

부산항, 인천항, 광양항의 수출행태분석*

모수원** · 정홍영*** · 이광배****

Analysis of Export Behaviors of Busan, Incheon and Gwangyang Port

Soowon Mo · Hongyoung Chung · Kwangbae Lee

Abstract

This study investigates the export behavior of Busan, Gwangyang and Incheon Port. The monthly data cover the period from January 2000 to December 2015. We employ six export functions composed of various exchange rates and industrial production index. This paper finds that the nominal effective exchange rate is more appropriate for explaining the export behaviors of the three ports, regardless of the narrow and wide indices which comprise 26 and 61 economies for the nominal and real indices respectively. This paper tests whether exchange rate and 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 both Gwangyang and Incheon ports are much slower than Busan port in adjusting the short-run disequilibrium and Gwangyang port is a little slower than Incheon port. The rolling regressions show that the influence of exchange rate as well as industrial production tends to decrease in all of three ports. The variance decomposition, however, shows that the export variables are very exogenous and the export of Busan Port is the least exogenous and that of Gwangyang Port the most. This result indicates that the economic variables such as exchange rate and economic activity affect the export of Busan Port more strongly than that of Gwangyang and Incheon Port.

Key words: variance decomposition, rolling regression, nominal effective exchange rate, export behavior, port

▷ 논문접수: 2016. 07. 31. ▷ 심사완료: 2016. 09. 08. ▷ 게재확정: 2016. 09. 20.

* 『본 논문은 2015학년도 목포대학교 교내연구비 지원에 의하여 연구되었음』

** 목포대학교 무역학과 교수, 주저자, moswan@hanmail.net

*** 목포대학교 전자상거래학과 교수, 교신저자, hychung@mokpo.ac.kr

**** 순천대학교 물류학과 교수, 공동저자, kblee@sunchon.ac.kr

I. 서론

항만이 우리나라 경제에서 차지하는 중요성에 대해서는 이론의 여지가 없다. 국토가 남과 북으로 단절되어 육로로 진출입이 불가능하며 대외의 존형 소규모 개방경제이어서 대외교역을 위한 항만은 필수 자본재이다. 이것은 교역액 기준으로 73%, 교역량 기준으로 97%가 항만을 통해 이루어지고 있고 무역의존도가 재화기준으로 90%라는 것으로 쉽게 알 수 있다. 우리나라가 2015년 세계 6위의 수출국, 세계 10위의 수입국이 될 수 있었던 배경에는 항만이 포함되어 있다. 이러한 항만의 중요성을 인식하고서 각국은 항만의 육성과 활성화를 위해 많은 투자를 하고 있으며, 항만이 지역경제의 발전에 미치는 영향이 상당히 크기 때문에 중앙정부뿐만 아니라 지방정부도 물동량 유치에 적극적인 지원을 하고 있다. 그런데 우리나라 대표항만이라고 할 수 있는 부산항, 인천항, 광양항의 수출추세는 배후단지, 수출품목, 수출시장에 따라 다르며, 이에 따라 경제변수인 환율과 경기가 이들 항만의 수출에 미치는 영향도 다르게 나타나고 있다.

부산항의 수출은 2000년 682억 달러에서 2014년 1,682억 달러로 연평균 6.7% 증가하였으나 우리나라 항만수출에서 차지하는 비중은 57.2%에서 38.8%로 크게 하락하였다. 이에 비해 인천항 수출은 106억 달러에서 476억 달러로 연평균 11.3% 증가하여 비중이 8.9%에서 11.0%로 높아졌다. 광양항 역시 49억 달러에서 285억 달러로 13.4% 성장하여 비중이 4.1%에서 6.6%로 상승하였다. 부산항의 수출이 여전히 타 항만에 비해 압도적으로 크지만 위상은 크게 떨어지고 있는 것이다. 그러나 부산항의 수출은 상대적으로 특정품목에 집중되지 않고 다변화되어 있다. 수출품목 1위부터 10위까지의 수출이 부산항 수출에서 차지하는 비중은 39%이고 20위까지의 수출도 전체 수출의 55%

에 지나지 않는다. 이에 비해 인천항과 광양항에서는 5개 수출품목이 인천항 수출과 광양항 수출의 48%와 68%를 점유하고 있다. 특히 광양항에서는 1위와 2위 수출품목인 철강판(MTI 613)과 합성수지(MTI 214) 2개 품목이 광양항 수출의 54%를 차지하여 인천항에 비해서도 소수 품목에 수출이 더 많이 집중되어 있다.

수출시장에서도 3개 항만은 각기 다른 행태를 보이고 있다. 광양항과 부산항의 경우 5개국에 대한 수출이 총수출에서 차지하는 비중이 각각 49%와 45%인데 비해 인천항은 대 중국수출 비중이 60%에 달하고 있다. 광양항에서도 중국시장의 비중이 가장 높지만 23%에 불과하며, 부산항에서 1위 수출시장인 미국시장도 16%에 지나지 않아 광양항과 부산항에 비해 인천항이 특정국 시장에 크게 편중되어 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 요인 외에 항만의 위상과 행태의 변동을 야기하는 것으로 흔히 배후지역의 경제규모를 들 수 있다. 부산항의 배후지역이라고 할 수 있는 영남권의 GRDP가 전국의 GRDP에서 차지하는 비중이 26%이고, 인천항이 포함된 수도권의 GRDP 비중은 48.6%인데 비해 광양항이 포함된 전라권 GRDP는 9.5%에 불과한 것도 향후 3개 항만의 행태를 그리 어렵지 않게 짐작할 수 있게 한다.

그러나 이보다 더욱 근본적인 요인인 환율과 경기와 같은 경제변수를 적용하여 항만의 수출행태의 차이를 분석한 경우는 그리 많지 않다. 일반적으로 수출함수를 구성하는 주요 변수인 GDP나 산업생산지수와 같은 소득지표는 계량분석을 할 경우 거의 대부분 양의 부호로 유의하게 나타나는데 비해, 환율과 같은 가격변수는 예상과 다른 부호를 보이거나 유의하지 않은 것이 일반적이다. 구체적으로 환율의 상승은 수출경쟁력을 높여 수출을 증가시키며, 환율의 하락은 가격경쟁력을 약화시켜 수출감소로 작용하게 된다. 따라서 수출함수에서 환율계수는 양(+의 부호)을 가지며 통계적으

로 유의하여야 한다. 그러나 수출함수를 추정하면 환율부호가 음이거나 통계적으로 유의하지 않은 경우가 다반사로 발생한다. 이것은 환율상승에 의해 수출경쟁력이 향상되었음에도 수출이 감소하거나, 반대로 환율하락에 의해 가격경쟁력이 나빠졌는데도 수출이 증가한다는 것을 의미하는 것이다. 이러한 이유로 환율이 포함된 수출함수를 구성하는데 주저하게 되고 이에 따라 수출함수를 이용한 항만 수출에 대한 연구가 생각보다 많지 않은 것이다. 그러나 분명한 것은 재화와 용역에 대한 수요는 가격과 소득의 함수이며, 가격상승(하락)은 수요를 억제(증가)하는 효과를 갖는 것이 정상적이다. 따라서 가격요인인 환율이 수출에 미치는 효과가 이론과 상치되는 것으로 나타나면 그 추정결과를 그대로 수용하는 것이 아니라 환율변수의 선택을 포함한 제반 원인을 분석하여 해결책을 찾는 것이 중요하다.

예를 들어 광양항의 대 중국 수출의 경우 환율 변수를 미국 달러의 원화 환율이나 중국위안화의 원화 환율을 이용할 경우 잘못된 추정결과를 도출할 가능성이 높다. 그것은 중국수출시장에서 경쟁은 중국만이 아니기 때문이다. 중국시장에 진출한 많은 국가들과 경쟁을 하는 것이다. 따라서 정확한 가격경쟁력을 추정하기 위해서는 많은 국가들의 환율을 가중평균한 명목실효환율(neer; nominal effective exchange rate)이나 실질실효환율(reer; real effective exchange rate)을 이용하는 것이 합리적이다. 또한 일정 기간에 대해 추정환율계수와 소득계수는 그 기간에만 해당하는 계수이기 때문에 추정기간이 변화하면 계수 역시 바뀌게 된다. 따라서 환율계수와 소득계수가 동태적으로 어떻게 변화하는가를 파악하는 것도 중요하다. 이와 같이 시간의 흐름에 따라 변동하는 환율계수와 소득계수를 동태적으로 파악하는 것은 보다 정확한 항만의 수출규모를 예측하는데 필수적이다.

이와 같이 항만의 수출규모를 기준으로 한 항만

간 위상 변동이 이루어지고 있음에도 불구하고 대부분의 연구는 항만의 효율성 분석(박홍균, 2011; 나호수·김현초, 2009), 항만 평가요인 중요도 분석(윤동하·최용석, 2011; 이강웅·김성국, 2003)에 집중되고 있다. 시계열을 이용한 분석에는 조진행·김재진(2010, 2011), 김창범(2010, 2011), 최봉호·김상춘(2010)이 있으나 특정 항만에 한정되어 있다. 이에 본 연구는 부산항, 인천항, 광양항 3개 항만에 대한 다양한 수출함수를 설정하고 추정하여 가장 적합한 모형을 선정한 후, 이에 입각하여 다양한 분석을 실시한다.

II. 모형 선정 및 이동회귀분석

본고는 수출함수를 (식 1)과 같이 환율과 소득의 대수선형(log-linear)으로 구성한다(Thorbecke and Smith, 2010; Bahmani-Oskooee and Hegert, 2009; Baak, 2008; Akal, 2008; Narayan and Narayan, 2010; Thorbecke, 2011; Ketenci and Idil, 2011).

$$ex_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + \alpha_2 ip_t \quad (식1)$$

여기서 ex 는 광양항, 인천항, 부산항의 수출을, s 는 환율을 나타내며, ip 는 해외경기로 산업생산 지수를 대용변수(proxy variable)로 이용한다. 분석기간은 2000년 1월부터 2015년 12월까지이며, 자료는 통계청, 한국은행, 한국무역협회의 웹사이트에서 구한다. 본 연구에서는 환율을 미 달러화의 원화표시 명목환율, 광의의 명목실효환율, 협의의 명목실효환율, 광의의 실질실효환율, 협의의 실질실효환율로 구분하여 투입한다. 해외경기는 미국경기를 이용한다. 3개 항만에 대해 투입하는 환율별로 수출함수를 추정한 결과는 <표 1>-<표 3>과 같다.

부산항의 수출함수를 추정한 결과를 보여주는

표 1. 부산항 수출함수 추정 결과

모형	const	ks	neern	neerw	reern	reerw	ip	R^2
A	-29.55* (5.623)	1.001* (3.054)					6.800* (9.676)	0.438
B	-16.00* (14.60)		-2.603* (22.51)				8.042* (29.95)	0.841
C	-14.67* (13.17)			-2.555* (21.97)			7.703* (28.89)	0.835
D	-25.26* (11.19)				-2.778* (7.901)		10.18* (13.58)	0.558
E	-17.42* (12.13)					-2.676* (14.91)	8.398* (22.29)	0.730

주: 1. *는 5%에서 유의함.

2. neern, reern은 협의의 명목실효환율과 실질실효환율을, neerw, reerw는 광의의 명목실효환율과 실질실효환율을 나타낸다.

표 2. 광양항 수출함수 추정 결과

모형	const	ks	neern	neerw	reern	reerw	ip	R^2
A	-41.23* (4.388)	0.593 (1.012)					9.503* (7.565)	0.395
B	-34.48* (15.69)		-4.281* (18.45)				13.30* (24.69)	0.784
C	-32.31* (13.63)			-4.032* (16.30)			12.57* (22.16)	0.748
D	-46.98* (11.22)				-3.844* (5.891)		15.49* (11.14)	0.486
E	-36.24* (12.19)					-3.814* (10.27)	13.17* (16.99)	0.611

주: 1. *는 5%에서 유의함.

2. neern, reern은 협의의 명목실효환율과 실질실효환율을, neerw, reerw는 광의의 명목실효환율과 실질실효환율을 나타낸다.

〈표 1〉에서 ks는 미 달러화의 원화표시 명목환율을, neern은 26개국의 환율을 무역가중치로 조정한 협의의 명목실효환율을, reern은 협의의 명목실효환율을 상대적 소비자물가지수로 조정한 협의의 실질실효환율을 나타낸다. neerw와 reerw는 61개국의 환율을 무역가중치로 조정한 광의의 명목실효환율과 광의의 명목실효환율을 상대적 소비자물가지수로 조정한 광의의 실질실효환율을 나타낸다. 명목환율과 해외경기로 구성된 모형 A에서 환율과

경기가 5%에서 유의하고 부호가 예상과 일치하나 결정계수가 0.438로 낮다. 그리고 명목환율 대신 협의의 실질실효환율을 투입한 모형 D에서도 결정계수가 0.558로 여전히 낮다. 이에 비해 명목실효환율을 사용한 모형 B와 모형 C, 그리고 광의의 실질실효환율(reerw)을 사용한 모형 E에서는 부호가 유의할 뿐만 아니라 부호도 예상과 일치하며, 결정계수 역시 높다. 그러나 명목실효환율을 사용한 모형 C와 모형 D의 결정계수는 0.8 이상인데

표 3. 인천항 수출함수 추정 결과

모형	const	ks	neem	neerw	reem	reerw	ip	R ²
A	-54.22* (5.361)	1,266* (2,008)					11.37* (8,411)	0.406
B	-37.75* (16.41)		-4.733* (19.49)				14.55* (25.81)	0.800
C	-35.34* (14.95)			-4.608* (18.68)			13.89* (24.58)	0.788
D	-52.96* (11.91)				-4.619* (6.667)		17.65* (11.95)	0.510
E	-40.15* (13.57)					-4.680* (12.66)	14.97* (19.29)	0.673

주: 1. *는 5%에서 유의함.

2. neem, reem은 협의의 명목실효환율과 실질실효환율을, neerw, reerw는 광의의 명목실효환율과 실질실효환율을 나타낸다.

비해 실질실효환율을 사용한 모형 E는 0.73에 머물러 명목실효환율을 사용한 모형 B와 모형 C가 보다 적합하다고 할 수 있다.

〈표 2〉는 광양항 수출함수를 추정한 결과이다. 광양항의 결과는 부산항의 그것과 크게 다르지 않다. 명목환율이 투입된 모형 A의 경우 환율변수가 5%에서 유의하지 않으며 결정계수도 0.395로 크게 낮다. 협의의 실질실효환율과 광의의 실질실효환율이 투입된 모형 D와 모형 E에서는 환율변수와 경기변수가 유의하고 부호가 기대와 부합하지만 결정계수가 0.486, 0.611로 낮다. 이에 비해 명목실효환율을 사용한 모형 B와 모형 C에서는 결정계수가 0.784, 0.748로 상대적으로 높을 뿐만 아니라 계수가 유의하고 부호도 기대와 일치하고 있다. 따라서 부산항에서와 마찬가지로 광양항에서도 명목실효환율을 투입한 모형이 수출함수로 적합하다고 할 수 있다.

인천항 수출함수를 추정한 결과인 〈표 3〉에서 명목환율이 투입된 모형 A와 협의의 실질실효환율과 광의의 실질실효환율이 투입된 모형 D와 모형 E에서 변수가 유의하고 부호가 기대에 부합하지만 결정계수가 0.406, 0.510, 0.673으로 명목실효환율

을 이용한 모형에 비해 결정계수가 낮다. 협의의 명목실효환율을 사용한 모형 B와 광의의 명목실효환율을 투입한 모형 C에서는 결정계수가 0.800, 0.788로 높을 뿐만 아니라 계수가 유의하고 부호도 이론을 충족시키고 있다. 따라서 부산항이나 광양항에서와 마찬가지로 인천항에서도 명목실효환율을 투입한 모형이 수출함수로 적합하다. 이러한 추정 결과는 3개 항만의 수출함수는 명목실효환율을 투입하는 것이 적합하며, 큰 차이는 없지만 협의의 명목실효환율이 광의의 명목실효환율보다 결정계수가 더 높다는 점에서 협의의 명목실효환율이 분석에 보다 더 적합하다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉와 〈그림 1〉-〈그림 3〉은 동태적 전향적 이동회귀분석의 결과이다. 부산항의 경우 환율계수는 2010년 1월 1.804에서 2011년 9월 2.423으로 높아졌으나 이후 지속적으로 영향력이 감소하여 2015년 12월 1.552까지 떨어졌다. 경기계수도 2010년 1월 6.710에서 2011년 9월 7.255까지 높아졌으나 2015년 12월 4.686으로 하락하였다. 글로벌 금융위기 이후 환율과 경기가 부산항의 수출에 미치는 영향력이 감소하고 있는 것이다. 광양항의 환율계수는 2010년 1월 3.446 2011년 6월 3.862로

표 4. 이동회귀분석

기간	부산항		광양항		인천항	
	환율	경기	환율	경기	환율	경기
2010:01	-1,804	6,710	-3,446	12,904	-3,570	13,114
2010:06	-1,854	6,666	-3,473	12,586	-3,666	12,989
2010:09	-1,983	6,784	-3,639	12,584	-3,958	13,277
2010:12	-2,134	6,958	-3,777	12,551	-4,182	13,389
2011:03	-2,222	7,010	-3,845	12,434	-4,216	13,113
2011:06	-2,354	7,183	-3,862	12,187	-4,337	13,044
2011:09	-2,423	7,255	-3,843	11,963	-4,325	12,772
2011:12	-2,398	7,136	-3,592	11,156	-4,181	12,212
2012:03	-2,296	6,787	-3,356	10,358	-3,903	11,255
2012:06	-2,215	6,457	-3,126	9,472	-3,672	10,305
2012:09	-2,142	6,150	-2,896	8,551	-3,461	9,401
2012:12	-2,087	5,894	-2,683	7,660	-3,371	8,897
2013:03	-2,066	5,688	-2,595	7,091	-3,284	8,259
2013:06	-2,058	5,611	-2,466	6,509	-3,154	7,614
2013:09	-2,033	5,473	-2,337	5,937	-3,024	6,998
2013:12	-2,023	5,436	-2,271	5,675	-2,968	6,777
2014:03	-1,970	5,330	-2,175	5,446	-2,834	6,448
2014:06	-1,941	5,342	-2,074	5,288	-2,747	6,358
2014:09	-1,883	5,279	-1,976	5,141	-2,679	6,332
2014:12	-1,823	5,155	-1,837	4,800	-2,629	6,296
2015:03	-1,714	4,948	-1,687	4,496	-2,499	6,112
2015:06	-1,679	4,946	-1,579	4,308	-2,366	6,000
2015:09	-1,601	4,769	-1,444	3,958	-2,205	5,682
2015:12	-1,552	4,686	-1,433	3,885	-2,184	5,691

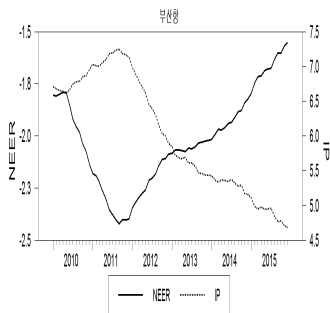


그림 1. 이동회귀: 부산항 그림

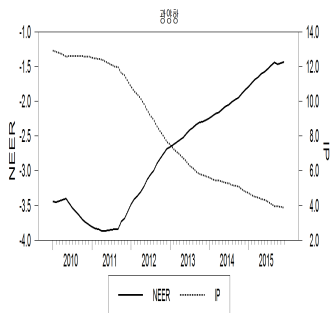


그림 2. 이동회귀: 광양항 그림



그림 3. 이동회귀: 인천항

높아진 후 2015년 12월 1,433으로 크게 하락하였다. 경기계수 역시 2010년 1월 12,904에서 2015년

12월 3,885로 큰 폭으로 감소했다. 인천항에서도 유사하게 전개되어 환율계수와 경기계수가 2,184

와 5.791로 떨어졌다. 환율과 경기가 항만의 수출에 미치는 영향력이 지속적으로 감소하고 있다는 것과 환율보다 경기가 미치는 영향이 더 크다는 것을 보여주고 있다.

III. 안전성 검증 및 분산분해

항만의 수출에서 불균형이 발생할 경우 회복되는 속도를 측정하기 위해서는 수출함수가 공적분 관계를 가져야 한다. 이에 따라 공적분 관계를 밝히기 위해 GPH 공적분 검정을 실시한 결과는 <표 5>와 같다.

여기서 분수차분계수(degree of fractional differencing) d 가 0.5보다 작으면 모형이 안정적이며, d 가 1보다 작으면 모형이 추세회귀성향을 가진다. 분수차분검정은 ADF검정보다 높은 통계적 검정력을 가지며 특히 분수차분계수가 0.35와 0.65 범주에 위치할 경우 탁월한 검정력을 갖는다 (Cheung and Lai, 1993; Granger, 1986). <표 5>

에서 분수차분계수의 추정치가 영과 같다는 가설이 모든 경우에서 기각됨으로써 공적분(분수공적분) 관계가 성립하며, 대부분 $d > 0.5$ 이어서 추세회귀성향을 가지고 있다. 이와 같은 추정 결과는 도입한 모형이 공적분 관계를 갖는다는 것을 의미하기 때문에 오차수정방정식을 도출하는 것이 가능하다. 모형이 변수 간 공적분 관계를 갖는 것으로 나타남에 따라 3개 항만의 수출에 대한 오차수정계수를 도출한 결과는 <표 6>과 같다.

3개 항만의 오차수정계수의 부호가 음(-)이며 괄호 안의 t 통계량이 5% 유의수준에서 공적분 벡터가 존재한다는 것을 보여주고 있다(Chen and Wu, 2005). 그런데 불균형의 조정속도는 부산항에서 가장 빠르고 인천항, 광양항 순이나 광양항과 인천항의 불균형 조정속도가 대단히 느려 부산항에 비해 크게 뒤떨어지고 있다(Doyle, 2001; Banerjee et al., 1998). 이것은 광양항과 인천항의 수출이 부진할 경우 이러한 부진이 부산항보다 상당히 오랫동안 지속된다는 것과 광양항의 부진이 인천항

표 5. GPH 검증

		0.500	0.525	0.550	0.575	0.600
부산항	$d(d=0)$	0.7711*(4.0920)	0.7961*(4.8855)	0.8664*(5.7315)	0.7447*(4.3810)	0.6763*(4.3926)
	$d=1$	0.0007*	0.0001*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
광양항	$d(d=0)$	0.5780*(2.5158)	0.4915*(3.3785)	0.4295*(4.2391)	0.5190*(3.4368)	0.5900*(3.2234)
	$d=1$	0.0406*	0.0102*	0.0023*	0.0040*	0.0067*
인천항	$d(d=0)$	0.5967*(2.6004)	0.6406*(3.2641)	0.7017*(4.0384)	0.6156*(3.8821)	0.5303*(3.6651)
	$d=1$	0.0068*	0.0018*	0.0002*	0.0003*	0.0007*

주: 1. $d=0$ 은 $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 t 통계량을, $d=1$ 은 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설의 유의수준을 나타낸다.
 2. “*”는 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미한다.

표 6. 항만의 오차수정계수

	부산항	광양항	인천항
오차수정계수	-0.218*(4.314)	-0.080*(2.422)	-0.090*(2.596)

주: 괄호 안의 숫자는 t -통계량이며 *는 5%에서 유의함.

표 7. 예측오차의 분산분해

시차	단계	부산항			광양항			인천항		
		수출	환율	경기	수출	환율	경기	수출	환율	경기
1	1	100.00	0.000	0.000	100.00	0.000	0.000	100.00	0.000	0.000
	6	99.279	0.201	0.521	99.971	0.002	0.028	99.810	0.097	0.093
	9	98.868	0.259	0.874	99.934	0.009	0.057	99.650	0.178	0.171
	12	98.576	0.259	1.165	99.885	0.025	0.090	99.504	0.252	0.244
2	1	100.00	0.000	0.000	100.00	0.000	0.000	100.00	0.000	0.000
	6	90.396	7.414	2.190	90.519	6.549	2.932	98.328	0.874	0.798
	9	88.104	9.327	2.569	88.482	8.141	3.378	98.209	0.910	0.881
	12	86.843	10.463	2.694	87.378	9.141	3.482	98.263	0.870	0.867
3	1	100.00	0.000	0.000	100.00	0.000	0.000	100.00	0.000	0.000
	6	74.187	15.679	10.134	81.331	7.961	10.708	94.059	2.308	3.633
	9	64.354	22.394	13.252	73.908	11.981	14.111	91.919	2.770	5.311
	12	58.828	26.589	14.583	69.677	14.840	15.483	90.972	2.912	6.116

보다 더 오래 지속된다는 것을 의미한다.

지금까지의 분석을 통해 항만의 수출이 환율과 경기의 함수이며, 따라서 환율과 경기가 항만의 수출에 영향을 미친다는 것을 보였다. 그러나 항만 수출의 시차변수를 포함하는 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용할 경우 상이한 결과가 나타날 수 있다. 이에 따라 설명변수들의 영향력을 비교 평가할 수 있는 예측오차의 분산분해(forecast error variance decompositions)를 실시한다.

〈표 7〉은 3개 항만의 수출에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다. 예측오차의 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의하여 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다. 이것은 수출 예측오차의 분산이 자체교란에 원인을 두는 것인가 또는 환율이나 경기에 그 원인이 있는가를 밝히는 것이다. 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 100 퍼센트가 됨으로써 모형의 여타 변수로부터 거

의 혹은 전연 영향을 받지 않고서 자체 교란이 분산을 거의 모두 설명함을 의미하게 된다(Lastrapes and Koray, 1990).

부산항의 경우 시차 1인 VAR(1) 모형의 예측 1 단계에서 수출은 수출 이노베이션에 의해 100% 설명되어 환율과 경기는 수출을 전혀 설명하지 못하고 있다. 예측 12단계에서도 수출 자체에 의해 98.5%가 설명되고 환율과 경기는 불과 1.4%만 설명하고 있다. 이러한 상황은 시차 2인 VAR(2) 모형의 예측 12단계에서도 수출 자체에 의해 86.8%가 설명되어 수출이 대단히 강한 외생성을 갖는 변수라는 것을 보여주고 있다. 다만 시차 3인 VAR(3) 모형의 예측 12단계에서 수출 자체에 의해 58.8%, 환율과 경기에 의해 41.2% 설명되어 수출변수가 내생적이다. 인천항에서도 VAR(1) 모형의 12단계에서 자체 이노베이션에 의해 99.9% 설명되어 인천항의 수출도 대단히 강한 외생변수로 나타나고 있다. 이러한 수출변수의 외생성은 광양항에서 더욱 분명히 드러나고 있다. VAR(1) 모형, VAR(2) 모형, VAR(3) 모형의 12단계에서도 수출 자체에 의해 99.5%, 98.2%, 90.9% 설명되어 환율과 경기는 0.5%, 1.8%, 9.1% 설명하는데 그치

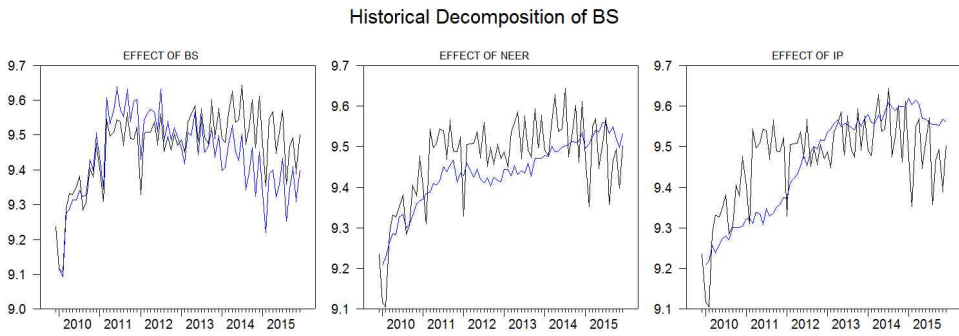


그림 4. 역사적 분해: 부산항

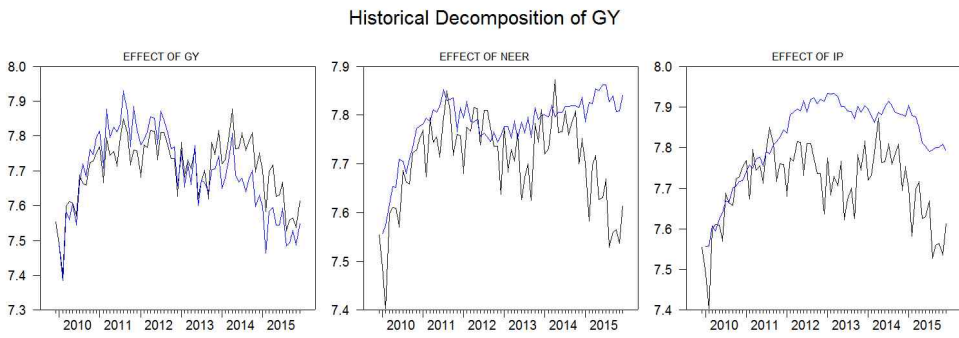


그림 5. 역사적 분해: 광양항

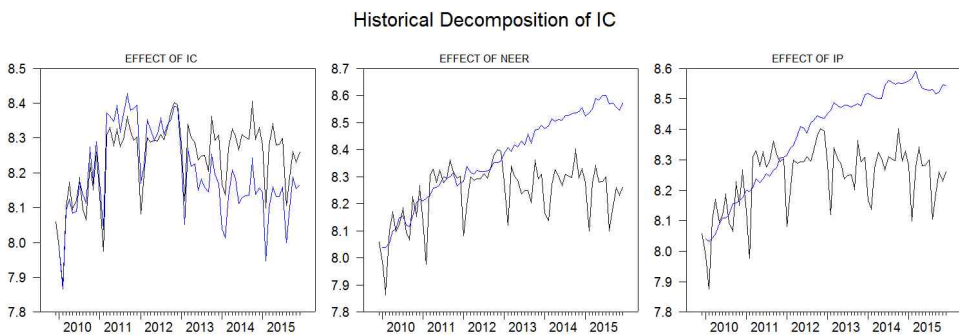


그림 6. 역사적 분해: 인천항

고 있다. 따라서 수출의 외생성은 광양항에서 가장 강하고 다음으로 인천항, 부산항으로 나타나고

있다. 이러한 외생성은 오차수정항의 계수가 광양항에서 가장 작고 부산항에서 가장 큰 것과 일맥

상통하고 있다. 이러한 결과는 항만의 수출을 역사적 분해(historical decomposition)한 <그림 4>-<그림 6>을 통해서 시각적으로 파악할 수 있다.

<그림 4>의 부산항 수출의 역사적 분해에서 자체 변수의 추정경로는 실제 수출경로와 근접하여 같은 방향으로 움직이나 환율과 경기에 의한 추정경로는 실제 수출경로와 상당한 괴리가 있다. 또한 실제 수출경로는 하향하는데 비해 환율과 경기에 의한 추정경로는 상승하여 환율과 경기에 의한 예측이 수출 자체변수에 의한 예측에 비해 신뢰도가 크게 낮다는 것을 보여주고 있다. 광양항 수출의 역사적 분해에서도 자체 변수는 실제 수출과 같은 방향으로 근접하여 움직이고 있다. 그러나 환율과 경기는 실제 수출을 예측하는데 사실상 실패하고 있다. 환율에 의한 추정경로는 2013년부터 괴리를 보이기 시작한 후 2015년 기간에 크게 확대되었으며, 경기에 의한 추정경로는 2012년부터 괴리가 확대되기 시작하여 실제수출과 상당한 격차를 보이고 있다. 인천항에서도 자체 변수는 실제제와 같은 방향으로 변동하는데 반해 환율은 2013년부터, 경기는 2012년부터 상당한 괴리를 보이면서 실제수출의 변동경로와 다른 방향으로 움직이고 있다. 환율과 경기에 의한 추정과 예측이 사실상 어렵다는 것을 보여주고 있다.

IV. 결론

우리나라는 국토가 남과 북으로 단절되어 육로 이동이 불가능한데다 부존자원이 극히 빈약하고 해외 의존형 소규모 개방경제라는 구조이어서 항만은 우리의 생존에 필수적이다. 그런데 우리나라 대표적 항만인 부산항, 인천항, 광양항의 수출행태가 각각 다르게 나타나고 있다. 이에 본고는 수출함수를 구성하되 환율을 미 달러화의 원화표시 명목환율, 광의와 협의의 명목실효환율과 실질실효환율로 구분하여 추정하였다. 그 결과 3개 항만 모두에서 명

목실효환율이 가장 적합하며 여기서도 61개국의 환율을 무역가중치로 조정한 광의의 명목실효환율보다 26개국의 환율을 무역가중치로 조정한 협의의 명목실효환율이 보다 더 우수한 것으로 나타났다. 동태적 전향적 이동회귀분석을 실시하여 환율과 경기가 항만의 수출에 미치는 영향력이 지속적으로 감소하고 있다는 것과 환율보다 경기가 미치는 영향이 더 크다는 것을 알 수 있었다. 원화 가치의 하락을 통한 수출증가효과가 반감되고 있고 해외경기에 기댄 수출증가가 과거보다 훨씬 못하다는 것을 의미하고 있다. 또한 3개 항만의 오차수정계수의 도출을 통해 불균형의 조정속도는 부산항에서 가장 빠르고 인천항, 광양항 순이며, 광양항과 인천항의 불균형 조정속도가 부산항에 비해 크게 작아, 광양항과 인천항의 수출 부진이 부산항에 비해 상당히 오랫동안 지속된다는 것과 광양항의 부진이 인천항보다 더 오래 지속된다는 것으로 나타났다. 예측오차의 분산분해와 역사적 분해를 통해 수출이 강한 외생성을 갖는 변수로 밝혀져서 항만의 수출이 환율과 경기와 같은 경제변수에 별다른 영향을 받지 않는 대신에 다른 변수들의 영향을 크게 받는다는 것을 알 수 있었다. 항만의 수출에서 환율과 경기와 같은 경제적 변수가 중요한 역할을 하지만 경제외적 변수도 경제적 변수 못지않게 중요한 비중을 차지한다는 것을 의미한다. 그런데 수출의 외생성은 광양항에서 가장 강하고 다음으로 인천항, 부산항이며, 이것은 불균형 조정속도와 정반대이다. 항만 수출의 불균형 조정이 환율과 해외경기과 같은 변수 외의 요인들에 의해 크게 영향 받는다는 것을 반증하는 것으로 해석할 수 있다. 광양항과 인천항의 수출 불균형 회복이 대단히 더디게 이루어진다는 것과 우리나라의 대표적인 항만이라고 할 수 있는 3개 항만의 수출이 환율과 경기에 대해 대단히 큰 외생성을 갖는다는 것은 수출물동량을 확보하는데 거시경제변수가 별다른 기여를 하지 못한다는 것을 의미한다. 이것은 동시에 다른 요인, 예

를 들어 외국의 항만보다 더 유리한 유인수단을 제시하는 것과 같은 경제적 또는 경제외적 요인이 대단히 중요하다는 것을 의미하기도 한다. 이러한 요인들을 모형에 포함하여 분석하는 연구가 이루어져야 할 것으로 판단한다.

참고문헌

김창범(2011), “환율과 경기가 우리나라의 대 동남아시아 항만 수출입에 미치는 영향”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제4호, 207-218.

김창범(2010), “환위험과 경기 불확실성이 우리나라의 수입물동량에 미치는 영향”, 『한국항만경제학회지』, 제26집 제4호, 88-100.

나호수 · 김현초(2009), “군산항만의 효율성 비교연구”, 『한국항만경제학회지』, 제25집 제2호, 277-300.

박홍균(2011), “광양 · 부산항의 항만물류배후단지의 효율성 분석”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제1호, 13-30.

윤동하 · 최용석(2011), “Fuzzy-AHP를 이용한 광양항과 중국항만간의 물류네트워크 분석”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제4호, 91-107.

이강웅 · 김성국(2003), “퍼지AHP를 이용한 부산신항의 항만관리방안에 관한 연구”, 『한국지방정부학회』, 제7권 제2호, 69-87.

조진행 · 김재진(2010), “동해항 및 속초항의 컨테이너 물동량 예측에 관한 연구”, 『한국항만경제학회지』, 제26집 제1호, 83-104.

조진행 · 김재진(2011), “새만금 신항만의 수요추정 비교분석 및 개발방안”, 『한국항만경제학회지』, 제27집 제4호, 219-235.

최봉호 · 김상춘(2010), “부산항 · 광양항 · 인천항의 물동량 간 인과관계 분석”, 『한국항만경제학회지』, 제26집 제1호, 61-82.

Akal, M.(2008), “Estimating Manufacturing Trade Structures and Elasticities in Turkey: An Inductive Approach,” *Journal of Economic Cooperation*, Vol.29 No.3, 49-78.

Baak, S.J.(2008), “The Bilateral Real Exchange Rates and Trade between China and the US,” *China Economic Review*, Vol.19 No.2, 117-127.

Bahmani-Oskooee, M. and Hegert, S.W.(2009), “The Japanese-U.S. Trade Balance and the Yen: Evidence from Industry Data,” *Japan and World*

Economy, Vol.21, 161-171.

Banerjee, A.J., Dolado, J. and Mestre, R.(1998), “Error Correction Mechanism Tests for Cointegration in Single-equation Framework,” *Journal of Time Series Analysis*, Vol.19, 267-283.

Cheung, Y.W. and Lai, K.S.(1993), “A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity,” *Journal of Business and Statistics*, Vol.11, 103-112.

Chen, S.L. and Wu, J.L.(2005), “Long-Run Money Demand Revisited: Evidence from a Non-Linear Approach,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.24, 19-37.

Doyle, E.(2001), “Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979-1992,” *Applied Economics*, Vol. 33, 249-265.

Granger, C.W.J.(1986), “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, 213-228.

Ketenci, N. and U. Idil(2011), “Bilateral and Regional Trade Elasticities of the EU,” *Empirical Economics*, Vol.40, 839-854.

Lastrapes, W.D. and Koray, F.(1990), “International Transmission of Aggregate Shock under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes: United Kingdom, France, and Germany, 1959 to 1985,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.9, 402-423.

Narayan, S. and Narayan, P.K.(2010), “Estimating Import and Export Demand Elasticities for Mauritius and South Africa,” *Australian Economic Papers*, Vol.49, 241-252.

Sims, C.A.(1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol.48, 1-48.

Thorbecke, W.(2011). “Investigating the Effect of Exchange Rate Changes on China’s Processed Exports,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.25 No.2, 33-46.

Thorbecke, W. and Smith, G.(2010), “How Would an Appreciation of the Renminbi and Other East Asian Currencies Affect China’s Exports?” *Review of International Economics*, Vol.18 No.1, 95-108.

부산항, 인천항, 광양항의 수출행태분석

모수원 · 정홍영 · 이광배

국문요약

우리나라는 국토가 남과 북으로 단절되고 시장이 작아 수출의존도가 높은 경제구조이어서 항만은 우리 경제에 필수불가결하다. 이에 본고는 우리나라 대표 항만인 부산항, 광양항, 인천항의 수출이 어떠한 행태를 갖는가를 밝힌다. 수출은 일반적인 형태인 환율과 경기의 함수로 정의하되 환율의 부호가 이론이 제시하는 것과 상이하게 나타나는 경향이 있기 때문에 환율을 미 달러화의 원화표시 명목환율, 광의와 협의의 명목실효환율과 실질실효환율 5가지로 구분하여 구성한다. 그리고 3개 항만 모두 명목실효환율이 명목환율이나 실질실효환율보다 우수한 추정 결과를 보이며, 명목실효환율에서도 광의의 명목실효환율보다 협의의 명목실효환율을 이용한 모형이 수출의 추정에 적합함을 밝힌다. 명목실효환율로 구성된 모형의 안정성을 GPH 공격분검정을 통해 밝히고 전향적 이동회귀분석을 실시하여 환율과 경기가 항만의 수출에 미치는 영향력이 지속적으로 약해지고 있다는 것과 환율보다 경기의 영향력이 더 크다는 것을 보인다. 오정수정모형을 추정하여 수출에서 발생한 일시적 괴리를 조정하는 속도가 부산항에서 가장 빠르고 광양항이 가장 더디며, 부산항의 균형회복이 두 항만에 비해 상당히 빠르다는 이루어진다는 것을 밝힌다. 예측오차의 분산분해와 역사적 분해를 통해 수출은 강한 외생성을 갖는 변수이며, 이에 따라 항만의 수출이 환율과 경기와 같은 경제변수 외에 다른 변수들의 영향을 크게 받게 된다. 항만의 수출에서 환율과 경기와 같은 경제적 변수가 중요한 역할을 하지만 경제외적 변수도 경제적 변수 못지않게 중요한 비중을 차지한다는 것을 의미한다. 또한 수출의 외생성이 광양항에서 가장 강하고 부산항에서 가장 약하며, 항만의 불균형 조정속도는 광양항에서 가장 늦고 부산항에서 가장 빠르다는 사실을 함께 고려하면 항만 수출불균형을 조정하는 힘은 환율과 경기보다 다른 요인들에서 나온다는 것을 의미함을 밝힌다.

주제어: 분산분해, 전향적 회귀분석, 명목실효환율, 수출행태, 항만