

ARIMA와 VAR·VEC 모형에 의한 부산항 물동량 예측과 관련성연구

이성윤* · † 안기명

*가야대학교 항만물류학과 조교수, † 한국해양대학교 해운경영학부 교수

Study on the Forecasting and Relationship of Busan Cargo by ARIMA and VAR·VEC

Sung-Yhun Lee* · † Ki-Myung Ahn

*Assistant Professor, School of Port and Logistics, Kaya University, Gimhae 50830, Korea

† Professor, Division of Shipping Management, Korea Maritime and Ocean University, Busan 49112, Korea

요약 : 세계적인 장기경기침체 속에서 보다 정확한 물동량 예측은 항만정책 수행에 중요하다. 따라서, 본 연구에서는 부산항 컨테이너 물동량(수출입화물과 환적화물)을 단변량 모형인 ARIMA 뿐만 아니라 인과관계가 있을 것으로 예상되는 경제규모(한국, 중국, 미국의 국내총생산), 금리수준 그리고 경기변동을 고려한 벡터자기회귀모형과 벡터오차수정모형을 활용하여 추정하고 비교하였다. 측정자료는 2014년 1월부터 2019년 8월까지 월별 부산항 컨테이너 물동량이다. 분석결과에 의하면, 수출입물동량 시계열은 비교적 안정적(stationary)이어서 VAR에 의해 추정하였고 환적화물은 불안정적(non-stationary)하지만, 경제규모, 금리 및 경기변동과 공적분(장기적인 균형관계)을 띠고 있어 VEC모형으로 추정하였다. 추정결과, 안정적인 수출입화물 추정에서는 단변량 모형인 ARIMA가 우수하고 추세가 있는 환적화물은 다변량모형인 VEC모형이 보다 예측력이 우수한 것으로 나타나고 있다. 특히 수출입화물은 우리나라 경제규모와 관련이 있고, 환적화물은 중국과 미국 경제규모와 밀접한 관련이 있다. 또한 중국 경제규모가 미국에 비하여 더 밀접하게 나타나고 있어 환적화물 증대전략에 시사점을 주고 있다.

핵심용어 : 부산항 컨테이너물동량, ARIMA 시계열 계절모형, 벡터자기회귀모형, 벡터오차수정모형, 충격반응함수, 공적분검정

Abstract : More accurate forecasting of port cargo in the global long-term recession is critical for the implementation of port policy. In this study, the Busan Port container volume (export cargo and transshipment cargo) was estimated using the Vector Autoregressive (VAR) model and the vector error correction (VEC) model considering the causal relationship between the economic scale (GDP) of Korea, China, and the U.S. as well as ARIMA, a single volume model. The measurement data was the monthly volume of container shipments at the Busan port January 2014–August 2019. According to the analysis, the time series of import and export volume was estimated by VAR because it was relatively stable, and transshipment cargo was non-stationary, but it has cointegration relationship (long-term equilibrium) with economic scale, interest rate, and economic fluctuation, so estimated by the VEC model. The estimation results show that ARIMA is superior in the stationary time-series data (local cargo) and transshipment cargo with a trend are more predictable in estimating by the multivariate model, the VEC model. Import-export cargo, in particular, is closely related to the size of our country's economy, and transshipment cargo is closely related to the size of the Chinese and American economies. It also suggests a strategy to increase transshipment cargo as the size of China's economy appears to be closer than that of the U.S.

Key words : Busan Container Cargo, ARIMA Seasonal Model, Vector Autoregressive Model, Vector Error Correction Model, Impulse Response Function, Cointegration Test

1. 서 론

2008년도 우리나라 국적 외항선사 매출규모는 51조 7천8백 억원으로 가장 많았지만 금융위기여파로 2009년도에는 31조 8 천8백억원으로 무려 20조원이 감소하였다. 이후 다소 회복되었으나 한진해운 파산으로 2016년에는 10조원이상 감소하고 세계경기 불황의 여파로 해운시장은 침체의 늪에서 아직도 벗 어나지 못하고 있다. 부산항 물동량의 년평균 증가율은 2001 년이후 4.6%(수출입은 3.3%, 환적은 6.4%)로 꾸준히 증대되어 왔다. 다만 금융위기로 2009년도는 11% 감소(수출입은 14% 환적은 7.5% 감소함)하고 2016년에는 0.1%감소하였다. 세계

컨테이너물동량은 2009년만 9.5% 감소하고 그 이후부터는 세 계경기 침체속에도 불구하고 꾸준히 증대하여 2018년도의 세 계컨테이너물동량은 1억 9,375만TEU이다. 우리나라를 포함한 극동아시아 컨테이너 물동량도 2009년만 9.8% 감소하였지만 그 이후부터는 꾸준히 증대하여 2018년도의 컨테이너물동량 은 1억 1,114만TEU로 세계전체의 약 58%를 차지하고 있다. 그러나 2018년까지는 세계 컨테이너 물동량보다는 극동 컨테 이너물동량 증가율이 높았지만 앞으로는 극동이 세계보다 감 소추이를 보일 것으로 전망하고 있다. 이는 중국을 포함한 우 리나라와 일본의 경제성장율이 둔화될 것으로 예측되기 때문 이다(Drewry, 2019). 따라서, 보다 정확한 물동량 예측은 제2

† Corresponding author : 중신회원, kmahn@kmou.ac.kr 051)410-4385

* 중신회원, leesy@kaya.ac.kr 055)330-1197

신항 개발을 앞두고 있는 시점에서 대단히 중요하다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 단기 예측모델로 일반적으로 활용되는 ARIMA 모형과 ARIMA 모형에 인과관계 변수를 추가한 VAR 뿐만 아니라, 부산항 환적화물과 장기적 추세관계를 띠고 있는 인과관계변수를 고려한 VEC 모형에 의거하여 부산항 물동량을 보다 정확히 예측하여 항만개발 및 운영정책에 도움을 주고자 하는 것이 연구목적이다.

2. 이론적 배경과 선행연구

2.1 ARIMA·VAR·VEC 모형

정량적인 수요예측방법은 크게 시계열분석과 인과관계분석 방법이 있다. Box and Jinkin(1976)이 개발한 ARIMA는 자체 변수(단변량)를 고려한 시계열분석방법으로 아직까지도 예측력이 우수한 분석기법으로 활용되고 있다. 그러나 인과관계가 밀접한 경제변수를 고려하지 못하는 단변량 모형이라는 한계점이 있다. 이러한 측면에서 자체 시계열에 인과변수 시계열을 함께 고려하는 다변량모형이 VAR모형과 VEC모형이다.

2.2.1 VAR모형

설명변수로 자기 자신의 시차(lag) 뿐만 아니라, 다른 변수의 시차(lag)들도 포함하고 있다는 점이다. 즉 시계열분석의 특징과 회귀분석의 특징을 결합하여 변수사이에 나타나는 인과관계를 추정하는 다변수 시계열모형이다. Sims(1980)에 의해 개발된 VAR모형은 내생변수와 외생변수를 구분하지 않고, 계수값에 대한 제약을 고려하지 않으면서 시계열정보만 이용하는 모형이다. 이론적 제약 없이 이용가능한 모든 시계열 사이의 관계를 추정함으로써 변수간 동태적인 관계를 분석하는 기법이다. 이는 변수 사이의 이론적 관계를 고려하지 않고 간단한 예측을 실행할 수 있는 장점이 있다. VAR(p)모형은 단일변수에 대한 AR모형을 다변수에 적용하여 구성변수의 특징 및 상호관계를 분석하는 모형으로 벡터 x_t 가 p 기 동안의 과거 값에 영향을 받는 AR(p)모형의 구조이다. VAR모형은 인과관계분석, 충격반응분석, 예측오차분해분석에 활용될 수 있다.

$$x_t = \mu + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + \epsilon_t \sim \text{VAR}(p)$$

$$A_p(B)x_t = I_n - A_1B - A_2B^2 - \dots - A_pB^p x_t = Bkx_t$$

VAR 모형의 경우 변수계수에 대한 가설검정을 통해 변수들 사이의 인과관계를 분석할 수 있다. 예로 두 변수 X_t (GNP)와 Y_t (부산항 물동량)에 대한 모형설정은 아래와 같다.

$$X_t = c_1 + \sum_{i=1}^p a_{1i}X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{1j}Y_{t-j} + \epsilon_{1t}$$

$$Y_t = c_2 + \sum_{i=1}^p a_{2i}X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j}Y_{t-j} + \epsilon_{2t}$$

여기에서 X_t 와 Y_t 를 각각의 과거 관측값과 상수항에 대해 회귀분석을 한 후, 아래와 같이 각 변수의 계수가 0인지를 추정하여 X, Y 의 인과관계 여부를 판단한다.

$H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1j} = 0, H_0: \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2j} = 0$ 이에 대한 가설검정을 위해서는 F통계량 또는 점근적 분포를 이용하는 W통계량(Wald statistic)을 사용한다. 이러한 분석방법은 고려되는 시차의 크기에 따라 그 값이 상이할 수 있기 때문에 실증분석에서는 AIC(Akaike Information Criterion) 또는 SBC(Schwarz Bayesian Criterion)분석 결과를 이용하여 적정 차수를 고려할 수 있다.

2.2.2 VEC모형

VEC에서 오류(error, drift)는 어떤 균형평면에서 벗어난 상태를 의미하며 수정된다는 것은 균형평면으로 회귀하는 것이다. 어떤 불안정적(non-stationary) 시계열들이 공적분(co-integration) 관계에 있으면, 개개의 시계열들은 불안정하더라도 공적분관계가 있는 시계열과의 관계에 있어서는 안정적(stationary)인 관계이다. 즉 선형적인 결합관계가 있으면 장기적인 균형관계를 나타낸다. 안정화(차분)하지 않고도 분석할 수 있는 장점이 있다. $n(4)$ 개의 변수(부산항 컨테이너 물동량, 경기변동, 금리, 중국 및 미국 경제 규모(GDP))로 구성된 벡터 시계열 y_t 의 구성 변수들 간에 공적분 관계(장기 균형관계)가 있는 경우,

$$\Delta Y_t = -\rho \alpha Y_{t-1} + A_1 \Delta Y_{t-1} + A_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t$$

$$\Delta Y_t = -\rho Z Y_{t-1} + A_1 \Delta Y_{t-1} + A_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + A_{p-1} \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t$$

ρ : 장기균형관계로부터 이탈했을 때, 균형점으로 복구하는 속도를 반영한 계수, ϵ_t : 무작위 오차항
 α : 장기 균형관계를 규정하는 공적분 벡터
 오차수정항($Z_{t-1} = \alpha Y_{t-1}$) 구성변수 사이의 장기관계정보

2.2 선행연구와 본 연구의 차별성

Park and Lee(2002)의 연구에서는 기존의 통계적 예측방법인 이동평균법, 지수평활법이 과거의 자체 시계열자료만 이용하는 단점을 보완하기 위해 신경망의 역전파 학습알고리즘을 이용하여 컨테이너 물동량을 예측하였다. 입력변수로 물동량 뿐만 아니라 선박입출항수, 하역능력, 인구 및 1인당 국민소득 등 관련 경제변수를 고려하여 예측오차를 감소시키는 결과를 보여 주고 있다. Lam et al.(2004)연구에서는 1983년부터 2000년까지 17년동안 홍콩항의 18개 품목별 물동량 자료로 회귀분석과 인공신경망 모형으로 물동량 예측력을 비교하였다. Chung and Song(2007)는 국내 주요 수출입화물 10개를 선정하여 신경망모형과 회귀분석모형의 예측력을 비교하였다. 비교분석결과 상승지속추세에서는 회귀분석이 적합하고 불규칙 및 정체추세에서는 신경망모형이 적합한 것으로 나타나고 있다. Kim, J. H.(2008)의 연구에서는 광양항의 장래 컨테이너 물동량과 교통량을 일변량 시계열모형을 통해 예측하였다. 또

한 추세와 계절적 변동을 고려하는 Winters 가법모형으로 최적화하여 광양항 컨테이너 물동량을 추정하였다. Shin, C. H., Kang, Park and Lee(2008)의 연구에서는 선형모형과 비선형모형에 강점이 있는 ARIMA모형과 신경망모형을 결합해 우리나라 항만물동량을 예측하고 모델의 적합성을 측정하였다. 항만특성에 따라 모형의 적합성이 다양하게 나타나고 있음을 실증하였고 예측력을 비교하였다. 선행연구에서는 단변량 모형인 ARIMA에 의해 주로 자기시계열자료에 의거하여 물동량을 예측하거나 인과관계가 있는 경제변수를 고려할 경우에도 회귀분석모형이나 신경망모형을 사용하였다. 본 연구에서는 부산항 물동량 중 수출입화물과 환적화물의 시계열 행태와 인과관계변수가 상이한 점을 고려하였다. 수출입화물은 추세가 없기 때문에 VAR모형으로 추정하고 환적화물은 추세가 있기 때문에 장기적인 균형관계를 나타내는 공적분 변수를 고려한 VEC모형에 의해 추정하여 보다 예측력을 정밀하게 하였다는 점에서 선행연구와 차별화된다고 볼 수 있다.

3. 연구의 설계

3.1 ARIMA 계절모형에 의한 부산항 물동량 예측

본 연구 대상변수는 부산항 컨테이너 물동량이다. 추정기간은 2014년 1월부터 2019년 8월까지 68개 월별 물동량으로 산출하였다. 부산항만공사 자료이며 수출입과 환적화물의 시계열자료가 상이하므로 구분하여 예측하였다¹⁾. Dickey-Fuller의 단위근 검정으로 추세존재여부를 판단하고 AC검정과 PAC검정으로 AIRIMA 모형을 식별한 후, AIC와 BIC 값과 오차분석을 통해 최적예측모형을 도출하여 예측하였다.

3.2 VAR과 VEC모형에 의한 예측

3.2.1 내생변수

VAR 모형과 VEC 모형은 경제적인 이론을 고려하지 않고 이용가능한 모든 시계열 변수간의 관계를 추정함으로써, 경제변수들 간의 동태적인 관계를 분석하는 기법이다. VEC 모형은 변수들 간의 일정한 추세(공적분)관계가 있을 경우 타당한 분석모형으로 모형에서 많은 변수들 처리가 곤란하여 본 연구에서는 내생변수로 부산항 컨테이너 자체 시계열자료를 포함하여 경제성장규모(한국, 세계, 중국)과 리보금리 더미변수인 경기변동으로 국한하였다. 부산항 물동량은 크게 수출입화물(local cargo)과 환적화물(transshipment cargo)로 구성된다. 수출입화물은 우리나라 경제규모와 밀접한 관련이 있고 거의 정체되어 있어 VAR 모형이 적합하다. 그리고 환적화물은 장기적인 증가추이를 보이고 있으며 중국과 미국 경제규모와 관련성이 있으리라고 예상되므로 VEC 모형에 의한 추정

이 적합하다. 부산항 컨테이너 물동량 영향(내생)변수 선정은 선행연구결과를 참조하고 다음과 같은 근거로 선정하였으며, 2014년 1월부터 2019년 8월까지 Clarksons의 Shipping Intelligence Network 자료를 활용하였다.

(1) 리보금리 : 리보금리는 세계 및 각국의 경제성장률에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 해운시장의 수급에도 영향을 미치는 것으로 선행연구에서 실증되고 있다(Lee and Ahn, 2018). 경제가 호황시 일반적으로 금리가 상승하고 경기 침체기에는 경기활성화를 위해 금리가 하락하는 것이 일반적인 현상이므로 리보금리는 물동량에 정의 영향을 미치는 것으로 예상된다. 이러한 행태를 고려하여 대표적인 금리인 리보(libo)금리를 독립변수로 선정하였다. 시계열자료는 국가별 금리가 아니고 overnight rate를 사용하였다.

(2) 경제규모 : 수출입화물은 우리나라 경제규모(GDP)가 유의적인 변수로 나타나고 있으며, 환적화물은 중국과 미국 경제규모(GDP)가 유의적인 변수로 나타나고 있어 채택하였다(Park, S. Y. and Lee, C. Y., 2002). 분석결과에 의하면, 중국 경제규모가 세계 및 미국경제규모에 비하여 보다 밀접한 관련이 있는 것으로 나타나 선정하였다.

(3) 경기변동 : 추정기간 동안 부산항 물동량이 급격하게 낮아진 4개 월기간은 1로 처리하고 나머지는 월기간은 0로 처리한 더미변수로 활용하였다(Shin, C. H., Kang, J. S., Park, S. N. and Lee, J. H., 2008).

3.1.2 연구가설

[가설 1] 경제규모는 부산항 컨테이너물동량에 (+)영향을 미칠 것이다.

[가설 2] 리보금리는 부산항 컨테이너물동량에 (+)영향을 미칠 것이다.

[가설 3] 경기변동은 부산항 컨테이너물동량에 (-)영향을 미칠 것이다.

4. 실증분석

4.1 기술통계분석결과

종속변수인 부산항컨테이너 처리물동량을 포함한 변수들의 기초통계량은 Table 2 와 같으며, 연구기간동안 68개 월별 자료들을 실증모형 검증에 사용되었다.

Table 3 은 변수들간의 상관계수로 수출입화물과 환적화물 모두 경제규모와 유의적인 상관관계를 보이고 있지만, 일본과 유럽은 다소 낮다. 리보금리는 경제규모 밀접한 관련이 있지만, 경기변동 더미변수는 부산항 화물과 관련이 있지만, 경제규모와 직접적인 상관관계를 보이지 않고 있다.

1) <https://sin.clarksons.net> (2019년 8월 12일 검색)

Table 1 Descriptive statistics for variables
(unit: teu, 100million\$)

variable	average	sd	min	max
bteu	1,682,441	116,847	1,332,822	1,930,552
blocal	817,407	55,617	668,669	937,368
btrans	863,831	74,095	664,152	1,056,011
libor	1.318934	0.8702	0.32268	2.89238
kgdp	15,395	967	14,243	17,082
ugdp	193,372	11,836	170,891	214,004
jgdp	48,216	2,317	43,368	51,385
cgdp	114,866	12,532	97,655	140,162
eugdp	126,107	8,078	114,161	135,394
wgdp	782,415	41,179	722,370	854,050

* bteu=busan port monthly container cargo, blocal=busan port monthly local container cargo, btrans=busan port monthly transshipment container cargo, kgdp=Korea GDP, ugdp=USA GDP, jgdp=Japan GDP, cgdp=China GDP, eugdp=EU GDP, wgdp=World GDP,

Table 2 Correlations analysis

correlation	blocal	btrans	kgdp	ugdp	jgdp	cgdp	eugdp	wgdp
btrans corr	.651**							
kgdp corr	.628**	.767**						
ugdp corr	.683**	.830**	.921**					
jgdp corr	.383**	.338**	.539**	.551**				
cgdp corr	.617**	.863**	.860**	.925**	.521**			
eugdp corr	.261*	.361**	.584**	.422**	.688**	.458**		
wgdp corr	.569**	.744**	.891**	.852**	.697**	.881**	.809**	
lib corr	.640**	.827**	.929**	.952**	.596**	.939**	.465**	.862**
ef corr	-.379**	-.404**	-0.169	-0.182	-0.07	-0.18	-0.159	-0.197

주) lib: libor rate, ef: economic change dumi variable
주) *** : P<0.01, ** : P<0.05

4.2 ARIMA 계절모형에 의한 예측

Table 3는 변수들의 시계열자료가 추세가 있는 지를 검증하는 단위근 검증결과(Dickey-Fuller test)이다. 검증결과에 의하면 부산항 수출입화물은 추세가 없고 환적화물은 추세가 있는 것으로 나타나고 있어 수출입화물은 차분없이 추정하고 환적화물은 차분하여 추정하였다.

Table 3 Dickey-Fuller test Results

Variables	MacKinnon approximate p-value for Z(t)	
	Before difference	After difference
blocal	-5.217(0.000)***	
btrans	-2.359(0.1537)	-13.797(0.000)***
libor	-0.712(0.8437)	-3.397(0.011)**
kgdp	-0.894(0.7898)	-7.877(0.000)***
ugdp	-1.223(0.6636)	-8.304(0.000)***
cgdp	0.855(0.9925)	-8.037(0.000)***
jgdp	-1.564(0.5016)	-8.101(0.000)***
eugdp	-1.465(0.5510)	-8.031(0.000)***
wgdp	-0.074(0.9520)	-8.047(0.000)***

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

수출입화물 추정에서는 blocal 변수 그대로 사용하여 AC와 PAC 분석에 의하여 시차(Lag)를 산출한 결과, 적합한 모형은 ar(2), ar(1), ar(1/2), ma(2) 계절모형으로 나타나고 있다.

Table 4 ARIMA model(blocal) analysis results

Model	ar(2)	ar(1)	ar(1/2)	ma(2)
blocal _cons	21617.6***	21528.7***	21530.7***	21754.1***
arima ar				
L2.	.41699**	-	.3061273*	-
L1.	-	.39343***	.2765767*	-
arima ma				
L2.	-	-	-	.359828*
arima12 L1	-.65565***	-.57753***	-.64784***	-.63897***
sigma				
_cons	25438.2***	26014.8***	24455.1***	26045.6***
aic	1310.16	1310.59	1307.51	1312.28
bic	1318.27	1318.69	1317.63	1320.38

Table 5의 4개 모형의 오차제곱의 평균값을 살펴보면, ar(1/2)가 가장 적어 최적모형으로 선정하고 이 모형에 의하여 수출입화물을 추정하였다.

Table 5 Statistics of error

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ar(2) e ₁ ²	7.53e+08	9.53e+08	526413.6	3.90e+09
ar(1) e ₂ ²	7.46e+08	8.88e+08	32397.88	4.59e+09
ar(1/2) e ₃ ²	6.93e+08	8.19e+08	25316.99	3.95e+09
ma(2) e ₄ ²	7.86e+08	1.03e+09	1878.974	4.79e+09

환적화물 시계열자료를 AC와 PAC 분석에 의하여 시차(Lag)를 산출한 결과, 적합한 모형은 m1: ar(1)sar(1), m2: ar(1/2)sar(1), m3: ma(1)sar(1), m4: ma(1/2)sar(1), m5: ar(1/2)sma(1) 계절모형으로 나타나고 있고 이들 모형에 대한 통계량은 Table 6에 요약되어 있다.

Table 6 ARIMA model(btrans) analysis results

Model	ar(1)sar(1)	ar(1/2)sar(1)	ma(1)sar(1)	ma(1/2)sar(1)	ar(1/2)sma(1)
btrans	36275.4**	37829.2*	36678.6***	37179.1***	35759.9***
L1.	.62385***	.401901***			.353385**
L2.		.3441840**			.344843***
L1.		.4129583**	.4061551**		
L2.			.4330230**		
arL1	-.4699***	-.459498**	-.3981766*		-.37806*
maL1	-.7383**				
sigma	43715.3***	41400.5***	49263.5***	44678.4***	37614.4***
aic	1367.174	1363.08	1379.323	1370.45	1358.39
bic	1375.275	1373.21	1387.424	1380.58	1368.51
ll	-679.5871	-676.542	-685.6615	-680.228	-674.195

Table 7 Statistics of error

Model	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ar(1)sar(1) e ₁ ²	2.04e+09	3.42e+09	37556.41	1.77e+10
ar(1/2)sar(1)e ₂ ²	1.85e+09	3.00e+09	2443692	1.76e+10
ma(1)sar(1) e ₃ ²	2.51e+09	4.47e+09	1693594	2.38e+10
ma(1/2)sar(1)e ₄ ²	2.10e+09	3.62e+09	85279.4	1.83e+10
ar(1/2)sma(1)e ₅ ²	1.71e+09	2.99e+09	94953.79	1.81e+10

Table 7의 5개 모형의 오차제곱의 평균값을 살펴보면, ar(1/2)sma(1)가 가장 적어 최적모형으로 선정하고 이 모형에 의하여 환적화물을 추정하였다.

4.3 VAR모형에 의한 수출입화물 영향요인분석과 예측

Table 3의 DF 단위근 검정결과에 의하면 수출입화물은 추세가 없기 때문에 VAR모형에 의해 추정하는 것이 적합하다. 부산항 수출입화물에 영향을 미치는 요인으로는 경기변동, 리보금리 그리고 한국과 세계 경제규모(GDP)이고, 분석결과는 다음과 같다.

Table 8 AIC · HQIC · SBIC results

M	lag	LL	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
kgdp	12	226.392	0.000	7.41e-09	-7.371	-7.091	-6.647
wgdp	12	271.405	0.000	1.48e-09	-8.978	-8.6983	-8.255

Table 9 Fitness of variables(gdp_korea)

M	Equation	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
gdp_korea	lnblocal	0.036269	0.7167	141.6843	0.0000
	x	.261466	0.0613	3.657072	0.4544
	lib	.360357	0.8163	252.394	0.0000
	lngdpk	0.03639	0.6859	122.3074	0.0000
gdp_world	lnblocal	.037388	0.6990	130.0244	0.0000
	x	.260823	0.0659	3.951655	0.4126
	lib	.364281	0.8144	245.7858	0.0000
	lngdpw	.018102	0.9074	548.7782	0.0000

한국경제규모모형에서 AIC · HQIC · SBIC 검정에 의한 적정시차는 12이며, 리보금리의 R²는 0.8163으로 가장 높고 그 다음으로 수출입화물 자체 시계열로 0.7167, 한국GDP는 0.6859으로 높은 편이고 경기변동은 0.0613으로 설명력이 낮은 편이다. VAR 분석결과에 의하면, 리보금리(lib), 경기변동(x) 및 한국GDP 모두 유의적으로 부산항 수출입화물에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며 세계경제규모모형에서도 유사한 결과가 도출되었다.

Table 10 VAR analysis results

M	variables	Coef.	Std. Err.	z	P> z
gdp_korea	lnblocal L12	.7876076	.1014228	7.77	0.000
	x L12	32857.41	14887.41	2.21	0.027
	lib L12	62714.76	16857.07	3.72	0.000
	lngdp_k L12	-42.48103	12.69267	-3.35	0.001
gdp_world	lnblocal	.7710129	.1016847	7.58	0.000
	x	.042786	.0188789	2.27	0.023
	lib	.0341215	.0119628	2.85	0.004
	lngdpw L12	-.4610136	.1774599	-2.60	0.009

4.4 VEC모형에 의한 환적화물 영향요인분석과 예측

Table 11의 환적화물 영향요인은 경기변동, 리보금리 및 중국과 미국경제규모이다. DF 단위근 검정결과에 의하면 환적

화물(Intrans), 경기변동(x), 리보금리(lib) 그리고 lngdpc(중국 GDP) 및 lngdpusa(미국GDP)는 추세가 있는 내생변수 즉 공적분이 존재하기 때문에 이들 변수간의 영향관계를 VEC 모형에 의해 검정하였다. 첫 분석단계로 AIC, HQIC SBIC 지표에 의해 Lag(시차)를 결정하면 최적시차는 미국경제모형(M1)과 중국경제모형(M2) 모두 12 Lag로 나타나고 있다. 따라서 12 lag를 고려한 Table 12의 vecrank 분석결과에 의하면 최적 rank 수는 두 모형 모두 3개로 나타나고 있다. 즉 내생변수들 간에 공적분 관계는 3개가 존재한다는 것이다. 따라서, 시차(lags)가 12이고 공적분(rank)이 3인 VEC모형 분석결과는 Table 13과 14이다.

Table 11 AIC · HQIC · SBIC results

Model	lag	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
M1	1	334.4	0.000	1.0e-10	-11.641	-11.36	-10.91*
	12	202.9*	0.000	1.8e-11*	-17.24*	-14.49*	-10.15
M2	12	243.7*	0.000	4.7e-12*	-18.57*	-15.82*	-11.48*

* M1=usa, M2=China,

Table 12 Johansen tests for cointegration

Model	rank	LL	eigenvalue	trace value	5% critical
M1	0	617.81278	.	121.9291	47.21
	1	658.36659	0.76504	40.8214	29.68
	2	669.1586	0.31984	19.2374	15.41
	3	678.77591	0.29070	0.0028*	3.76
	4	678.77732	0.00005		
M2	0	584.5974	.	262.8614	47.21
	1	660.17284	0.93274	111.7105	29.68
	2	704.20607	0.79250	23.6440	15.41
	3	715.44871	0.33070	1.1587*	3.76
	4	716.02808	0.02048		

Table 13에서 내생변수의 설명력을 보여주는 R²을 살펴 보면, M1에서는 경기변동(x)이 0.9862로 가장 크고 그 다음으로 리보금리(lib)가 0.9676, 환적화물 시계열 자체가 0.8906, 그리고 미국GDP는 0.9192으로 높은 설명력을 보이고 있다. M2에서도 내생변수 모두 R²가 0.9 이상으로 높은 인과관계를 보여 주고 있다.

Table 13 Fitness of variables

Model	Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
M1	D_Intrans	48	.039928	0.8906	65.1004	0.0506
	D_x	48	.117642	0.9862	570.0465	0.0000
	D_lib	48	.04276	0.9676	239.1465	0.0000
	D_lngdpusa	48	.008982	0.9192	91.06467	0.0002
	LL=678.7759 , AIC=-17.27, HQIC=-14.54, SBIC=-10.22					
M2	D_Intrans	48	.024612	0.9584	184.3885	0.0000
	D_x	48	.196673	0.9613	198.8238	0.0000
	D_lib	48	.043996	0.9657	225.4505	0.0000
	D_lngdpc	48	.008239	0.9446	136.3752	0.0000
	LL=715.4487, AIC=-18.58, HQIC=-18.85, SBIC=-11.53					

Table 14의 Johansen의 공적분 검정결과를 보면, M1(미국 경제규모)의 제1공적분(ce1), 제2공적분(ce2) 및 제3 공적분(ce3)의 X^2 은 36.45726, 6.827486, 4973.299로서 유의확률(P)는 0.01 이하로 적합한 것으로 보이고 있다. M2(중국 경제규모)의 제1공적분(ce1), 제2공적분(ce2) 및 제3 공적분(ce3)의 X^2 은 378.0515, 18.0235, 603.5336로서 유의확률(P)는 0.000으로 적합한 것으로 보이고 있다.

Table 14 Johansen cointegrating test

Model	Equation	Parms	chi2	P>chi2
M1	_ce1	1	36.45726	0.0000
	_ce2	1	6.827486	0.0090
	_ce3	1	4973.299	0.0010
M2	_ce1	1	378.0515	0.0000
	_ce2	1	18.0235	0.0000
	_ce3	1	603.5336	0.0000

Table 15 Johansen normalization analysis results(USA)

Eq	beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z
_ce1	lnbtrans	1	.	.	.
	x	2.78e-17	.	.	.
	lib	6.94e-18	.	.	.
	lngdpusa	-1.176272	.1948119	-6.04	0.000
	_cons	.6775612	.	.	.
_ce2	lnbtrans	0	(omitted)	.	.
	x	1	.	.	.
	lib	0	(omitted)	.	.
	lngdpusa	1.231535	.4713206	2.61	0.009
	_cons	-15.16421	.	.	.
_ce3	lnbtrans	0	(omitted)	.	.
	x2	5.55e-17	.	.	.
	lib	1	.	.	.
	lngdpusa	-14.28555	.2025697	-70.52	0.000
	_cons	172.5716	.	.	.

* Eq : Cointegrating equation

Table 16 Johansen normalization analysis results(China)

Eq	beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z
_ce1	lnbtrans	1	.	.	.
	x	-4.86e-17	.	.	.
	lib	-6.94e-18	.	.	.
	lngdpc	-.8602864	.0442453	-19.44	0.000
	_cons	-3.681982	.	.	.
_ce2	lnbtrans	0	(omitted)	.	.
	x	1	.	.	.
	lib	0	(omitted)	.	.
	lngdpc	1.162585	.2738451	4.25	0.000
	_cons	-13.47544	.	.	.
_ce3	lnbtrans	-8.88e-15	.	.	.
	x	1.39e-16	.	.	.
	lib	1	.	.	.
	lngdpc	-6.112196	.2487978	-24.57	0.000
	_cons	70.33113	.	.	.

Table 15(미국 경제규모모형)의 제1 공적분(ce1)에서 경기 변동(x)와 리보금리(lib)은 무시할 수 있을 정도로 작기 때문에 계수들간 인과관계를 표시하면, $lnbtrans = 1.176272 \text{ lngdpusa} - .6775612$ 가 된다. 즉, 미국GDP의 1.176272 만큼 $lnbtrans$ 가 정의 관련성이 있다. 제2 공적분(ce2)에서는 환적 화물과 리보금리가 생략되기 때문에 계수들간 인과관계를 표시하면, $x = 15.16421 - 1.231535 \text{ lngdpusa}$ 가 된다. 즉, 경기 변동과 미국경제규모는 (-)의 유의적인 관련성을 보여 주고 있다. 제3 공적분(ce3)에서는 경기변동(x)는 무시할 정도로 작기 때문에 계수들간 인과관계를 표시하면, $lib = 14.28555 \text{ lngdpusa} - 172.5716$ 가 된다. 즉, 리보금리수준과 미국경제규모(GDP)는 정의 관련성을 보여 주고 있다.

Table 16(중국 경제규모모형)의 제1 공적분(ce1)에서 경기 변동(x)는 무시할 수 있을 정도로 작고 리보금리(lib)은 생략 되기 때문에 계수들간 인과관계를 표시하면, $lnbtrans = .8602864 \times lngdpc + 3.681982$ 가 된다. 즉, 중국GDP의 .8602864 만큼 $lnbtrans$ 가 정의 관련성이 있다. 제2 공적분(ce2)에서는 환적화물은 무시할 수 있을 정도로 작고 리보금리가 생략되기 때문에 계수들간 인과관계를 표시하면, $x = -1.162585 \times lngdpc + 13.47544$ 가 된다. 즉, 경기변동과 중국경제규모는 (-)의 유의적인 관련성을 보여 주고 있다. 제3 공적분(ce3)에서는 경기변동(x)는 무시할 정도로 작기 때문에 계수들간 인과관계를 표시하면, $lib = 6.112196 \times lngdpc - 70.33113$ 가 된다. 리보금리수준과 미국경제규모(GDP)는 정의 관련성을 보여 주고 있다. 중국경제규모(GDP)와 미국경제규모(GDP)가 부산항 환적화물에 미치는 영향크기를 비교하기 위해 경기변동과 금리수준 변수는 제외하고 부산항 환적화물과 중국 및 미국GDP간의 VEC 모형분석을 추가로 실시하였으며 분석결과는 다음과 같다. 두 모형은 제1시차(lag)에서 유의한 공적분 1개가 도출되었다. Table 19에서 R^2 와 유의확률(P)을 보면, 미국GDP 보다는 중국GDP가 부산항 환적화물에 더 많은 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

Table 17 AIC · HQIC · SBIC results

Model	lag	LR	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
USA	1	193.58	0.000	7.8e+15	42.26	42.35*	42.48*
China	1	247.93	0.000	2.9e+15	41.26	41.35*	41.48*

Table 18 Johansen tests for cointegration

Model	rank	LL	eigenvalue	trace value	5% critical
USA	0	-1419.4056	.	26.4595	15.41
	1	-1416.1759	0.31351	1.2567*	3.76
China	0	-1387.7317	.	30.5554	15.41
	1	-1372.454	0.01056	0.7111*	3.76

Table 19 Fitness of variables

Model	Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
USA	D_btrans	2	37128.8	0.2914	26.72717	0.000
	D_gdp_usa	2	2143.84	0.1002	7.235348	0.0268
	LL=-1406.804 , AIC=-42.14, HQIC=42.21, SBIC=42.31					
China	D_btrans	2	35282.3	0.3601	36.57962	0.0000
	D_gdpc	2	1354.29	0.1865	14.90067	0.0006
	LL=-1372.8, AIC=41.128, HQIC=41.19, SBIC=41.29					

Table 21의 VEC 분석결과에 의하면, 부산항 환적화물처리량 = 5.612861×미국GDP - 217,086.7 과 부산항 환적화물처리량 = 5.347518×중국GDP + 253,714.2로 나타나고 있다. Table 22에서 ARIMA예측치는 수출입화물은 최적모형인 ar(1)/sar(1)로 환적화물은 ar(1/2)sma(1)추정한 수치이고 VAR·VEC(C)는 수출입화물은 VAR모형으로 추정하고 환적화물은 중국GDP기준에 의한 VEC모형으로 추정한 수치이며, VAR·VEC(U)는 수출입화물은 VAR모형으로 추정하고 환적화물은 미국GDP기준에 의한 VEC모형으로 추정한 수치이다.

Table 20 Johansen cointegrating test

Model	Equation	Parms	chi2	P>chi2
USA	_ce1	1	73.23382	0.0000
China	_ce1	1	109.6455	0.0000

Table 21 Johansen normalization analsis results

Eq	beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z
USA	_ce1	btrans	1	.	.
	gdp_usa	-5.612861	.6558861	-8.56	0.000
	_cons	217086.7	.	.	.
China	_ce1	btrans	1	.	.
	gdp_usa	-5.347518	.5106893	-10.47	0.000
	_cons	-253714.2	.	.	.

Table 22 Focasting comparison between ARIMA and VAR·VEC

year	Month	ARIMA	VAR·VEC(U)	VAR·VEC(C)		
2019	September	1,947,725	1,792,639	1,949,392		
	October	2,009,998	1,838,496	2,042,301		
	November	1,924,874	1,752,241	1,930,567		
	December	1,936,227	1,820,127	1,937,531		
2020	Jan	1,885,173	1,825,219	1,874,815		
	Feb	2,017,151	1,786,155	1,979,810		
	Mar	2,066,098	1,903,029	2,092,256		
	April	2,133,292	1,816,872	2,136,637		
	May	1,899,757	1,924,725	1,907,752		
	June	1,909,699	1,930,579	1,877,192		
	July	2,042,783	1,935,226	2,006,727		
	August	2,276,408	1,834,429	2,302,386		
	September	2,276,682	1,762,820	2,314,556		
	October	2,275,843	1,900,218	2,320,493		
	November	2,158,086	2,130,900	2,135,379		
	December	2,104,774	2,144,070	2,059,887		
RMSE	local	trans		total		
	arima	var	arima	vec	arima	var·vec
	21,764	23,575	31,670	28,860	42,126	40,079
t (P)	-0.851(0.399)		0.636(0.528)		0.429(0.669)	

예측오류자승의 제곱근(RMSE)을 비교해보면, 수출입화물은 ARIMA가 VAR보다 작고 환적화물은 ARIMA가 VEC보다 더 크다. 전체물동량은 VAR·VEC이 작으므로 VAR·VEC이 더 예측력이 높다고 볼 수 있지만 유의적인 차이는 아니다. 안정적인 시계열에서는 ARIMA가 예측력이 우수하고 추세가 있는 환적시계열에서는 ARIMA보다는 VEC이 우수한 것으로 보인다. ARIMA모형의 연간 예측치는 2019년과 2020년이 각각 22,460천TEU이고 25,045천TEU이며, VAR·VEC(U)은 21,845천TEU와 22,894천TEU이다. VAR·VEC(C)은 22,501천TEU와 25,007천TEU로 예측되고 있다.

4.4 충격반응분석과 예측결과

다음 도표는 50시차동안 경기변동, 리보금리, 경제규모가 부산항 수출입화물(blocal)에 얼마나 오랫동안 영향을 주는 지 동태적으로 보여주는 충격반응함수 분석결과 도표이다.

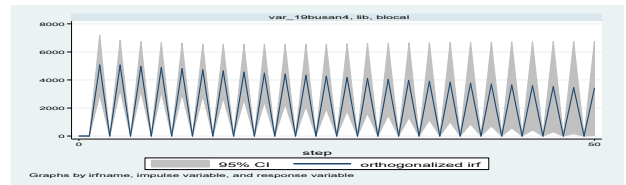


Fig. 1 Response for blocal by labor

리보금리는 완만하게 감소추세를 보이는 것으로 전망되며 이에 따른 부산항 수출입화물도 완만하게 감소하는 추이를 보여 주고 있다. 경기변동은 처음에는 큰 폭으로 영향을 미쳤지만 일정한 수출입화물이 감소추세를 보이고 있다.



Fig. 2 Response for blocal by x(경기변동)

한국의 경제규모(GDP)는 수출입화물과 정의 관계로 증가 추세를 보였지만, 이후 장기경기침체에 따라 경제규모는 완만한 수출입화물의 감소세로 나타나고 있다.

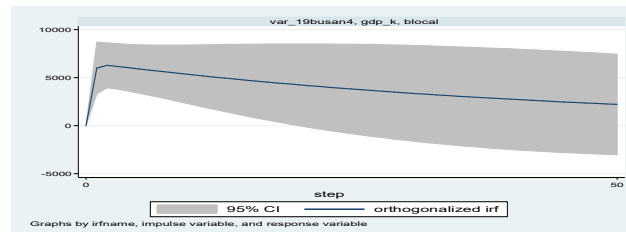


Fig. 3 Response for blocal by gdp_k

다음 도표는 50시차동안 경기변동, 리보금리, 경제규모가 부산항 환적화물(btrans)에 얼마나 오랫동안 영향을 주는 지 동태적으로 보여주는 충격반응함수 분석결과 도표이다.

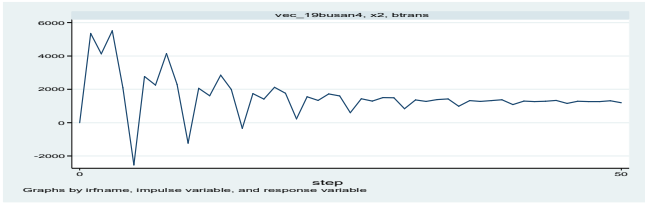


Fig. 4 Response for btrans by x(경기변동)

경기변동은 처음에는 부산항 환적증감추이에 큰 영향을 미치고 있지만, 점차 감소하여 일정한 패턴을 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다.

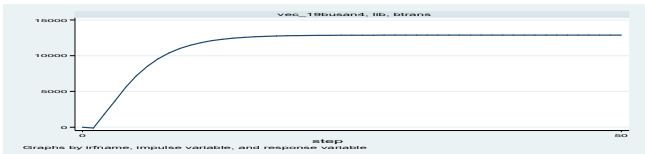


Fig. 6 Response for btrans by libor

리보금리는 부산항 환적화물과 정의 증가추세를 보였지만 정점이후에는 거의 변함없는 일정한 패턴을 유지하고 있다.



Fig. 7 Response for btrans by gdpusa



Fig. 8 Response for btrans by gdpc

부산항 환적화물에 대한 미국과 중국경제규모의 충격은 거의 동일한 양상을 보이고 있다. 리보금리 양상과 유사하게 처음에는 부산항 환적화물과 정(+)의 증가추세를 보였지만 정점 이후에는 거의 변함없는 일정한 패턴을 유지하고 있다.

5. 결 론

부산항만공사는 미래 물동량 증가에 대비하여 제2 신항 건설을 준비 중이다. 최적항만규모를 결정하기 위해서는 정확한 물동량 예측이 선행되어야 한다. 본 논문에서는 부산항 컨테이너 물동량을 구성하는 수출입화물과 환적화물의 행태가 상이하므로 예측방법을 달리 적용하여 보다 정교한 예측을 하고자 하였다. 즉, 수출입화물은 정체되어 있어 추세가 없으므로 차분없는 ARIMA 계절모형을 활용하였고, 환적화물은 추세

가 존재하므로 1차 차분한 ARIMA 계절모형을 활용하여 추정하였다. 또한, 수출입화물과 인과관계가 있는 경제변수는 우리나라 경제규모(GDP)이고 일본이나 미국 또는 중국 경제규모와는 공적분이 나타나지 않고 있다. 따라서, 수출입화물은 우리나라 GDP와 금리 그리고 경기변동을 영향변수로 보고 VAR모형에 의해 추정하였다. 부산항 환적화물은 일본 경제규모나 세계경제규모와는 직접적인 공적분(장기 균형관계)이 나타나지 않고 중국과 미국 경제규모와 공적분 관계를 나타내고 있다. 따라서 부산항 환적화물은 중국과 미국GDP를 인과관계가 있는 내생변수로 간주하고 VEC모형에 의해 추정하였다. 또한 미국GDP보다는 중국GDP가 부산항 환적화물에 더 밀접하여 중국경제와 상생협력이 필요시 되고 있다. 금리수준도 경제규모와 마찬가지로 부산항 물동량에 정의 영향을 미치고 있으며, 경기변동은 예상한대로 부(-)의 영향을 미치고 있다. 따라서 장기경제침체기에는 이에 적절한 물동량 증대전략이 필요한 것으로 판단된다. 연구의 한계점으로는 시계열자료와 인과관계가 있는 자료를 보강하여 예측우류를 줄이고 중장기적인 예측을 하지 못한 점과 신경망분석과 비교하지 못한 점이다. 경쟁항만과 비교하지 못한 점도 향후 연구과제이다.

References

- [1] Box, G. E. P. and Jenkins, G. M.(1976),“Time series Analysis Forecasting and control,” Holden-Day, SanFrancisco.
- [2] Chun, C. Y.(1997), “An Characteristic Analysis of the Dry Bulk Market by Structural VAR Model, Ocean Policy Research, Vol. 12, pp. 185-203.
- [3] Chung, C. Y. and Song, J. M.(2007),“A Study on the forecast on the port cargo by ANN”, Journal of Shipping and Logistics, No.53, pp. 65-82.
- [4] Chung, S. K. and Kim, S. K.(2011), A Study on the Effect of Changes in Oil Price on Dry Bulk Freight Rates and Intercorrelations between Dry Bulk Freight Rates, Journal of Korea Port Economic Association, Vol. 27, No. 2, pp. 217-240.
- [5] Drewry(2019),“Global Container Terminal Operators Annual Review and Forecast 2018”, pp. 7-16.
- [6] Lee, S. Y. and Ahn, K. Y.(2018), “Study on the Forecasting and Effecting Factor of BDI by VECM”, Journal of Korean Navigation and Port Research, Vol. 42, No. 6, pp. 546-554.
- [7] Kim, J. H.(2008), “The Forecast of the Cargo Transportation and Traffic Volume on Container in Gwangyang Port, using Time Series Models”, Journal of Korean Navigation and Port Research, Vol. 32, No. 6, pp. 425-431.

- [8] Park, S. Y. and Lee, K. Y.(2002),“A Study on the forecast of container cargo”, Journal of Korean Navigation and Port Research, Vol. 26, No. 2, pp. 183-188.
- [9] Shin, C. H., Kang, J. S., Park, S. N. and Lee, J. H.(2008), “A study on the forecast of port traffic using hybrid ARIMA-neural network model”, Journal of Korean Navigation and Port Research, Vol. 32, No. 1, pp. 81-88.

Received 18 November 2019

Revised 12 December 2019

Accepted 23 December 2019