

글로벌 여건 변화에 따른 항만물동량 영향도 추정을 위한 기초조사

A Basic Study on the Influence of Port Traffic Volume according
to Global Risk

이수영 · 최석우 · 조성현



한국해양수산개발원
KOREA MARITIME INSTITUTE

저자	이수영, 최석우, 조성현			
내부연구진	연구책임자	이수영	한국해양수산개발원	항만연구본부 전문연구원
	공동연구원	최석우	한국해양수산개발원	항만연구본부 부연구위원
	공동연구원	조성현	한국해양수산개발원	항만연구본부 연구원
<hr/>				
연구기간	2022. 01. 01. ~ 2022. 12. 31.			
<hr/>				
보고서 집필내역				
연구책임자	이수영 1장, 2장, 3장, 5장			
내부연구진	최석우 4장			
	조성현 1장, 2장, 3장			

목차

01

서론_1

제1절 연구의 배경 및 목적	1
1. 연구의 배경 및 필요성	1
2. 연구 목적	4
제2절 선행연구 검토	5
1. 선행연구	5
제3절 연구의 내용 및 방법	12
1. 연구 내용	12
2. 연구 방법	13

02

글로벌 여건변화에 따른 항만 물동량 변화_15

제1절 글로벌 여건변화 정의 및 분류	15
1. 글로벌 여건변화 정의 및 특성	15
2. 항만부문 글로벌 여건변화 분류	17
제2절 항만부문 주요 글로벌 여건 변화	20
1. 글로벌 금융위기	20
2. 한·중 FTA	21
3. 미·중 무역분쟁	23
제3절 주요 글로벌 여건 변화에 따른 항만물동량 변화	24
1. 컨테이너 물동량	24
2. 자동차 물동량	28
3. 철재 물동량	31
4. 석유화학제품 물동량	35

03

영향분석 모형 검토 및 측정_39

제1절 VAR(Vector Autoregressive) 모형	40
1. VAR 모형 특징	40

	2. VAR 모형 활용 사례	41
	제2절 VEC(Vector Error Correction) 모형	43
	1. VEC 모형 특징	43
	2. VEC 모형 활용 사례	44
	제3절 ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 모형	46
	1. ARDL 모형 특징	46
	2. ARDL 모형 활용 사례	47
04	글로벌 여건변화에 따른 항만물동량 영향 효과 추정 _49	
	제1절 분석 모형 및 데이터	49
	1. 수집데이터	49
	2. 분석 모형	53
	제2절 품목별 항만물동량에 미치는 영향	54
	1. 컨테이너	54
	2. 자동차	63
	3. 철재	71
	제3절 소결 및 시사점	79
05	결론 및 시사점 _81	
	제1절 요약 및 결론	81
	제2절 한계점 및 시사점	83

표 목차

〈표 1-1〉 우리나라 무역 대외의존도	2
〈표 1-2〉 선행연구 검토 결과	8
〈표 2-1〉 글로벌 공급망 및 항만물류 위험 종류	17
〈표 2-2〉 항만부문에 영향을 미치는 글로벌 여건 변화	18
〈표 2-3〉 항만부문에 영향을 미치는 글로벌 여건 변화(상세)	19
〈표 2-4〉 한·중 FTA 주요 협상 결과에 따른 품목별 영향 전망	21
〈표 2-5〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)	25
〈표 2-6〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)	26
〈표 2-7〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)	27
〈표 2-8〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(환적)	28
〈표 2-9〉 자동차 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)	29
〈표 2-10〉 자동차 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)	30
〈표 2-11〉 자동차 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)	31
〈표 2-12〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)	32
〈표 2-13〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)	33
〈표 2-14〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)	34
〈표 2-15〉 석유화학제품 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)	35
〈표 2-16〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)	36
〈표 2-17〉 석유화학제품 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)	37
〈표 4-1〉 기초통계량	51
〈표 4-2〉 적정 시차 분석 결과	54
〈표 4-3〉 공적분 검정결과	55
〈표 4-4〉 컨테이너 총물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	56
〈표 4-5〉 컨테이너 총물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	56
〈표 4-6〉 적정 시차 분석 결과	57
〈표 4-7〉 공적분 검정결과	58
〈표 4-8〉 컨테이너 수입물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	58
〈표 4-9〉 컨테이너 수입물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	59
〈표 4-10〉 적정 시차 분석 결과	60

〈표 4-11〉 공적분 검정결과	60
〈표 4-12〉 컨테이너 수출물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	61
〈표 4-13〉 컨테이너 수출물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	61
〈표 4-14〉 컨테이너 장기 탄력성	62
〈표 4-15〉 컨테이너 단기 탄력성	62
〈표 4-16〉 적정 시차 분석 결과	63
〈표 4-17〉 공적분 검정결과	64
〈표 4-18〉 자동차 총물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	64
〈표 4-19〉 자동차 총물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	65
〈표 4-20〉 적정 시차 분석 결과	66
〈표 4-21〉 공적분 검정결과	66
〈표 4-22〉 자동차 수입물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	67
〈표 4-23〉 자동차 수입물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	67
〈표 4-24〉 적정 시차 분석 결과	68
〈표 4-25〉 공적분 검정결과	68
〈표 4-26〉 자동차 수출물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	69
〈표 4-27〉 자동차 수출물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	70
〈표 4-28〉 자동차 장기 탄력성	70
〈표 4-29〉 자동차 단기 탄력성	71
〈표 4-30〉 적정 시차 분석 결과	72
〈표 4-31〉 공적분 검정결과	72
〈표 4-32〉 철재 총물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	73
〈표 4-33〉 철재 총물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	73
〈표 4-34〉 적정 시차 분석 결과	74
〈표 4-35〉 공적분 검정결과	47
〈표 4-36〉 철재 수입물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	75
〈표 4-37〉 철재 수입물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	75
〈표 4-38〉 적정 시차 분석 결과	76
〈표 4-39〉 공적분 검정결과	76
〈표 4-40〉 철재 수출물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과	77

〈표 4-41〉 철재 수출물동량 - 중국 PI 모형 분석결과	77
〈표 4-42〉 철재 장기 탄력성	78
〈표 4-43〉 철재 단기 탄력성	78
〈표 4-44〉 중국 경제여건 변화에 따른 항만물동량 탄력성	80

그림 목차

〈그림 1-1〉 주요 대외환경변화 및 총컨테이너물동량 영향	3
〈그림 2-1〉 컨테이너물동량(총)	24
〈그림 2-2〉 컨테이너물동량(수입)	25
〈그림 2-3〉 컨테이너물동량(수출)	26
〈그림 2-4〉 컨테이너물동량(환적)	27
〈그림 2-5〉 자동차 물동량(총)	28
〈그림 2-6〉 자동차 물동량(수입)	29
〈그림 2-7〉 자동차 물동량(수출)	30
〈그림 2-8〉 철재 물동량 (총)	31
〈그림 2-9〉 철재물동량(수입)	32
〈그림 2-10〉 철재 물동량(수출)	33
〈그림 2-11〉 석유화학제품(총)	35
〈그림 2-12〉 석유화학제품(수입)	36
〈그림 2-13〉 석유화학제품 물동량(수출)	37
〈그림 4-1〉 상관관계 매트릭스	52

01

서론

제1절 연구의 배경 및 필요성

1. 연구의 배경 및 필요성

우리나라는 국내총생산(GDP) 대비 수출입비율이 2021년 기준 84.8%¹⁾에 육박하는 대외의존도가 매우 높은 국가이다. 대외의존도는 한 국가의 경제가 해외 부문에 얼마나 의존하고 있는가를 나타내는 지표로 수출액과 수입액의 합인 무역액이 GDP에서 차지하는 비율을 의미한다. 1997년 외환위기전까지는 50% 안팎에 그쳤던 대외의존도가 2005년에는 71.8%를 기록하다 2010년에는 95.5%까지 급증하였다. 이후 등락을 거듭하다 COVID-19 확산 이후에는 70~80%대를 유지하고 있다. 우리나라의 GDP 대비 수출입 비율은 다른 나라들에 비해 상대적으로 높은 편이다. OECD 자료에 따르면 한국의 국민총소득(GNI) 대비 수출입 비율은 72.3%로 미국의 31.4%, 일본의 37.5%, 프랑스의 66.1% 대비 매우 높다.²⁾ 위와 같이 무역의존도가 높다는 것은 우리나라 경제가 국외에서 발생한 충격에 크게

1) 국가지표체계 (검색일: '22.12.26)

2) 국가지표체계 (검색일: '22.12.26)

영향을 받을 수 있음을 의미한다.

〈표 1-1〉 우리나라 무역 대외의존도

단위: %

1990	1995	2000	2005	2010	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
53.0	54.1	69.3	71.8	95.5	82.2	76.9	80.5	82.9	80.1	72.9	84.8

자료: 국가지표체계

우리나라의 수출입화물은 대부분 항만을 통해 교역되고 있는데 금액기준으로는 66.9%, 중량 기준으로는 99.8% 항만을 통해 운송되고 있다.³⁾ 높은 대외의존도와 국가 교역의 항만 비중을 고려할 때 우리나라 항만물동량이 대내외 발생 충격에 민감하게 반응하는 것은 자명하다.

특히 금융위기(2008년), 한진해운 사태(2016년)와 최근 COVID-19, 러-우 전쟁등과 같은 글로벌 물류환경 변화는 국내 항만물동량에 다양한 형태의 영향을 미쳤다. 항만물동량은 국내 산업 및 품목과 직간접적으로 연관되어 동일한 여건 변화에도 영향을 받는 품목 및 영향도에 차이가 있고, 같은 품목에서도 화물의 유형(수출입, 환적)에 따라 다른 변동 폭이 나타날 수 있다. 이에 물류환경 변화를 분류하고 이에 따른 항만물동량 영향을 면밀하게 분석할 필요가 있다.

한편 기존 항만물동량 예측 모형은 중장기 항만별·품목별 중장기 물동량 전망에 특화되어 있어 글로벌 여건 변화에 따른 즉각적인 영향도 분석에 한계가 있다. 최근 들어 글로벌 항만물류여건의 변화 발생 빈도 및 주기가 짧아지고 있기 때문에 기존 항만수요예측센터의 중장기 물동량 전망 특화 모형외에 외부충격에 대한 단기적인 영향 분석이 가능한 모형 개발 필요성이 대두되고 있다.

3) 무역협회(검색일:2022.6.7.)

〈그림 1-1〉 주요 대외환경변화 및 총컨테이너물동량 영향



자료: 저자 작성

이에 본 연구에서는 글로벌 여건변화별 민감하게 영향을 받는 품목과 관련 변수를 고찰하고 글로벌 여건변화가 항만물동량에 미치는 영향도를 즉각적으로 추정할 수 있는 모형을 선정하여 실증 분석하고자 한다.

2. 연구 목적

본 연구의 목적은 다음 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 국내 항만물동량에 직간접적으로 영향을 주었던 국내외 여건 및 경기 변화를 분석하고자 한다. 대외의존도가 매우 높은 우리나라는 국가 수출입의 대부분이 항만을 통해 운송되고 있기 때문에 항만물동량에 영향을 미쳤던 글로벌 여건 변화를 유형화하고 각 글로벌 여건변화에 따라 변동되는 품목과 유관 산업을 분석하는 것은 향후 대외환경 변동에 대한 대응력을 높여줄 수 있다. 대내외 여건변화별 민감 품목 현황 분석은 품목과 유관된 산업별 대응 전략 도출에도 활용 될 수 있을 것으로 판단된다.

두 번째 연구 목적은 글로벌 여건변화에 따른 항만물동량 영향도 추정 모형을 선정하여 실증 분석하는 것이다. 이를 위해 글로벌 여건 변화로부터 직간접적으로 항만물동량에 미치는 변수들을 도출하고 다양한 영향 분석 모형 검토를 통해 대내외 여건 변화가 항만물동량에 미치는 영향을 추정할 수 있는 적절한 모형을 선정하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

1. 선행연구

본 연구의 효과적인 수행을 위해서 변화에 따른 영향분석 연구를 검토하였다. 한국농촌경제연구원(2008)에서는 기후 변화 현상이 농업생산성 등 농업경제에 미치는 영향을 분석하기 위해서 리카디언 모형을 활용하였다. 리카디언 분석을 통해 기후 변화가 농업 부문에 미치는 영향을 종합분석하였다. 또한 중국 카보타지 해제와 안전운임제 시행이 인천항에 미치는 영향을 분석한 연구에서는 가격탄력성을 이용한 시나리오 분석을 통해 중국 카보타지 정책 변화 인천항 항만물동량에 미치는 영향을 분석하였다.⁴⁾ 한편 박성화 외(2017)에서는 글로벌 경제위기가 해운시장에 미치는 요인을 탐색하고 적합한 대응 전략을 도출하기 위해 축차적 구조형 VAR을 활용하였다. 해당 연구에서는 글로벌 경제 위기를 '78년 석유파동(2차), 아시아 금융위기(1997년), 글로벌 금융위기(2008년), 유럽발 재정위기(2011년), COVID-19(2020년) 등 5가지로 구분하여 영향도를 분석하였다. 유사한 주제로 강상모(2015)도 2008년 글로벌 금융위기가 국내외 자본수지에 미치는 영향을 VAR 충격반응분석을 활용하여 분석하였다. 이 때 한국, 태국, 인도네시아를 대상으로 각 변수가 자본수지에 미치는 영향을 분석하였으며 VAR 또는 VECM 모형을 활용하였다. 가장 최근 전 세계적으로 다양한 영향을 미치고 있는 코로나 19의 영향분석 연구로 김완중(2021)을 들 수 있다. 해당연구에서는 코로나 19 이후 한국의 소비지출 변화를 분석하기 위해 소비함수를 활용하여 실증분석하였다.

다음으로 항만물동량에 영향을 직접적으로 분석한 선행연구 결과를 기술

4) 인천연구원(2020)을 바탕으로 저자 재작성

하면 아래와 같다. 안경애(2017)는 환율변동성이 우리나라 컨테이너 수출입 물동량에 미치는 영향을 분석하기 위해 오차수정모형(VECM)과 GARCH 모형을 활용하였다. 2000년도부터 2017년 1월 까지 시계열 자료를 바탕으로 실증분석을 실시하였다.

다양한 국가들과 체결한 FTA가 항만물동량에 미치는 영향과 관련하여서 다수의 연구들 중 한국해양수산개발원(2013)은 네트워크와 중력모형을 활용하여 FTA 발효로 인한 대상국과의 항만물동량 변화에 대한 실증 분석을 수행하였다. 남기찬외(2013)도 중력모형을 활용하여 한-칠레 자유무역협정이 부산항 물동량에 미치는 영향을 수입컨테이너 화물을 중심으로 분석하였다. 2000년도부터 2011년까지 항만물동량을 활용하였으며 GDP, 해상운임, 관세율 등을 포함하는 패널 자료를 수집하여 중력모형을 활용하였는데 이중 GDP와 관세율만이 유의한 영향을 가진 것으로 분석되었다. 또한 한중일간 무역협정(FTA)가 물류부문에 미치는 효과를 분석하기 위해 한국교통연구원(2005)은 중력모형을 활용하였다. 물류부문을 품목별 관세와 수송비용으로 국한하여 한중일 3국간의 교역이 미치는 영향을 분석하였다.

이밖에 최봉호, 이기환(2016)은 브렉시트로 인한 세계 거시경제환경 변화가 한국 컨테이너 물동량에 미치는 영향 분석을 VECM 모형을 통해 분석하였다. 영국과 EU의 경기 및 환율변화가 한국 컨테이너 물동량에 미치는 영향을 분석하기 위해 2000년부터 2016년까지 월별 시계열 자료를 활용하였다. BDI 변동성이 항만 수출입 물동량에 미치는 영향을 분석하기 위해 VECM과 GJR-GARCH 모형을 활용하였다(김창범, 2015). 2000년부터 14년간 부산항, 인천항, 광양항, 울산항 등 주요 네 개항의 수출입 물동량을 연구 대상으로 설정하였다

앞선 시계열 모형들과는 달리 변화가 단기적으로 발생할 때 영향도 분석에 용이한 System GMM 모형을 통해 기석나, 최경숙(2021)은 C코로나

19개 중국 35개 항만 물동량에 미친 직접적인 영향을 분석하였다.

〈 표 1-2〉 선행연구 검토 결과

구분	연구 목적	연구 방법	주요 연구 내용
1	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 기후변화에 따른 농업부문 영향분석 연구자: 한국농촌경제연구원(2008) 연구목적: 기후변화 현상에 대한 진단과 농업생산 산성 등 농업경제에 미치는 영향을 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 선행연구 검토 전문가 대상 설문 조사 주요국의 영향분석 사례 검토 리카디언 모형 	<ul style="list-style-type: none"> 기후변화에 따라 농업부문의 생산성, 작물생산, 농가자산, 농업총수입 등 농업경제 전반에 미치는 영향을 분석 리카디언 분석을 통해 기후변화가 농업부문에 미치는 영향을 종합적으로 분석
2	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 환율변동성이 우리나라 컨테이너 수출입 물동량에 미치는 영향 분석 연구자: 안경애(2017) 연구목적: 환율변동 및 국내외 경기 상황이 컨테이너 수출입에 미치는 영향을 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 선행연구 검토 오차수정모형 (VECM) GARCH 모형 	<ul style="list-style-type: none"> 2000년 1월~2017년 1월 기간 월별 시계열 자료를 이용하여 컨테이너 수출입 물동량과 환율, 국내외 경기변수를 고려한 실증분석을 실시 환율변동모형으로 GARCH모형을 이용하여 국내 환율변동성 모형을 동시 고려
3	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: FTA가 항만물동량에 미치는 영향 분석 연구 연구자: 한국해양수산개발원(2013) 연구목적: FTA 발효로 인한 대상국과의 항만물동량 변화에 대한 실증분석 	<ul style="list-style-type: none"> 선행연구 검토 네트워크 모형 중력모형 	<ul style="list-style-type: none"> FTA 발표에 따른 항만물동량의 증감효과를 국가별로 분석 FTA로 인해 물동량에 미치는 효과 분석을 위해 네트워크모형 구축
4	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 중국 카보타지 해제 안전운임제 시행에 따른 인천항 영향 연구 연구자: 인천연구원 (2020) 연구목적: 중국 카보타지 정책 변화 및 국내 컨테이너 내륙운송에서의 안전운임제 도입에 따른 인천항 항만물동량의 영향 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 선행연구 검토 가격탄력성을 이용한 시나리오분석 	<ul style="list-style-type: none"> 카보타지 및 안전운임제의 개념 정립 및 정책 고찰
5	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 한중일 FTA 진전 	<ul style="list-style-type: none"> 선행연구 검토 	<ul style="list-style-type: none"> 한중일 교역구조 분석

구분	연구 목적	연구 방법	주요 연구 내용
	<ul style="list-style-type: none"> 이 물류부문에 미치는 영향 분석 연구자: 한국교통연구원 (2005) 연구목적: 한중일 간 지역 무역협정이 물류부문에 미치는 효과 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 중력방정식 	<ul style="list-style-type: none"> 중력방정식을 이용하여 한중일 3국간의 교역이 품목별 관세 및 수송비용에 미치는 영향 추정
6	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 글로벌 경제위기와 해운산업 대응체계 연구 연구자(년도): 박성화 외 (2017) 연구목적: 글로벌 경제위기 유형별 해운시장에 미치는 요인 탐색 및 적합한 대응 전략 도출 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 사례 분석 축차적 구조형 VAR 예측 시나리오 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 글로벌 경제위기별 해운 시장 변화에 따른 국내외 해운산업의 대응을 조사 1978년 제2차 석유파동, 1997년 아시아 금융위기, 2008년 글로벌 금융위기, 2011년 유럽발 재정위기, COVID-19의 다섯 가지 위기에 대해 분석
7	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: COVID-19와 중국 항만 물동량의 관계분석 연구자(년도): 기석나, 최경숙(2021) 연구목적: COVID-19가 중국 항만 물동량에 미친 영향 파악 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 System GMM 매개효과 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 중국 35개 항만의 2018-2020년 분기별 데이터를 사용하여 COVID-19가 물동량에 미친 영향 분석 거시경제 및 국제 무역의 영향을 통제하고 COVID-19가 항만 물동량에 미친 직접적 영향을 파악
8	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 해운경기 변동성과 항만 물동량 연구자(년도): 김창범 (2015) 연구목적: BDI 변동의 장기기억 존재여부 및 BDI 변동성이 항만 수출입 물동량에 미치는 영향 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 HURST지수 분석 GJR-GARCH 일반화된 충격반응 분석(VECM) 	<ul style="list-style-type: none"> BDI 변동의 장기기억 존재여부와 BDI 변동성이 항만 수출입 물동량에 미치는 영향 분석 2000-2014년 부산, 인천, 광양, 울산항의 수출입 물동량을 대상으로 함
9	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 한-칠레 자유무역협정이 부산항 물동량에 미치는 영향분석-대 칠레 수입 컨테이너화물 중심 연구자(년도): 남기찬 외 (2013) 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 중력모형 	<ul style="list-style-type: none"> 2000-2011년까지 물동량, GDP, 관세율, 해상운임 등을 포함하는 패널자료를 수집하여 중력모형 적용 GDP와 관세율만이 부산항 대 칠레 수입물동량에 유의한 영향을 가진 것으로 분석

구분	연구 목적	연구 방법	주요 연구 내용
	<ul style="list-style-type: none"> 연구목적: 한-칠레 FTA가 부산항 대칠레 수입 컨테이너 물동량에 미치는 영향 분석 		
10	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 브렉시트(Brexit)의 한국 컨테이너물동량에 대한 영향 연구자(년도): 최봉호, 이기환(2016) 연구목적: 브렉시트로 인한 세계 거시경제환경 변화가 한국 컨테이너 물동량에 미치는 영향 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 공적분 검정 VECM VECM 인과성 검정 	<ul style="list-style-type: none"> 영국과 EU의 경기 및 환율 변화가 한국 컨테이너물동량에 미치는 영향 분석 2000~2016년 월별 시계열 자료 활용
11	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 지방세 부과세 감면 정책의 중장기 전략 연구자(년도): 임상수, 박지혜(2012) 연구목적: 지방정부 재정 악화원인을 유발한 환경 변화분석 	<ul style="list-style-type: none"> PEST analysis 	<ul style="list-style-type: none"> 지방세 부과세 감면에 영향을 미치는 요인들을 PEST analysis를 활용하여 분류하고 분석함 지방세 부과세 감면 문제점 진단
12	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 2008년 글로벌 금융위기 전후 국내외 변수의 자본수지에 미치는 영향 분석 연구자(년도): 강상모 (2015) 연구목적: 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 국제 자본 흐름의 특징과 변화 분석 	<ul style="list-style-type: none"> VAR 충격반응분석 분산분해분석 	<ul style="list-style-type: none"> 한국, 태국, 인도네시아를 대상으로 각 변수가 자본수지에 미치는 영향 분석 이를 위해 VAR또는 VECM모형을 이용하여 충격반응분석과 분산분해 분석을 실시함
13	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: COVID-19 이후 소비지출 변화와 요인 분석: 2008년 글로벌 금융위기 시기와 비교 연구자(년도): 김완중 (2021) 연구목적: COVID-19 이후 한국의 소비행태 변화 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 소비함수를 활용한 실증분석 	<ul style="list-style-type: none"> COVID-19 전후 한국의 소비지출 변화 분석을 위한 신규 소비함수모형 도출 통계청의 소득분위별 가계동향조사와 한국은행자료 활용하여 분석

구분	연구 목적	연구 방법	주요 연구 내용
본 연구	<ul style="list-style-type: none"> 연구명: 글로벌 여건변화에 따른 항만물동량 영향 분석 연구자(년도): 이수영 외 (2022) 연구목적: 항만부문 대외환경 변화에 따른 항만물동량 영향분석 모형개발을 위한 기초 조사 및 사례 분석 	<ul style="list-style-type: none"> 문헌연구 실증분석 기법을 활용한 후보변수 확정 	<ul style="list-style-type: none"> 항만부문의 대외환경 변화를 정의하고 분류 대외환경 변화에 따른 민감도 분석 및 현황 분석 대외환경 변화에 따른 항만물동량 영향 분석을 위한 변수 개발 검토

제3절 연구의 내용 및 방법

1. 연구 내용

본 연구는 전체 5장으로 구성되어 있다. 우선 1장은 본 연구의 배경과 연구 목적, 선행연구 분석, 연구수행 방법론 등을 기술하고 있다. 다음 2장에서는 글로벌 여건 변화를 학술적으로 정의하고 특징을 기술하였다. 이처럼 정의된 글로벌 여건 변화를 항만 부문에 4가지로 범주화 하였으며 항만 부문에 영향을 미친 주요 글로벌 여건 변화에 대해 약술하였다. 마지막으로 상기 선정한 글로벌 여건 변화들이 항만물동량에 미치는 영향을 컨테이너, 자동차, 철재, 석유화학제품으로 구분하여 분석하였다. 3장에서는 글로벌 여건 변화가 항만물동량에 미치는 영향을 분석할 수 있는 다양한 모형들을 검토하였다. 단기적으로 글로벌 여건변화의 시점 전후를 구분하여 영향을 분석하는 모형과 지속적으로 항만물동량에 영향을 미치는 경우 적용할 수 있는 주요 시계열 방법론들을 검토하였다. 4장에서는 다양한 글로벌 여건 변화 중에서 중국 경제적 여건이 변화할 때 국내 항만물동량에 미치는 영향을 ARDL 모형을 활용하여 분석한다. 마지막 5장에서는 연구 결과를 요약하고 본 연구의 한계점과 시사점을 기술하였다.

본 연구에서는 14개 품목 중 우리나라 주요 수출입 품목인 철재, 자동차, 석유화학품과 컨테이너를 중점 분석하였으며 시간적 범위는 '02년부터 '21년까지이다.

2. 연구 방법

본 연구는 국내외 문헌 연구를 통해 다양한 분야의 영향 분석 연구들을 검토하였다. 이를 통해 분야별 연구들에서 주로 활용한 영향분석 방법론을 파악할 수 있었다. 한편 글로벌 여건 변화를 정의하고 분류하는 기준에 다수의 문헌 조사연구 결과를 활용하였다. 또한 문헌조사를 통해 항만물동량에 영향을 미친 주요 글로벌 여건 변화의 특징들과 영향도를 기술하였다. 해양수산부의 Port-MIS 데이터를 활용하여 글로벌 여건 변화에 따른 주요 수출품목 컨테이너, 자동차, 철재, 석유화학제품의 물동량 변화를 분석하였다. 이후 본 연구에서 활용할 영향도 분석 모형을 선정하기 위해 영향 분석 모형 관련 다양한 선행연구들을 검토하였다. 검토한 모형들 중 ARDL 모형을 활용하여 우리나라의 주요 교역국인 중국의 경제적 여건 변화가 항만물동량에 미치는 영향을 실증 분석하였다.

02

글로벌 여건 변화에 따른 항만물동량 변화

본 연구에서 글로벌 여건 변화를 항만물동량에 부정적인 영향을 주는 요인으로 규정하여 위험(Risk)으로 정의하였다. 이에 다수의 문헌조사연구 결과를 바탕으로 위험을 지정학적, 경제적, 환경적·운영적, 기술적 네 가지로 구분하였다. 다음으로 다양한 항만부문의 글로벌 여건들을 네 가지 위험으로 분류하였다. 분류된 위험들이 항만물동량에 미치는 영향을 면밀히 분석하기 위해 우리나라 주요 교역품목인 자동차, 철재, 석유화학제품, 컨테이너로 구분하였다. 화물의 유형별로도 교역특징이 다르기 때문에 네 개 품목의 총물동량, 수입, 수출로 구분하여 분석하였다.

제1절 글로벌 여건변화 정의 및 분류

1. 글로벌 여건변화 정의 및 특징

본 연구를 수행하기에 앞서 글로벌 여건변화에 대한 정의를 위해 다수의 선행연구들을 검토하였다. 우선 본 연구에서 분석하고자 하는 항만물류 여건 변화는 물동량에 부정적인 영향을 미치는 요인들이기 때문에 리스크로

(Risk)로 정의하고 항만물류의 리스크 또는 글로벌 공급망(Global Supply Chain)의 리스크 관련 선행연구들을 조사하였다.

Manuj & Mentzer(2008)은 글로벌 공급망의 위험유형을 5가지 공급(Supply), 수요(Demand), 운영(Operational), 환경(Environmental), 지정학적(Geopolitical) 위험으로 분류하였다. 한편 세계경제포럼(2012)에서 수행한 설문 조사에서 400명의 기업임원들은 공급망 위험에 영향을 미치는 가장 중요한 요인들은 환경(Environmental), 지정학적(Geopolitical), 경제(Economic), 기술(Technological)을 꼽았다.

또한 CGE도 글로벌 공급망에 영향을 미치는 리스크를 경제적 위험(Economic Risk), 환경 위험(Environmental Risk), 정치적 위험(Political Risk), 공급자 위험(Supplier Risk)으로 구분하였다. 경제적 위험에는 경기침체, 통화변동, 인플레이션 압력 등이 포함되어 있으며 환경 위험은 자연 재해 및 기타 극단적인 기상조건으로 외부 환경 위험 대부분으로 정의하였다. 캐나다 물류 전문기업인 CDS는 국제물류의 리스크를 법적 위험(The Legal Risks), 재정적 위험(The Financial Risks), 환경 위험(The Environmental Risks), 사회정치적(Risks Due to Socio-Political Factors) 위험, 선박 사고(Ship Fires or Transportation Accidents) 등으로 꼽았다. 항만물류를 포함한 대부분의 국제물류는 여러 국가로 화물을 운송해야하기 때문에 불안정한 사회정치적 요인은 운송을 지연시키는 주요 위험이다. 마지막으로 Dfreight社は 해상운송에 영향을 주는 주요 리스크(Risk)를 재정적(Financial), 경제적(Economical), 정치 및 규제(Political and Regulatory), 환경적(Environmental), 지정학적(Geopolitical), 운영적(Operational), 통화변동(Currency Fluctuations) 등 6개로 분류하였다. 미국-중국 간 무역전쟁은 양 국간간의 긴장이 글로벌 무역과 운송서비스에 대한 수요에 영향을 미칠 수 있으므로 중요한 지정학적 위험으로 판단하였다. 또한 러시아-우크라이나 전쟁도 해당 지역 운송 위험을 증가시킴으

로 최근 대두되고 있는 지정학적 위험으로 꼽았다. 이밖에 통화변동 위험은 이율이 높아질 경우 해운기업들의 수익성이 악화되고 차입비용이 증가하기 때문에 해운운송의 중요 위험으로 분류하였다.

〈표 2-1〉 글로벌 공급망 및 항만물류 위험 종류

저자	위험(Risk) 종류
Manuj & Mentzer(2008)	• 공급(Supply), 수요(Demand), 운영(Operational), 환경(Environmental), 지정학적(Geopolitical)
세계경제포럼(2012)	• 환경(Environmental), 지정학적(Geopolitical), 경제적(Economic), 기술(Technological)
CGE	• 경제적(Economic Risk), 환경 (Environmental Risk), 정치적 (Political Risk), 공급자 (Supplier Risk)
CDS Group	• 법적 위험(The Legal Risks), 재정적 위험(The Financial Risks), 환경 위험(The Environmental Risks), 사회정치적(Risks Due to Socio-Political Factors) 위험, 선박 사고(Ship Fires or Transportation Accidents)
Dfreight社	• 재정적(Financial), 경제적(Economical), 정치 및 규제(Political and Regulatory), 환경적(Environmental), 지정학적 (Geopolitical), 운영적(Operational), 통화변동(Currency Fluctuations)

자료: 저자 작성

2. 항만부문 글로벌 여건변화 분류

상기 수행한 문헌조사연구를 바탕으로 본 연구에서 항만부문에 영향을 미치는 여건을 네 가지 지정학적, 경제적, 환경적·운영적, 기술적 위험으로 구분하였다. 선행연구에 따르면 경제적 위험은 통화변동, 수요 및 가격, 인건비 등의 변화, 인플레이션 압력 등으로 정의되어 있다. 이에 본 연구에서는 항만 부문의 대표적인 경제적 위험을 2008년에 발생한 글로벌 금융위기, 한·중 FTA를 꼽았다. 또한 해당 지역 운송위험을 증가시켜 운송서비스 수요에까지

영향을 미치는 대표적인 지정학적 위험으로는 미·중 무역분쟁('18)과 러시아 우크라이나 침공('22)을 선정하였다. 한편 2017년 2월 대한민국 국적선사인 한진해운의 파산을 환경적·운영적 위험으로 정의하였다. 선복량 기준 국내 1위이자 세계 6위였던 글로벌 해운사인 한진해운의 파산은 단기간이지만 부산항 컨테이너 환적물동량의 급감과 국내 기업들의 물류대란을 야기했다. 한진 해운 파산 이후 물류비용 부담이 증가 등 우리나라 수출기업들의 항만물류환경에 큰 변화가 발생하였다.

〈표 2-2〉 항만부문에 영향을 미치는 글로벌 여건 변화

지정학적(Geopolitical) 위험	경제적(Economical) 위험
<ul style="list-style-type: none"> • 이란 제재 복원('18) • 미·중 무역분쟁('18) • 러시아 우크라이나 침공('22) 	<ul style="list-style-type: none"> • 제2차 석유파동('78) • 아시아 금융위기('97) • 글로벌 금융위기('08년) • 한 EU('11) 및 한·미 FTA('12) 발효 • 한·중 FTA('15) • RCEP 발효('22)
환경적(Environmental) · 운영적(Operational) 위험	기술적(Technological) 위험
<ul style="list-style-type: none"> • IMO 2020 황산화물 환경규제 • 한진해운 파산('17) • 중국 카보타지 해제('19) • COVID 19('20) • 중국 상하이시 봉쇄 조치('22) 	<ul style="list-style-type: none"> • 4차산업 혁명 • 녹색 기술의 신성장 동력화 • 완전자동화 항만 등장

자료: 저자 작성

본 연구에서는 〈표2-2〉에서 분류된 항만부문의 글로벌 여건 변화를 다

시 항만물동량에 미치는 경로에 따라 직접적·간접적으로 구분하였다.(<표 2-3> 참고) 간접적 위험으로 분류된 글로벌 여건들은 항만 운영환경에 직접적인 영향을 미쳐 즉각적으로 항만물동량에 변화를 유발하지는 않지만 경기둔화, 무역규제, GDP 변화 등을 야기하여 간접적으로 항만물동량에 미치는 요인들로 판단하였다.

〈표 2-3〉 항만부문에 영향을 미치는 글로벌 여건 변화(상세)

구분		위험(Risk) 종류
간 접 적	지정학적 위험	• 미·중 무역분쟁('18)
	경제적 위험	• 글로벌 금융위기('08년) • 한·중 FTA('15)
직 접 적	환경적 · 운영적 위험	• 한진해운 파산('17) • COVID 19('20)

자료: 저자 작성

제2절 항만부문 주요 글로벌 여건 변화

1. 글로벌 금융위기⁵⁾

2008년도 발생한 글로벌 금융위기는 리먼을 시작으로 미국의 대형은행들이 파산할 가능성이 커지자 자금회수가 시작되고 전 세계 달러 자금이 줄어드는 것으로부터 시작되었다. 전 세계에 통용되고 있던 달러가 감소하게 되면서 전 세계 대부분의 나라에 그 영향이 미쳤지만, 특히 대외 무역 의존도가 높은 국가들의 피해가 컸다. 우리나라는 1997 외환 위기 이후 수출중심의 경제구조로 전화되면서 수출이 경제성장의 동력 역할을 수행하고 있었다. 제조업의 생산비중이 GDP 대비 27.9%(2008년 기준)로 높았기 때문에 수출 감소는 고용 및 투자의 위축으로도 이어졌다. 특히나 우리나라의 주력 수출 품목인 자동차, 석유화학제품 등이 소득 탄력성이 큰 상품이어서 글로벌 금융위기에 따른 소득 감소의 영향으로 수출 감소폭도 크게 확대되었다.

글로벌 금융위기에 따른 우리나라의 수출이 감소하자 이에 따른 제조업 생산도 빠르게 위축되면서 내수시장도 동반 부진하였다. 즉 경제 불확실성 증대, 소득 감소 등으로 지출여력이 축소되자 자동차와 같은 내구재 중심의 소비가 위축되었다. 한편 대내외 경제여건 악화가 심화되자 설비투자 및 건설투자와 같은 투자활동도 위축되었다. 2009년도의 설비투자 추계지수는 전년 대비 약 25.3% 감소하였다. 2008년도 대외교역 여건 또한 악화되어 국내 수출입 모두 큰 폭의 감소세를 보였으며 특히 수출 감소폭은 외환위기 보다 큰 것으로 분석되었다.

5) 국회예산정책처 경제분석실(2009)을 바탕으로 저자 재작성

2. 한·중 FTA

2015년 발효된 한·중 FTA의 주요 협정내용은 양 국가가 협정 발표 20년 이내에 전체 품목의 90% 이상에 대한 관세를 철폐하기로 한 것이다. 한국은 FTA 발효 이전에 제조업 중심의 품목에 대한 조기 관세 철폐를 요구한 반면 중국은 한국 농수산물 시장 개방 확대를 요구했었다. 이와 같이 그간 두 국가는 상호 관심분야의 개방요구조건에 대한 의견차이가 있었다. 최종 합의시 한국은 농수축산물 등 국내 민감 분야를 보호하기로 하고 중국은 자국 전략 산업 보호를 위해 자동차 등 공산품 일부에 대한 관세를 유지하는 조건을 주고 받았다.

당시 산업통상자원부는 한·중 FTA와 동시에 발효된 베트남/뉴질랜드 등 3개 FTA 발효를 통해 향후 10년간 국내 GDP가 약 1% 추가 성장할 것으로 전망했다.⁶⁾ 한편 KOTRA에서 한·중 FTA 주요 품목의 협상결과와 영향도를 전망했던 결과는 다음 <표 2-4>와 같다

<표 2-4> 한·중 FTA 주요 협상 결과에 따른 품목별 영향 전망

품목	협상결과	영향 전망
화학 공업 생산물	한국은 대체적으로 고개방이나 중국은 대체적으로 낮은 수준의 개방, 합성수지 및 합성고무 관세 인하 효과가 클 것으로 전망됨	긍정
자동차	양국 모두 승용차 불개방, 상용차 장기철폐 약속 자동차부품은 대부분 장기철폐로 수혜 가능성 낮음	미미
철강	한국은 기존 교역품목 대부분 무관세로 냉연강판, 스텐레스 열연강판 등 현지공장에서 공급되는 중간제품의 대중수출 유리 전망 중국은 아연도금강판, 전기강판 등 고부가가치 제품 개방 제외로 대체로 개방 수준이 낮음	일부 긍정

6) 산업통상자원부 보도참고자료(2015. 12. 20.)

품목	협상결과	영향 전망
잡화	(전기) 중국은 중간재 고수준 개방, 최종소비재에 대한 다양한 관세 철폐 약속 (전자) 무관세 품목이 많아 자유화의 혜택이 크지 않을 것으로 보임, LCD등 유관세 핵심품목은 중국의 보호수준이 높음 (기계) 대체로 한국의 기술 및 품질 경쟁력이 높으며 중국이 관세 조기 철폐에 동의하여 우리기업의 수출확대에 도움이 될 것으로 판단 (화장품) 중국은 모든 화장품에 대해 관세철폐 제외, 한국은 평균 8% 의 기존 관세를 5~10년 철폐 약속	긍정
유류	(석유) 이미 조정관세가 시행되고 있어 관세 철폐효과는 없을 것으로 전망 (석유화학) 한국은 고수준 개방약속, 중국은 고수준보호 수용, 국제 유가하락에 따른 수출 단가 하락, 중국내 생산설비 확대에 따른 수입 대체 등으로 대중 수출 전망 불투명	미미
그 외 8개 품목	양곡, 시멘트, 석탄, 목재, 모래, 철광석, 고철, 기타광석	미미

자료: KOTRA(KOCHI), KMI 재작성

3. 미·중 무역분쟁⁷⁾

미국과 중국은 세계 교역시장에서 비중이 가장 큰 두 국가로 양국가의 교역정책 변화는 세계 교역에 지대한 영향을 미친다. 미중무역분쟁은 2018년 7월 미국이 대중국 수입품목에 대해 추가 관세를 부과함으로써 본격적으로 촉발되었는데 총 중국산 818개 수입품목에 대하여 약 340억 달러의 추가관세를 부가하였다.

유엔개발계획(UNDP) 보고서에 따르면 미국과 중국 간의 무역분쟁은 세계 교역시장에서 글로벌 가치 사슬(GVC) 성장을 3~5년 후퇴시킨 것으로 평가받고 있다. 미·중 무역분쟁 촉발 이후 미국은 대중국 수입의존도를 줄이고 베트남, 대만, 한국산 제품의 점유율을 높이는 등 미국 수입시장에서의 공급망 재편 현상이 뚜렷하게 나타나고 있다. 이에 우리나라는 미국의 대중국 수입제재로 대미 수출의 반사이익을 얻게 되었다. 미국의 대중국 수입은 특정품목에 집중되어 있으며 이들 품목은 미국이 한국에서 수입하는 품목들과 경쟁하는 품목들이다. 미국의 중국산 수입품 제재 이후 미국의 제조업 수입 전체 품목 중 한국의 점유율은 0.9% 상승하였다. 하지만 미국의 대중국 추가관세 부과 이후 우리나라의 대미 수출은 증가하였지만, 대중 수출은 감소하는 추세를 나타냈다. 피터슨 국제경제연구소(PIIE)는 미중 무역분쟁이 한국 수출업체에게 긍정적 효과를 미치지만, 그 효과의 크기가 크지 않을 것으로 예상하였다. 오히려 미국으로 최종재를 수출하는 중국으로의 중간재 수출이 감소하여 장기적으로는 부정적 효과가 더 클 수 있을 것으로 예상하였다.

7) 국회예산정책처 경제산업동향&이슈 제 25호(2022)를 바탕으로 저자 재작성

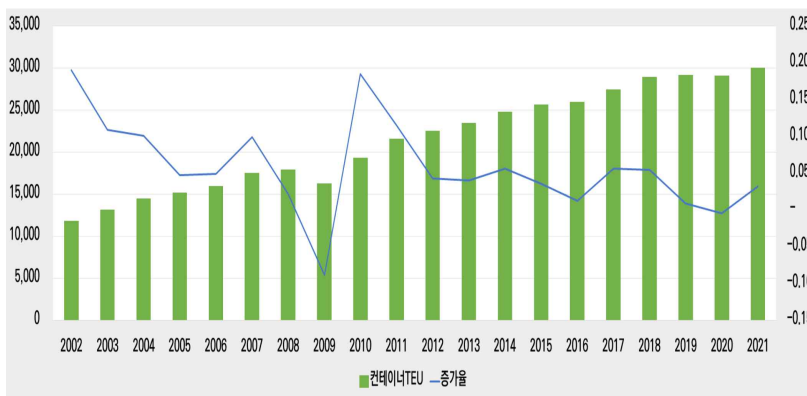
제3절 주요 글로벌 여건 변화에 따른 항만물동량 변화

1. 컨테이너 물동량

1) 컨테이너 총물동량

지난 20년간 국내 컨테이너 물동량은 지속적으로 증가 추세를 보이며 성장했다. 다만 몇 번의 예외가 있었는데 글로벌 금융위기(2008년)직후와 코로나 19 팬데믹(2020년)기간에는 마이너스 성장을 기록하였다. 이밖에 제 1의 국적선사였던 한진해운 사태가 발생한 2016년에도 물동량 증가세가 주춤하였는데 환적물동량 대비 수입과 수출물동량 증가세 둔화가 두드러졌다. 이에 한진해운 파산이 국내 수출입 기업들에게 좀 더 부정적인 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 글로벌 금융위기에 따른 항만물동량 감소가 발생한 직후 이듬해(2010년),기저효과에 따라 큰 폭(+18.5%)으로 물동량이 증가했다.

〈그림 2-1〉 컨테이너물동량(총)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-5〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)

단위: 만 TEU, %

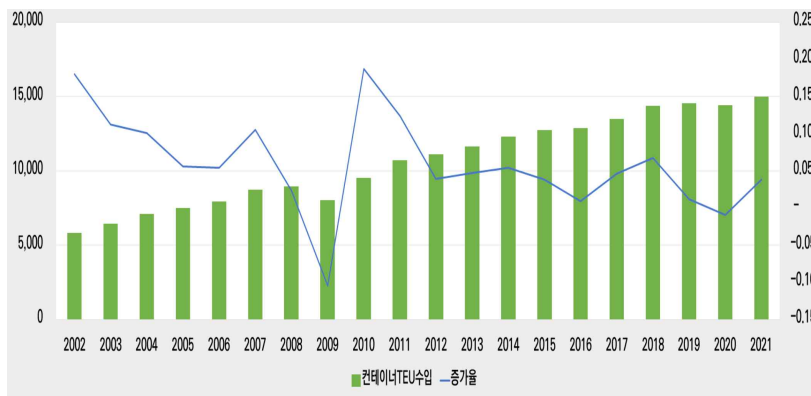
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	1,937	2,161	2,255	2,347	2,480	2,538	2,601	2,747	2,887	2,923	2,910	3,004
전년대비 증가율	18.5	11.6	4.3	4.1	5.7	3.6	1.3	5.6	5.5	0.9	-0.4	3.2

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

2) 수입 컨테이너 물동량

글로벌 금융위기(2008년) 발생 이후 2009년도 우리나라 수입 컨테이너 물동량은 전년 대비 10.4% 감소한 803만 1천 TEU를 기록하였다. IMF 위기 이후 처음으로 국내 컨테이너 물동량의 마이너스 성장을 유발한 글로벌 금융위기는 수출(-8.7%)대비 수입 컨테이너 물동량에 상대적으로 큰 영향을 미친 것으로 판단 된다. 환적 컨테이너 물동량은 오히려 글로벌 금융위기 이후 전년 대비 16.1% 신장하였다.

〈그림 2-2〉 컨테이너물동량(수입)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-6〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)

단위: 만 TEU, %

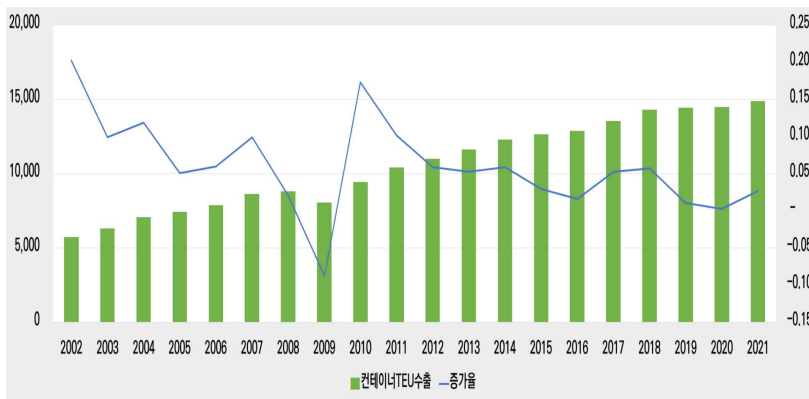
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	954	1,072	1,114	1,166	1,230	1,276	1,288	1,349	1,439	1,466	1,443	1,499
전년대비 증가율	18.8	12.4	3.9	4.7	5.4	3.8	0.9	4.7	6.7	1.2	-0.9	3.9

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

3) 수출 컨테이너 물동량

미·중 무역전쟁(2018년)은 대외의존도가 높은 우리나라의 수출 항만물동량에 악영향을 끼친 것으로 판단된다. 2019년 우리나라 수출 컨테이너 물동량은 증가폭이 대폭 감소하며 전년 대비 1.1% 증가하는 데 그쳤다. 하지만 한국의 대중국 수출품 상당수가 해당 지역에 투자하는 중간재 화물들이기 때문에 미·중 무역전쟁의 영향은 제한적이었다는 평가이다. 또한 신남방 정책 등 수출국 다변화 정책도 영향을 최소화하는 데 일조했다.

〈그림 2-3〉 컨테이너물동량(수출)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-7〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)

단위: 만 TEU, %

구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	945	1,041	1,102	1,161	1,229	1,266	1,286	1,354	1,431	1,446	1,449	1,487
전년대비 증가율	17.3	10.2	5.8	5.3	5.9	2.9	1.6	5.3	5.7	1.1	0.2	2.7

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

4) 환적 컨테이너 물동량

우리나라 환적물동량은 국내 총컨테이너물동량의 약 44%(2020년 기준)로 이 중 중국, 미국, 일본의 비중이 약 50%를 점유하고 있다. COVID-19가 장기화되면서 야기된 글로벌 경기침체 뿐 아니라 코로나 확산 방지를 위한 중국의 항만폐쇄 정책추진으로 2021년도 우리나라 환적물동량은 유례 없는 감소폭(-34.5%)를 나타냈다. 국내 컨테이너 항만물동량 중 환적물동량이 특히 글로벌 경기 변동 또는 환경·운영적 위험에 민감한 것으로 판단된다.

〈그림 2-4〉 컨테이너물동량(환적)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-8〉 컨테이너 물동량 및 증가율 연도별 추이(환적)

단위: 만 TEU, %

구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	772	850	932	999	1,072	1,033	1,071	1,206	1,228	1,249	1,269	831
전년대비 증가율	16.2	10.1	9.7	7.2	7.3	-3.6	3.7	12.6	1.8	1.7	1.6	-34.5

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

2. 자동차 물동량

1) 자동차 총물동량

글로벌 금융위기 여파로 2009년도 국내 자동차 물동량은 전년 대비 22.9% 급감하게 되었다. 이후 반등하여 꾸준한 증가세를 나타내면 자동차 물동량은 미·중 무역전쟁이 발생한 2008년도에도 전년 대비 -6.7% 감소한다. 이때 수입 물동량과 달리 수출 물동량이 동기간 -6.6% 감소한 것으로 미루어 볼 때 자동차 품목의 경우 수출물동량이 지정학적 위험에 더 민감한 것으로 짐작할 수 있다.

〈그림 2-5〉 자동차 물동량(총)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-9〉 자동차 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)

단위: 만 톤, %

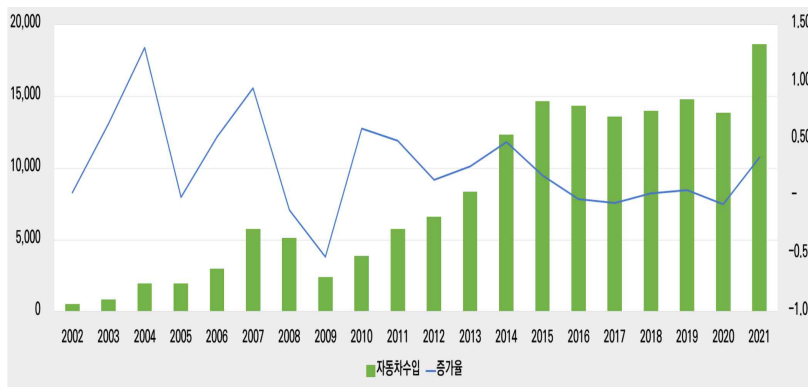
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	3,933	4,664	5,112	5,649	6,284	6,848	7,332	7,911	7,379	7,887	6,933	8,542
전년대비 증가율	34.9	18.6	9.6	10.5	11.3	9.0	7.9	7.0	-6.7	6.9	-12.1	23.2

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

2) 수입 자동차 물동량

한·중 FTA(2015년) 발효 이후 한국의 대중국 자동차 부품 수출은 급락한 반면 중국산 부품 수입은 빠르게 증가하였다.⁸⁾ 이에 2015년도 자동차 수입 물동량은 전년 대비 18.9% 증가하였다. 한·중 FTA 자동차부품 관세가 완전히 철폐되는 2025년 이후에는 지금보다 더 많은 중국산 자동차 부품들이 수입될 것으로 전망된다.

〈그림 2-6〉 자동차 물동량(수입)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

8) 무역협회(검색일:23년 1월 16일)

〈표 2-10〉 자동차 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)

단위: 만 톤, %

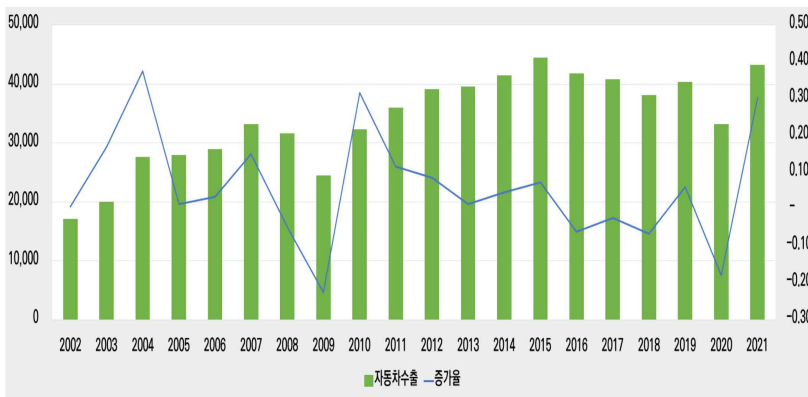
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	388	576	660	833	1,231	1,464	1,484	1,357	1,338	1,479	1,384	1,861
전년대비 증가율	59.5	48.5	14.6	26.3	47.8	18.9	-20	-54	3.0	5.8	-6.4	34.4

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

3) 수출 자동차 물동량

우리나라 주요 수출 품목인 자동차는 코로나 19로 인한 산업활동의 마비로 일부 부품공급이 중단되어 완성품 제조에 큰 차질이 발생하였다. 특히 자동차, 화학제품 등 한, 두 가지 부품의 공급이 부족해도 완제품 생산에 차질이 생기는 업종의 피해가 컸다. 코로나 19 팬데믹에 따른 글로벌 공급망 위기로 2020년도 자동차 수출물동량은 전년 대비 -17.8% 감소한 3,318만 4천 톤으로 2010년 수준을 기록하였다.

〈그림 2-7〉 자동차 물동량(수출)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-11〉 자동차 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)

단위: 만 톤, %

구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	3227	3602	3908	3962	4147	4449	4176	4076	3806	4008	3318	4322
전년대비 증가율	31.6	11.6	8.5	1.4	4.7	7.3	-6.1	-2.4	-6.6	6.1	-17.8	30.2

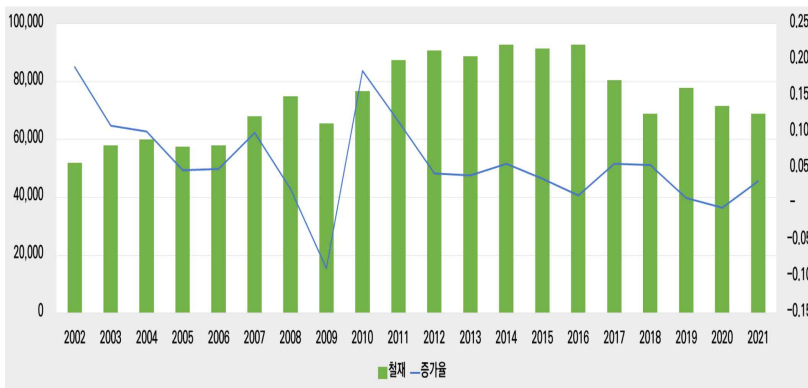
자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

3. 철재 물동량

1) 철재 총물동량

우리나라 철재물동량의 수입과 수출 비중은 각각 약 30%, 70%로 수출 비중이 높다. 철재는 자동차, 석유화학제품과 더불어 우리나라 주요 수출 품목이다. 철재 총물동량은 코로나 19 팬데믹이 시작된 2020년도를 제외한 최근 10여년간 매년 플러스 성장하였다.

〈그림 2-8〉 철재 물동량 (총)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-12〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)

단위: 만 톤, %

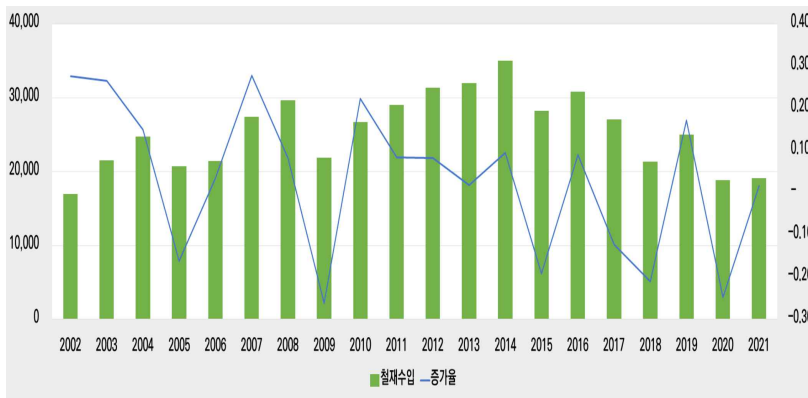
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	7,664	8,744	9,079	8,880	9,279	9,143	9,276	8,063	6,895	7,781	7,153	6,882
전년대비 증가율	18.5	11.6	4.3	4.1	5.7	3.6	1.3	5.6	5.5	0.9	-0.4	3.2

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

2) 수입 철재 물동량

다른 품목의 물동량과 마찬가지로 철재 수입물동량도 코로나 19 팬데믹 이후 큰 폭의 감소세(-24.7%)를 기록하였다. 이밖에도 미중 무역전쟁이 발생한 2018년도에도 큰 폭(-21.0%)으로 물동량이 감소하였는데 이는

〈그림 2-9〉 철재물동량(수입)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-13〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)

단위: 만 톤, %

구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	2674	2900	3139	3196	3499	2827	3082	2706	2138	2503	1883	1,914
전년대비 증가율	22.3	8.4	8.2	1.8	9.5	-19.2	9.0	-12.2	-21.0	17.1	-24.7	1.6

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

3) 수출 철재 물동량

2020년과 2021년의 철재 수출물동량은 각각 전년 대비 -3.7%, -3.9% 감소하였는데 이는 코로나 19등 다수의 불확실성 증대로 세계 성장률이 둔화된 것에 기인하는 것으로 판단된다. 2018년도에는 미중무역분쟁, 자동차조선 등 제조업의 부진으로 수출 철재물동량은 전년 대비 8.7% 감소 하였다. 철재 품목은 추가 관세 또는 규제 등을 통해 수출이 제한되는 빈도가 높은 품목으로 네 가지 글로벌 여건 변화중 지정학적 위험과 운영적 위험에 민감한 품목이라 판단된다.

〈그림 2-10〉 철재 물동량(수출)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-14〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)

단위: 만 톤, %

구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	2089	2533	2751	2557	2846	2885	2806	2802	2533	2533	2498	2401
전년대비 증가율	144	21.2	86	-67	109	07	-20	-02	-87	1.3	-37	-39

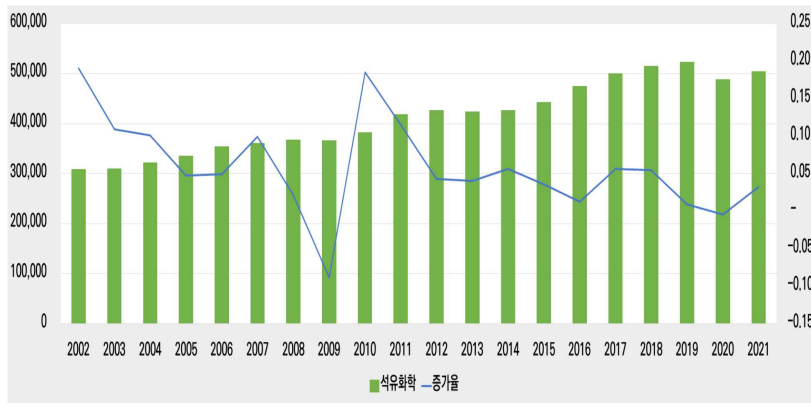
자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

4. 석유화학제품 물동량

1) 석유화학제품 총물동량

본 연구에서 석유화학제품은 Port-MIS 상 유류와 석유화학공업생산품을 합친 개념으로 수입이 대부분인 원유도 포함되어 있지만 우리나라 3대 주요 수출품인 석유제품 등도 포함되어 있다. 아래 <표 2-15>에서 파악할 수 있듯이 석유화학제품은 다양한 글로벌 여건 변화의 발생에도 타 품목들처럼 큰 폭의 물동량 등락은 기록하고 있지 않다.

<그림 2-11> 석유화학제품(총)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

<표 2-15> 석유화학제품 물동량 및 증가율 연도별 추이(총)

단위: 만 톤, %

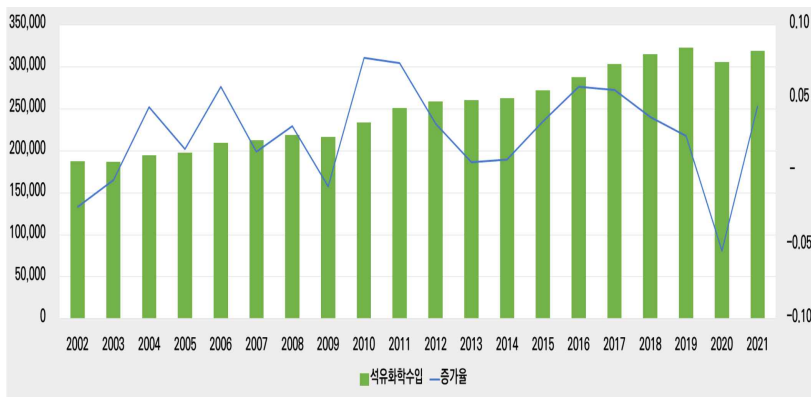
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	3336	4195	4270	4248	4265	4132	4741	5003	5141	5223	4830	5043
전년대비 증가율	185	11.6	43	41	57	36	13	56	55	09	-04	32

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

2) 수입 석유화학제품 물동량

내수 또는 수출용 석유제품의 원료인 원유가 포함된 석유화학제품의 수입 물동량은 최근 10여 년간 플러스 성장을 유지해왔으나 코로나 19 팬데믹이 발생한 2020년도에는 전년 대비 -5.4% 감소하였다. 석유화학제품은 타 품목대비 국제 시장가에 민감한 품목인데 코로나 19 확산에 따라 2020년도에 국제 유가는 1년 사이 약 2배 상승하였다. 해당 부분이 물동량 감소에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

〈그림 2-12〉 석유화학제품(수입)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-16〉 철재 물동량 및 증가율 연도별 추이(수입)

단위: 만 톤, %

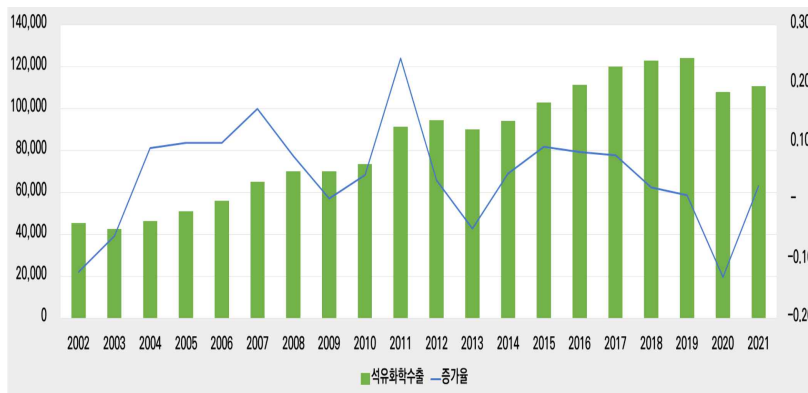
구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	2338	2502	2588	2600	2626	2710	2876	3038	3145	3225	3052	3187
전년대비 증가율	7.7	7.4	3.3	0.6	0.8	3.4	5.8	5.6	3.7	2.4	-5.4	4.4

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

3) 수출 석유화학제품 물동량

코로나 19 확대에 인한 경기 둔화에 따라 세계 주요 석유제품 수입국들의 수요가 감소하자 우리나라 석유화학제품 수출 물동량이 전년 대비 -13.0% 감소한 1억 8백만 톤(2020년 기준)을 기록하였다. 운송연료 수요가 급감하고 전 세계 산업활동이 침체로 이어짐에 따라 2021년도에도 물동량 증가폭은 2.5%에 그쳤다. 코로나 19 재확산되면 석유제품 수요회복 불확실성이 높아져 물동량은 보합 또는 감소세로 전환될 수 있다.

〈그림 2-13〉 석유화학제품 물동량(수출)



자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

〈표 2-17〉 석유화학제품 물동량 및 증가율 연도별 추이(수출)

단위: 만 톤, %

구분	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
물동량	7,342	9,124	9,442	8,999	9,413	10,286	11,143	12,006	12,287	12,410	10,797	11,067
전년대비 증가율	45	243	35	-47	46	93	83	7.7	23	1.0	-130	25

자료: 해운항만물류정보시스템(PORT-MIS), 저자 작성

03

영향분석 모형 검토 및 측정

영향분석 모형과 관련하여, 남기찬 외(2013), 기석나&최경숙(2021)의 경우 단기적으로 발생한 글로벌 여건변화의 시점 전후를 구분하여 전과 후의 항만물동량이 변화하였는지를 확인하는 접근법을 적용한다. 그러나 글로벌 여건변화는 많은 경우, 사건의 여파가 항만물동량에 장·단기적으로 지속하는 영향을 미치는 경우가 많다. 이에 따라 많은 연구자들은 이러한 영향을 고려할 수 있도록 하는 시계열 방법론들을 사용해왔다(김창범, 2015; 한국해양수산개발원, 2021; 이경희&김경수, 2017; 최봉호&이기환, 2016; Jiang, Li, & Gong, 2018; Makarova et al., 2021; Rashed et al., 2018). 본 장에서는 해당 연구들에서 공통적으로 활용된 세 모형인 VAR, VECM, ARDL에 대해 설명하고, 각 모형의 대표 사례에서 모형이 적용된 방법과 도출된 결과를 확인한다.

제1절 VAR(Vector Autoregressive) 모형

앞서 설명한 모형의 경우 단기적으로 발생한 글로벌 여건변화의 시점 전후를 구분하여 전과 후의 항만물동량이 변화하였는지를 확인하는 접근법을 적용한다. 그러나 글로벌 여건변화는 많은 경우, 사건의 여파가 항만물동량에 장·단기적으로 지속하는 영향을 미치는 경우가 많다. 이에 따라 많은 연구자들은 이러한 영향을 고려할 수 있도록 하는 시계열 방법론들을 사용하였다. 대표적으로 VAR, VECM, ARDL 등을 활용한다.

1. VAR 모형 특징

VAR 모형은 여러 개의 시계열 변수 간의 상호작용을 고려하여 모형을 구성하는 방법이다. VAR 모형에서는 서로 영향을 주고받는 시계열 자료 $y_{1,t}$ 와 $y_{2,t}$ 가 있을 때, $y_{1,t}$ 는 과거의 $y_{1,t}$ 값뿐 아니라 현재와 과거의 $y_{2,t}$ 값에 의해서도 영향을 받는다고 가정한다. 또한 $y_{2,t}$ 도 $y_{2,t}$ 의 과거값과 $y_{1,t}$ 의 현재 및 과거값에 영향을 받는다. 각 시계열 변수의 1기 전 과거 변수만이 나머지 시계열 변수의 현재 값에 영향을 미친다고 한다면 두 변수의 관계는 다음과 같이 수식으로 표현할 수 있다.⁹⁾

$$\begin{aligned}y_{1,t} &= \beta_{10} - \beta_{12}y_{2,t} + \gamma_{11}y_{1,t-1} + \gamma_{12}y_{2,t-1} + u_{y_{1,t}} \\y_{2,t} &= \beta_{20} - \beta_{21}y_{1,t} + \gamma_{21}y_{1,t-1} + \gamma_{22}y_{2,t-1} + u_{y_{2,t}}\end{aligned}$$

여기서 $y_{1,t}$ 와 $y_{2,t}$ 는 모두 안정적 시계열 자료이며, $u_{y_{1,t}}$ 와 $u_{y_{2,t}}$ 는 서로 독립이며 백색잡음과정을 따르는 오차항이다.

9) 박승록(2020), STATA를 이용한 응용경제학, 박영사

VAR 모형을 사용하면 한 변수의 급격한 변화가 다른 변수에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 예를 들어, GDP 증가율과 실업률의 관계를 VAR 모형을 통해 추정한 후, GDP 증가율에 대한 충격을 가할 때 실업률이 얼마나 영향을 받는지 확인해볼 수 있다. 만약 VAR 모형을 통해 도출된 실업률에 대한 계수의 절댓값이 크다면, GDP 증가율이 크게 감소했을 때 실업률은 급격하게 증가한다. 이처럼 VAR 모형은 변수 간 충격반응함수를 도출함으로써 경제 현상들 사이의 복잡한 관계를 이해하고 정책 수립 등에 활용할 수 있기에 다양한 연구에서 널리 활용되어 왔다.

2. VAR 모형 활용 사례

박성화 외(2021)는 VAR 모형을 활용하여 글로벌 거시경제 변수의 충격이 해운시장 경기에 미치는 영향을 분석했다. 이를 위해 해운시장 경기에 큰 영향을 준 주요 경기변동요인을 밝혔으며, 각 요인별 충격이 경기에 어떠한 영향을 미쳤는지 자세히 파악하였다. 다음으로 VAR 모형을 기반으로 한 역사적 요인분해(Historical decomposition) 분석을 실시하여 1997~1999년 아시아 경제위기, 2006년 중국 경제성장 등으로 야기된 해운시장 호황, 2008~2009년 글로벌 금융위기, 2011년 선박량 공급 과잉 충격, 2016~2017년 유가 폭락 및 제2차 선박 공급 과잉 충격, 2020년 COVID-19 충격에 의해 건화물선 운임이 어떻게 변동했는지 분석하였다. 또한 VAR 모형을 예측모형으로 활용한 시나리오 분석을 적용하여, 과거에 발생했던 충격이 다시 발생할 때 현재 경제 상황에 미치는 영향을 분석하여, 각 거시경제변수의 리스크에 대해 분석하였다.

활용된 거시경제 변수로는 글로벌 경기 및 거시경제 불확실성을 나타내는 시카고 옵션 거래소 변동성지수(VIX)와 국제유가인 브렌트유 가격, 물

동량 변수의 대리변수로 OECD 국제상품무역 중 G7의 수출액을 채택하였고, 해운시장 경기와 관련된 변수로는 전 세계 선복량과 발틱운임지수(BDI)를 활용하였다. 1996년 1분기부터 2020년 4분기까지의 분기 자료를 수집하여 분석하였다.

충격반응함수의 분석 결과로는, 먼저 VIX 충격이 발생했을 때 운임은 즉각적으로 감소한 후 점진적으로 영향이 소멸되는 것으로 나타났다. 유가 충격에 의해서는 운임이 즉각적으로 상승한 후 점진적으로 하락하였으며, 6분기 이후에는 통계적으로 유의한 수준으로 운임이 하락하였음이 확인되었다. 물동량 충격의 경우도 운임이 상승한 후 서서히 감소하였다. 한편, 선복량 충격에 의해서는 4분기 이후 운임이 감소하는 것으로 나타났다. 역사적 요인분해의 결과로는 각 이벤트에서 운임 변화에 영향을 준 주요 요인과 그 기여율을 파악하였다. 예를 들어, 아시아 경제위기 기간은 유가, 물동량, VIX 충격이 주요 요인으로 나타났으나, 글로벌 금융위기의 경우 운임 자체 충격 기여율이 가장 높았다. 선복량 공급과잉의 경우도 운임 자체 충격의 기여율이 가장 높았으나, 다른 이벤트에 비해 선복량 충격의 기여율이 매우 높게 나타났다. 한편, COVID-19의 경우 운임 자체 충격 기여율 다음으로 VIX 충격 기여율이 가장 높게 나타났다. 시나리오 분석결과, 아시아 경제위기는 1년 후부터 유의한 운임 충격이 나타났으며 국제유가 충격의 경우 유의한 충격이 나타나지 않았다. 한편, 글로벌 금융위기와 COVID-19의 경우 운임이 즉각적인 큰 폭의 하락을 나타낸 후 회복하는 것으로 예측되었다.

제2절 VEC(Vector Error Correction) 모형

1. VEC 모형 특징

시계열 모형에서 불안정적인 시계열 자료를 활용하는 경우, 대표적인 해결책으로 각 변수를 차분하는 방법이 있다. 이때 각 시계열 자료는 안정적인 시계열이 될 때까지 차분을 반복하게 된다. 한편 Granger & Newbold(1974)는 이렇게 차분된 시계열 자료 간 허구적 상관관계(spurious correlation)가 존재할 수 있다고 지적하며, 이러한 모형을 통해 잘못된 결과가 도출될 수 있음을 밝혔다. 만약 같은 차수로 적분된 시계열 자료 간 선형결합이 안정적인 시계열이 된다면, 해당 시계열 변수 간에 장기적인 균형 관계가 있다고 할 수 있다. 이때 해당 변수들은 공적분(cointegration)되어 있다고 한다.

단일방정식에서 두 변수가 공적분되어 있다면 오차수정(Error correction) 모형을 적용하여 해결할 수 있다. 만약 $y_{1,t}$ 와 $y_{2,t}$ 가 공적분 관계를 가지며 한 번 차분할 때 안정적이 되는 시계열 자료라고 하자.

$$y_{1,t} = \beta_1 + \beta_2 y_{2,t} + u_t$$

위 회귀모형에서 추정된 잔차항 $e_t = y_{1,t} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 y_{2,t}$ 는 $y_{1,t}$ 와 $y_{2,t}$ 의 관계에 의해 안정적인 시계열이 된다. 이때, $\hat{\beta}_1$ 와 $\hat{\beta}_2$ 는 앞서 언급한 허구적 상관관계 문제로 올바른 추정치가 될 수 없다.

이러한 문제를 해결하기 위해서는 다음과 같이 오차수정모형을 적용할 수 있다.

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_0 + b_1 \Delta y_{2,t} + \pi e_{t-1} + v_t$$

오차수정모형은 단기적 정보와 장기적 정보를 모두 내포한다. 즉, b_1 은 단기효과를 나타내는 충격승수, π 는 불균형이 조정되는 조정효과를 나타낸다. 한편, 원래 모형의 β_2 는 장기적인 효과를 나타낸다.

이러한 오차수정모형에서는 모든 변수가 안정적인 시계열이며 오차항 또한 안정적이기에, 불안정한 시계열 자료를 분석할 때 이용될 수 있다. 특히 공적분된 변수가 장기적인 관계에서 벗어나 불균형이 수정되는 정도를 측정할 수 있기에, 충격으로부터 회복되는 속도를 파악하는데 효과적으로 활용될 수 있다.

한편, 벡터오차수정(VEC) 모형은 VAR 모형의 한 특수한 형태로 볼 수 있다. 2개 이상의 방정식으로 구성된 모형에서 변수 간 공적분의 문제가 생기면 VEC 모형을 통해 추정하게 된다. 예를 들어, 소득과 소비 등 공적분되어 있는 경제변수 사이의 관계를 설명하는 데 활용될 수 있다. 이 경우 공적분 관계로 소득이 증가함에 따른 소비의 증가 정도가 설명될 수 있을 뿐 아니라, VEC 모형의 계수를 통해 소득이 증가한 후 소비가 증가하는데 얼마나 시간이 필요한지에 대한 적응의 속도까지 판단할 수 있게 된다.¹⁰⁾

2. VEC 모형 활용 사례

김창범(2015)은 발틱운임지수(BDI)의 변동성이 항만 수출입 물동량에 미치는 영향을 확인하였다. 먼저 Hurst 지수를 이용하여, 새로운 정보에 의한 충격이 BDI에 즉시 반영되거나 흡수되지 않고, 느린 속도로 영향을 준다는 것을 확인했다. 그 후 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형을 활용하여 BDI 변동성을 도출하였다.

10) 박승록(2020), pp. 314-322

다음으로는 2000년 1월부터 2014년 10월까지의 월별 물동량 및 거시 경제 데이터를 활용하여 BDI 변동성이 부산항, 인천항, 광양항, 울산항의 수출 물동량과 수입 물동량에 각각 어떤 영향을 미쳤는지 확인하였다. 도입한 모형의 형태는 다음과 같았다.

$$PEXQ_t = \alpha_0 + \alpha_1 WIP_t + \alpha_2 RP_t + \alpha_3 BVOL_t + \epsilon_{1t}$$

$$PIMQ_t = \beta_0 + \beta_1 KIP_t + \beta_2 RP_t + \beta_3 BVOL_t + \epsilon_{2t}$$

$PEXQ$ 와 $PIMQ$ 는 각각 항만별 수출 및 수입 물동량을 나타내며, WIP 는 계절조정 세계 산업생산지수, KIP 는 한국 산업생산지수, RP 는 수출입 상대 처리단가, $BVOL$ 은 GARCH 모형에서 도출된 BDI 변동성을 나타낸다. 분석 방법으로는 먼저 KPSS 검정을 통해 시계열 변수에 대한 단위근 존재를 파악하여 $BVOL$ 외 모든 변수가 불안정 시계열이나 차분변수가 안정적인 것을 확인하였다. 다음으로 Johansen 공적분 검정을 통해 모형 내 적어도 한 개의 공적분 벡터가 존재하는 것을 확인했다. 이후 VECM을 적용하여 충격반응분석을 실시하였다.

연구 결과, BDI 변동성은 항만 수출 및 수입 물동량에 모두 지속적인 음의 영향을 나타냈다. 수출의 경우 충격이 가장 크게 나타난 시점은 각각 부산항 3개월, 인천항 4개월, 울산항 4개월, 광양항 2개월로 나타났으며, 지속기간은 울산항에서 가장 짧고 인천항이 가장 지속적인 것으로 나타났다. 수입의 경우 모든 항만이 2개월 시점에 가장 큰 음의 영향을 받았으며, 부산항과 광양항의 지속기간이 가장 짧았고 인천항이 가장 긴 것으로 분석되었다.

제3절 ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 모형

1. ARDL 모형 특징

불안정한 시계열 자료에 변수 간 공적분 관계가 있을 때, 오차수정모형과 VEC 모형 외에도 이 문제를 해결하기 위한 방법으로 ARDL 모형을 활용할 수 있다. ARDL 모형은 종속변수의 자기 시차항과 설명변수의 시차항을 포함하는 변수들로 구성된다. 자기상관을 p 까지, 다른 독립변수들의 시차를 각각 q_j 까지 포함한 일반화된 $ARDL(p, q_1, \dots, q_k)$ 모형을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l} + u_t$$

오차수정모형과 같이 ARDL 모형에서도 단기효과와 장기효과를 도출할 수 있다. 단기효과를 나타내는 단기 승수의 경우 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\frac{\partial y_t}{\partial x_{j,t}} = \frac{b_{j,0}}{\sum_{i=1}^p b_{y,i}}, \quad \forall j = 1, \dots, k$$

한편, 장기효과를 나타내는 장기 승수는 다음과 같이 산정된다.

$$\frac{\partial y_{t+\infty}}{\partial x_{j,t}} = \theta_j = \frac{\sum_{l=0}^{q_j} b_{j,l}}{1 - \sum_{i=1}^p b_{y,i}}, \quad \forall j = 1, \dots, k$$

ARDL 모형은 오차수정모형과 유사한 의미를 가지며, 특히 ARDL(1,1) 모형은 오차수정모형 형태로 변환이 가능한 것으로 알려져 있다. 그러나 ARDL 모형은 오차수정모형 및 VEC 모형과 비교해 추정해야 할 계수가

훨씬 적어 추정에 용이하며, 모형 적합성 또한 상대적으로 높게 나타나는 것으로 알려져 있다.¹¹⁾

2. ARDL 모형 활용 사례

이경희, 김경수(2017)은 말레이시아에 입국한 중국 관광객 수, GDP, CPI, 교통비 변수를 활용하여 관광 탄력성을 추정하였다. 2001년 중국의 WTO 가입과 함께 21세기 초반부터 전 세계 각국에 중국인 관광객이 증가하였다. 특히, 말레이시아의 경우 1990년 11만 명에 불과하던 중국인 관광객이 2016년에는 141만 명까지 증가하는 등 급격한 변화를 나타냈다. 따라서 해당 연구는 중국인 관광객 증가에 영향을 미치는 주요 경제 요소를 파악하였다. 또한, 아시아 경제위기와 SARS 등 단기 충격이 말레이시아 관광수요에 미친 영향을 ARDL 모형에 해당 사건의 더미 변수를 추가하는 방식으로 분석하였다. 구체적으로는 $ARDL(p, q_1, q_2, q_3)$ 모형을 도입하였으며 분석을 위해 1984년부터 2015년까지의 연도별 데이터를 활용하였다.

$$LTA_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LTA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} LPT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} LPS_{t-i} + \beta_5 D03 + \beta_6 DG + \epsilon_t$$

LTA 는 중국인 관광객 입국자 수의 로그값을 나타내며, LY 는 중국인 관광객의 소득(GDP)의 로그값, LPT 는 말레이시아 관광 물가(CPI)의 로그값, LPS 는 중국의 말레이시아행 교통비의 로그값을 나타내며, $D03$ 와 DG 는

11) 이재민(2010)

각각 2003년 SARS에 대한 더미 변수와 2000년 중국 정부의 황금 주간 시행에 대한 더미 변수를 의미한다.

ARDL 모형 적용에 앞서 ADF 검정을 통해 소득 변수를 제외한 모든 변수가 비정상성을 가진다는 것을 확인하였고, 공적분 검정을 통해 각 변수 간 장기적 관계가 존재함을 얻어냈다. AIC를 통해 최적 시차를 결정하여 도출한 ARDL 모형 추정 결과, 관광소득 1% 증가 시 중국 관광객 입국자 수가 약 1.63% 증가하며 교통비가 1% 증가하면 입국자 수는 1.03% 감소하는 것으로 확인하였다. 중국 정부에서 시행하는 황금 주간 정책의 경우 양의 영향을 미쳐 해당 정책의 시행이 중국인 관광수요에 양의 영향을 미쳤음을 발견하였고, SARS의 경우 음의 영향을 미쳤다. 한편, 해당 연구에서는 ARDL-제약오차수정모형을 추가적으로 활용하여 단기 관광수요 탄력성 또한 확인하였다. 해당 모형은 ARDL을 통해 확인한 장기적 결과와 동일한 변수 유의성과 계수 부호를 나타냈다. 한편, 단기 승수의 값은 -1을 기록하여, 단기 충격이 발생한 이후에도 같은 해 충격으로 인한 불균형이 모두 회복될 것으로 분석하였다.

04

글로벌 여건변화에 따른 항만물동량 영향 효과 추정

본 장에서는 2장에서 살펴본 항만부문에 영향을 미칠 수 있는 여러 글로벌 여건변화 중에서 지정학적, 경제적, 환경적 위험 요소에 공통으로 포함되는 중국의 여건 변화가 국내 항만물동량에 미치는 영향을 분석한다. 중국의 여건 변화를 내포하는 외생변수로 중국 GDP와 PI를 선정하였으며, 분석 모형으로는 3장에서 제시한 시계열 모형 중에서 상대적으로 짧은 시계열 자료의 분석에 적합하고 결과의 활용도가 높은 ARDL 모형을 적용하였다.

제1절 분석 모형 및 데이터

1. 수집 데이터

중국경제는 10% 이상의 경제성장률을 기록하던 고속 성장기를 지나 2010년대에는 약 6%로 안정화되었다. 특히 코로나19 발생 이후 제로코로나 정책 시행, 미·중 갈등 심화, 러·우 전쟁 등 여러 요인이 복합적으로 작용한 결과 경제성장률 둔화가 본격화되고 있다. 이는 대중 무역 의존도가

높은 우리나라 경제에 큰 영향을 미칠 것으로 전망되고 있으며, 향후 수출입 및 환적 항만물동량 변동의 주요 요인이 될 것으로 예상된다.

분석에 활용한 중국경제의 변동을 설명하는 대리변수는 중국의 실질 GDP와 산업생산지수(PI, Production Index)이며, 이는 IHS Markit에서 제공하는 시계열 자료를 활용하였다. 품목별 항만물동량은 Port-MIS로부터 수집되었으며, 모든 데이터는 2001년부터 2022년까지의 22기로 이루어진 연간 데이터이다. 또한, 분석에는 통계분석 소프트웨어인 R(ver. 4.2.1)을 활용하였다. <표 4-1>은 분석에 활용한 시계열 데이터의 기초통계량을 보여준다.

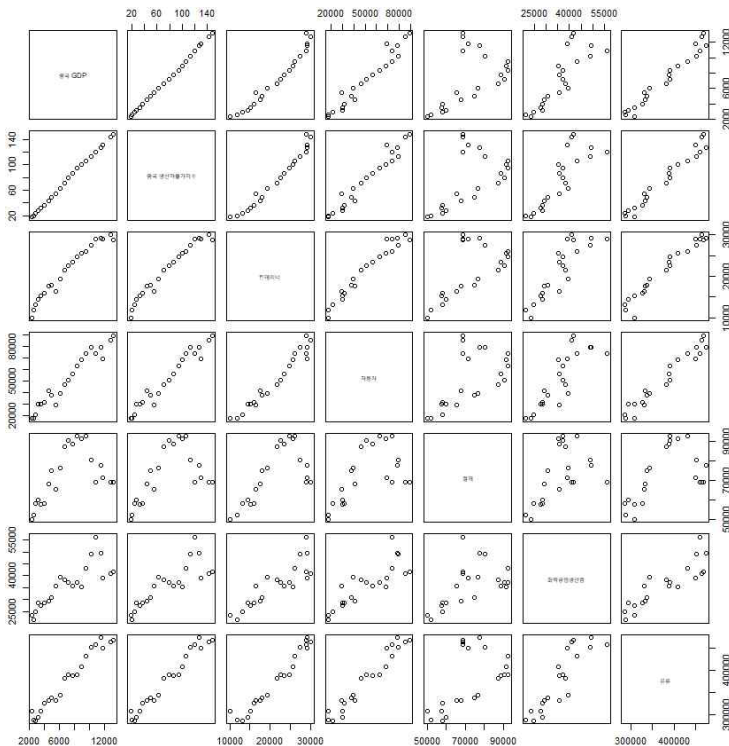
〈표 4-1〉 기초통계량

변수	평균	표준편차	중앙값	최소값	최대값
중국 GDP (십억 달러)	7,207	3,486.6	6,931	2,420	13,143
중국 PI (2015년 =100)	76.61	42.6	75.22	17.86	148.23
컨테이너 물동량 (천TEU)	21,349	6,401.8	22,080	9,990	30,038
수입물동량 (천TEU)	10,574	3,199.5	10,927	4,921	14,986
수출물동량 (천TEU)	10,502	3,221.9	10,719	4,780	14,871
자동차 물동량 (천RT)	51,439	23,208.1	48,884	17,668	89,317
수입물동량 (천RT)	8,192	6,104.2	6,183	502	18,606
수출물동량 (천RT)	33,711	8,523.3	34,626	17,037	44,487
철재 물동량 (천RT)	72,791	13,728.4	70,236	49,945	92,787
수입물동량 (천RT)	24,534	5,666.2	24,874	13,326	34,985
수출물동량 (천RT)	21,559	5,805.3	24,097	12,808	28,648
화공품 물동량 (천RT)	36,024	8,872.3	36,411	21,407	56,220
수입물동량 (천RT)	13,311	2,247.4	13,160	8,896	16,564
수출물동량 (천RT)	15,953	6,271.4	15,478	7,057	31,621
유류 물동량 (천RT)	377,617	65,076.9	384,715	286,040	473,348
수입물동량 (천RT)	237,871	47,097.1	238,816	176,069	306,803
수출물동량 (천RT)	68,092	21,879.3	75,139	34,551	98,509

자료: 저자 작성

한편, 본 분석은 선정된 변수와 모형에 있어서 정립된 이론을 기반으로 하기보다 분석의 용이성과 결과의 활용성 측면을 강조하였으며, 이에 다양한 경제여건 변수들이 항만물동량에 미치는 영향에 대해 탐색적인 분석을 시도하였다. 먼저 수집된 데이터의 변수 간 상관관계를 통해 분석 방향을 정하고자 하였다. <그림 4-1> 변수 간 선형 상관관계를 산점도를 통해 살펴본 결과이다. 중국경제의 대리변수로 선택된 GDP와 PI는 Pearson 상관관계수가 0.99에 이를 만큼 강력한 선형관계를 보였으며, 주요 품목의 항만물동량 간에도 상대적으로 높은 양의 상관관계가 나타났다.

<그림 4-1> 상관관계 매트릭스



자료 : 저자 작성

2. 분석 모형

1) 정상성(단위근) 검정

시계열 모형을 활용하기 위해서는 시계열 자료의 정상성(stationarity)이 확보되어야 한다. 이에 일반적으로 단위근 검정이 시행되며, 본 분석에서는 대표적인 검정법 중 하나인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을 시행하였다. ADF 검정결과 중국 GDP와 PI, 품목별 총물동량, 수입물동량, 수출물동량 등 모든 시계열 자료에 단위근이 존재하는 것으로 판정되었다. 이에 모든 시계열 자료를 로그 변환한 후 1차 차분을 시행하여 안정적인 시계열로 변환하였다. 변수 변환 이후 ADF 검정을 재차 시행하였으며, 검정 결과 모두 안정적인 시계열로 판정되었다.

2) 모형 설계

분석에 활용한 모형은 앞선 3장에서 소개한 ARDL 모형이며, 시계열 자료의 탐색적 분석에 용이한 점과 분석 결과로부터 장·단기 탄력성을 측정할 수 있는 등 활용성이 높은 점을 고려하였다. 외생변수로 선택한 중국의 GDP와 PI는 각각 국가 단위 경제의 규모와 활력을 나타내는 대표적인 지표이나 두 변수 간에 지나치게 높은 상관관계를 보여 모형에 동시에 포함될 경우 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생할 수 있다. 이에 본 분석에서는 각 변수가 단독으로 국내 항만물동량에 미치는 영향을 측정하였다. 또한 본 분석에서 활용한 항만물동량은 컨테이너, 자동차, 철재 등 국내 총 항만물동량에서 차지하는 비중이 높은 품목이 선택되었으며, 각각 총물동량, 수입물동량(수입환적 물동량 포함), 수출물동량(수출환적 물동량 포함)으로 구분되었다.

제2절 품목별 항만물동량에 미치는 영향

1. 컨테이너

1) 모형 적합성 평가

(1) 총물동량

가. 적정 시차 분석

컨테이너 총물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 <표 4-2>와 같다. GDP 모형에 대해서는 AIC, AICc, BIC가 공통적으로 시차 (1,0)을 제시하였으며, adj.R²는 (1,3)으로 나타났다. PI 모형에서도 AIC, AICc, BIC는 시차 (1,0), adj.R²는 (1,3)을 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 컨테이너 총물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (1,0)을 선택하였으며, PI 모형도 동일하게 (1,0)을 선택하였다.

<표 4-2> 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R ²
GDP 모형	컨테이너 총물동량	1	1	1	1
	중국 GDP	0	0	0	3
PI 모형	컨테이너 총물동량	1	1	1	1
	중국 PI	0	0	0	3

주 : AIC(Akaike Information Criterion), AICc(corrected Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion), adj.R²(Adjusted R squared)

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

컨테이너 총물동량과 중국 GDP, 컨테이너 총물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 <표 4-3>과 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 4-3> 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(1,0)	8.9331	0.0005488
PI 모형	(1,0)	9.726	0.0003036

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

컨테이너 총물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 <표 4-4>와 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP가 현재의 컨테이너 총물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 계수의 부호는 양(+)이다. 즉, 중국 GDP가 증가할 때 우리나라 컨테이너 총물동량에 긍정적인 영향을 준다는 의미로 해석된다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.1646이다.

<표 4-4> 컨테이너 총물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.040578	0.037381	-1.086	2.872*	0.1646
컨테이너 총물동량(-1)	0.009088	0.202387	0.045		
중국 GDP	1.050938	0.449162	2.340*		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

컨테이너 총물동량에 대해 중국 PI도 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 계수는 양(+)으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2076이다.

〈표 4-5〉 컨테이너 총물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.02546	0.02919	-0.872	3.489*	0.2076
컨테이너 총물동량(-1)	-0.08847	0.20687	-0.428		
중국 PI	0.74656	0.28853	2.587*		

주: *는 p -value < .05, **는 p -value < .01, ***는 p -value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

(2) 수입물동량

가. 적정 시차 분석

컨테이너 수입물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 〈표 4-6〉과 같다. GDP 모형에 대해 AIC, AICc, BIC는 시차 (1,0)을 제시하였으며, adj. R^2 는 (1,3)을 나타냈다. PI 모형에서도 AIC, AICc, BIC는 시차 (1,0)을, adj. R^2 는 (1,2)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 컨테이너 수입물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (1,0)을 선택하였으며, PI 모형도 동일하게 (1,0)을 선택하였다.

〈표 4-6〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R^2
GDP 모형	컨테이너 수입물동량	1	1	1	1
	중국 GDP	0	0	0	3
PI 모형	컨테이너 수입물동량	1	1	1	1
	중국 PI	0	0	0	2

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

컨테이너 수입물동량과 중국 GDP, 컨테이너 수입물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 〈표 4-7〉과 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4-7〉 공적분 검정결과

모형	시차	<i>F</i> 검정	p-value
GDP 모형	(1,0)	9.1666	0.0004766
PI 모형	(1,0)	9.8606	0.000262

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

컨테이너 수입물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 〈표 4-8〉과 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP가 현재의 컨테이너 수입물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 계수의 부호는 양(+)이다. 즉, 중국 GDP는 우리나라 컨테이너 수입물동량에 긍정적인 영향을 준다는 의미로 해석될 수 있다. *F* 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.1719다.

〈표 4-8〉 컨테이너 수입물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	<i>F</i> 검정	adj. <i>R</i> ²
Intercept	-0.04663	0.04002	-1.165	2.972*	0.1719
컨테이너 수입물동량(-1)	-0.01955	0.20686	-0.094		
중국 GDP	1.15494	0.47834	2.414*		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

컨테이너 수입물동량에 대해 중국 PI도 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 계수는 양(+)으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2089이다.

〈표 4-9〉 컨테이너 수입물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.02908	0.03135	-0.928	3.509*	0.2089
컨테이너 수입물동량(-1)	-0.11392	0.21081	-0.540		
중국 PI	0.80462	0.30636	2.626*		

주: *는 p -value < .05, **는 p -value < .01, ***는 p -value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

(3) 수출물동량

가. 적정 시차 분석

컨테이너 수출물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 〈표 4-10〉과 같다. GDP 모형에 대해 AIC, AICc, BIC는 시차 (1,0)을 제시하였으며, adj. R^2 는 (1,3)을 나타냈다. PI 모형에서도 AIC, AICc, BIC는 (1,0)을, adj. R^2 는 (1,2)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 컨테이너 수출물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (1,0)을 선택하였으며, PI 모형도 동일하게 (1,0)을 선택하였다.

〈표 4-10〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R^2
GDP 모형	컨테이너 수출물동량	1	1	1	1
	중국 GDP	0	0	0	3
PI 모형	컨테이너 수출물동량	1	1	1	1
	중국 PI	0	0	0	2

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

컨테이너 수출물동량과 중국 GDP, 컨테이너 수출물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 <표 4-11>과 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 4-11> 공적분 검정결과

모형	시차	<i>F</i> 검정	p-value
GDP 모형	(1,0)	9.0321	0.0005182
PI 모형	(1,0)	10.061	0.0002002

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

컨테이너 수출물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 <표 4-12>와 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP가 현재의 컨테이너 수출물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 계수의 부호는 양(+)이다. 즉, 중국 GDP는 우리나라 컨테이너 수출물동량에 긍정적인 영향을 준다는 의미로 해석될 수 있다. *F* 검정결과 모형이 90% 신뢰수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.1658이다.

<표 4-12> 컨테이너 수출물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	<i>F</i> 검정	adj. <i>R</i> ²
Intercept	-0.03642	0.03597	-1.013	2.888	0.1658
컨테이너 수출물동량(-1)	0.01122	0.19896	0.056		
중국 GDP	1.01431	0.43693	2.321*		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

컨테이너 수출물동량에 대해 중국 PI도 95% 유의수준 하에서 유의미한

것으로 나타났으며, 계수는 양(+)으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2203이다.

〈표 4-13〉 컨테이너 수출물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.02319	0.02794	-0.830	3.685**	0.2203
컨테이너 수출물동량(-1)	-0.08488	0.20245	-0.419		
중국 PI	0.73688	0.27940	2.637*		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

2) 장기 및 단기 탄력성

중국 GDP와 PI에 대한 우리나라 컨테이너 물동량의 장기적 탄력성을 분석한 결과는 〈표 4-14〉와 같다. 중국 GDP와 컨테이너 총물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 GDP가 1% 변동 시 컨테이너 총물동량은 장기적으로 1.06% 변동한다. 또한 중국 PI와 컨테이너 총물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 PI가 1% 변동 시 컨테이너 총물동량은 장기적으로 0.69% 변동하는 것으로 나타났다.

〈표 4-14〉 컨테이너 장기 탄력성

모형	변수	계수	표준오차	t 검정	p-value
GDP 모형	총물동량	1.06057622	0.46205160	2.295363	0.0347067
	수입물동량	1.13279951	0.48450956	2.338033	0.03186658
	수출물동량	1.02581456	0.44136520	2.3241854	0.03276364
PI 모형	총물동량	0.68588669	0.25011120	2.7423270	0.01388955
	수입물동량	0.72232777	0.26362548	2.7399771	0.01395809
	수출물동량	0.67922433	0.23939361	2.8372701	0.0113759

자료: 저자 작성

한편 컨테이너 모형은 공통적으로 시차 (1,0)을 최적 시차로 선택하였으

며, 이에 외생변수의 시차가 고려되지 않아 단기 탄력성은 장기와 동일한 결과를 보여준다.

〈표 4-15〉 컨테이너 단기 탄력성

모형	변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	p-value
GDP 모형	총물동량	1.06057622	0.46205160	2.295363	0.0347067
	수입물동량	1.13279951	0.48450956	2.338033	0.03186658
	수출물동량	1.02581456	0.44136520	2.3241854	0.03276364
PI 모형	총물동량	0.68588669	0.25011120	2.7423270	0.01388955
	수입물동량	0.72232777	0.26362548	2.7399771	0.01395809
	수출물동량	0.67922433	0.23939361	2.8372701	0.0113759

자료: 저자 작성

2. 자동차

1) 모형 적합성 평가

(1) 총물동량

가. 적정 시차 분석

자동차 총물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 <표 4-16>과 같다. GDP 모형에 대해서는 AIC, AICc, BIC가 공통적으로 시차 (1,3)을 제시하였으며, $\text{adj.}R^2$ 는 (1,4)로 나타났다. PI 모형에서는 AIC, BIC, $\text{adj.}R^2$ 는 시차 (1,3)을, AICc는 (1,2)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 자동차 총물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (1,3)을 선택하였으며, PI 모형도 동일하게 (1,3)을 선택하였다.

<표 4-16> 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R^2
GDP 모형	자동차 총물동량	1	1	1	1
	중국 GDP	3	3	3	4
PI 모형	자동차 총물동량	1	1	1	1
	중국 PI	3	2	3	3

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

자동차 총물동량과 중국 GDP, 자동차 총물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 <표 4-17>과 같다. 검정 결과, GDP 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타난 반면 PI 모형은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 4-17〉 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(1,3)	5.6779	0.008628
PI 모형	(1,3)	3.2483	0.1305

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

자동차 총물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 〈표 4-18〉과 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP의 0시차와 2시차가 현재의 자동차 총물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다으며, 0시차의 계수는 양(+)이며, 2시차의 계수는 음(-)이다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.4494이다.

〈표 4-18〉 자동차 총물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.01961	0.11618	-0.169	3.775*	0.4494
자동차 총물동량(-1)	0.08031	0.24253	0.331		
중국 GDP	4.68968	1.31969	3.554**		
중국 GDP(-1)	-1.25678	1.82774	-0.688		
중국 GDP(-2)	-6.40466	1.89028	-3.388**		
중국 GDP(-3)	3.93719	2.56733	1.534		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

자동차 총물동량에 대해 중국 PI의 0시차와 2시차가 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 0시차의 계수는 양(+)이며 2시차의 계수는 음(-)으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.3887이다.

〈표 4-19〉 자동차 총물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R ²
Intercept	-0.03609	0.08288	-0.435	3.162*	0.3887
자동차 총물동량(-1)	0.21788	0.26694	0.816		
중국 PI	4.47350	1.38446	3.231**		
중국 PI(-1)	-1.86272	1.88278	-0.989		
중국 PI(-2)	-5.80591	1.94460	-2.986*		
중국 PI(-3)	4.12891	2.03050	2.033		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
 자료: 저자 작성

(2) 수입물동량

가. 적정 시차 분석

자동차 수입물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 〈표 4-16〉과 같다. GDP 모형에 대해서 AIC와 BIC는 시차 (1,4)를 제시하였으며, AICc는 (3,0), adj.R²는 (2,2)를 제시하였다. PI 모형에서는 AIC는 (2,4), AICc는 (2,0), BIC는 (1,3) adj.R²는 (1,2)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 자동차 수입물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (3,0)을 선택하였으며, PI 모형은 (2,0)을 선택하였다.

〈표 4-20〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R ²
GDP 모형	자동차 수입물동량	1	3	1	2
	중국 GDP	4	0	4	2
PI 모형	자동차 수입물동량	2	2	1	1
	중국 PI	4	0	3	2

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

자동차 수입물동량과 중국 GDP, 자동차 수입물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 <표 4-21>과 같다. 검정 결과, PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타난 반면 GDP 모형은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표 4-21> 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(3,0)	3.4529	0.1057
PI 모형	(2,0)	9.6118	0.0003389

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

자동차 수입물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 <표 4-22>와 같다. 결과를 살펴보면, 수입물동량의 2시차가 현재의 자동차 수입물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2133이다.

<표 4-22> 자동차 수입물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.238403	0.206924	-1.152	2.152	0.2133
자동차 수입물동량(-1)	0.000275	0.223510	0.001		
자동차 수입물동량(-2)	-0.429286	0.193775	-2.215*		
자동차 수입물동량(-3)	0.072095	0.243354	0.296		
중국 GDP	5.413430	2.885778	1.876		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

자동차 수입물동량에 대해 중국 PI가 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 계수는 양(+)으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2845이다.

〈표 4-23〉 자동차 수입물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-1.775e-01	1.723e-01	-1.030	3.386**	0.2845
자동차 수입물동량(-1)	-9.726e-05	2.015e-01	0.000		
자동차 수입물동량(-2)	-4.491e-01	1.995e-01	-2.252**		
중국 PI	4.278e+00	1.688e+00	2.535**		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

(3) 수출물동량

가. 적정 시차 분석

자동차 수출물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 〈표 4-24〉와 같다. GDP 모형에 대해서 AIC, BIC, adj. R^2 는 시차 (3,3)을 제시하였으며, AICc는 (1,3)을 제시하였다. PI 모형에서는 모든 기준이 시차 (1,2)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 자동차 수출물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (3,3)을 선택하였으며, PI 모형은 (1,2)를 선택하였다.

〈표 4-24〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R ²
GDP 모형	자동차 수출물동량	3	1	3	3
	중국 GDP	3	3	3	3
PI 모형	자동차 수출물동량	1	1	1	1
	중국 PI	2	2	2	2

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

자동차 수출물동량과 중국 GDP, 자동차 수출물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 〈표 4-25〉와 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4-25〉 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(3,3)	6.0553	0.005294
PI 모형	(1,2)	8.0358	0.0008262

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

자동차 수출물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 〈표 4-26〉과 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP의 0시차와 2시차가 현재의 자동차 수출물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다으며, 0시차의 계수는 양(+), 2시차의 계수는 음(-)으로 나타났다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.5259다.

〈표 4-26〉 자동차 수출물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	<i>F</i> 검정	adj. <i>R</i> ²
Intercept	-0.1117	0.1065	-1.048	3.694**	0.5259
자동차 수출물동량(-1)	-0.1114	0.2213	-0.503		
자동차 수출물동량(-2)	-0.1357	0.1939	-0.700		
자동차 수출물동량(-3)	-0.3804	0.2045	-1.860*		
중국 GDP	5.5131	1.3028	4.232***		
중국 GDP(-1)	-0.7195	1.7526	-0.411		
중국 GDP(-2)	-6.3205	1.9776	-3.196***		
중국 GDP(-3)	3.6428	2.2515	1.618		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
 자료: 저자 작성

자동차 수출물동량에 대해 중국 PI의 0시차와 2시차가 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 0시차의 계수는 양(+), 2시차의 계수는 음(-)으로 나타났다. *F* 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.4925이다.

〈표 4-27〉 자동차 수출물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	<i>F</i> 검정	adj. <i>R</i> ²
Intercept	-0.01640	0.07107	-0.231	5.368**	0.4925
자동차 수출물동량(-1)	-0.16224	0.25323	-0.641		
중국 PI	4.60780	1.33268	3.458***		
중국 PI(-1)	0.30252	1.84742	0.164		
중국 PI(-2)	-3.95249	1.32133	-2.991***		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
 자료: 저자 작성

2) 장기 및 단기 탄력성

중국 GDP와 PI에 대한 우리나라 자동차 물동량의 장기적 탄력성을 분

석한 결과는 <표 4-28>과 같다. 중국 GDP와 자동차 수입물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 GDP가 1% 변동 시 자동차 수입물동량은 장기적으로 3.99% 변동한다. 또한 중국 PI와 자동차 수입물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 PI가 1% 변동 시 자동차 수입물동량은 장기적으로 2.95% 변동하는 것으로 나타났다.

<표 4-28> 자동차 장기 탄력성

모형	변수	계수	표준오차	t 검정	p-value
GDP 모형	총물동량	1.04972881	1.4337946	0.7321333	0.4781432
	수입물동량	3.989510	1.8192264	2.192971	0.04710145
	수출물동량	1.30009554	0.73493068	1.769004	0.1073257
PI 모형	총물동량	1.19391124	0.9767907	1.2222795	0.2450674
	수입물동량	2.9516097	1.1610037	2.5422914	0.0225397
	수출물동량	0.82412558	0.53978873	1.5267558	0.1490938

자료: 저자 작성

한편 중국 GDP와 PI에 대한 우리나라 자동차 물동량의 단기적 탄력성을 분석한 결과는 <표 4-29>와 같다. 장기 탄력성과 달리 단기적으로는 모든 경우에 유의미한 것으로 나타났다. 중국 GDP와 자동차 총물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 GDP가 1% 변동 시 자동차 총물동량은 단기적으로 5.10% 변동한다. 또한 중국 PI와 자동차 총물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 PI가 1% 변동 시 자동차 수입물동량은 장기적으로 5.72% 변동하는 것으로 나타났다.

〈표 4-29〉 자동차 단기 탄력성

모형	변수	계수	표준오차	t 검정	p-value
GDP 모형	총물동량	5.09919709	1.4337946	3.5564349	0.00394964
	수입물동량	3.989510	1.8192264	2.192971	0.04710145
	수출물동량	3.38754435	0.73493068	4.609339	0.00096621
PI 모형	총물동량	5.71968783	0.9767907	5.8555921	0.00007770
	수입물동량	2.9516097	1.1610037	2.5422914	0.0225397
	수출물동량	3.96458542	0.53978873	7.3446984	0.00000364

자료: 저자 작성

3. 철재

1) 모형 적합성 평가

(1) 총물동량

가. 적정 시차 분석

철재 총물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 〈표 4-30〉과 같다. GDP 모형에 대해서는 AIC는 시차 (1,1)을 제시하였으며, AICc와 BIC는 (1,0), adj.R²는 (3,3)으로 나타났다. PI 모형에서는 AIC와 adj.R²는 (2,0)을, AICc와 BIC는 (1,0)을 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 철재 총물동량에 대한 GDP 모형의 적정 시차로 (1,0)을 선택하였으며, PI 모형도 동일하게 (1,0)을 선택하였다.

〈표 4-30〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R ²
GDP 모형	철재 총물동량	1	1	1	3
	중국 GDP	1	0	0	3
PI 모형	철재 총물동량	2	1	1	2
	중국 PI	0	0	0	0

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

철재 총물동량과 중국 GDP, 철재 총물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 〈표 4-31〉과 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4-31〉 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(1,0)	7.8411	0.0008864
PI 모형	(1,0)	8.9768	0.0005353

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

철재 총물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 〈표 4-32〉와 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP가 현재의 자동차 총물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 계수의 부호는 양(+)이다. F 검정결과 모형이 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.0702이다.

〈표 4-32〉 철재 총물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.10359	0.06684	-1.550	1.718	0.07023
철재 총물동량(-1)	-0.01488	0.22135	-0.067		
중국 GDP	1.46976	0.79322	1.853*		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

철재 총물동량에 대해 중국 PI는 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 계수는 부호는 양(+)이다. F 검정결과 모형이 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.1423이다.

〈표 4-33〉 철재 총물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.09580	0.05242	-1.828*	2.577	0.1423
철재 총물동량(-1)	-0.11049	0.21874	-0.505		
중국 PI	1.11805	0.49261	2.270**		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

(2) 수입물동량

가. 적정 시차 분석

철재 수입물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 다음의 〈표 4-34〉와 같다. GDP 모형에 대해서는 AIC와 adj. R^2 는 시차 (3,1)을 제시하였으며, AICc와 BIC는 (1,0)으로 나타났다. PI 모형에서는 AIC와 BIC가 시차 (2,0)을 제시하였으며, AICc는 (1,0), adj. R^2 는 (3,2)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 철재 수입물동량에 대한 GDP 모형의

적정 시차로 (1,0)을 선택하였으며, PI 모형은 (2,0)을 선택하였다.

〈표 4-34〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R ²
GDP 모형	철재 수입물동량	3	1	1	3
	중국 GDP	1	0	0	1
PI 모형	철재 수입물동량	2	1	2	3
	중국 PI	0	0	0	2

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

철재 수입물동량과 중국 GDP, 철재 수입물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 〈표 4-35〉와 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4-35〉 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(1,0)	11.991	1e-06
PI 모형	(2,0)	10.432	8.545e-05

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

철재 수입물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 〈표 4-36〉과 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP가 현재의 자동차 수입물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 계수의 부호는 양(+)이다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.1509이다.

〈표 4-36〉 철재 수입물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.2387	0.1145	-2.085*	2.688*	0.1509
철재 수입물동량(-1)	0.1408	0.2036	-0.692		
중국 GDP	3.0254	1.3566	2.230**		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

철재 수입물동량에 대해 중국 PI는 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 계수는 부호는 양(+)이다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.3028이다.

〈표 4-37〉 철재 수입물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	t 검정	F 검정	adj. R^2
Intercept	-0.26416	0.09083	-2.908**	3.606**	0.3028
철재 수입물동량(-1)	-0.38829	0.19535	-1.988*		
철재 수입물동량(-2)	-0.33069	0.20334	-1.626		
중국 PI	2.69811	0.89471	3.016***		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

(3) 수출물동량

가. 적정 시차 분석

철재 수출물동량에 대한 중국 GDP의 영향을 측정하는 GDP 모형과 중국 PI의 영향을 측정하는 PI 모형에 대한 적정 시차 분석 결과는 〈표 4-38〉과 같다. GDP 모형에 대해서는 AIC, AICc, BIC는 공통적으로 시차 (1,1)을 제시하였으며, adj. R^2 는 시차 (3,4)로 나타났다. PI 모형에서는 AIC는 시차 (1,1)을 제시하였으며, AICc와 BIC는 (1,1), adj. R^2 는 (2,4)를 최적 시차로 제시하였다. 본 분석에서는 철재 수입물동량에 대한 GDP 모

형의 적정 시차로 (1,1)을 선택하였으며, PI 모형은 (1,0)을 선택하였다.

〈표 4-38〉 적정 시차 분석 결과

모형	변수	AIC	AICc	BIC	adj. R ²
GDP 모형	철재 수출물동량	1	1	1	3
	중국 GDP	1	1	1	4
PI 모형	철재 수출물동량	1	1	1	2
	중국 PI	1	0	0	4

자료: 저자 작성

나. 공적분 검정

철재 수출물동량과 중국 GDP, 철재 수출물동량과 중국 PI 간의 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해 실시한 공적분 검정 결과는 〈표 4-39〉와 같다. 검정 결과, 적정 시차로 선택된 GDP 모형과 PI 모형은 변수 간 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4-39〉 공적분 검정결과

모형	시차	F 검정	p-value
GDP 모형	(1,1)	8.2544	0.0007586
PI 모형	(1,0)	7.1359	0.001571

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함

자료: 저자 작성

다. 추정모형 적합도

철재 수출물동량과 중국 GDP에 대한 ARDL 모형 적합 결과는 〈표 4-40〉과 같다. 결과를 살펴보면, 중국 GDP의 1시차가 현재의 자동차 수입물동량에 95% 유의수준 하에서 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 계수의 부호는 양(+)이다. F 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2788이다.

〈표 4-40〉 철재 수출물동량 - 중국 GDP 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	<i>F</i> 검정	adj. <i>R</i> ²
Intercept	-0.13157	0.05565	-2.364**	3.448**	0.2788
철재 수출물동량(-1)	-0.02662	0.20931	-0.127		
중국 GDP	0.45883	0.64075	0.716		
중국 GDP(-1)	1.53101	0.76199	2.009*		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

철재 수출물동량에 대해 중국 PI는 95% 유의수준 하에서 유의미한 것으로 나타났으며, 계수는 부호는 양(+)이다. *F* 검정결과 모형이 유의한 것으로 나타났으며, 조정된 결정계수는 0.2344이다.

〈표 4-41〉 철재 수출물동량 - 중국 PI 모형 분석결과

변수	계수	표준오차	<i>t</i> 검정	<i>F</i> 검정	adj. <i>R</i> ²
Intercept	-0.05728	0.03642	-1.573	3.909**	0.2344
철재 수출물동량(-1)	0.09554	0.20184	0.473		
중국 PI	0.86491	0.35046	2.468**		

주: *는 p-value < .05, **는 p-value < .01, ***는 p-value < .001을 의미함
자료: 저자 작성

2) 장기 및 단기 탄력성

중국 GDP와 PI에 대한 우리나라 철재 물동량의 장기적 탄력성을 분석한 결과는 〈표 4-42〉와 같다. 중국 GDP와 철재 총물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 GDP가 1% 변동 시 철재 총물동량은 장기적으로 1.45% 변동한다. 또한 중국 PI와 철재 총물동량은 양(+)의 관계를 가지며, 중국 PI가 1% 변동 시 철재 수입물동량은 장기적으로 1.01% 변동하는 것으로 나타났다.

〈표 4-42〉 철재 장기 탄력성

모형	변수	계수	표준오차	t 검정	p-value
GDP 모형	총물동량	1.4482075	0.82512647	1.755134	0.09723926
	수입물동량	2.6519862	1.2685635	2.090543	0.05190053
	수출물동량	1.9382389	0.60429704	3.207427	0.00549131
PI 모형	총물동량	1.0068075	0.43982436	2.289113	0.03514200
	수입물동량	1.5695995	0.46946661	3.343368	0.00444541
	수출물동량	0.95627956	0.37920939	2.521772	0.02194653

자료: 저자 작성

한편 중국 GDP와 PI에 대한 우리나라 철재 물동량의 단기적 탄력성을 분석한 결과는 〈표 4-43〉과 같다. 외생변수의 시차가 고려되지 않은 모형은 장·단기 탄력성에 차이가 없으며, 이에 철재 수출물동량에 대한 GDP 모형만 차이를 보인다. 중국 GDP가 1% 변동 시 철재 수출물동량은 단기적으로 0.45% 변동한다.

〈표 4-43〉 철재 단기 탄력성

모형	변수	계수	표준오차	t 검정	p-value
GDP 모형	총물동량	1.4482075	0.82512647	1.755134	0.09723926
	수입물동량	2.6519862	1.2685635	2.090543	0.05190053
	수출물동량	0.4469286	0.60429704	0.7395844	0.47026515
PI 모형	총물동량	1.0068075	0.43982436	2.289113	0.03514200
	수입물동량	1.5695995	0.46946661	3.343368	0.00444541
	수출물동량	0.95627956	0.37920939	2.521772	0.02194653

자료: 저자 작성

제3절 소결 및 시사점

ARDL 모형을 활용하여 중국 경제여건이 변화함에 따라 우리나라 항만 물동량의 품목별 영향 정도를 측정한 결과를 요약하면 <표 4-44>와 같다. 품목별 구분별 장·단기 탄력성은 대체적으로 유의미한 것으로 나타났으며, 상대적으로 수입물동량에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다.

중국 GDP의 경우 컨테이너 물동량에 대해서는 장·단기간 영향 정도에 차이가 없는 것으로 나타난 반면, 자동차와 철재의 경우 일부 장·단기 간 영향에 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히 자동차는 총물동량과 수출물동량에 있어서 단기적인 충격이 크게 나타났다. 반면 철재 수출물동량의 경우 단기적으로는 충격이 크지 않으나, 장기화될수록 영향 정도가 클 것으로 보인다. 중국 PI의 경우 대부분 장·단기간 영향 정도에 차이가 없는 것으로 나타났으며, 자동차 총물동량과 수출물동량만이 차이를 보였다. GDP 모형과 유사하게 자동차의 경우 단기적인 충격이 강하게 나타나는 것으로 분석되었다.

한편 앞서 소개한 바와 같이 본 절의 분석은 탐색적 연구의 성격이 강하다. 한 국가의 경제여건은 다양한 변수들이 복합적으로 얽혀있으며, 이를 몇 개의 지표로 설명하기는 힘들다. 이에 다양한 변수를 고려하되 시계열 크기를 고려하여 주성분분석(PCA, Principal Component Analysis) 등을 활용하여 상호 의존성이 낮은 소수의 요인변수를 선정하는 과정이 필요하다. 또한 분석대상을 Port-MIS 품목 구분 기준으로 확대하고, 중국의 영향이 상대적으로 큰 환적물동량과 크루즈 및 국제여객에 대해서도 분석이 필요할 것으로 판단된다.

〈표 4-44〉 중국 경제여건 변화에 따른 항만물동량 탄력성

중국 경제변수	품목	구분	장기		단기	
			탄력성	유의성	탄력성	유의성
중국 GDP	컨테이너	총물동량	1.0605762	유의	1.060576	유의
		수입	1.132799	유의	1.132799	유의
		수출	1.025814	유의	1.025814	유의
	자동차	총물동량	1.049728	무의	5.099197	유의
		수입	3.989510	유의	3.989510	유의
		수출	1.300095	무의	3.387544	유의
	철재	총물동량	1.4482075	유의	1.4482075	유의
		수입	2.6519862	유의	2.6519862	유의
		수출	1.9382389	유의	0.4469286	무의
중국 PI	컨테이너	총물동량	0.6858866	유의	0.685886	유의
		수입	0.722327	유의	0.722327	유의
		수출	0.679224	유의	0.679224	유의
	자동차	총물동량	1.193911	무의	5.719687	유의
		수입	2.951609	유의	2.951609	유의
		수출	0.824125	무의	3.964585	유의
	철재	총물동량	1.0068075	유의	1.0068075	유의
		수입	1.5695995	유의	1.5695995	유의
		수출	0.9562795	유의	0.9562795	유의

자료: 저자 작성

05

결론 및 시사점

제1절 요약 및 결론

2장에서는 글로벌 여건 변화를 다양한 문헌 조사연구를 통해 글로벌 위험(Risk)로 정의하고 항만물동량에 미치는 글로벌 위험을 네 가지로 범주화 하였다. 지정학적 위험, 경제적 위험, 환경적·운영적 위험, 기술적 위험 네 가지로 구분한 위험들 중 항만물동량에 직·간접적으로 영향을 미치는 주요 요인들을 다시 선별하였다. 이후 선정된 다섯 가지 여건들이 항만물동량에 미치는 영향을 컨테이너, 자동차, 철재, 석유화학으로 구분하여 분석 하였다.

3장에서는 글로벌 여건 변화가 장·단기적으로 영향을 미치는 경우 영향 분석에 활용되는 다양한 시계열 방법론들을 고찰해보았다. 대표적으로 VAR, VECM, ARDL 등이 있다. 우선 VAR은 여러 개의 시계열 변수간의 상호작용을 고려할 수 있는 모형이며 VAR 모형 사용시 한 변수의 급격한 변화가 다른 변수에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 한편 또 다른 시계열 방법론인 ARDL 모형은 불안정한 시계열 자료에 변수 간 공적분 관계가 있을 때 활용할 수 있다. ARDL 모형은 종속변수의 자기 시차항과 설명변수

의 시차항을 포함하는 변수들로 구성된다. ARDL 모형은 아시아 경제위기와 SARS 등 단기 충격이 관광 수요에 미치는 영향 또는 중국관광객수, GDP등을 활용하여 관광 탄력성을 추정할 때 주로 활용 되었다.

본 연구에서는 3장에서 고찰한 시계열 방법론 중 ARDL 모형을 선정하고 4장에서 ARDL 모형을 활용하여 중국 경제여건이 변화함에 따라 우리나라 항만물동량의 품목별 영향 정도를 측정하였다. 그 결과 품목별 장·단기 탄력성은 대체적으로 유의미한 것으로 나타났으며, 상대적으로 수입물동량에 미치는 영향이 더욱 큰 것으로 분석되었다. 중국 GDP의 경우 컨테이너 물동량에 대해서는 장·단기간 영향 정도에 차이가 없는 것으로 나타난 반면, 자동차와 철재의 경우 일부 장·단기 간 영향에 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히 자동차는 총물동량과 수출물동량에 있어서 단기적인 충격이 크게 나타났다. 반면 철재 수출물동량의 경우 단기적으로는 충격이 크지 않으나, 장기화될수록 영향 정도가 클 것으로 보인다.

제2절 한계 및 시사점

항만물동량에 영향을 미치는 글로벌 여건 변화를 상세히 파악하기 위해 본 연구에서 총물동량, 수입, 수출 유형별로 검토하였다. 컨테이너의 경우 환적물동량 부분도 별도로 위험 발생에 따른 영향도를 검토하였다. 하지만 본 연구에서 정의된 글로벌 여건 변화(위험)들 중 상대국가의 여건이 변동할 때 파생되는 경우가 많아 좀 더 면밀하고 정확한 연구 결과를 위해서는 교역 국가별 · 품목별 분석 수행이 필요하다고 판단된다.

본 연구에서 ARDL 모형을 통해 실증 분석한 것은 탐색적 연구의 성격이 강하다. 한 국가의 경제여건은 다양한 변수들이 복합적으로 얽혀있으며, 이를 몇 개의 지표로 설명하기는 힘들다. 이에 다양한 변수를 고려하되 시계열 크기를 고려하여 주성분분석(PCA, Principal Component Analysis) 등을 활용하여 상호 의존성이 낮은 소수의 요인변수를 선정하는 과정이 필요하다. 또한 분석대상을 Port-MIS 품목 구분 기준으로 확대하고, 중국의 영향이 상대적으로 큰 환적물동량과 크루즈 및 국제여객에 대해서도 분석이 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

국내 문헌

- 기석나 · 최경숙(2021), COVID-19와 중국 항만 물동량의 관계분석, 무역상무연구, 92, pp. 69-93.
- 강삼모(2015), 2008년 글로벌 금융위기 전후 국내외 변수의 자본수지에 미치는 영향 분석, 사회과학연구, 22(1), pp. 27-48.
- 국회예산정책처(2022), 경제산업동향 & 이슈, 제25호
- 김완중(2021), COVID-19 이후 소비지출 변화와 요인 분석: 2008년 글로벌 금융위기 시기와 비교, 경제연구, 39(3), pp. 107-140.
- 김창범(2015), 해운경기 변동성과 항만 물동량, 산업경제연구, 28(2), pp. 633-652.
- 남기찬 · 남형식 · 강달원(2013), 한-칠레 자유무역협정이 부산항 물동량에 미치는 영향분석 - 대 칠레 수입 컨테이너화물 중심, 한국항해항만학회지, 37(6), pp. 681-687.
- 박성화 외(2017), 글로벌 경제위기 유형별 해운시장에 미치는 요인 탐색 및적합한 대응전략 도출, 한국해양수산개발원
- 박승록(2020), STATA를 이용한 응용경제학, 박영사
- 산업통상자원부(2015), 보도참고자료
- 안경애(2017), 환율변동성이 우리나라 컨테이너 수출입 물동량에 미치는 영향 분석, 무역상무연구, 75, pp. 95-116.

-
- 이경희 · 김경수(2017), ARDL 모형을 이용한 관광탄력성 추정에 대한 연구, 경영과 정보연구, 36(2), pp. 81-92.
- 이재민(2010), 사회경제적 여건 변화에 따른 교통수요의 변화 분석, 교통연구
- 인천연구원(2020), 중국 카보타지 해제와 안전운임제 시행에 따른 인천항 영향 연구.
- 최봉호 · 이기환(2016), 브렉시트(Brexit)의 한국 컨테이너물동량에 대한 영향, 한국항만경제학회지, 32(3), pp. 67-81.
- 한국교통연구원(2005), 한 · 중 · 일 FTA 진전이 물류부문에 미치는 영향 분석.
- 한국농촌경제연구원(2008), 기후변화에 따른 농업부문 영향분석.
- 한국지방세연구원(2012), 지방세 비과세 · 감면 정책의 증장기 전략.
- 한국해양수산개발원(2013), FTA가 항만물동량에 미치는 영향 분석 연구.
- 한국해양수산개발원(2021), 글로벌 경제위기와 해운산업 대응체계 연구.

국외 문헌

- Granger, C. & Newbold, P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics, 2(2), pp. 111-120.
- Jiang, B., Li, J. & Gong, C. (2018), Maritime Shipping and Export Trade on “Maritime Silk Road”, The Asian Journal of Shipping and Logistics, 34(2), pp. 083-090.
- Makarova, I., Gubacheva, L., Makarov, D. & Buyvol, P.(2021), Economic and Environmental Aspects of the Development Possibilities for the Northern Sea Route, Transportation Research Procedia, 57, pp. 347-355.
- Rashed, Y., Meersman, H., Sys, C., Van de Voorde, E. & Vanellander, T. (2018), A Combined Approach to Forecast Container Througput Demand: Scenarios for the Hamburg-Le Havre Range of Ports, Transportation Research Part A, 117, pp. 127-141.

인터넷 자료

국가지표체계, 수출입비율(GDP 대비), <https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4207&clasCd=7>(검색일 : 2022.9.17.)

무역협회, 국내통계, <http://www.krei.re.kr:18181/>(검색일: 2023.1.16.)

일반사업 2022-19-02

**글로벌 여건 변화에 따른
항만물동량 영향도 추정을 위한 기초조사**

인 쇄 2022년 12월 29일

발 행 2022년 12월 31일

발 행 인 김 종 덕

발 행 처 한국해양수산개발원

주 소 49111 부산시 영도구 해양로 301번길 26(동삼동)

연 락 처 051-797-4800 (FAX 051-797-4810)

등 록 1984년 8월 6일 제313-1984-1호

비매품