

## 국내항만의 효율성 결정요소 - 패널분석과 이분산 토빗모형을 이용하여 -

### The Determinants of the Efficiency of Korean Ports - Using Panel Analysis and Heteroscedastic Tobit Model -

모수원\*

#### 목 차

- I. 서론
- II. DEA 분석

- III. 모형도입과 안정성 검증
- IV. 패널 및 토빗분석
- V. 결론

Key Words : DEA, technical efficiency, panel analysis, type II Tobit model

#### Abstract

There has been abundant empirical research undertaken on the technical efficiency of Korean ports. Most studies have focused on the use of parametric and non-parametric techniques to analyse overall technical efficiency. This paper utilizes data for the period 2000-07 to offer a heterogeneous perspective on the overall efficiency of Korean ports. The framework assumes that ports use one input to produce one output; the output and input include port export(import) and regional export(import). This paper also employs panel analysis and heteroscedastic Tobit model to show the effect of the explanatory variables on the port efficiencies. The panel analysis shows that the regional export/total export has negative effect on the export efficiency while the regional import/total import has not any relations with the import efficiency. The heteroskedastic Tobit model shows that both regional export ratio and regional import ratio have negative effects on the efficiency while the gross regional domestic product has not any significant relations with the import efficiency.

▷ 논문접수: 2008.11.17   ▷ 심사완료: 2008.12.24   ▷ 게재확정: 2008.12.25

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

## I. 서론

우리나라 수출에서 항만을 통한 수출과 수입은 금액 기준으로 지속적으로 감소하였으나 최근 상승하고 있는 추세이다. 항만수출(수입)의 비중은 1990년 82(77)%에서 2003년 67(66)%까지 하락하였으나 이후 반등하여 2007년 현재 75(73)%에 이르고 있다. 이러한 상승추세는 2003년부터 중화학공업제품의 수출증가율이 IT제품의 수출증가율을 앞지르는데서 원인을 찾아볼 수 있다.

항만별로 살펴보면 부산항 수출이 우리나라 항만 수출에서 차지하는 비율은 2000년 57%에서 2007년 42%로 짧은 기간에 큰 폭으로 감소하였으며, 인천항은 8.9%에서 10.3%, 광양항은 4.1%에서 7.0%, 평택항은 1.5%에서 5.0%, 울산항은 10.5%에서 13.0%로 상승하였다. 부산항의 수출이 다른 항만들에게 양도되는 것과 같은 양상을 보이고 있다. 이러한 현상은 수입에서도 유사하게 나타나고 있다. 부산항을 이용한 수입이 차지하는 비율은 2000년 43.2%에서 2007년 36.5%로 감소하였으며 인천항은 10.8%에서 14.4%로 크게 증가하여 12.6%에서 11.4%로 감소한 울산항과의 차이를 더욱 벌리고 있다.

이와 같이 수출입화물을 처리하는데 있어서 항만 간 변화가 이루어지고 있음에도 불구하고 항만의 역할과 성과에 대한 대부분의 연구는 컨테이너 물동량에 집중되고 있다. 류동근(2005)<sup>1)</sup>은 컨테이너 항만의 효율성을 종업원 수, 부두길이, 부지면적, 크레인, 컨테이너 처리실적, 선석 점유율 등을 DEA를 이용하여 분석한바 있다. 김형기 등(2007)<sup>2)</sup>은 부지면적, 선석 수, 크레인 수, 처리가능 물동량을 사용하여 항만의 경쟁력을 조사하였으며, 김학소(1993)<sup>3)</sup>는 항만 선택의 결정요인을 수출과 수입의 경우로 나누어서 분석하였다. 본고는 이러한 연구의 접근법에서 탈피하여 지역의 생산능력과 무역규모가 항만의 경쟁력에 어떠한 영향을 미치는가를 밝히고자 한다. 여기에는 수출입을 기준으로 소규모 항만인 목포항과 군산항이 분석에 포함되는데, 그것은 최근 군산항이 정권의 교체와 더불어 정부의 많은 관심을 받으면서 부상하는데 비해 목포항에는 어두운 그림자가 짙게 드리우고 있기 때문이다. 본고는 다음과 같이 전개한다. 제2장에서 DEA 기법을 소개하고 적용하며, 제3장에서 모형의 안정성을 검정한 후 제4장에서 패널분석과 Tobit 모형을 이용한다. 그리고 제5장에서 결론을 내린다.

- 1) 류동근, "국내 컨테이너 전용터미널의 효율성 비교: DEA접근", 「해운물류연구」, 제47호, 2005, pp.21-38.
- 2) 김형기, 이장원, 문종범, "중국 연해지역 주요 항만의 경쟁력분석", 「현대중국연구」, 제8권 제2호, 2007, pp.251-282.
- 3) 김학소, "우리나라 수출입 화주의 항만선택 결정요인에 관한 연구", 해운산업연구, 통권 제107호, 1993, pp.6-33.

## II. DEA 분석

DEA는 투입요소와 산출물 자료를 이용하여 도출한 효율적 프론티어와 평가대상을 비교하여 평가대상의 효율성을 측정하는 비모수적 접근방법(non-parametric approach)이다. DEA는 1978년 Charnes, Cooper, Rhodes에 의해 비영리적 의사결정단위의 상대적 효율성을 측정할 목적으로 개발된 방법이다.  $n$  개의 의사결정단위(decision making unit: DMU)를 가정하고 각각의  $DMU_j(j=1,2,\dots,n)$ 는  $m$  개의 다른 투입물  $x_{ij}(i=1,2,\dots,m)$ 을 사용하여  $s$  개의 다른 산출물  $y_{rj}(j=1,2,\dots,s)$ 을 생산하면 투입지향(input-based) CCR DEA모형은 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$Max \ \theta = \sum_{r=1}^s u_r y_{r0} \tag{1}$$

$$s.t. \ \sum_{r=1}^s u_r y_{rj} - \sum_{i=1}^m v_i x_{ij} \leq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n;$$

$$\sum_{i=1}^m v_i x_{i0} = 1$$

$$u_r \geq \varepsilon, \quad r = 1, 2, \dots, s;$$

$$v_i \geq \varepsilon, \quad i = 1, 2, \dots, m.$$

여기서  $v_i$ 와  $u_r$ 은 투입물  $x_i$ 와 산출물  $y_r$ 의 가중치로서 비아르키메디안 상수인  $\varepsilon$ 보다 큰 양수로 정의한다.  $(s+m)$ 개의 변수와  $n$ 개의 제약식을 갖는 비선형 수리계획법인 식 (1)을 쌍대선형계획(dual linear program)으로 전환하면 식 (2)와 같다.

$$Min \ \theta \tag{2}$$

$$s.t. \ \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq \theta x_{i0}$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq \theta y_{r0}$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

식 (2)에서  $\theta$ 는 DMU가 일정한 양의 산출물을 생산하기 위하여 다른 DMU군에 비해 투입물의 상대적 사용량을 나타내는 기술효율성으로  $DMU_0$  효율수준을 나타내며,  $\theta$ 가 1이면 기술효율적인 DMU임을 의미하며, 1보다 작으면  $1-\theta$  만큼 투입요소를 다른 DMU군에 비해 더 사용하고 있음을 의미한다(손승태, 1993)<sup>4)</sup>.

본고에서 분석은 2000년부터 자료의 입수가 가능한 2007년까지이며, DMU는 부산항, 울산항, 광양항, 인천항, 평택항, 목포항, 군산항이다. DEA에 의한 효율성을 계측하기 위해서는 먼저 투입요소와 산출요소의 선정과 투입·산출요소의 적정수이다.

4) 손승태, "국내 은행의 경영효율성 비교연구", 한국개발연구원, 1993, pp.64-82.

<표 1> 투입·산출변수의 통계치 (단위: 백만 달러)

변수	특성	2000	2001	2002	2003
항만수출	평균	14228	13130	13670	15704
	변이계수	1.7751	1.6181	1.5589	1.4809
	왜도	2.4423(0.0390)	2.4574(0.0378)	2.4127(0.0414)	2.4108(0.0415)
	첨도	6.1528(0.0659)	6.2167(0.0632)	6.0211(0.0719)	6.0457(0.0708)
	J-B	18.001(0.0001)	18.317(0.0001)	17.365(0.0002)	17.441(0.0002)
항만수입	평균	10862	10160	11295	12815
	변이계수	1.4641	1.4451	1.4701	1.4384
	왜도	2.1227(0.0728)	2.1323(0.0715)	2.1730(0.0662)	2.1217(0.0729)
	첨도	4.7670(0.1543)	4.8238(0.1491)	4.9982(0.1353)	4.7767(0.1534)
	J-B	11.885(0.0026)	12.104(0.0023)	12.795(0.0016)	11.907(0.0026)
지역수출	평균	35398	30655	31663	36102
	변이계수	0.9024	0.8690	0.8363	0.8130
	왜도	0.3824(0.7465)	0.3080(0.7946)	0.2199(0.8525)	0.2445(0.8362)
	첨도	-2.2841(0.4949)	-2.2816(0.4954)	-2.4747(0.4596)	-2.4403(0.4658)
	J-B	1.6923(0.4290)	1.6291(0.4428)	1.8426(0.3980)	1.8066(0.4052)
지역수입	평균	17909	16656	17806	21310
	변이계수	0.7788	0.6932	0.6655	0.6508
	왜도	1.4855(0.2092)	0.7748(0.5126)	0.6277(0.5957)	0.6170(0.6020)
	첨도	3.0812(0.3572)	0.3505(0.9167)	0.2807(0.9331)	0.3812(0.9093)
	J-B	5.3439(0.0691)	0.7361(0.6921)	0.4827(0.7856)	0.4865(0.7840)
변수	특성	2004	2005	2006	2007
항만수출	평균	20180	23144	27140	31173
	변이계수	1.3900	1.2650	1.2256	1.2291
	왜도	2.3531(0.1056)	2.2538(0.0567)	2.2435(0.0579)	2.1496(0.0692)
	첨도	5.8118(0.0825)	5.4205(0.1053)	5.4042(0.1063)	4.9995(0.1352)
	J-B	16.311(0.0003)	14.496(0.0007)	14.390(0.0007)	12.681(0.0017)
항만수입	평균	15875	18624	22099	26420
	변이계수	1.3799	1.3075	1.2690	1.2687
	왜도	2.0254(0.0869)	1.8823(0.1116)	1.7738(0.1338)	1.7887(0.1305)
	첨도	4.3636(0.1922)	3.7730(0.2595)	3.3151(0.3218)	3.3699(0.3139)
	J-B	10.339(0.0056)	8.2859(0.0158)	6.8765(0.0321)	7.0450(0.0295)
지역수출	평균	45443	51340	58748	64277
	변이계수	0.7832	0.7573	0.7451	0.7223
	왜도	3.3777(0.0148)	0.2737(0.8170)	0.3089(0.7943)	0.3075(0.7949)
	첨도	-2.4380(0.4663)	-2.1840(0.5140)	-1.9342(0.5632)	-1.7325(0.6046)
	J-B	1.7930(0.4079)	1.4787(0.4774)	1.2022(0.5481)	0.9858(0.6108)
지역수입	평균	27187	32780	38844	44647
	변이계수	0.6422	0.6602	0.6793	0.6737
	왜도	0.5147(0.6635)	0.5573(0.6375)	0.5727(0.6283)	0.5653(0.6328)
	첨도	0.1790(0.9573)	0.1288(0.9693)	0.1497(0.9643)	0.1388(0.9669)
	J-B	0.3184(0.8528)	0.3672(0.8322)	0.3892(0.8231)	0.3784(0.8276)

주: 괄호 안의 숫자는 유의수준

효율적인 단위들을 판별하기 위한 투입·산출요소의 적정 수는 DMU의 수에 의해 제한

되는데, DEA에서는 투입요소와 산출요소의 수가 증가할수록 효율적 DMU가 증가하는 특징을 가지고 있어 비효율적 DMU의 판별이 어려워지기 때문에 가능한 최소 투입·산출요소의 수로 설명력을 가지는 것이 바람직하다(Nyhan and Martin, 1999)<sup>5)</sup>. Banker, Charnes and Cooper(1984)<sup>6)</sup>와 Nunamaker(1985)<sup>7)</sup>는 DMU의 수는 최소한 투입요소와 산출요소의 수를 합한 것보다 3배 이상 되어야 한다는 연구 결과를 제시하였으며, Boussofiane, Dyson and Thanassoulis(1991)<sup>8)</sup>는 DMU의 수는 최소한 투입요소의 수와 산출요소의 수를 곱한 것보다 커야 한다고 제시하였다. 본고에서는 지역의 수출(수입)을 투입요소로, 산출요소는 수출(수입)액으로 한다.<sup>9)</sup> DMU수가 7개이므로 세 가지 기준을 모두 만족시켜 효율적인 단위와 비효율적인 단위를 구분하는데 문제가 없다고 할 수 있다.

<표 1>은 투입변수와 산출변수의 통계적 특성을 연도별로 보여주고 있다. 4개 변수의 변이계수가 시간의 경과에 따라 빠르게 하락하여, 항만 간, 지역 간 수출과 수입의 차이가 축소되고 있다. 항만과 지역의 균형성장화 경향이 진행되고 있다는 것을 의미하고 있다. 이러한 점은 왜도와 첨도의 크기가 지속적으로 감소하고 있다는 점에서도 알 수 있다.

### III. 모형도입과 안정성 검정

이제 변수들이 항만의 수출입 효율성에 영향을 추정하기 위하여 다음과 같이 모형을 설정한다.

$$te_t = \alpha_0 + \alpha_1 region_t + \alpha_2 port_t + \alpha_3 grdp_t + \alpha_4 size_t + \alpha_5 year_t \quad (3)$$

여기서 region, port, grdp는 지역 수출(수입)/총수출(수입), 지역 항만수출(수입)/총수출(수입), 지역내생산/국내총생산을 나타내며, size와 year는 규모더미변수와 연도별 더미변수이다. 분석을 하기 전에 모형의 안정성이 담보되어야 하므로 Engle-Granger(1987) 공적분 검정을 이용한다. EG 검정은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$D \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i D \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

- 
- 5) Nyhan, R. C. and Martin, L.L., "Comparative Performance Measurement-A Primer on Data Envelopment Analysis," *Public Productivity & Management Review*, Vol. 22, 1999, pp.348-364.  
 6) Banker, R. D., Charnes, A., and Cooper, W.W., "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science*, Vol. 30, 1984, pp.1078-1092.  
 7) Nunamaker, T. R., "Using Data Envelopment Analysis to Measure the Efficiency of Nonprofit Organizations : A Critical Evaluation," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 6, 1985, pp.50-58.  
 8) Boussofiane, A., Dyson, R. G. and Thanassoulis, E., "Applied Data Envelopment Analysis", *European Journal of Operational Research*, Vol. 32, 1991, pp.1-15.  
 9) 본 연구에서는 지역의 변수가 지역의 항만에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이기 때문에 지역의 무역규모와 지역 항만의 무역규모를 이용한다.

여기서  $\hat{u}_{t-1}$ 의 계수가 유의하게 0보다 작을 경우 공적분 관계가 이루어진다. 여기에 투입되는 시차는 AIC(Akaike information criteria)와 SIC(Schwarz Bayesian Information criteria)를 이용하여 선정한다.

<표 2> 적정시차 결정을 위한 AIC와 SIC 검정 결과

시차	수출		수입	
	AIC	SIC	AIC	SIC
1	-33.9682	-31.8792	-19.9209	-17.8319
2	-31.9793	-28.8457	-18.7703	-15.6367
3	-30.2193	-26.0412	-22.0336	-17.8556
4	-31.4965	-26.2739	-29.0785	-23.8559

<표 2>에서 수출에 투입되는 시차는 AIC와 SIC 모두 시차 1이 적정하나 수입에 투입되는 시차는 4가 적정한 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 수출에는 시차 1을, 수입에는 시차 4를 투입하여 공적분 검정을 실시하여야 하나 결과의 강건성(robustness)을 확보하기 위하여 시차를 1부터 4까지 투입한 공적분 결과에 대해서 살펴본다. 그 결과 <표 3>에서 보는 바와 같이 시차 4에서 공적분 관계가 성립한다는 가설이 5% 유의수준에서 기각되지 못하고 있다.

<표 3> EG 공적분 검정

시차	수출	수입
1	-8.2464*	-9.9588*
2	-5.2142*	-5.5262*
3	-3.9528	-4.0025*
4	-2.9878	-3.1075

(주) "\*"은 유의수준 5%에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 가설이 기각됨을 나타냄

이와 같이 EG 공적분 검정 결과가 강건하지 않을 뿐만 아니라 EG 검정에는 몇 가지 문제점이 있는 것으로 알려져 있기 때문에 GPH(Geweke and Poter-Hudak, 1983) 검정방법을 도입한다. Dickey-Fuller(1981)류의 검정은 정수차분이라는 인위적 제약조건을 부과하고 있다. Granger and Joyeux(1980) 그리고 Hosking (1981)은 시계열의 안정성 확보를 위하여 차분이 정수영역에서만 이루어짐은 인위적인 제약일 뿐이기 때문에 마땅히 모든 가능성을 포함할 수 있는 실수영역으로 확장되어야 한다고 주장하였다. 따라서 이러한 제약조건에 구속되지 않는 검정방법인 분수차분기법인 GPH 검정기법을 이용한다. 분수차분기법의 큰 장점중의 하나는 안정성과 추세회귀성향을 구분해준다는 것이다. 분수차분의 계

수  $d$  값이 0.5보다 작으면 시계열은 안정적이며,  $d$  값이 0.5와 1 사이에 있으면 시계열은 불안정적이나 추세회귀적 성향을 갖는다. 이러한  $d$ 를 추정하여 분수차분기법과 기존의 ARIMA모형을 결합하여 실수영역에서의 차분을 적용한 소위 분수 ARIMA(ARFIMA: Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average)모형은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$X_t = (1-L)^{1-d} B(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서  $B(L) = \phi - 1(L) \theta(L)$ ,  $X_t = (1-L) Y_t$ 이며  $X_t$ 는 안정적인 시계열이 된다. 한편  $(1-L)^d$ 는 이항전개(binomial expansion)를 이용하여 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(-d)L^j}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} \quad (6)$$

여기서  $\Gamma(\cdot)$ 는 감마함수를 나타낸다. 따라서  $(1-L)^d$  필터는 각항이 서서히 단조적으로 감소하는 무한차수의 시차 연산자가 된다. <표 4>는 GPH검정 결과를 보여주고 있다.

<표 4> GPH검정

		수출		수입	
power	0.550	$d(d=0)$	0.2792*(2.5356)	0.5509*(2.3612)	
		$d=1$	0.0114	0.0120	
	0.575	$d(d=0)$	0.3611*(2.4622)	0.2561*(2.5108)	
		$d=1$	0.0153	0.0157	
	0.600	$d(d=0)$	0.3912*(2.6724)	0.2310*(3.0508)	
		$d=1$	0.0131	0.0076	

주: \*는 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미한다.

여기서  $d=0$ 은  $d \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해  $H_0: d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 검정 통계량을,  $d=1$ 은  $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해  $H_0: d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 단측 유의수준을 나타낸다. <표 4>에서 보는 바와 같이, 모든  $d$ 추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해  $d$ 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 공적분관계 또는 분수공적분관계가 성립하고 있다. 특히 모든 경우에 있어서  $d < 0.5$ 의 대립가설이 받아들여짐으로써 모형이 정상적임을 알 수 있다.

#### IV. 패널 및 토빗분석

횡단면 자료와 시계열 자료를 결합하여 분석하는 패널분석에는 개별효과를 실증분석에 반영하는 과정에서 고정계수모형(fixed effect model)과 확률계수모형(random effect model)이 있다. 고정계수모형은 거리, 언어, 성, 학력과 같이 시간에 관계없이 일정한 변수

의 계수를 추정할 수 없다. 반면 확률계수모형은 개별효과를 오차항의 일부로 간주하기 때문에 관측가능한 변수와 관측불가능한 변수의 상관관계로 인해 편의의 가능성이 있다 (Hausman and Taylor; 김완중, 2005)<sup>10)</sup>. 계수의 공분산과 상관관계를 보여주고 <표 5>-<표 6>을 통해 다중공선성이 존재하지 않는다는 것을 알 수 있다.

<표 5> 계수의 공분산/상관 Matrix : 수출

	Constant	REGIONR	PORTR	GDPR
Constant	0.00305198548	-0.0660139233	0.4243126195	0.5123302884
REGIONR	-0.00008085678	0.00049156312	-0.4066280108	-0.4634711612
PORTR	0.00039277814	-0.00015106264	0.00028076326	-0.2004111997
GDPR	0.00078431347	-0.00028474806	-0.00009305518	0.00076788612

<표 6> 계수의 공분산/상관 Matrix : 수입

	Constant	REGIONR	PORTR	GDPR
Constant	0.00658956152	0.1703230862	0.2583999890	0.2803799345
REGIONR	0.00067280506	0.00236796317	0.0132622596	-0.7462429872
PORTR	0.00043382411	0.00001334744	0.00042774592	-0.4003280712
GDPR	0.00146552949	-0.00233822935	-0.00053312415	0.00414609021

<표 7> 패널 분석

	항만 수출		항만 수입	
	고정계수모형	확률계수모형	고정계수모형	확률계수모형
상수	-	1.2752 <sup>***</sup> (6.2094)	-	1.3028 <sup>***</sup> (4.3706)
region	-0.1685 <sup>**</sup> (-6.6074)	-0.1682 <sup>**</sup> (-7.5951)	0.0133(0.2277)	0.0208(0.4123)
port	0.3350 <sup>**</sup> (12.798)	0.3423 <sup>**</sup> (16.197)	0.2595 <sup>**</sup> (6.9321)	0.2714 <sup>**</sup> (9.1691)
grdp	-0.0031(-0.1035)	-0.0004(-0.0154)	-0.1323 <sup>*</sup> (-2.0160)	-0.1335 <sup>**</sup> (-2.3418)
size	-0.3286 <sup>**</sup> (-3.3685)	-0.3290 <sup>**</sup> (-4.0476)	-0.5031 <sup>**</sup> (-3.2317)	-0.5453 <sup>**</sup> (-4.1635)
dum2001	0.0177(0.1215)	-0.0402(-0.3944)	0.2698(1.1655)	0.0919(0.6071)
dum2002	0.0944(0.4928)	-0.0101(-0.0865)	0.3976(1.3067)	0.1271(0.7619)
dum2003	0.1059(0.4660)	-0.0335(-0.2715)	0.4097(1.1259)	0.1052(0.6090)
dum2004	0.1114(0.4323)	-0.0608(-0.4732)	0.3774(0.9023)	0.0687(0.3886)
dum2005	0.1284(0.4473)	-0.0832(-0.6277)	0.3623(0.7704)	0.0604(0.3348)
dum2006	0.1853(0.5827)	-0.0709(-0.5166)	0.3601(0.6822)	0.0777(0.4183)
dum2007	0.2405(0.6769)	-0.0536(-0.3601)	0.2426(0.4005)	0.0213(0.1087)
R <sup>2</sup>	0.894	0.893	0.717	0.709

주: ( )안은 t값임. <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>는 1%와 5%에서 유의함.

10) Hausman, J.A. and W.E. Taylor, W.E., "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp.1377-1398.

김완중, "지역경제블록이 한국 수출입에 미치는 영향: 패널중력모형 분석", 『국제경제연구』, 제 11권 제2호, 2005, pp.97-120.



<표 7>은 항만의 수출(수입)의 효율성을 종속변수로 하여, 지역 수출/총수출, 지역 항만수출/총수출, 지역내생산/국내총생산, 규모더미변수, 연도별 더미변수에 대해 패널분석을 한 결과이다.<sup>11)</sup> 여기에서 size는 규모더미로서 부산항, 인천항, 광양항, 평택항, 울산항과 같은 대규모 항만에 1, 군산항과 목포항과 같은 소규모 항만에 0을 부여한 더미변수이다. 사용된 자료는 균형 패널자료이다. 고정계수모형과 확률계수모형 모두에서 지역 항만수출/총수출은 음의 부호로 유의하여 지역 항만의 수출비중이 높을수록 수출효율성이 낮으나 항만수입/총수입은 유의하지 않아 지역항만수입과 수입효율성에 일정한 관계가 존재하지 않았다. 규모더미변수는 음의 부호로 유의하여 지역 항만의 수출과 수입이 클수록 수출효율성과 수입효율성은 하락하며, 규모가 큰 항만의 효율성이 소규모 항만보다 효율성이 더 좋지 않은 것으로 나타났다.

<표 8> 패널 분석(1)

	항만 수출		항만 수입	
	고정계수모형	확률계수모형	고정계수모형	확률계수모형
상수	-	0.2009 <sup>***</sup> (6.2094)	-	0.1072 <sup>***</sup> (5.0948)
region	-0.0984 <sup>***</sup> (-21.687)	-0.0995 <sup>***</sup> (-25.472)	-0.0560 <sup>***</sup> (-10.068)	-0.0558 <sup>***</sup> (-11.474)
port	0.0866 <sup>***</sup> (15.976)	0.0872 <sup>***</sup> (18.635)	0.0383 <sup>***</sup> (11.358)	0.0388 <sup>***</sup> (14.254)
grdp	0.0003(0.0688)	0.0004(0.1049)	0.0005(0.0655)	0.0008(0.1286)
size	0.6764 <sup>***</sup> (42.099)	0.6749 <sup>***</sup> (49.384)	0.7928 <sup>***</sup> (62.666)	0.7952 <sup>***</sup> (73.905)
dum2001	0.0106(0.4477)	0.0064(0.4669)	0.0131(0.5033)	0.0044(0.2399)
dum2002	0.0192(0.6179)	0.0111(0.7640)	0.0241(0.7043)	0.0059(0.2874)
dum2003	0.0210(0.5713)	0.0161(1.0918)	0.0400(0.9935)	0.0119(0.5490)
dum2004	0.0118(0.2842)	0.0151(1.0191)	0.0578(1.2549)	0.0212(0.9498)
dum2005	-0.0009(-0.0203)	0.0091(0.6048)	0.0687(1.3295)	0.0275(1.1914)
dum2006	0.0063(0.1201)	0.0153(0.9915)	0.0629(1.0789)	0.0213(0.8818)
dum2007	0.0319(0.5419)	0.0256(1.5518)	0.0658(0.9822)	0.0254(0.9536)
R <sup>2</sup>	0.997	0.997	0.996	0.996

주: ( )안은 t값임. \*\*\*는 1%에서 유의함.

그러나 규모가 큰 항만의 효율성이 낮게 나타난 것을 좀 더 자세히 보기 위해 부산항에

11) 항만관련분석에 패널기법을 이용한 연구로 신계선(2007)과 박계각·김태기(2008)를 들 수 있다. 신계선(2007)은 항만간 거리, 항만의 경제성장률, 선석길이, 터미널면적, 항만시설사용료, 취항선사수, 항만 관리형태를 나타내는 더미변수를 이용하여 항만 경쟁력 결정요인을 분석하였으며, 박계각·김태기(2008)는 항만요율의 결정요인을 분석하기 위해 갠트리 크레인수, 선석 수, 선석길이, 터미널 면적, 컨테이너 적재용량, 처리물동량, 국내총생산, 무역량을 이용하여 패널회귀분석을 실시하였다.

박계각과 김태기(2008), "세계 주요항만의 항만요율과 항만규모와의 관계분석", 「한국항만경제학회지」, 제24권 제2호, 2008, pp.335~350.

신계선, "항만경쟁력 결정요인 분석과 부산 신항의 발전 전략에 관한 연구", 「한국항만경제학회지」, 제23권 제1호, 2007, pp. 115~148.

만 더미변수 1을 부여하여 추정한 결과인 <표 8>에서 규모더미변수가 양의 부호로 유의하여 부산항의 효율성이 다른 항만보다 높다는 것을 알 수 있다. 이것은 부산항을 제외한 광양항, 평택항, 인천항, 울산항의 효율성이 소규모 항만의 효율성보다 낮다는 것을 의미한다. 지역수출/총수출은 음의 부호로 유의하여 지역 수출이 클수록 항만의 수출효율성이 떨어지는데 비해 지역수입/총수입은 수입효율성에 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 이것은 총수출에서 특정 지역의 수출이 차지하는 비중이 크다는 것은 타지역에서 생산된 수출품이 지역 항만으로 유입되는 비율이 그만큼 낮다는 것을 의미하기 때문이다. 이와는 반대로 지역내생산/국내총생산은 수출효율성에는 영향을 미치지 않으나 수입효율성에는 음의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 연도별 더미변수는 양 모형에서 모두 유의하지 않아 연도에 따라 효율성 차이는 없는 것으로 나타났다.

<표 9>는 type II 토빗모형을 적용한 결과이다. type I 토빗모형은 오차가 정규분포를 따르고 동분산(homoscedastic)임을 가정하고 있기 때문에 이분산성(heteroskedasticity)이 존재하면 부일치한 추정량을 얻게 되어 특정 설명변수가 종속변수에 미치는 효과가 과소 혹은 과대하게 평가될 수 있다(Arabmazar and Schmidt, 1982). 이러한 이분산성을 고려하기 위하여 type II 토빗모형을 적용한다. 종속변수인 효율성 척도는 다음과 같이 정의한다.

$$DEA \text{ 효율성척도} = (1/\text{효율성 척도}) - 1$$

<표 9> Tobit(II) 모형

	수출	수입
상수	-24.514 <sup>a</sup> (-2.0889)	80.413 <sup>***</sup> (4.6557)
region	13.892 <sup>**</sup> (12.329)	69.908 <sup>**</sup> (23.987)
port	-19.218 <sup>**</sup> (-9.0312)	-45.132 <sup>**</sup> (-18.924)
grdp	0.0149(0.0122)	-5.4997(-1.6035)
size	5.9498(1.3222)	-83.146 <sup>**</sup> (-10.050)
dum2001	-5.5048(-1.7680)	-4.2657(-0.6991)
dum2002	-5.5895 <sup>a</sup> (-1.9213)	-4.1394(-0.6782)
dum2003	-4.0457(-1.2769)	-4.5787(-0.7492)
dum2004	-4.8697(-1.5071)	-10.776(-1.7596)
dum2005	-5.2616(-1.5616)	-10.526(-1.7136)
dum2006	-5.1151(-1.4863)	-5.0109(-0.8166)
dum2007	-5.6694(-1.6701)	-5.1995(-0.8463)
R <sup>2</sup>	0.873	0.987
F	22.554	254.23

주: 1. '\*\*' '\*\*\*'는 각각 5%와 1%에서 유의함을 나타냄. 'a'는 7%에서 유의함.

2. ( )안은 t값, 단 이분산토빗의 경우 점근적 t값을 의미함.

총수출에서 지역의 수출이 차지하는 비율은 지역 항만의 수출효율성에 부정적 영향을

미치는데 비해 지역항만의 수출이 총수출에서 차지하는 비중은 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 국내총생산에서 지역내 총생산이 차지하는 비율은 유의하지 않아 수출 효율성에 별다른 영향을 미치지 않고 있다. 이러한 결과는 수입 관련변수가 수입효율성에 미치는 것과 동일하다. 그러나 부산항, 울산항, 광양항, 평택항, 인천항과 같이 규모가 큰 항만이 목포항과 군산항과 같이 소규모 항만보다 수출 효율성이 높다고 할 수 없으나 수입 효율성에서는 높게 나타났다. 이것은 목포와 군산의 소규모 항만의 배후도시의 지역내 총생산이 낮고 배후지역에 산업기반시설이 상대적으로 빈약한데서 원인을 찾아볼 수 있다. 또한 연도별 더미변수는 수출의 경우 2002년에서만 음의 부호로 7% 유의수준에서 유의하여 2002년도에 수출효율성이 증가하였으나 수입 효율성은 연도별 특성이 없다는 것을 보여주고 있다.

## V. 결 론

국내 항만의 수출입 물동량 처리실적은 시간이 흐름에 따라 격차가 축소되는 추세이다. 본고는 수출입을 기준으로 부산항, 인천항, 울산항, 광양항, 평택항에 목포항과 군산항을 포함하는 7개 항만의 효율성을 평가하고 이러한 효율성에 영향을 미치는 변수들을 식별하고자 하였다. 먼저 EG 공적분 검정을 실시하여 모형이 안정적이나 시차에 대해 강건하지 않은 것으로 나타남에 따라 분수차분공적분 검정을 추가적으로 실시하여 모형이 정상적임을 알 수 있었다. 모형이 안정적인 것으로 나타남에 따라 패널분석을 실시하여 고정계수모형과 확률계수모형 모두에서 지역 항만의 수출비중이 높을수록 수출효율성이 낮으나 지역 항만의 수입비중과 수입효율성은 일정한 관계를 가지지 않았다. 지역 수출의 비중이 클수록 항만의 수출효율성이 떨어지는데 비해 지역 수입의 비중은 수입효율성에 유의한 영향을 미치지 않았으며, 지역내총생산의 비중은 수출효율성과 일정한 관계를 갖지 못하나 수입효율성에는 음의 영향을 미쳤다. 연도별 더미변수는 양 모형에서 모두 유의하지 않아 연도에 따라 효율성 차이는 없는 것으로 나타났으며, 부산항을 제외하고 규모가 큰 항만의 효율성이 소규모 항만보다 높지 않은 것으로 나타났다. 이분산성을 고려한 type II 토빗모형을 적용하여 지역의 수출은 효율성에 부정적 영향을 미치는데 비해 지역항만의 수출은 긍정적 영향을 미쳤으며, 지역내총생산은 수출 효율성에 별다른 영향을 미치지 않았다. 이러한 결과는 수입효율성 분석에서도 동일하게 나타났으나, 부산항, 울산항, 광양항, 평택항, 인천항과 같이 규모가 큰 항만이 목포항과 군산항과 같이 소규모 항만보다 수출 효율성이 높지 않으나 수입 효율성에서는 높게 나타났다.

특히 본고가 도입한 모형에 의한 추정 결과는 지역경제규모가 클수록 그리고 지역의 무역규모가 클수록 항만의 효율성이 높을 것이라는 예상과 다르다는 것을 보여주고 있다. 배후단지 조성과 항만의 효율성이 동의어가 아니라는 것을 시사하는 것으로 해석할 수 있다.

## 참 고 문 헌

1. 김완중, "지역경제블록이 한국 수출입에 미치는 영향: 패널중력모형 분석", 『국제경제연구』, 제 11권 제2호, 2005, pp.97-120.
2. 김학소, "우리나라 수출입 화주의 항만선택 결정요인에 관한 연구", 해운산업연구, 통권 제107호, 1993, pp.6-33.
3. 김형기, 이장원, 문종범, "중국 연해지역 주요 항만의 경쟁력분석", 『현대중국연구』, 제8권 제2호, 2007, pp.251-282.
4. 류동근, "국내 컨테이너 전용터미널의 효율성 비교: DEA접근", 『해운물류연구』, 제47호, 2005, pp.21-38.
5. 박계각과 김태기(2008), "세계 주요항만의 항만효율과 항만규모와의 관계분석", 『한국항만경제학회지』, 제24권 제2호, 2008, pp.335~350.
6. 손승태, "국내 은행의 경영효율성 비교연구", 한국개발연구원, 1993, pp.64-82.
7. 신계선, "항만경쟁력 결정요인 분석과 부산 신항의 발전 전략에 관한 연구", 『한국항만경제학회지』, 제23권 제1호, 2007, pp. 115~148.
8. Arabmazar, A. and Schmidt, P., "An Investigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non-Normality," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp.1055-1063.
9. Banker, R. D., Charnes, A., and Cooper, W.W., "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science*, Vol. 30, 1984, pp.1078-1092.
10. Boussofiane, A., Dyson, R. G. and Thanassoulis, E., "Applied Data Envelopment Analysis", *European Journal of Operational Research*, Vol. 32, 1991, pp.1-15.
11. Dickey, D.A., and Fuller, W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp.1057-1072.
12. Engle, R.F., and Granger, C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251-276.
13. 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.
14. 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.
15. Hausman, J.A. and W.E. Taylor, W.E., "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp.1377-1398.
16. Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing," *Biometrika*, Vol. 68, 1981, pp.165-176.
17. Nunamaker, T. R., "Using Data Envelopment Analysis to Measure the Efficiency of Nonprofit Organizations : A Critical Evaluation," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 6, 1985, pp.50-58.
18. Nyhan, R. C. and Martin, L.L., "Comparative Performance Measurement-A Primer on Data Envelopment Analysis," *Public Productivity & Management Review*, Vol. 22, 1999, pp.348-364.

< 요약 >

## 국내 항만의 효율성 결정요소 - 패널분석과 이분산 토빗모형을 이용하여

모수원

국내 항만 간 수출입 물동량 처리실적은 지속적으로 변화하고 있다. 수출에서는 부산항의 비중이 크고 빠르게 감소함과 더불어 국내 여타 항만들의 비중이 증가하고 있으며, 수입에서는 인천항의 비중이 빠르게 높아지고 있다. 이에 본고는 DEA모형을 이용하여 도출한 국내 항만의 수출효율성과 수입효율성을 종속변수로 하여 패널분석을 한다. 또한 패널분석의 단점을 보완하기 위하여 효율성 척도를 종속변수로 하여 이분산 토빗모형을 적용한다. 먼저 모형을 설정하고 모형의 안정성을 확보한 후 패널분석을 실시하여 고정계수모형과 확률계수모형에 관계없이 항만수출비중은 음의 부호로 유의하나 항만수입비중은 유의하지 않다는 것과 지역수출비중은 음의 부호로 유의하나 지역수입비중은 효율성과 유의한 관계를 갖지 않는다는 것을 보인다. 규모더미변수를 투입하여 부산항을 제외한 광양항, 평택항, 인천항, 울산항과 같은 대규모 항만의 효율성이 목포항과 군산항과 같은 소규모 항만의 효율성보다 높지 않다는 것도 밝힌다. 이분산성을 고려한 type II 토빗모형을 적용하여 지역의 수출은 효율성에 부정적 영향을 미치는데 비해 지역항만의 수출은 긍정적 영향을 미치며, 지역내총생산은 수출효율성에 별다른 영향을 미치지 않는다는 것을 보인다. 이러한 결과를 통해 배후단지 조성과 항만의 효율성이 동의어가 아니라는 것도 보인다.

□ 주제어: DEA, 기술적 효율성, 패널분석, type II 토빗모형