

국내 컨테이너항만의 대중국 수출행태 분석

손용정*

An Analysis on Export Behavior to China of Container Port

Yong-Jung Son

목 차

- | | |
|--------------|---------------------|
| I. 서론 | III. 모형의 도입과 안정성 검증 |
| II. 항만수출의 개관 | IV. 요약 및 결론 |

Key Words: Export, Container Port, Exchange Rate

Abstract

This study aims to identify the influence of exchange rate and national economy on Export through container ports (Busan Port, Incheon Port, Gwangyang Port, and Pyeongtaek Port) from January 2001 to October 2007.

This study carried a unit root test on the results of the analysis and failed to reject the null hypothesis that level variables have a unit root at the level of 1%. However, it carried out a unit root test on the variables by the first order difference and succeeded in rejecting the null hypothesis aforementioned at the level of 1%. As a result of the cointegration test, it was found that the model is stable.

When this study carried out a variance decomposition on the prediction error of export at container various container ports, it found 89% for Busan Port, 83% for Incheon Port, 86% for Gwangyang Port, and 84% for Pyeongtaek Port. These figures indicate that such variables significantly account for export at container ports. For Busan Port, Step 2 of exchange rate showed negative (-) effect, and Step 3 shows an extreme transition into a positive (+) effect. The national economy showed an extreme change from Steps 2 to Step 7, and then a positive effect has been maintained. The Incheon Port, Gwangyang Port and Pyeongtaek Port showed similar trends to Busan Port. From Step 7, it seems that they have Shifted to more stable trends.

▷ 논문접수: 2009.04.25 ▷ 심사완료: 2009.05.22 ▷ 게재확정: 2009.05.27

* 조선대학교 무역학과 초빙객원교수, 01046330773@hanmail.net, (062)230-6276

I. 서론

한국의 총수출에서 중국이 차지하는 비중은 1992년에 3.4%에서 2007년에는 22.1%로 7배 가까이 급증하였고, 동 기간 수입은 4.5%에서 17.7% 증가하였다. 그러나 교역 증가율 측면에서 보면 2000년-2005년 동안(2001년 제외) 연평균 30% 이상의 높은 증가율을 보였으나, 2005년의 26.7%에서 2006년 및 2007년에는 각각 17.4% 및 22.9%를 기록하여 과거보다 낮은 증가세를 보이고 있다. 한·중 양국간 교역의 양적 팽창과 더불어 무역 구조에도 많은 변화가 있는데, 한·중 수교 초기부터 1990년대 중반까지 양국간 교역은 주로 농산물과 광물성원료 등 1차 상품과 직물, 섬유사, 섬유원료, 석유화학제품 등의 소재류를 중심으로 교역이 이루어졌다. 한국은 중국에 직물 및 섬유원료, 석유화학제품, 철강제품, 전자부품을 중심으로 수출하고, 중국으로부터는 농산물, 직물, 요업제품, 광물성원료, 철강제품을 주로 수입하였다. 그러나 1990년대 중반 이후에는 전기·전자 업종에서 교역이 확대되기 시작하였으며, 2000년대 들어서는 컴퓨터 및 휴대폰 관련부품과 자동차부품의 교역이 확대되었다. 즉, 양국간 교역이 소재류 중심구조에서 부품류 중심구조로 노동집약적 제품 중심구조에서 기술집약적제품 중심구조로 변화된 것이다.¹⁾

중국의 산업화에 따른 교역증가와 수출입 화물 증가에 따른 물동량 집중은 항만의 처리 물동량 추이에서도 확인 할 수 있는데 물동량 처리는 상대적으로 항만시설이 우수한 주강, 장강, 환발해권 연해 항만들에서 주로 이루어지고 있다. 2001년 2,748만TEU에 불과하던 중국의 주요 10대 컨테이너항만의 물동량은 연평균 27.6%의 높은 증가율을 나타내면서 급성장하여 2006년에는 9,300만TEU를 기록하였다. 특히 중국은 개혁개방이 추진된 이후 상하이 및 배후지역과 양쯔강 유역의 경제가 빠르게 발전하면서 상하이항에서 처리되는 수출입화물량이 크게 증가하여 2020년을 목표로 양산심수항 개발을 추진중이며 이미 소양산 2단계 9선석을 개장하였다. 총 30개 선석이 완공될 경우 환적 절차를 거치지 않고 중국내 대형 선박의 입출항이 가능해져 상하이항의 물동량은 더욱 증가할 것으로 전망된다. 중국의 항만물동량 증가에 힘입어 항만산업은 성장할 것으로 보이며 2011년 중국의 항만물동량을 1억 2,364만-1억 3,279만TEU까지 증가할 것으로 전망된다.²⁾

따라서 본 연구에서는 국내 컨테이너항만(부산항, 인천항, 광양항, 평택항)에 의한 대 중국 수출이 어떠한 요인에 의해 어느 정도 영향을 받는가를 밝히는 데 연구의 목적을 둔다.

1) 양평섭 외5, “한·중 교역 특성과 한·중 FTA에 대한 시사점,” 「연구보고서 07-08」, 대외경제정책연구원, p.55.

2) 박선현·동예영·김보람, “중국 물류산업 현황 및 전망,” 「하나산업정보」, 하나금융경영연구소, 2008년 2월 14일, 제6호, pp.5-7.

II. 항만수출의 개관

1. 항만수출 현황

우리나라의 경우 총수출과 항만을 통한 수출이 꾸준히 증가하고 있다. 총수출은 2000년 172,268백만불에서 2007년 371,489백만불로 증가하였다. 이에 비해 항만을 통한 수출은 2000년에 119,239백만불에서 2007년 273,955백만불로 총수출에서 차지하는 비중이 70%정도를 유지하고 있다. 항만을 통한 수입은 2000년 104,136백만불에서 2001년 95,974백만불로 전년에 비해 8,162백만불 감소를 보였으나, 2002년부터는 꾸준히 증가하여 2007년에는 261,863백만불을 항만을 통해 수입을 하였다.

<표 1> 연도별 항만수출

(단위: 백만불)

연도	총수출	항만수출	항만별 대중국 수출				항만수입
			부산항	인천항	광양항	평택항	
2000	172,268	119,239(17.9)	7,825	3,657	981	110	104,136(34.9)
2001	150,439	110,814(17.1)	7,294	3,272	1,235	284	95,974(-7.8)
2002	162,471	114,031(2.9)	8,366	3,568	1,620	701	102,586(6.9)
2003	193,817	130,650(14.6)	10,814	4,536	2,282	1,462	119,153(16.1)
2004	253,845	170,270(30.3)	13,997	6,205	3,176	2,119	151,236(26.9)
2005	284,419	197,619(16.1)	13,727	11,160	3,446	2,850	182,420(20.6)
2006	325,465	236,903(19.9)	14,912	13,434	3,294	4,079	221,693(21.5)
2007	371,489	273,955(15.6)	15,615	15,881	3,914	4,977	261,863(18.1)
2008	422,007	323,900(18.2)	16,638	17,120	4,216	6,503	337,275(28.8)

주: 괄호안의 숫자는 전년대비 증가율임.

자료: 한국무역협회(<http://www.kita.net>)

<표 2>를 통해 주요교역상대국의 수출입현황을 살펴보면, 대중국 수출은 2000년에 18,455백만불에서 2007년에 81,985백만불로 매년 상승세를 유지하고 있으며, 수입은 2000년에 12,799백만불에서 2007년에는 63,028백만불을 수입하였다. 대중국 수출입에서는 2004년이후 큰 폭의 상승세를 보이고 있다. 2007년중 중국과 미국의 교역에서는 각각 18,195백만불과 8,547백만불을 흑자를 보였다.

<표 2> 대중수출과 주요국의 수출

(단위:백만불)

연도	대중국		대미국		대일본	
	수출	수입	수출	수입	수출	수입
2000	18,455	12,799	37,611	29,242	20,466	31,828
2001	18,190	13,303	31,211	22,376	16,506	26,633
2002	23,754	17,400	32,780	23,009	15,143	29,856
2003	35,110	21,909	34,219	24,814	17,276	36,313
2004	49,763	29,585	42,849	28,783	21,701	46,144
2005	61,915	38,648	41,343	30,586	24,027	48,403
2006	69,459	48,557	43,184	33,654	26,534	51,926
2007	81,985	63,028	45,766	37,219	26,370	56,250
2008	91,389	76,930	46,377	38,365	28,252	60,956

자료: 한국무역협회(<http://www.kita.net>)

2. 중국항만의 컨테이너화물 처리실적

<표 3>에서 중국 주요항만의 컨테이너화물 처리실적을 살펴보면, 상하이항은 2007년 2,615만TEU를 처리하여 2006년 대비 20.5%의 성장률을 기록하며, 홍콩항(2,399만TEU)을 제치고 세계 2위의 컨테이너항만으로 부상하였다. 상하이항은 매년 20%이상 컨테이너화물 처리량이 증가하고 있어 싱가포르항(2,794만TEU)도 1-2년내에 화물처리량에서 앞설것으로 예상된다. 선전항은 2003년 1천만TEU 진입한 이후 4년만에 2천만TEU를 돌파하여 매년 물동량이 증가하고는 있으나, 인근에 위치한 광저우항의 급부상과 서부 대개발에 따른 물동량 정체에 대한 우려도 있다.

<표 3> 중국 주요항만의 컨테이너화물 처리실적

(단위: 만TEU)

순위	항만명	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
1	상하이	1,128	1,456	1,808	2,171	2,615(20.5%)
2	선 전	1,062	1,365	1,620	1,847	2,019(14.2%)
3	청 도	424	514	631	770	946(22.9%)
4	닝 보	277	401	519	707	935(32.3%)
5	광저우	276	331	468	660	930(41.0%)
6	천 진	302	381	480	595	710(19.3%)

주: 괄호안은 전년대비 증가율임.

자료: 한국컨테이너부두공단(<http://www.kca.or.kr>)

청도항은 산둥반도 최대의 항만으로 중국 중서부의 상업항이자 관문항으로 환적화물 유치에 노력한 결과 중국내 3위, 세계 컨테이너항만순위 10위를 차지하였다. Ningbo항은 양쯔강 델타지역(상하이, Ningbo, 항저우)에 속해 있으며, 양쯔강 입구에서 떨어져 있어 토사의 영향을 받지 않아 수심이 18m이상 유지하고 있다. 국제항로의 증가와 항만효율의 향상에 따라 30%대의 급성장을 보인 것으로 보인다. 광저우항은 2007년 930만TEU를 처리하여 중국내 3,4위 항만인 청도와 Ningbo항을 추격하고 있다.

III. 모형의 도입과 안정성 검정

1. 모형의 설정 및 자료의 선정

본 연구는 2001년 1월부터 2007년 10월까지의 기간에 대해 국내 컨테이너항만을 통한 대중국 수출이 환율과 경기에 어떠한 영향을 어느 정도 받는가를 분석한다. 함수는 식(1)과 같이 대수선형 형태로 구성한다(Stone, 1979; Goldstein, Khan and Officer, 1980; Kenen and Rodrik, 1986; 김윤철, 1998; 노태정·유종영, 1987; 모수원, 2005; 이재열·한희준, 2001; 한희준, 2000).

$$ex_t = \alpha_0 + \alpha_1 er_t + \alpha_2 kip_t \quad \text{식 (1)}$$

여기서 ex , er , kip 는 국내 컨테이너 항만의 수출액, 원/위엔화 환율, 국내경기를 나타낸다. 국내 컨테이너 항만의 수출은 부산항, 인천항, 평택항, 광양항을 통한 대중국 수출액, 환율은 원/위엔화 환율과 국내경기의 대리변수는 산업생산지수를 이용한다. 여기에 이용되는 자료는 한국은행과 통계청, 한국무역협회의 웹사이트에서 구한다.

2. 단위근 검정과 공적분 검정

먼저 시계열 분석을 하기 전에 변수가 안정적인가를 살펴보기 위하여 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정법을 이용한다.

$$\Delta X_t = c_0 + b_0(Time) + b_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad \text{식 (2)}$$

여기서 귀무가설은 X_t 가 1차차분을 통해 안정적이 된다는 것이며, t통계량을 이용하

여 b_1 의 계수가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다.

<표 4>은 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. <표 4>에서 보는 바와 같이 수준변수는 1% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분하여 다시 단위근검정을 실시한 결과 단위근이 존재한다는 귀무가설의 1%수준에서 모두 기각에 성공하고 있다. 따라서 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다.

<표 4> 단위근 검정(상수항과 추세항이 포함된 경우)

	수준변수	차분변수
<i>bsex</i>	-1.97(12)	-5.69**(8)
<i>icex</i>	-2.50(12)	-5.71**(8)
<i>gyex</i>	-1.90(13)	-5.12**(7)
<i>ptex</i>	-2.50(10)	-5.68**(8)
<i>er</i>	-3.26**(1)	-7.05**(0)
<i>kip</i>	-2.86**(1)	-12.96**(0)

주: 1. 괄호 안의 숫자는 시차길이를 나타냄.

2. *(**)는 각각 유의수준 5%(1%)에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 의미함.
3. 임계치는 Fuller(1976)의 표 참조.

이를 위해 Johansen(1988)의 다변량공적분기법(이하 Johansen검정)을 이용하여 살펴본다. 우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차 길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이를 선택하는 방법과 함께 AIC, SIC 정보기준을 종합적으로 고려하여 적정시차를 설정하였다.

<표 5> 공적분 검정결과

	부산항	인천항	광양항	평택항
	VAR(3)	VAR(3)	VAR(3)	VAR(2)
$r=0$	32.92*	35.19*	31.73*	34.76*
$r \leq 1$	6.80	7.22	6.52	7.54
$r \leq 2$	0.18	0.19	0.15	0.15

- 주: 1. 괄호안은 시차를, r 은 공적분벡터의 수를 나타내고, '*'는 5%, '**'는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
2. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표 참조.

<표 5>에서 나타난 바와 같이 공적분검정은 컨테이너 항만의 수출액, 원/위엔화 환

을, 국내경기의 대리변수인 산업생산지수(kip)의 3변수 모형에서 검정통계량이 귀무가설을 5% 수준에서 기각함으로써 최소한 1개의 공적분벡터가 존재함을 알 수 있다. 이 상에서 살펴본 바와 같이 각 변수들이 불안정시계열이지만 공적분 검정에서 나타난 바와 같이 모형이 안정성을 가지고 있다.

3. 오차수정모형의 추정

오차수정항(*ECT*: error-correction term)이 5%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함을 증명할 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다³⁾. 또한 오차수정항의 계수는 실제치와 장기치간의 괴리가 매월 제거되거나 수정되는 비율을 의미한다. 항만별 VECM 추정결과는 부표에 첨부하였다.

4. 분산분해 및 충격반응

국내 컨테이너 항만의 대중국 수출이 환율과 국내경기에 의해 어느 정도 설명될 수 있는가와 이들 변수에 일정한 충격을 가할 경우 반응경로를 살펴본다. 먼저 설명변수들의 영향력을 비교평가하기 위해 예측오차의 분산분해를 실시한다. 예측오차의 분산분해는 모형을 구성하는 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의해 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다.

<표 6>-<표 9>는 국내 컨테이너항만(부산항, 인천항, 광양항, 평택항)의 수출에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다. 광양항의 경우, 제10단계에서 자체에 의해서는 89%가 설명되는 데 비해 환율과 국내경기는 각각 8.1%와 2.6%로 설명됨으로써 이러한 변수들이 국내 컨테이너항만의 수출을 설명하는 주요 변수 중의 하나인 것을 보여주고 있다. 인천항 83%, 광양항 86%, 평택항 84%로 환율과 국내경기의 영향을 상당히 받고 있는 것으로 분석되었다.

충격반응은 분산분해의 결과를 시각적으로 살펴봄과 동시에 그 반응경로를 파악하기 위하여 충격반응을 이용한다. 모형내에서 특정변수의 충격에 따른 모형을 구성하는 다른 변수들에 어느 정도로 영향을 받는가를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 장점이 있다.⁴⁾

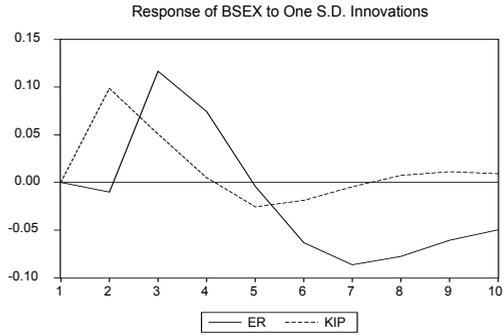
3) Doyle, E., "Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979~1992," *Applied Economics*, Vol.33, 2001, pp.249-265.

4) 모수원·김창범, "해운산업의 생산함수 추정," 「해운물류연구」, 제40호, 한국해운물류학회, 2004, p.52.

<표 6> 부산항 분산분해

단계	BSEX	ER	KIP
1	100.0000	0.000000	0.000000
2	97.86345	0.022738	2.113809
3	94.69276	2.796344	2.510893
4	93.63566	3.879301	2.485035
5	93.57539	3.837442	2.587165
6	92.80119	4.575631	2.623183
7	91.45786	5.953174	2.588969
8	90.39468	7.037723	2.567593
9	89.74575	7.683473	2.570774
10	89.31465	8.112264	2.573086

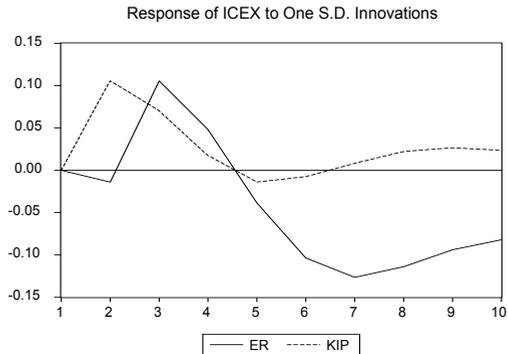
<그림 1> 부산항 충격반응



<표 7> 인천항 분산분해

단계	ICEX	ER	KIP
1	100.0000	0.000000	0.000000
2	97.39018	0.045233	2.564591
3	94.11573	2.428649	3.455623
4	93.60009	2.904138	3.495777
5	93.35346	3.166710	3.479831
6	91.32867	5.273165	3.398162
7	88.42682	8.270046	3.303138
8	86.14185	10.54880	3.309342
9	84.60511	12.01637	3.378513
10	83.45999	13.10536	3.434649

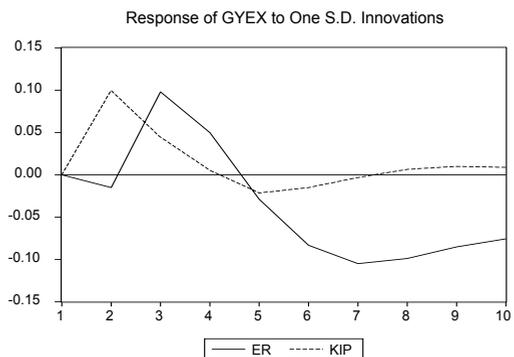
<그림 2> 인천항 충격반응



<표 8> 광양항 분산분해

단계	GYEX	ER	KIP
1	100.0000	0.000000	0.000000
2	97.62547	0.053601	2.320924
3	95.22818	2.155936	2.615880
4	94.70556	2.687239	2.607193
5	94.46383	2.848284	2.687883
6	93.03265	4.278422	2.688925
7	90.89729	6.473426	2.629275
8	89.08040	8.336240	2.583357
9	87.77651	9.661206	2.562275
10	86.77300	10.68100	2.545989

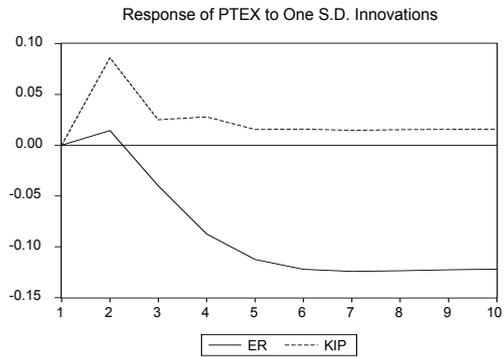
<그림 3> 광양항 충격반응



<표 9> 평택항 분산분해

단계	PTEX	ER	KIP
1	100.0000	0.000000	0.000000
2	98.50637	0.040416	1.453209
3	98.20313	0.332232	1.464635
4	96.77353	1.673295	1.553179
5	94.66505	3.788132	1.546819
6	92.31550	6.145654	1.538842
7	90.04901	8.427055	1.523934
8	87.94861	10.53920	1.512189
9	86.01336	12.48493	1.501710
10	84.21525	14.29188	1.492876

<그림 4> 평택항 충격반응



<그림 1>-<그림 4>는 환율과 국내경기의 충격에 대한 국내 컨테이너항만(부산항, 인천항, 광양항, 평택항)의 대중국 수출의 반응을 보여주고 있다. 그림에서 부산항의 경우 환율은 2단계에서 부(-)의 효과를 보이고, 3단계에서 정(+)의 효과로 전환되고 극심한 변화를 보인다. 국내경기는 2단계에서 7단계까지 극심한 변화를 보이나 그 이후 정(+)의 효과가 지속되면서 안정화된 추세를 보이고 있다. 인천항, 광양항, 평택항도 부산항의 경우와 비슷한 양상을 보이며 7단계이후 안정화 추세로 전환되는 것으로 보인다.

IV. 결론

한국의 총수출에서 1990년대 이후 연평균 두자리수의 급증세를 보여 왔던 우리나라 컨테이너 항만 물동량은 2003년-2006년의 4년 동안에도 연평균 7.68%의 증가율을 유지함으로써 적어도 2000년대 초반까지 과거의 높은 물동량 증가 추세를 계속 이어갔다. 환적물동량은 같은 기간 동안 중국을 기중점으로 하는 물동량의 부산항으로의 유입 증가세가 지속되면서 연평균 7.85%의 높은 증가세를 보였다.

그러나 최근 들어 우리나라 컨테이너항만 물동량의 증가세는 점차 둔화되는 양상을 띠고 있다. 2005년 4.8%, 2006년 4.9%의 증가에 그쳤고, 매년 20%대 이상의 물동량 증가세를 보여왔던 환적물동량의 증가율은 각각 7.2%와 2.6%에 그쳤다. 이와 같이 컨테이너항만의 물동량 증가율의 둔화현상이 계속될 경우 부산 신항 및 광양항의 추가 개발은 물론 이들 항만의 개발을 통해 동북아 물류 중심지화라는 국가 경제적 목표를 달성하려는 정부의 계획에 차질을 초래할 우려가 있다.⁵⁾

본 연구의 분석결과는 변수에 대한 단위근검정을 실시한 결과 수준변수는 1% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분하여 다시 단위근검정을 실시한 결과 단위근이 존재한다는 귀무가설의 1%수준에서 모두 기각에 성공하였다. 또한 각 변수들이 불안정시계열이지만 공적분 검정에서 나타난 바와 같이 모형이 안정성을 가지고 있다.

국내 컨테이너항만(부산항, 인천항, 광양항, 평택항)의 수출에 대한 예측오차의 분산 분해결과는, 부산항은 89%, 인천항 83%, 광양항 86%, 평택항 84%가 설명됨으로써 이러한 변수들이 국내 컨테이너항만의 수출을 설명하는 주요 변수 중의 하나인 것을 보여주고 있다. 충격반응은 부산항의 경우 환율은 2단계에서 부(-)의 효과를 보이고, 3단계에서 정(+)의 효과로 전환되고 극심한 변화를 보인다. 국내경기는 2단계에서 7단계까지 극심한 변화를 보이나 그 이후 정(+)의 효과가 지속되면서 안정화된 추세를 보이고 있다. 인천항, 광양항, 평택항도 부산항의 경우와 비슷한 양상을 보이며 7단계이후 안정화 추세로 전환되는 것으로 보인다.

부존자원이 빈약하고 삼면이 바다로 둘러싸인 우리나라는 지속가능한 경제성장을 위해서는 국가간 교역 특히 중국과의 교역은 중요하며, 이러한 지정학적 특성 때문에 항만투자를 통한 효율성과 경쟁력 제고는 국가경쟁력 향상과 직결된다. 따라서 항만산업의 투자를 위한 정확한 물동량의 예측이 선행되어야 하며, 이 점은 추후의 연구과제로 삼고자 한다.

참 고 문 헌

1. 김윤철, “한국의 대외거래모형,” 『경제분석』, 제4권 제3호, 한국은행, 1998.
 2. 김창범, “해상운송의 물동량 예측과 항만물류정책,” 『한국항만경제학회지』, 제23권 제1호, 한국항만경제학회, 2007, pp. 149-162.
 3. 노태정·유종영, “일본·미국에 대한 우리나라의 수출이 예측모형,” 삼성경제연구소, 1987.
 4. 대외경제정책연구원, “최근 한·중·일 3국의 역내교역 현황 및 특징,” 『KIEP 지역경제포커스』, 08-08호, 2008년 4월 23일, pp. 1-9.
 5. 모수원·김창범, “원유수입과 환율변동성,” 『자원·환경경제연구』, 제11권 제3호, 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 2002, pp. 397-414.
 6. _____, “해운산업의 생산함수 추정,” 『해운물류연구』, 제40호, 한국해운물류학회, 2004, pp. 39-55.
 7. 모수원, “항공화물과 수출행태,” 『해운물류연구』, 제46호, 한국해운물류학회, 2005, pp. 95-110.
 8. 박선현·동애영·김보람, “중국 물류산업 현황 및 전망,” 『하나산업정보』, 하나금융경영연구
-
- 5) 전찬영·이종필·송주미, “최근 컨테이너물동량 증가추세 둔화의 대내외적 변동 요인 분석,” 『수시연구 2006-05』, 한국해양수산개발원, 2006, p.1.

- 소, 2008년 2월 14일, 제6호, pp. 1-7.
10. 손용정, “항만경쟁력 제고를 위한 항만교역량 예측,” 『한국항만경제학회지』, 제25집 제1호, 한국항만경제학회, 2009, pp.1-14.
 10. 전찬영 · 이종필 · 송주미, “최근 컨테이너물동량 증가추세 둔화의 대내외적 변동 요인 분석,” 『수시연구 2006-05』, 한국해양수산개발원, 2006.
 11. 최봉호, “환율변동성과 컨테이너물동량과의 관계,” 『한국항만경제학회지』, 제23권 제1호, 한국항만경제학회, 2007, pp.1-18.
 12. 양평섭 외5, “한·중 교역 특성과 한·중 FTA에 대한 시사점,” 『연구보고서 07-08』, 대외경제정책연구원, 2007.
 13. 이종원, 『계량경제학』, 박영사, 2007.
 14. 이재열 · 한희준, “품목별 수출입 행태분석과 시사점,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2001.
 15. 한희준, “수입의 변동요인분석,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2000.
 16. 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, pp.427-431.
 17. Doyle, E., “Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979~1992,” *Applied Economics*, Vol.33, 2001, pp. 249-265.
 18. Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
 19. Goldstein, M., Khan, M. S. and Officer, L. H., “Price of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.62, 1980, pp. 190-199.
 20. Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp. 231-254.
 21. 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.
 22. 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, pp. 461-471.
 23. 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.
 24. Quantitative Micro Software, *Eviews 6 User’s Guide I · II*, 2007.
 25. <http://www.bok.or.kr>
 26. <http://www.nso.go.kr>
 27. <http://www.kca.or.kr>
 28. <http://www.kita.net>

<부표 1> 부산항 VECM 추정결과

Error Correction	D(BSEX)	D(ER)	D(KIP)
CoinEq1	-0.678619 (-5.26416)	-0.001377 (-0.41894)	0.002638 (0.71534)
D(BSEX(-1))	0.178087 (1.46807)	0.001335 (0.43161)	-0.000599 (-0.17253)
D(BSEX(-2))	0.113707 (1.02759)	-0.003457 (-1.22559)	-0.001752 (-0.55358)
D(ER(-1))	0.831421 (0.18616)	0.264205 (2.32041)	0.061557 (0.48186)
D(ER(-2))	9.854185 (2.21099)	-0.063105 (-0.55537)	0.165919 (1.30148)
D(KIP(-1))	5.926862 (1.42681)	-0.040367 (-0.38117)	-0.413226 (-3.47779)
D(KIP(-2))	2.590966 (0.61629)	-0.122244 (-1.14052)	-0.087062 (-0.72398)
C	-0.010256 (-0.11717)	-0.001437 (-0.64402)	0.010779 (4.30499)
R-squared	0.355165	0.116450	0.177997
Adj. R-squared	0.291589	0.029339	0.096954

<부표 2> 인천항 VECM 추정결과

Error Correction	D(ICEX)	D(ER)	D(KIP)
CoinEq1	-0.690316 (-5.46438)	-0.000548 (-0.16461)	0.003390 (0.90742)
D(ICEX(-1))	0.197614 (1.65177)	0.000842 (0.26696)	-0.001403 (-0.39671)
D(ICEX(-2))	0.136908 (1.24350)	-0.004161 (-1.43368)	-0.001929 (-0.59257)
D(ER(-1))	1.991879 (0.46385)	0.269430 (2.38015)	0.055384 (0.43618)
D(ER(-2))	10.67153 (2.45972)	-0.064475 (-0.56377)	0.155808 (1.21456)
D(KIP(-1))	5.820843 (1.45171)	-0.045232 (-0.42794)	-0.417818 (-3.52411)
D(KIP(-2))	3.154560 (0.77648)	-0.125891 (-1.17552)	-0.087772 (-0.73066)
C	-0.002674 (-0.03155)	-0.001301 (-0.58230)	0.010832 (4.32293)
R-squared	0.359068	0.118526	0.180299
Adj. R-squared	0.295878	0.031621	0.099483

<부표 3> 광양항 VECM 추정결과

Error Correction	D(GYEX)	D(ER)	D(KIP)
CoinEq1	-0.633738 (-5.09806)	-0.002535 (-0.76853)	0.003501 (0.94562)
D(GYEX(-1))	0.145261 (1.20487)	0.002108 (0.65892)	-0.001082 (-0.30138)
D(GYEX(-2))	0.087748 (0.79398)	-0.003184 (-1.08584)	-0.002106 (-0.63995)
D(ER(-1))	1.234270 (0.28787)	0.260591 (2.29042)	0.063744 (0.49919)
D(ER(-2))	9.652575 (2.25324)	-0.055290 (-0.48639)	0.161649 (1.26700)
D(KIP(-1))	6.159067 (1.54253)	-0.035580 (-0.33582)	-0.418523 (-3.51950)
D(KIP(-2))	2.322896 (0.57345)	-0.117514 (-1.09327)	-0.093996 (-0.77915)
C	-0.002824 (-0.03348)	-0.001516 (-0.67738)	0.010899 (4.33800)
R-squared	0.345167	0.121561	0.182174
Adj. R-squared	0.280606	0.034954	0.101543

<부표 4> 평택항 VECM 추정결과

Error Correction	D(PTEX)	D(ER)	D(KIP)
CoinEq1	-0.459988 (-4.69626)	-0.006092 (-2.43018)	0.002986 (1.06995)
D(PTEX(-1))	0.055229 (0.50448)	0.004494 (1.60382)	-0.000586 (-0.18801)
D(ER(-1))	3.928320 (0.92062)	0.223977 (2.05102)	0.084007 (0.69101)
D(KIP(-1))	4.564337 (1.19600)	0.001844 (0.01888)	-0.386104 (-3.55102)
C	0.038225 (0.49917)	-0.002398 (-1.22340)	0.009527 (4.36683)
R-squared	0.259083	0.121745	0.159285
Adj. R-squared	0.219568	0.074905	0.114447

< 요약 >

국내 컨테이너항만의 대중국 수출행태 분석

손용정

본 연구는 2001년 1월부터 2007년 10월까지의 기간에 환율과 국내경기가 국내 컨테이너항만(부산항, 인천항, 광양항, 평택항)을 통한 대중국 수출에 어떠한 영향을 미치는가를 밝히는 데 연구의 목적을 둔다.

본 연구의 분석결과는 변수에 대한 단위근검정을 실시한 결과 수준변수는 1%수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분하여 다시 단위근검정을 실시한 결과 단위근이 존재한다는 귀무가설의 1%수준에서 모두 기각에 성공하였다. 또한 공적분 검정을 실시한 결과 모형이 안정적임을 알 수 있었다.

국내 컨테이너항만(부산항, 인천항, 광양항, 평택항)의 수출에 대한 예측오차의 분산 분해결과는, 광양항은 89%, 인천항 83%, 광양항 86%, 평택항 84%가 설명됨으로써 이러한 변수들이 국내 컨테이너항만의 수출을 설명하는 주요 변수 중의 하나인 것을 보여주고 있다. 충격반응은 부산항의 경우 환율은 2단계에서 부(-)의 효과를 보이고, 3단계에서 정(+)의 효과로 전환되고 극심한 변화를 보인다. 국내경기는 2단계에서 7단계까지 극심한 변화를 보이나 그 이후 정(+)의 효과가 지속되면서 안정화된 추세를 보이고 있다. 인천항, 광양항, 평택항도 부산항의 경우와 비슷한 양상을 보이며 7단계이후 안정화 추세로 전환되는 것으로 보인다.

□ 주제어: 수출, 컨테이너항만, 환율