Journal of Korea Port Economic Association
Vol.33, No.1, 2017, pp.47-59.

해상 수입물동량, 상대적 실질실효환율, 지역경기의 동태적 인과성과 충격반응
: 전남지역의 무역항을 중심으로

김창범*

Dynamic Causality and Impulse Response between Maritime Import Volume, Relative Real Effective Exchange Rate, and Regional Industrial Activity
: Focusing on a Trade Port of the Jeonnam Province

Kim, Chang-Beom

Abstract

The objective of this study is to determine the short run and long run dynamics between maritime import volume (IMV), industrial production (IP), and real effective exchange rate (REER) of the Korean Won over the REER of certain major currencies (US Dollar, Chinese Yuan, and Japanese Yen) in Korea's Jeonnam province. The Johansen and Juselius cointegration results reveal that at least one cointegration vector or long-run relationship exists. Hence, this study estimated the long run equilibrium equation, which indicates that both IP and REER are inelastic, although the former is bigger than the latter. Moreover, the dynamic causality analysis reveals short and long-run unidirectional causality from IP and REER to IMV in all three models. Further, in all the models, the results indicate short run unidirectional causality from REER to IP. In addition, the impulse response (IR) results show that the impulse of IP and REER decayed after four months. Additionally, the IR analysis results indicate that the REER of the Korean Won over the REER of Japanese Yen is the biggest with respect to the impact of relative REER on IP, which is the proxy variable of regional real income. Thus, empirical results indicated that real income and REER play an important role in determining the Jeonnam's maritime import demand behavior in the short run and long run. More importantly, substantial actions reducing unexpected fluctuation of the REER and real income based on micro and macro economic policies will increase the imported volume in the ports of the Jeonnam province.

Key words: Jeonnam's maritime import volume, REER, industrial production, dynamic causality, impulse-response

▷ 논문접수: 2017. 01. 31 ▷ 심사완료: 2017. 02. 28 ▷ 게재확정: 2017. 03. 13

** 전남대학교 지역개발연구소 학술연구교수, cbkim@jnu.ac.kr

Ⅰ. 서 론

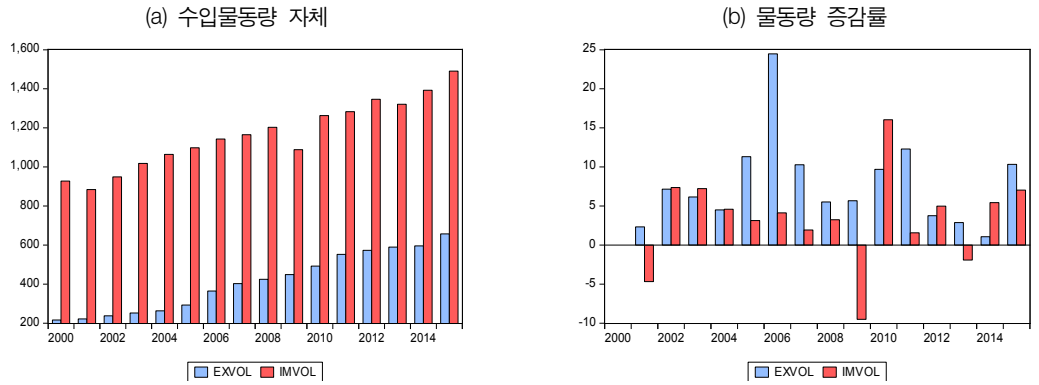
전남지역 수입물동량의 규모는 수출물동량과 비교해서 2000년 4.3배, 2004년 4.0배, 2008년 2.8배, 2012년 2.4배, 2015년 2.3배로 감소 추세에 있지만 여전히 수입물동량이 전남의 총 물동량에서 큰 비중을 차지하고 있다. 또한 2000년부터 2015년 기간 중 전남지역의 수출물동량과 수입물동량의 변이계수가 각각 0.370과 0.153으로, 수출물동량의 변동성이 수입물동량에 비해 2.42배 더 높은 것을 알 수 있다. 게다가, 전국 수입물동량에서 전남이 차지하는 비중은 2000년 21.9%, 2004년 23.6%, 2008년 22.6%, 2012년 21.4%, 2015년 22.1%를 차지하고 있어 전국 11개 지역(부산, 인천, 경기, 강원, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 울산, 제주) 중에서 가장 높은 수준이다.

이러한 전남지역 물동량의 중요성에도 불구하고, 전남지역의 수입물동량에 대한 결정요인에 관한 연구는 매우 미진한 상황이다. 한국의 수입물동량의 결정요인 및 지역경기와 물동량간의 인과성에 대한 연구는 모수원(2009; 2012; 2013), 최봉호(2007), 김창범(2010), 이광배 · 모수원(2015)가 있다. 이러한 연구들은 주로 수입물동량의 결정요인으로 한국의 산업생산지수와 명목환율을 이용하고 있다. 그러나 지역 수입물동량의 변화와 한국의 산업생산지수 변화는 양의 상관관계가 존재할 수 있으나 정확한 지역경기를 반영하지 못함으로써 편차가 있을 수 있으며, 명목환율을 고려하는 경우 전남지역 교역대상국의 교역가중치를 고려하지 못해 정확한 상대가격 탄력성 추정치를 도출할 수 없게 된다. 따라서 본고는 이러한 문제점을 인식하고 전남지역 수입물동량의 결정요인으로 전남지역 산업생산지수와 상대적인 실질실효환율(원화와 교역상대국의 실질실효환율)을 고려하여 분석한다.

본고는 전남지역의 수입물동량의 변동성이 수출물동량보다 안정적이라는 점과 전남지역의 수입물동량이 전국에서 차지하는 비중이 가장 크다는 점에 근거하여 전남지역의 경기와 상대 실질실효환율(미국 달러화, 일본 엔화, 중국 위안화 실질실효환율에 대한 원화 실질실효환율의 상대적인 수준)이 전남지역의 수입물동량에 미치는 영향의 크기, 방향, 인과성, 지속정도를 시계열 분석기법으로 분석한다.

이러한 연구의 목적을 달성하기 위해서 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 전남 지역 항만별 물동량 추이와 품목별 추이를 분 석 하고 3장

(단위: 10만 R/T톤)



〈그림 1〉 전남지역의 수출입 물동량 추이

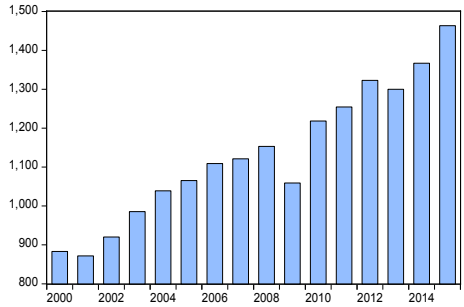
에서는 선행연구의 검토와 이론적 모형을 구성한다. 4장에서는 구축된 모형에 대 한 실증분석을 실시한다. 그리고 제5장에서는 요약 및 결론을 제시한다.

II. 전남지역 항만별과 항만의 품목별 수입물동량 현황

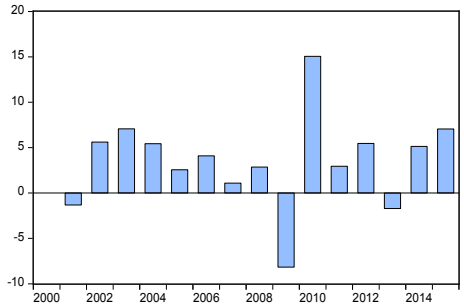
전남지역의 무역항(광양항, 목포항, 완도항)에 대한 추이가 〈그림 2〉∽〈그림 4〉에 제시되어 있다. 먼저 광양항의 물동량은 2010년을 제외하고는 꾸준한 증가세를 보이고 있지만, 그 증가폭은 크지 않았다. 목포항은 2000년부터 2008년까지는 꾸준한 증가 추이를 보였지만, 2009년부터 2013년까지는 감소 추이를 보였다. 그러나 2014년부터는 소폭 증가하고 있다. 완도항의 경우는 수입물동량 자체가 매우 적으며, 2003년부터 큰 폭의 감소세로 전환된 후 2010년까지 그 추세가 지속된 것으로 나타났다. 2011년에 소폭 반등한 후 2012년과 2013년에 감소한 후 2014년과 2015년에 다시 회복되고 있는 상황이다. 또한 전남지역 항만들에 대한 기술통계량이 〈표 1〉에 제시되어 있다. 변이계수를 기준으로 살펴보면, 광양항은 0.156, 목포항은 0.217, 완도항은 0.895로 물동량이 가장 많은 광양항의 수입물동량 변동성이 가장 작으며, 물동량이 가장 적은 완도항의 변동성이 가장 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 완도항의 경우 안정적인 물동량 확보에 애로가 있다는 것을 의미한다. 다음으로 전남지역 무역항들의 품목별 수입물동량을 살펴본다(〈부표 1〉 참조). 광양항은 석유화학과 철강산업에 특화된 산

(단위: 10만 R/T)

(a) 수입물동량 자체



(b) 물동량 증감률



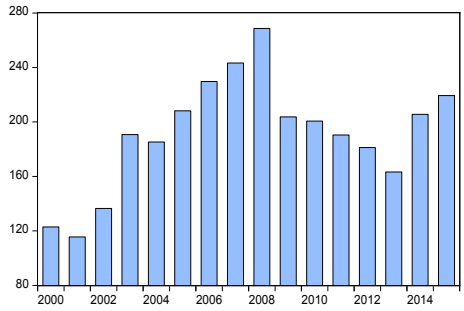
〈그림 2〉 광양항의 수입물동량

〈표 1〉 전남지역 항만의 기초통계량

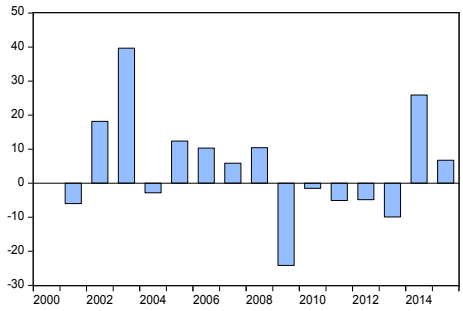
	광양항	목포항	완도항
평균	1,133.3	191.6	122.3
표준편차	176.5	41.7	109.5
변이계수	0.156	0.217	0.895
최댓값	1,463.3	268.6	329.5
최솟값	871.5	115.5	26.6
Jarque-Bera	0.649 (0.722)	0.275 (0.871)	3.128 (0.209)

(단위: 만 R/T)

(a) 수입물동량 자체



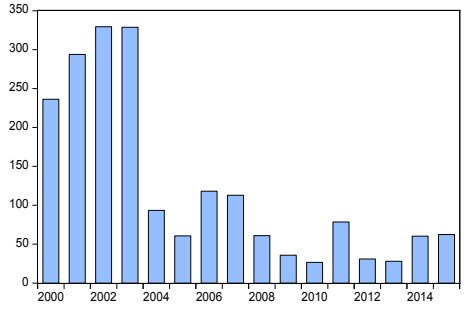
(b) 물동량 증감률



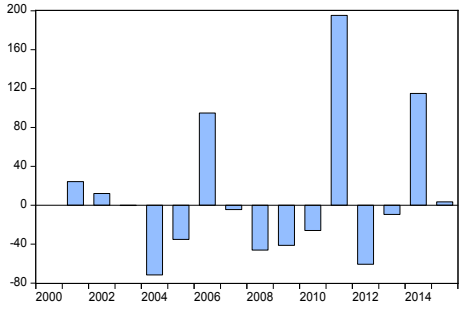
〈그림 3〉 목포항의 수입물동량

(단위: 백 R/T)

(a) 수입물동량 자체



(b) 물동량 증감률



〈그림 4〉 완도항의 수입물동량

업구조로 원유 · 석유와 철광석의 비중이 연도별로 전체 수입물동량에서 46.3%에서 63.3%까지를 차지하고 있다. 그러나 두 품목의 비중은 글로벌 금융위기 이후 국내경기 침체로 감소 추세에 있다. 한편 목포항은 철강산업과 조선산업의 영향으로 유연탄과 기타 광석 및 생산품의 비중이 19.7%에서 48.6%를 차지하고 있다. 철강 및 그 제품의 비중은 2008년 35.7%를 보이다가 이후 감소 추세에 있다. 그리고 완도항은 수산산업에 특화된 산업구조로 인해 어패 갑각류의 비중이 수입물동량의 전부를 차지하고 있다.

Ⅲ. 선행연구의 검토

수입물동량의 결정요인에 대한 연구는 크게 수입물동량 자체의 결정요인에 대한 연구와 수입물동량과 산업생산 간의 인과성에 대한 연구로 나눌 수 있다. 먼저 수입물동량의 결정요인에 대한 연구는 모수원(2009), 김창범(2010), 모수원(2012), 모수원 · 이광배(2015)가 있다. 모수원(2009)는 1999년 1월부터 2008년 12월까지의 명목환율, 국내경기, 수입물동량으로 모형을 구성하여 수입물동량의 결정요인을 분석하였다. 분석결과 광양항의 오차수정계수가 전국항에 비해 작게 나타나 경제변수의 변동에

대해 빠른 조정을 못하고 있었으며, 환율과 경기가 물동량에 미치는 영향력은 대칭적이지 않는 것으로 분석하였다. 김창범(2010)은 1999년 1월부터 2010년 9월까지에 대해 경기변동성과 환율변동성이 수입물동량에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 두 가지 변동성은 수입물동량에 부정적이었으며, 국내경기의 호조는 수입물동량에 긍정적인 것으로 나타났다. 그리고 충격반응분석 결과, 수입물동량에 미치는 환율변동성의 충격이 경기변동성 충격보다 더 크게 부정적인 영향을 미치는 것으로 파악하였다. 모수원(2012)는 2003년 1월부터 201 1년 12월까지를 분석기간으로 하여 수입물동량을 환율과 국내경기의 함수로 구성한 후 광양항의 물동량 행태를 인천항과 평택·당진항과 비교·분석하였다. 분석결과 광양항의 경기와 환율탄력성이 가장 작은 것으로 나타났다. 모수원·이광배(2015)는 2000년 1월부터 2013년 12월까지의 분석기간을 대상으로 수출물동량의 결정요인으로 환율과 세계경기, 수입물동량의 결정요인으로 환율과 지역경기를 선정하였다. 분석결과 장기적 모형의 경우 환율과 경기탄력성이 수입물동량보다 수출물동량에서 훨씬 큰 것으로 분석하였다. 또한 충격반응분석의 경우 경기충격에 대해서는 수출물동량과 수입물동량의 반응이 큰 폭으로 장기적이지만, 환율충격에 대해서는 수입물동량의 반응이 수출물동량에 비해 장기적인 것으로 분석되었다. 이러한 연구들은 수입물동량의 중요한 결정요인으로 명목환율만을 포함시킬 뿐 실질실효환율을 고려하지 못하였다는 점과 한국의 산업생산지수를 고려하고 지역 경제활동을 반영하지 못하였다는 단점이 존재한다.

다음으로 항만물동량과 산업생산 간의 인과성 분석에 대한 연구는 최봉호(2007)와 모수원(2013)이 있다. 최봉호(2007)는 2000년 1월부터 2006년 12월까지의 자료를 대상으로 산업생산지수와 화물물동량 자료를 이용하여 항만물동량과 산업생산의 인과관계를 분석하였다. 분석결과 부산항, 인천항, 울산항의 경우 항만물동량이 지역소득에 단기적 인과성을 보이지 않았지만, 부산항과 인천항은 장기적 인과성을 갖는 것으로 나타났다. 모수원(2013)은 1995년부터 2011년까지의 연별자료를 이용하여 지역별 항만물동량과 지역경기의 인과성을 분석하였다. 분석결과 항만물동량은 부산, 인천, 강원지역의 경기에 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 충격반응함수를 한 결과 부산은 물동량 충격에 대한 지역경기의 반응이 매우 크지만, 경기, 충남, 경북에서는 상대적으로 낮다는 결과를 제시하였다. 기존의 연구들은 항만물동량에 수출물동량과 수입물동량이 모두 포함되어 있어 국내경기와 수출입 물동량의 정확한 인과성을 파악하지 못하였으며, 장·단기 효과를 모두 파악할 수 있는 동태적 인과성을 도입하지 않았다.

Ⅳ. 모형 도입과 실증분석 결과

1. 모형의 도입

본고는 선행연구검토를 바탕으로 식 (1)과 같은 대수 선형의 전남에 대한 수입물동량 결정요인 함수를 구성한다(Bahmani-Oskooee and Niroomand, 1998; Sinha, 1997, 2001; Tang and Nair, 2002; Narayan and Narayan, 2005; 모수원, 2009; 김창범, 2010).[1)]

$$\ln JNIMV_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln JNIP_t + \alpha_2 \ln REER_t^R + \mu_t \qquad (1)$$

여기서 $JNIMV$는 전남지역(광양항[2)], 목포항, 완도항) 수입물동량, $JNIP$는 전남지역 실질소득의 대리변수로서 계절조정된 전남지역의 산업생산지수, $REER^R$은 미국 달러화, 일본의 엔화, 중국 위안화

1) 실질실효환율이 해상물동량의 결정요인으로 고려된 문헌은 김창범(2014; 2016)의 연구가 있다.

2) 광양항의 수입물동량에는 여수항이 포함되어 있다.

〈표 2〉 KPSS 단위근검정

	JNIMV	*JNIP*	*RKUSD*	*RKJPY*	*RKCNY*
수준	1.633**	1.709**	0.186**	0.151**	0.231**
차분	0.412	0.056	0.049	0.080	0.077

주) 1. **는 시계열에 "단위근이 존재하지 않는다"는 귀무가설이 5% 수준에서 기각됨을 의미함.
2. 임계치는 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(1992)의 〈표 1〉를 참조함.

에 대한 원화의 실질실효환율인 3가지 상대적인 실질실효환율(*RKUSD*, *RKJPY*, *RKCNY*)을 나타낸다. 이러한 상대적 실질실효환율에 따라서 식 (1)은 모형1(*RKUSD* 포함), 모형2(*RKJPY*포함), 모형3(*RKCNY* 포함)으로 나눈다. 분석기간은 2000년 1월부터 2016년 9월까지이며, 자료는 해양수산부의 해운항만물류정보센터, 통계청의 지역통계, 국제결제은행의 웹사이트로부터 입수하였다.[3)]

2. 변수의 안정성과 장기 균형관계

모형에서의 장기적 균형관계를 파악하기 위해, 먼저 도입된 변수들이 수준 안정적인가 차분 안정적인가를 파악해야 한다. 이러한 변수들의 안정성을 검정하기 위해서 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 단위근검정을 실시한다. 단위근검정 결과를 보여주는 〈표 2〉에서 모든 수준변수들은 "단위근이 존재하지 않는다"는 귀무가설을 기각시키지만, 차분변수들은 기각에 성공하지 못함으로써, 시계열적으로 수준변수들은 불안정적이며, 차분변수들은 안정적임을 알 수 있다.

단위근검정 결과 수준변수는 불안정적이고 차분변수는 안정적이기 때문에, 본고는 불안정적인 변수들 간에 장기균형관계의 존재(공적분벡터) 여부를 Johansen(1988)의 공적분검정(이하 Johansen검정)을 실시하여 분석한다. Johansen검정의 추정식은 식 (2)로 표현될 수 있으며, 식 (3)~(4)와 같은 두 개의 검정통계량을 이용하여 공적분관계를 검증한다.

$$\Delta Z_t = C + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + u_t \quad (2)$$

여기서 Δ는 차분연산자, Z_t는 k개의 변수(수입물동량, 지역경기, 실질실효환율)로 이루어진 벡터이다. 그리고 u_t는 정규분포를 따른다고 가정한다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{p} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4)$$

Johansen검정 결과를 보여주는 〈표 3〉에서 λ_{trace}와 $\lambda_{\max}$ 통계량 모두 "공적분벡터가 존재 하지 않는다"는 귀무가설이 5% 수준에서 기각됨으로서, 적어도 한 개의 장기균형관계 또는 공적분벡터가 존재함을 알 수 있다. 또한 표에서 공적분벡터의 추정식은 경기와 환율은 비탄력이며, 상대적 실질실효환율보다 경기의 탄력성이 더 크다는 것을 알 수 있다.

3. 동태적 인과성과 충격반응

공적분검정으로 장기균형관계가 확인되었기 때문에, 이제는 식 (5)~(7)과 같은 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 도입하여 변수들 간의 변동양상을 단기와 장기 측면에서 분석할 수 있는 동태적 인과성 분석을 실시한다.

3) 모형에서 도입된 변수들의 기초통계량은 〈부표 2〉에 제시되어 있다.

〈표 3〉 Johansen검정과 공적분벡터 추정식

			모형1	모형2	모형3
상수항	λ_{trace}	$r \geq 0$	55.269**	65.272**	47.235**
		$r \geq 1$	6.664	4.570	7.128
		$r \geq 2$	1.004	1.065	0.563
	$\lambda_{\max}$	$r=0 \mid r=1$	48.605**	60.702**	40.107**
		$r=1 \mid r=2$	5.660	3.505	6.565
		$r=2 \mid r=3$	1.004	1.065	0.563
상수항 + 추세항	λ_{trace}	$r \geq 0$	84.514**	85.160**	80.704**
		$r \geq 1$	18.781	22.087	18.387
		$r \geq 2$	5.652	3.294	5.167
	$\lambda_{\max}$	$r=0 \mid r=1$	65.733**	63.073**	62.317**
		$r=1 \mid r=2$	13.129	18.793	13.220
		$r=2 \mid r=3$	5.652	3.294	5.167

공적분벡터 추정식:

$$JNIMV_t = 11.615 + 0.679 JNIP_t + 0.230 RKUSD_t$$
$$(13.33) \quad (3.97)$$
$$JNIMV_t = 11.990 + 0.830 JNIP_t + 0.230 RKJPY_t$$
$$(16.70) \quad (6.25)$$
$$JNIMV_t = 11.789 + 0.830 JNIP_t + 0.122 RKCNY_t$$
$$(12.06) \quad (1.82)$$

주) 1. **는 "공적분 벡터가 존재하지 않는다($r=0$)"는 귀무가설이 5% 수준에서 기각됨을 의미함.
2. 임계치는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)을 참조함.

차분된 설명변수들의 F값은 단기 인과성을 나타내며, 장기 인과성은 오차수정항의 t통계량의 유의성을 통해 파악할 수 있다. 동시에 충격반응함수를 통하여 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인한다. (〈그림 5〉 ~〈그림 8〉)

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{l} \beta_{1_i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{1_i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{1_i} \Delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{r} \xi_{1_i} ect_{r_1,\ t-1} + \epsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{l} \beta_{2_i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{2_i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{2_i} \Delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{r} \xi_{2_i} ect_{r_2,\ t-1} + \epsilon_{2t} \quad (6)$$

$$\Delta z_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{l} \beta_{3_i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{3_i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{3_i} \Delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{r} \xi_{3_i} ect_{r_3,\ t-1} + \epsilon_{3t} \quad (7)$$

여기서(x, y, z)는 각각 전남의 수입물동량, 전남의 지역경기, 3가지 상대적 실질실효환율의 벡터를 나타낸다. 그리고 Δ는 차분연산자, ect (error-correction term)는 장기 공적분관계로부터 도출된 오차수정항을 의미한다.

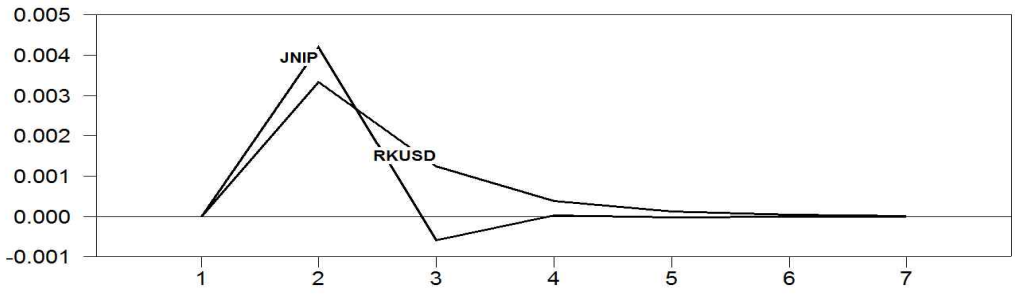
〈표 4〉 동태적 인과성 분석(결합가설 검정)

모형1				
	ect	(ΔJNIMV, ect)	(ΔJNIP, ect)	(ΔRKUSD, ect)
ΔJNIMV	-2.957***		4.807***	3.639***
ΔJNIP	-1.339	0.661		1.762*
ΔRKUSD	-1.782*	1.363	1.856	
모형2				
	ect	(ΔJNIMV, ect)	(ΔJNIP, ect)	(ΔRKJPY, ect)
ΔJNIMV	-3.268***		5.381***	4.035***
ΔJNIP	-1.603	1.713		3.165**
ΔRKJPY	-1.888*	1.873	1.866	
모형3				
	ect	(ΔJNIMV, ect)	(ΔJNIP, ect)	(ΔRKCNY, ect)
ΔJNIMV	-2.582***		4.090***	2.647***
ΔJNIP	-1.249	0.530		2.046**
ΔRKCNY	-1.993**	1.682	1.671	

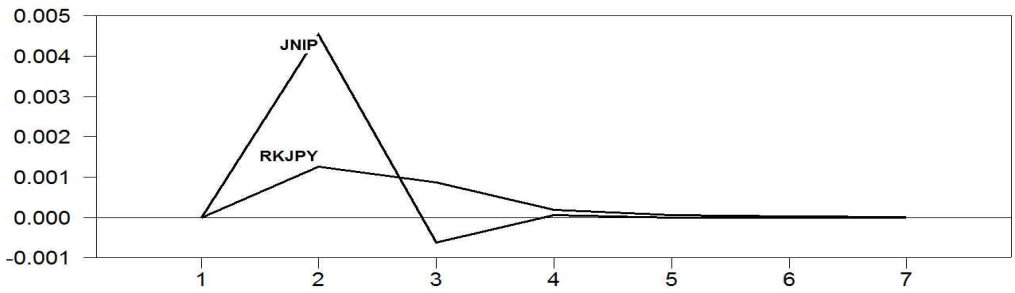
주) 1. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적적으로 유의함.
2. ect의 표 안의 숫자는 t통계량, 나머지는 F통계량을 의미함.

벡터오차수정모형을 이용하여 동태적 인과성(결합가설)을 살펴본 결과는 〈표 4〉에 나타나 있다. 표의 모든 모형에서 전남의 지역경기와 상대실질환율이 전남 수입물동량에 일방적인 인과성을 보여주고 있으며, 단기와 장기 모두에서 일정한 관계가 성립하는 것으로 분석되었다. 또한 모든 모형에서 실질실효환율이 경기에 단기적이면서 일방적인 영향을 주고 있지만 장기에서는 일정한 관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 한편, 충격반응분석의 결과를 보여주는 〈그림 5〉~〈그림 8〉은 각각 모형1, 모형2, 모형3의 상대 실질실효환율과 전남경기에 대한 전남의 수입물동량의 반응을 보여주고 있다.

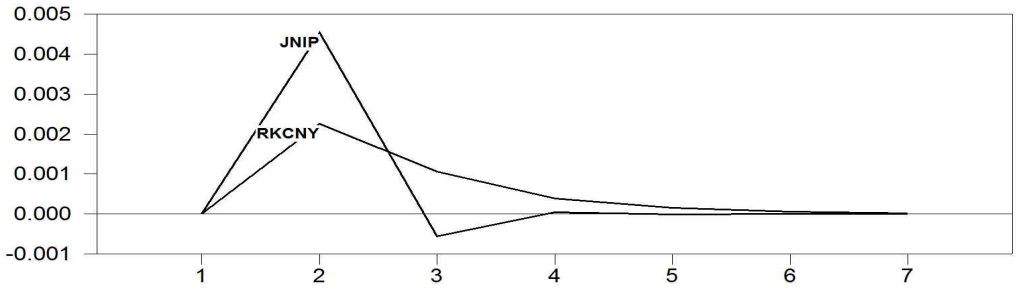
〈그림 5〉 충격반응: 모형1



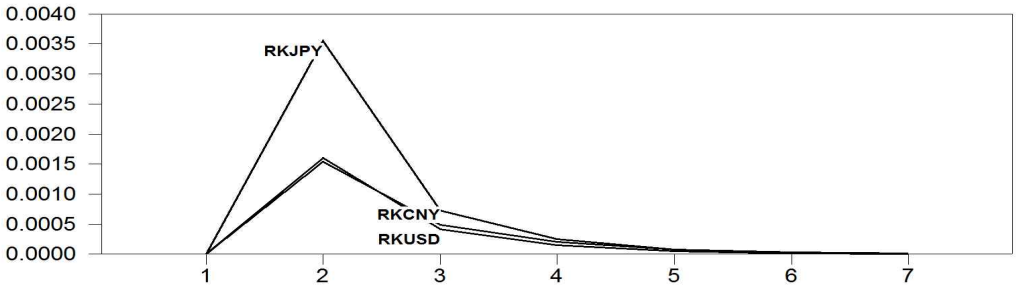
〈그림 6〉 충격반응: 모형2



〈그림 7〉 충격반응: 모형3



〈그림 8〉 상대 실질실효환율 충격에 대한 전남지역 경기의 반응



모든 모형에서 전남의 지역경기가 상대 실질실효환율 변동보다 수입물동량 변동에 큰 긍정적 영향을 주고 있으며, 모든 변수의 충격이 4개월부터 그 효과가 급격히 소멸되고 있는 것으로 분석되었다. 그리고 실질실효환율의 충격에 대한 수입물동량의 지속정도 측면에서 중국 위안화에 대한 원화의 실질실효환율이 가장 컸으며, 일본 엔화에 대한 원화의 실질실효환율이 가장 짧은 것으로 분석되었다. 또한 상대 실질실효환율이 전남의 지역경기에 미치는 영향의 경우, 엔화에 대한 원화의 상대 실질실효환

율이 전남의 지역경기에 가장 큰 영향을 준 것으로 나타났다.

V. 요약 및 결론

전국 수입물동량에서 전남이 차지하는 비중이 가장 높음에도 불구하고, 전남지역의 수입물동량에 대한 결정요인에 관한 연구는 매우 부족한 상황이다. 한국의 수입물동량의 결정요인 및 지역경기와 물동량간의 인과성에 대한 연구들은 주로 수입물동량의 결정요인으로 한국의 산업생산지수와 명목환율을 이용하고 있다. 그러나 지역 수입물동량의 변화와 한국의 산업생산지수 변화는 양의 상관관계가 존재할 수 있으나 정확한 지역경기를 반영하지 못함으로써 괴리가 있을 수 있으며, 명목환율을 고려하는 경우 전남지역 교역대상국의 교역가중치 를 고려하지 못해 정확한 상대가격 탄력성 추정치를 도출할 수 없게 된다. 따라서 본고는 이러한 문제점을 인식하고 전남지역 수입물동량의 결정요인으로 전남지역 산업생산지수와 상대적인 실질실효환율(주요 교역상대국 미국, 일본, 중국의 실질실효환율에 대한 원화의 실질실효환율)을 고려하여 분석하였다. 분석결과, 적어도 한 개의 장기균형관계 또는 공적분벡터가 존재하였다. 이에 따라 장기균형식을 추정하여, 수입물동량에 대해서 경기와 환율은 비탄력적이며 경기가 환율보다 탄력성이 더 크다는 것을 알 수 있었다. 한편 동태적 인과관계 검정을 실시한 결과, 모든 모형에서 전남의 지역경기와 상대실질환율이 전남 수입물동량에 일방적인 영향을 주고 있으며, 단기와 장기 모두에서 일정한 관계가 성립하는 것으로 분석되었다. 또한 모든 모형에서 실질실효환율이 경기에 단기적인 영향을 주고 있지만 장기에서는 일정한 관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 또한 충격반응 결과는 모든 모형에서 장기균형관계 추정식과 동일한 결과를 보였으며 모든 변수의 충격이 4개월부터 그 효과가 소멸되었다. 그리고 상대 실질실효환율이 전남의 지역경기에 미치는 영향은 엔화에 대한 원화의 상대 실질실효환율이 수입물동량에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다.

지금까지의 실증분석 결과는 상대적 실질실효환율과 지역 실질소득이 전남지역의 수입물동량에 장·단기적으로 영향을 주는 중요한 요인임을 보여주었다. 결론적으로, 국가 차원의 거시적 정책과 지역 차원의 미시적 정책에 기반한 실질실효환율과 실질소득의 기대되지 않는 변동을 감소시키려는 조치들은 전남지역의 수입물동량을 증가시킬 수 있을 것이다.

참고문헌

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

김창범(2014), "실질실효환율, 세계경기, BDI, 상품수 출이 우리나라 해상운송의 서비스수출에 미 치는 영향", 『해운물류연구』, 제30권 제4호, 801-823.

김창범(2016), "한국의 對인도네시아 수출입 물동량 의 결정요인과 한·ASEAN FTA 효과", 『해운 물류연구』, 제32권 제3호, 521-537.

모수원(2012), "광양항의 물동량 행태분석: 인천항, 평택·당진항과 비교", 『한국항만경제학회지』, 제 28권 제3호, 111-125.

모수원(2009), "경제변수의 변동이 광양항 수입컨테이너 물동량에 미치는 효과", 『한국항만경제학회지』, 제25권 제3호, 269-282.

모수원(2013), "항만 물동량과 지역경기의 인과관계: VAR 접근", 『해운물류연구』, 제29권 특집호, 695-714.

모수원·이광배(2015), "광양항 수출입 물동량의 행태 분석", 『한국기업경영학회』, 제22권 제5호, 371-387.

최봉호(2007), "국내 주요항만별 항만물동량과 산업성장의 인과관계", 『한국항만경제학회지』, 제23권 제4호, 159-175.

Bahmani-Oskooee, M. and F. Niroomand(1998), "Long-run Elasticities and the Marshall- Lerner Condition Revisited," *Economics Letters,* Vol.61, 101-109.

Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and*

Control, Vol.12, 231-254.

Kwiatkowski, D., P.C,B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin(1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?," *Journal of Econometrics,* Vol.44, 169-178.

Mackinnon, J.G., A.A. Haug, and L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Function of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Economics,* Vol.14, 563- 577.

Narayan, P.K. and S. Narayan(2005), "Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegraion Framework," *Economic Modelling,* Vol.22, 423-438.

Sinha, D.(1997). "Determinants of Import Demand in Thailand," *International Economic Journal,* Winter, 73-84.

Sinha, D.(2001), "A Note of Elasticities in Asian Countries," *The International Trade Journal,* Vol.15, 221-237.

Tang, T.C., M. Nair(2002), "A Cointegration Analysis of Malaysian Import Demand Function: Reassessment from the Bounds Test," *Applied Economics Letters,* Vol.9, 269-293.

〈부표 1〉 전남지역 무역항의 품목별 수입물동량 비중

(단위: %)

항만	품목	2000	2004	2008	2012	2016
광양항	유연탄	12.74	12.99	12.17	17.23	15.58
	철광석	24.64	25.47	25.49	24.14	18.42
	기타 광석 및 생산품	3.05	3.70	3.84	3.38	5.11
	원유(역청유),석유	38.76	35.03	30.07	27.67	27.94
	석유 정제품	8.68	10.04	14.30	12.91	17.96
	석유가스 및 기타가스	2.73	1.21	3.00	3.32	4.28
	화학공업생산품	1.38	1.85	2.17	2.28	2.00
	방직용 섬유 및 그 제품	0.68	1.45	1.49	3.82	2.38
	기타	7.34	8.26	7.47	5.25	6.33
목포항	어패 및 갑각류	1.18	1.15	0.94	1.33	1.83
	양곡	36.59	22.32	15.22	11.92	16.01
	유연탄	16.75	15.95	9.73	21.87	25.32
	기타 광석 및 생산품	15.36	8.16	5.06	8.77	25.73
	원목	11.69	6.38	2.78	2.51	1.80
	철강 및 그 제품	7.50	11.54	35.65	24.32	22.85
	비철금속 및 그 제품	2.65	1.49	2.00	26.42	5.22
	기타	8.28	33.01	28.62	2.86	1.24
완도항	어패 및 갑각류	0.76	98.77	99.47	99.71	-
	기타	99.24	1.23	0.53	0.29	-

주) 1. 해당 항만의 품목별 화물처리실적 자료를 이용하여 저자가 직접 산출하였음.
2. 광양항은 여수항이 포함된 수치임.
3. 2016년은 9월까지의 실적까지 포함되었음.

자료) SP-IDC (해운항만물류정보센터)

〈부표 2〉 실증분석에 사용된 변수들의 기초통계량

	lnJNIMV	lnJNIP	lnRKUSD	lnRKJPY	lnRKCNY
평균	16.080	4.484	4.605	4.741	4.687
중앙값	16.099	4.480	4.613	4.653	4.640
최댓값	16.511	4.849	4.841	5.109	5.052
최소값	15.668	4.154	4.324	4.380	4.354
표준편차	0.173	0.191	0.123	0.205	0.192
왜도	-0.164	0.037	-0.188	0.239	0.363
첨도	2.343	1.751	2.299	1.684	1.929
변이계수	0.011	0.043	0.027	0.043	0.041

해상 수입물동량, 상대적 실질실효환율, 지역경기의 동태적 인과성과 충격반응

: 전남지역의 무역항을 중심으로

김창범

국문요약

본고는 전남지역 수입물동량의 결정요인으로 전남지역 산업생산지수와 상대적인 실질실효환율(미국, 중국, 일본의 실질실효환율 대비 원화 실질실효환율)을 고려하여 분석하였다. 분석결과, 적어도 한 개의 장기균형관계 또는 공적분벡터가 존재하였다. 이에 따라 장기균형식을 추정하여, 지역경기와 상대적 실질실효환율은 비탄력적이며, 경기가 환율보다 탄력성이 더 크다는 것을 알 수 있었다. 한편 동태적 인과관계 검정을 실시한 결과, 모든 모형에서 전남의 지역경기와 상대 실질실효환율이 전남 수입물동량에 단기와 장기 모두 일방적인 인과성이 성립하였다. 또한 모든 모형에서 상대적인 실질실효환율이 지역경기에 대한 단기적인 인과성이 존재하는 것으로 확인되었다. 게다가, 충격반응 결과는 모든 모형에서 장기균형관계 추정식과 동일한 부호를 보였으며 모든 변수의 충격이 4개월부터 그 효과가 소멸되었다. 그리고 상대 실질실효환율이 전남의 지역경기에 미치는 영향은 엔화에 대한 원화의 상대 실질실효환율이 수입물동량에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 이상의 실증분석 결과들은 실질실효환율과 지역실질소득이 전남지역의 수입물동량에 장·단기에 영향을 주는 중요한 요인임을 보여주었다. 결론적으로, 전남지역의 수입물동량을 증가시키기 위해서 국가 차원의 거시적 측면과 지역 차원의 미시적 측면에 기반한 실질실효환율과 실질소득의 기대되지 않는 변동을 감소시키려는 정책적 조치들이 필요하다.

주제어: 전남의 수입물동량, 실질실효환율, 전남지역경기, 동태적 인과성, 충격반응