행정학회지』, 제12권 제1호, 2005, 25-44.
- 최기영, “수입자동차의 평택항 선택 결정에 관한 분석”, 『항만경제학회지』, 제27집 제3호, 2011, 231-245.
- 최봉호·김상춘, “부산항·광양항·인천항의 물동량간 인과관계 분석”, 『한국항만경제학회지』 제26집 제1호, 2010, 61-82.
- 최상래·문미성·강승우, “평택항 활성화를 위한 관세자유지역 도입방안에 관한 연구”, 『한국물류학회지』, 제13권 제1호, 2003, 1-25.
- Baak, S.J., “The Bilateral Real Exchange Rates and Trade between China and the US,” *China Economic Review*, Vol. 19, No.2, 2008, 117-127.
- Bahmani-Oskooee, M. and Hegert, S.W., “The Japanese-U.S. Trade Balance and the Yen: Evidence from Industry Data,” *Japan and World Economy*, Vol. 21, 2009,

161-171.

Bahmani-Oskooee, M. and Zohre, Ardalani, "Exchange Rate Sensitivity of U.S. Trade Flows: Evidence from Industry Data," *Southern Economic Journal*, Vol. 72, No.3, 2006, 542-559.

Dickey, D.A., and Fuller, W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49, 1981, 1057-1072.

Dritsakis, N., and Athanasiadis, S., "An Econometric Model of Tourism Demand: The Case of Greece," *Journal of Hospitality and Leisure Marketing*, Vol.2, 2000, 39-49.

Engle, R.F., and Granger, C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, 1987, 251-276.

Engle, R.F., and Yoo, B.S., "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987, 143-159.

Fuller, W. A., Introduction to Statistical Time Series, New York: Wiley, 1976.

Gala, P., "Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Econometric Evidence," *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 32, No.2, 2008, 273-288.

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, 311-315.

Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, 1980, 1-48.

<http://kostat.go.kr>

<http://www.spidc.go.kr>

국문요약

평택·당진항과 대산항 수출행태의 비교분석

모수원

평택·당진항과 대산항은 지리적으로 지근거리에 있는 항만이다. 그러나 평택·당진항의 수출물동량은 전국 항만에서 가장 높은 증가율을 보이고 비중도 수직 상승하고 있는데 비해 대산항은 상대적으로 부진을 면치 못하고 있다. 본고는 두 항만의 수출물동량의 비교 분석을 통해 두 항만이 수출품목과 계절성에서 상당한 차이가 있으며, 평택·당진항의 수출에서는 특정 품목의 비중이 크게 감소하고 있으나 대산항은 특정 품목에 대한 수출비중이 지나치게 높다는 것을 보인다. 오차수정계수를 도출하여 일시적 괴리의 조정속도가 평택·당진항이 더 늦어 물동량 부족이 발생할 경우 대산항보다 물동량 회복에 더 많은 시간이 소요되는 특징이 있음도 밝힌다. 환율계수는 대산항이, 경기계수는 평택·당진항이 더 크나 두 항만에서 경기계수가 환율계수보다 훨씬 더 크기 때문에 경기측면에서 평택·당진항이 상당한 장점을 가지고 있다는 점을 제시한다. 더욱 시간이 흐름에 따라 평택·당진항의 경기계수는 커지는데 비해 대산항의 경기계수는 작아진다는 것도 밝힌다. 충격반응분석을 통해 경기충격은 대단히 오랫동안 지속되나 환율충격은 빠르게 쇠퇴하여, 평택·당진항에서 경기충격은 환율충격의 약 10배에 달하며, 대산항에서는 경기충격이 환율충격보다 5배라는 점도 밝힌다.

핵심 주제어 : 평택·당진항, 대산항, 수출량, 충격반응