



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

2023년 8월
석사학위논문

환율과 상대가격의 비대칭적 변화가 한국의 가공단계별 수입에 미치는 영향 분석

-중국과 아세안 국가를 중심으로-

조선대학교 대학원

무역학과

조영호

환율과 상대가격의 비대칭적 변화가 한국의 가공단계별 수입에 미치는 영향 분석

-중국과 아세안 국가를 중심으로-

The Impact of Asymmetric Exchange Rates and
Relative Prices on Korea's Imports by Processing
Stage : Focusing on China and ASEAN Countries

2023년 8월25일

조선대학교 대학원

무역학과

조영호

환율과 상대가격의 비대칭적 변화가 한국의 가공단계별 수입에 미치는 영향 분석

-중국과 아세안 국가를 중심으로-

지도교수 이 종 하

이 논문을 경영학 석사학위신청 논문으로 제출함

2023년 4월

조선대학교 대학원

무역학과

조영호

조영호의 석사학위 논문을 인준함

위 원 장 조선대학교 교수 심재희 (인)

위 원 조선대학교 교수 김석민 (인)

위 원 조선대학교 교수 이종하 (인)

2023년 5월

조선대학교 대학원

목차

제1장 서론	1
제1절 연구 배경 및 목적	1
제2절 연구구성 및 방법	2
제2장 선행연구 검토	4
제3장 자료 및 분석방법론	9
제1절 자료	9
1. 자료	9
2. 가공단계별 교역 현황	10
제2절 분석방법론	12
1. Orcutt의 가설 검정	12
2. 단위근 검정	16
3. ARDL 한계검정법	17
제4장 실증 분석 결과	19
제1절 전체 수입 실증 분석	19
1. 공적분 관계 분석	19
2. 장기균형 관계 분석	20
3. 단기균형 관계 분석	22

3.1 선형 관계 분석	22
3.2 비선형 관계 분석	24
3.3 단기균형 관계 분석 요약	27
제2절 1차 상품 실증 분석	28
1. 공적분 관계 분석	28
2. 장기균형 관계 분석	29
3. 단기균형 관계 분석	30
3.1 선형 관계 분석	30
3.2 비선형 관계 분석	32
3.3 단기균형 관계 분석 요약	35
제3절 중간재 실증 분석	36
1. 공적분 관계 분석	36
2. 장기균형 관계 분석	36
3. 단기균형 관계 분석	38
3.1 선형 관계 분석	38
3.2 비선형 관계 분석	38
3.3 단기균형 관계 분석 요약	42
제4절 최종재 실증 분석	43
1. 공적분 관계 분석	43
2. 장기균형 관계 분석	44
3. 단기균형 관계 분석	45

3.1 선형 관계 분석	45
3.2 비선형 관계 분석	45
3.3 단기균형 관계 분석 요약	49
제5장 결론 및 한계점	51
참고문헌	54
부록	59

표 목차

<표 1-1> 수입 교역 현황	2
<표 2-1> 기준 선행 연구 (1)	7
<표 2-2> 기준 선행 연구 (2)	8
<표 3-1> 가공단계별 UN의 BEC 분류기준	9
<표 3-2> 대중국과 ASEAN 5개국 수입(1)	11
<표 3-3> 대중국과 ASEAN 5개국 수입(2)	11
<표 4-1> 공적분 분석 결과	20
<표 4-2> 수입함수의 장기 관계 결과	21
<표 4-3> 수입함수의 단기 관계 결과 (선형 ARDL 모형)	23
<표 4-4> 수입함수의 단기 관계 결과(비대칭 환율 ARDL 모형)	25
<표 4-5> 수입함수의 단기 관계 결과(비대칭 상대가격 ARDL 모형)	26
<표 4-6> 전체 수입 단기균형 관계 분석 결과	27
<표 4-7> 1차 상품 공적분 분석 결과	28
<표 4-8> 1차 상품 수입함수의 장기 관계 결과	30
<표 4-9> 1차 상품 수입함수의 단기 관계 결과 (선형 ARDL 모형)	31
<표 4-10> 1차 상품 수입함수의 단기 관계 결과 (비대칭 환율 ARDL 모형)	33
<표 4-11> 1차 상품 수입함수의 단기균형 관계 결과 (비대칭 상대가격 ARDL 모형)	34
<표 4-12> 1차 상품 단기균형 관계 분석 결과	35
<표 4-13> 중간재 공적분 분석 결과	36
<표 4-14> 중간재 수입함수의 장기균형 관계 결과	37
<표 4-15> 중간재 수입함수의 단기균형 관계 결과(선형 ARDL 모형)	39
<표 4-16> 중간재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 환율 ARDL 모형)	40
<표 4-17> 중간재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 상대가격 ARDL 모형)	41
<표 4-18> 중간재 단기균형 관계 분석 결과	42
<표 4-19> 최종재 공적분 분석 결과	43
<표 4-20> 최종재 수입함수의 장기균형 관계 결과	44
<표 4-21> 최종재 수입함수의 단기균형 관계 결과(선형 ARDL 모형)	46

<표 4-22> 최종재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 환율 ARDL 모형) 47
<표 4-23> 최종재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 상대가격 ARDL 모형) 48
<표 4-24> 최종재 단기균형 관계 분석 결과 49

그림 목차

<그림 3-1> 환율과 상대가격의 비대칭적 관계14

ABSTRACT

The Impact of Asymmetric Exchange Rates and Relative Prices on Korea's Imports by Processing Stage : Focusing on China and ASEAN Countries

Yinghao, Chu

Advisor: Prof. Jong Ha Lee, Ph.D.

Department of International Trade,

Graduate School of Chosun University

Considering that ASEAN is emerging as an alternative market for China to respond to the growing uncertainty following the recent US-China trade dispute, it is necessary to study how Korea-China-ASEAN trade relations should transform. This study empirically analyzed the impact of asymmetric changes in exchange rates and relative prices on Korea's trade with China and ASEAN using monthly data from 1998 to 2022. Specifically, for a more consistent analysis, analysis was conducted focusing on imports from Korea's trade with China and ASEAN, and analysis by country was performed for comparison. At this time, in order to alleviate the problem of 'aggregation convenience', imports were divided into trades by processing stage based on the UN's BEC classification standards and analyzed closely. In addition, the unit root test and cointegration test (ARDL-Bound Test) were performed to consider the time-series characteristics of key variables, and the nonlinear ARDL-ECM model was used to analyze the asymmetric effects of exchange rate and relative price changes empirically. did.

As a result of the analysis, it can be seen that imports between Korea and China and ASEAN are consistent with Orcutt's hypothesis that only Korea's

Greater Malaysia and Thailand use all import variables. However, the results of analyzing intermediate goods by processing stage showed that the asymmetrical effect of changes in exchange rates or relative prices in China, Indonesia, Malaysia, and the Philippines was more consistent with this hypothesis. It is also suggested from the side that the problem of 'aggregation bias' has an effect on whether or not the hypothesis of Orcutt is established. In addition, in the case of analysis of the long- and short-term equilibrium relationship between Korea's China and the five ASEAN countries, different results were obtained for each country. This suggests that it is necessary to establish a strategy for responding to products in terms of policy or a strategic direction for maintaining relations with the country concerned.

Keyword: Exchange Rate, ARDL Bound Test and ECM, Unit Root Test, Korea Import, Orcutt' s hypothesis

제1장 서론

제1절 연구 배경 및 목적

오늘날의 개방 경제 체제하에서 선~후진국을 막론하고 대외 경제 관계는 매우 중요하다. 따라서 국제무역에 미치는 결정요인들이 늘 주목받고 있다. 최초에는 "가격 탄력성"으로 알려진 무역 흐름에 대한 상대가격의 영향을 분석하는 데 주로 집중되었다. 이어 1973년의 고정환율제도(Bretton Woods System)가 붕괴되고 자유 변동환율제도로 전환하였다. 변동환율 제도를 시작되었으며 환율의 변동성에 의한 불확실성이 더욱 확대됨으로써 국제거래에서의 리스크(Risk) 증가와 함께 무역의 흐름과 무역수지에 큰 영향을 미치게 될 것으로 예상된다. 따라서 많은 연구자들은 환율이 무역에 미치는 영향에 대하여 주목을 끌었다.

무역 탄력성의 추정에 관한 연구에 대한 최초의 기여는 Orcutt(1950)과 Kreinin(1967)의 연구로 거슬러 올라간다. Orcutt(1950)은 국제무역에 있어 상대가격보다 환율의 변화가 무역 흐름에 대한 더욱 민감하다는 가설을 이론적으로 제시하였다(이후 Orcutt 가설). 후속 연구들은 Orcutt가설을 검증하기 위하여 여러 방법으로 실증분석을 하였지만, 결과가 상이하다고 나타났다(Junz and Rhomberg, 1973; Wilson and Takacs, 1979; Bahmani-Oskooee, 1986; Bahmani-Oskooee 와 Kara, 2008; Bahmani Oskooee and Baek, 2014 등). 이를 Orcutt의 가설을 성립하는지에 대한 더 연구할 필요성이 제시된다.

한편, 최근에 경제적으로는 아세안의 시장가치에 주목하는 목소리가 크다. 이는 중국이 보유했던 중간재 중심의 교역이 이제는 ASEAN을 중심으로 이루어지고 있다는 것이기 때문이다(강성범·이종하, 2019). 대외의존도가 높은 한국의 교역 현황을 보면, 전체 수입액은 2000년에서 1605억을 2022년까지 7314억으로 약 3.6배로 증가하였다. 특히 2020~2022년의 경우, 약 56.4% 정도로 더 크게 증가하는 모습으로 나타났다. 이 중에서 한국의 대외수입을 1위인 중국의 경우, 수입액 계속 증가하고 있지만 2020년의 수입액에 대비 2022년의 수입액은 전체수입 비중이 23.80%에서 21.14%로 감소하였다. 이는 최근 들어 중국 내 사업여건 악화와 미-중 무역 분쟁에 따른 불확실성 확대에 대응하여 미국과 중국에 대한 과다한 의존에서 탈피하여야 점에서 제시하였다. 또한, 대AESAN 5개국의 수입 증가율을 보면, 2022년은

2020년에 대비 수입 증가율이 약 56%로 더 크게 증가하였다. 이는 아세안 생산 네트워크가 증가할 뿐만 아니라, 신남방 정책하에 있어 한-ASEAN 경제협력의 상생번영 기치하에 상호 교역액 고성장 반영 결과도 포함이다.¹⁾ 이외에 ASEAN 국가들은 남북한과 동시 외교 관계를 유지하고 있으며, 한반도 평화유지를 위한 조정자 역할에도 적극적이라는 점에 있어 협력 다변화 지역으로 중요성이 커지고 있다. 따라서 한국의 경제성장 입장에 있어 성장잠재력 높은 ASEAN의 협력을 점점 확대할 뿐이다. 이어 한국의 대중국과 ASEAN의 교역 관계가 어떻게 변환하는지에 점에서 고려할 필요성이 제시되었다.

이상의 논의를 바탕으로 본 연구는 1998년~2022년 기간 한국과 중국, ASEAN의 5개국²⁾ 간 월별 무역 자료를 이용하여 환율과 상대가격의 변화가 무역에 미치는 영향을 실증적으로 살펴보고자 한다.

<표 1> 수입 교역 현황

(단위: 백만달러)

구분		2000년	2005년	2010년	2015년	2020년	2022년
세계	수입	160,481	261,238	425,212	436,499	467,633	731,370
	증가율		62.78%	62.77%	2.65%	7.13%	56.40%
중국	수입	12,799 (7.98%)	38,648 (14.79%)	71,574 (16.83%)	90,250 (20.68%)	108,885 (23.28%)	154,576 (21.14%)
	증가율		201.97%	85.19%	26.09%	20.65%	41.96%
ASEAN 5개국	수입	13,933 (8.69%)	19,895 (7.62%)	34,505 (8.11%)	35,371 (8.10%)	45,348 (9.70%)	70,763 (9.68%)
	증가율		42.79%	73.43%	2.51%	28.21%	56.04%

주: ()는 전체 수입의 차지하는 비율이다.

자료: 한국무역협회(KITA).

제2절 연구구성 및 방법

- 1) 2017년 11월 9일 문재인 정부가 동남아시아 순방 도중 '한-인도네시아 비즈니스 포럼' 기조 연설을 하면서 '사람(People), 번영(Prosperity), 평화(Peace)' 등 '3P'를 원칙으로 내세우면서 천명한 대ASEAN 외교 정책이다.
- 2) ASEAN 5개국은 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 태국, 베트남이다.

구체적으로 본 연구는 우선, Dickey-Fuller Generalized-Least-Squares (DF-GLS) 단위근 검정(unit root test) 및 한계검정법(bounds test)을 실시하였다. 둘째, Shin et al.(2014), Bahmani-Oskooee and Fariditavana(2015)등 환율과 무역 간의 관계에 있어 환율 변화의 비대칭적 영향의 중요성을 강조하였다. 따라서 단순히 수입함수를 선형관계로 가정하는 장기균형 관계를 환율이나 상대가격의 상승과 하락에 대한 고려하지 못 하는 한계점을 고려하여 본 연구에 있어 환율과 상대가격 정(+)과 부(-)의 변화에 따른 비대칭적 효과와 수입함수의 선형관계가 같이 분석해 본다. 장·단기 효과가 같이 분석할 수 있는 Pesaran et al.(2001)이 제시한 Autoregressive distributed lag(이후 ARDL) 모형을 이용하여 환율과 상대가격이 비대칭적인 반응하는지를 중심으로 정(+)과 부(-)의 변화가 나눠 1998년부터 2022년까지 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 총수입, 1차 상품, 중간재, 최종재 4개 월별 데이터를 사용하여 Orcutt의 가설을 부합하는지에 살펴본다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 기존 환율과 상대가격이 무역에 관한 선행연구들을 살펴본다. 제3장에서는 실증분석에 필요한 자료와 이용할 분석 방법론에 대한 설명한다. 제4장에서는 가공단계별로 나눠 각각 공적분 분석결과, 실증분석 과정과 그로부터 도출된 결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 요약 및 한계점을 내리면서 논문은 마치고자 한다.

제2장 선행연구 검토

한국은 1998년 외환위기 이후 환율제도에 있어서 변동환율제도의 실시를 초래하였다. 이에 따라 많은 연구자들이 한국의 환율이나 상대가격이 무역과 미치는 영향 또한 Orcutt의 가설을 부합하는지에 대한 관심이 증가하며, 주로 다음과 같다.

정근존(1996)은 한국의 대미국, 일본, G7의 경우, 상대가격이 무역수지에 미치는 효과가 존재하며 통계적으로 유의성이 높은 것으로 나타났다. 아울러 명목환율 변화로 인한 상대가격의 효과가 명목환율 효과와 동일하지 않음이 밝혔다. 그를 명목환율과 상대가격을 독립적으로 그리고 동시에 고려하여야 하는 시사점을 의미한다. 또한, 환율, 국내 경기, 해외 경기, 교역조건 등이 경상수지에 미치는 효과를 분석하여 경상수지가 환율보다 국내-외 경기에 더 큰 영향을 받았다고 하였다. (김윤철, 1997).

모수원, 김창범(2001)은 분기별 자료로 캐나다, 프랑스, 일본, 한국, 영국 대상으로 환율의 임의보행(random walk)모형과 GARCH 모형을 결합하여 분석한 결과는 모든 국가에서 무역의 흐름이 환율의 변동성 충격에 위축된다는 것과 그 충격이 상당 기간에 걸쳐 지속된다.

전선애(2013)은 한국은 1998.1월~2012.9월의 월별자료를 사용하여 대미국 무역수지를 분석한 결과 환율변동성과 환율은 한국의 무역수지에 영향을 미치며, 특히 환율의 변동성 증가는 무역수지에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 무역수지의 개선을 위해 환율의 안정적 관리가 필요함을 시사한다.

조성일, 차혜경(2020)은 1994년 4월부터 2020년 1월까지의 한국의 무역수지를 대상으로 이용하여 분석한 결과는 환율변동이 무역수지에 미치는 영향은 절상과 절하에 대하여 장기와 단기 모두 비대칭적이라고 지적하였다.

Baek(2014)는 미국과 한국은 10개 산업별을 통하여 분석한 결과는 수입산업에서는 환율, 환율의 변동성, 제3국 효과 세 가지 요인에 낮은 반응을 보이지만 수출산업에서는 상당히 민감하였다.

Bahmani-Oskooee and Zhang(2014)는 148개 산업별 데이터를 이용하여 한국과 무

역상대국에 대한 무역수지의 효과를 장기 공적분(cointegration)모형과 단기 오차 수정(error correction)모형을 이용하여 추정하였다. 결과는 J-곡선 효과가 존재하지 않는다는 기존 연구결과와는 달리 단기 환율의 변화에 대해 91개 산업에서 환율에 대한 무역수지의 변화가 있었지만, 장기적으로 19개 산업만이 환율에 대한 지속적 영향을 받는 것으로 나타났다.

Bahmani-Oskooee and Ebadia(2015)는 홍콩, 한국, 파키스탄, 싱가포르, 태국 및 터키 6개 국가 환율 변화에 대한 반응이 상대가격 변화에 대한 동일한 반응보다 더 빨리 사라지는 경우인 Orcutt의 가설에 대한 지원이 많지 않다.

또한, Bahmani-Oskooee and Durmaz(2016)은 터키와 미국 등 54개 산업을 1994.1~2014.11월 월별 자료로 이용하여 다시 Orcutt의 가설을 검정하였는데 결과가 거의 1/3의 산업만 Orcutt의 가설을 지지했다.

한편, 다른 국가의 경우 보면, Wilson and Takacs(1979)는 6개의 개발도상국에서 물가보다 명목환율이 무역수지에 미치는 영향을 더욱 장기기적으로 밝혀 Orcutt의 추론을 지지하고 Bahmani-Oskooee(1986)은 Wilson and Takacs의 결론과 비슷하였으나 상대가격의 효과가 환율과 무역수지에 대하여 상이함을 주장하였다.

반면, Bahmani-Oskooee and Kara(2008)은 Bahmani-Oskooee(2003)의 방법론에 따라 여러 개발도상국의 경험을 고려하여 1973~2002년 분기별 자료를 이용하여 상대가격의 변화와 명목환율의 변화에 대한 무역 흐름의 응답 시간이 국가별이며 일반적인 패턴이 없다는 것을 발견했으나 Orcutt의 가설이 기각하였다.

Rehman, Rehman Azhar, Masood and Dr. Malek, (2018)은 1970~2015년 분기별 자료로 이용하여 선진국과 개발도상국을 총 10개 국가로 분석한 결과는 수입에 있어 브라질, 모로코와 미국은 또는, 수출에 있어 모로코와 그리스 국가만은 Orcutt의 가설을 부합한다.

Dash, Dutta and Paital (2018)은 1993년 1분기~2015년 1분기 인도의 양자 수출수요함수의 결정요인을 실질 수출, 외국인소득, 명목환율, 상대가격 등 거시경제 변수를 ARDL 모형을 이용하여 살펴보았다. 분석결과는 변수들 간의 장기균형 관계가 발견했다. 그중에서 실질 수출은 외국소득이 영향을 제일 많이 받고 그다음에는 상대가격이다.

이상의 기존 선행연구들은 Orcutt의 가설을 검정했지만 일관된 결과를 제시하지 못하였다. Bahmani-Oskooee and Hosny(2015)는 이러한 문제가 발생하는 원인을

'집계 편의(aggregation bias)' 때문일 가능성이 높다고 제시하였을 뿐만 아니라 사실, Orcutt(1950)은 서로 다른 상품 무역 흐름이 전체 무역 흐름에 비하여 환율과 상대가격의 변화에 다르게 반응할 수 있다고 주장하면서 이를 암시하였다. 따라서 '집계 편의'를 고려하면서 한국의 관련된 선행연구가 아래와 같다.

Bahmani-Oskooee and Baek(2015)는 한국이 대미국 수입에 있어 환율과 상대가격을 선형으로 설정하여 SITC 기준 10대 품목별로 Orcutt의 가설을 검증한 결과, 10개 품목 중 4개 품목만이 가설을 지지했다.

이종하, 순병민(2019)는 '총계 편의' 완화하기 위하여 1990년 1분기부터 2017년 4분기 기간 한국과 미국 간 10개 품목별 분기별 자료로 환율이나 상대가격의 변화가 수입의 영향에 대한 분석결과는 선형모형보다 비선형 관계를 가정한 모형이 더욱 현실경제 설명을 하는데 적합할 수 있음을 제시하였다.

이상과 같은 논의를 바탕으로 한국의 대ASEAN 5개국의 분석이 아직도 부족하다는 것을 알 수가 있다. 또한, '집계 편의' 문제가 완화하기 위하여 중간재 수입 위주인 한국은 가공단계별로 나눠 환율과 상대가격의 무역에 미치는 영향을 분석하는 점에서 기존 연구와 차이점이다. 따라서 본 연구는 최근 한국과 주요한 교역국인 중국, ASEAN 5개국 간 환율과 상대가격은 가공단계별 수입에 대한 장·단기 균형 관계가 어떤 영향을 미치는지 또한 Orcutt의 가설과 부합할 수 있는지에 목적으로 분석을 시도한다.

<표 2-1> 기준 선행 연구 (1)

연구자	연구방법	연구 대상 및 기간	결과 시사점
Wilson and Takacs (1979)	OLS-최소제곱법	미국, 프랑스 등 6개 국가 1957-1971 분기별	물가보다 명목환율이 무역수지에 미치는 영향을 더욱 장기기적으로 밝혀 Orcutt의 추론을 지지함.
Bahmani-Oskooee(1986)	ARDL 모형	한국, 태국 등 7개 개발도상국 1973-1980 분기별	환율이 상대가격보다 대수출입 반응이 더 빠르고 시간도 짧을 것으로 나타났음.
정근존(1996)	요한슨-공적분검정	한국대 미국, 일본, G7 1980-1994 분기별	상대가격이 무역수지에 미치는 효과가 존재하며, 통계적으로 유의성이 높은 것으로 나타났다. 또한, 명목환율과 상대가격을 독립적으로 그리고 동시에 고려하여야 하는 시사점을 제시함.
모수원, 김창범(2001)	GARCH 모형	한국 등 5개 국가 간 1980-1999 분기별	무역의 흐름이 환율의 변동성 충격에 위축된다는 것과 그 충격이 상당기간에 걸쳐 지속됨.
Bahmani-Oskooee and Kara(2008)	ARDL 모형	한국을 포함한 12개 국가 1973-2002 분기별	상대가격의 변화와 명목환율의 변화에 대한 무역 흐름의 응답 시간이 국가별이며 일반적인 패턴이 없다는 것을 발견했으나 Orcutt의 가설이 기각하였음.
전선애(2013)	GARCH 모형	한국대 미국 1998.01-2012.09 월별	환율변동성과 환율은 한국의 무역수지에 영향을 미치며, 무역수지에 음(-)의 영향으로 나타남.
Baek(2014)	ARDL 모형	미국과 한국 10개 산업별	환율, 환율의 변동성, 제3국 효과가 수입산업에 비하여 수출산업에서는 민감하게 나타나남.

<표 2-2> 기준 선행 연구 (2)

연구자	연구 방법	연구 대상 및 기간	결과 시사점
Bahmani-Oskooee and Zhang(2014)	ARDL 모형	한국과 모든 교역상대국 1971-2011 연간 148개 산업별	단기 환율의 변화에 대해 91개 산업에서 무역수지의 변화가 있지만 장기적으로는 19개 산업만이 영향을 받음.
Bahmani-Oskooee and Baek(2015)	ARDL 모형	한국대 미국 SITC 10개 품목	10개 품목 중 4개 품목만이 Orcutt의 가설 부합함.
Bahmani-Oskooee and Ebadia(2015)	VAR 모형	홍콩, 한국, 파키스탄, 싱가포르, 태국 및 터키 1973-2013 분기별	환율 변화에 대한 반응이 상대가격 변화에 대한 반응보다 더 빨리 사라지는 경우인 Orcutt의 가설에 대한 지원이 많지 않음.
Bahmani-Oskooee and Durmaz(2016)	ARDL 모형	터키와 미국 54개 산업 1994.1-2014.11 월별	거의 1/3의 산업은 Orcutt의 가설을 지지했음.
Rehman, Rehman Azhar, Masood and Dr. Malek, (2018)	ARDL 모형	선진국 5, 개발도상국 5 1970-2014 분기별	수입에서 브라질, 모로코, 미국 수출에서 모로코와 그리스 국가만은 Orcutt의 가설을 부합함.
Dash, Dutta and Paital.(2018)	ARDL 모형	인도 대미국 1993-2015 분기별	실질 수출은 외국소득, 환율 및 상대가격 사이에 장기적으로 균형관계가 존재한다는 것을 발견했고, 실질 수출은 장·단기결과 상대가격 다음으로 외국소득에 더 많은 영향을 받음.
이종하, 순병민(2019)	ARDL 모형	한국과 미국 1990-2017 10대 품목별 (SITC기준) 분기별	선형관계를 가정한 모형보다 비선형관계를 가정한 모형이 더욱 현실경제를 설명하는데 적합할 수 있음을 제시하였음.
조성일, 차혜경(2020)	ARDL 모형	한국대 27개 주요교역상대국 1994.04-2020.01 월별	환율변동이 무역수지에 미치는 영향은 절상과 절하에 대하여 장기와 단기 모두 비대칭적이라고 지적하였음.
Khan and Ali1(2020)	ARDL 모형	파키스탄 대8개 교역대상국	5개 국가가 Orcutt의 가설을 부합하였음.

제3장 자료 및 분석방법론

제1절 자료

1. 자료

본 연구는 1998년부터 2022년까지 월별 무역통계를 이용하여 환율과 상대가격의 변화가 한국의 대중국과 ASEAN 5개국, 수입에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 가공단계별 무역통계는 한국무역협회(KITA)에서 제공하는 가공단계별 수입 데이터를 이용한다. 가공단계별 무역통계는 <표 3-1>에서와 같이 UN에서 제시한 BEC 분류기준을 적용한 것이다.³⁾ 구체적으로 수입물량(이후 $IM_{m,t}$)은 각 국가로부터 수입되어지는 가치와 수입가격을 나누어줌으로써 산출한다. 국내소득(이후 Y^k)은 OECD에 있어 제공하는 실질 GDP 자료로 나타낸다. 각 국가에 대한 수입가격(이후 $RPI_{m,t}$)은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에 있어 제공하는 자료를, 국내가격(RPI_t^k)은 통계청 국가통계포털(KOSIS)에 있어 제공하는 소비자가격(CPI)을 이용한다. 마지막 환율(E_t)은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에 있어 제공하는 명목환율(원/달러)로 사용한다.

<표 3-1> 가공단계별 UN의 BEC 분류기준

가공단계별		BEC코드	BEC분류명
1차 상품		111	미가공 산업용 식음료품
		21	미가공 산업용 원자재
		31	연료 및 운할유
중간재	반제품	121	가공된 산업용 식음료품
		22	가공된 산업용 원자재
		321	자동차 차체
		322	가공된 연료 및 운할유
	부품 및 부분품	42	운송장비를 제외한 자본재의 것
53		운공장비의 것	
최종재	자본재	41	운송장비를 제외한 자본재

3) 1차 상품(一次 產品)은 전혀 가공되지 않은 원료형태의 생산품을,
 중간재(中間財)는 부분적으로 완성된 제품 등의 재화를,
 최종재(最終財)는 재화의 생산 단계의 최후에 얻어지는 완성품을 말한다.

소비재	521	산업용 운송장비
	112	가정용 식음료 제품
	122	가정용 식음료 반제품
	51	승객용 자동차
	522	기타 비산업용 운송장비
	61	내구성 소비재
	62	반내구성 소비재
	63	비내구성 소비재

자료: 문병기와 2인, “무역통계 품목분류 체계(MTI) 개선방안”, 한국무역협회 Trade Focus, 2017년 3호.

2. 가공단계별 교역 현황

한국의 대중국과 ASEAN 5개국 수입액은 가공단계별의 차지하는 비율을 <표 3-2>, <표 3-3>에 제시돼 있다. 한국 대중국의 수입 경우를 보면, 중간재는 2000년에서 2022년까지 50%에서 68%로 증가하였으며, 차지하는 비율도 1위였다. 최종재는 34%에서 31%로 유지하는 반면에 1차 상품은 2000년에서 16% 2022년까지 1%로 크게 감소하는 것으로 나타났다.

인도네시아의 경우, 2000년에서 2022년까지 중간재는 차지하는 비율이 1위였지만 68%에서 51%로 감소하는 모습으로 나타났다. 반면에 1차 상품은 2000년에서 29%로 2010년까지 53%로 1위로 증가하다가 2022년까지 다시 35% 정도로 차지하였다. 최종재는 2000년에서 3%가 2022년까지는 14%로 크게 증가하였다.

대말레이시아 경우에는 중간재는 2000년에서 2022년에서 75%~82%로 1위 차지하였다. 최종재는 12%~15%로 유지하는 모습으로 보일 수 있지만 1차 상품은 2000년에서 14%가 2022년까지 2%로 크게 감소하였다.

대필리핀의 경우, 중간재는 2000년에서 2020년까지는 75%에서 57%로 1위였지만 최종재는 2000년에서 22%가 2022년까지는 45%로 1위로 역전하였다. 1차 상품의 경우, 2000년에서 3%가 2022년까지 17%로 크게 증가하였다.

대태국의 경우, 중간재는 2000년에서 2020년까지 61%가 52%로 대체 감소하는 모습으로 나타났지만 2022년에는 58%로 다시 증가하며 1위 차지하였다. 반면에 최종재는 같은 기간에서 28%가 37%로 증가하였으며 2022년까지 28%로 다시 감소하는 모습으로 나타났다. 1차 상품은 2000년에서 2022년까지 거의 유지하는 모습을 보일 수가 있다.

대베트남의 경우를 보면, 최종재는 2000년에서 63%가 2022년까지 50%로 감소하였지만, 아직도 1위로 차지하였다. 반면에 중간재는 2000년에서 25%로 2022년까지 45% 계속 증가하는 모습으로 나타났다. 1차 상품의 경우, 2000년에서 2022년까지 16%에서 4%로 크게 감소하였다.

<표 3-2> 대중국과 ASEAN 5개국 수입(1)

(단위: 백만달러)

		2000년	2005년	2010년	2015년	2020년	2022년
중국	전체 수입	12,799	38,648	71,574	90,250	108,885	154,576
	1차 상품	16%	9%	3%	2%	1%	1%
	중간재	50%	55%	59%	62%	61%	68%
	최종재	34%	36%	37%	36%	37%	31%
인도네시아	전체 수입	5,287	8,184	13,986	8,850	7,595	15,735
	1차 상품	29%	41%	53%	35%	27%	35%
	중간재	68%	55%	42%	49%	54%	51%
	최종재	3%	4%	6%	16%	19%	14%
말레이시아	전체 수입	4,878	6,012	9,531	8,609	8,893	15,249
	1차 상품	14%	15%	10%	3%	5%	2%
	중간재	75%	69%	79%	84%	76%	82%
	최종재	12%	16%	10%	13%	19%	15%

<표 3-3> 대중국과 ASEAN 5개국 수입(2)

(단위: 백만달러)

		2000년	2005년	2010년	2015년	2020년	2022년
필리핀	전체 수입	1,815	2,316	3,488	3,252	3,086	5,178
	1차 상품	3%	4%	22%	14%	6%	17%
	중간재	75%	66%	59%	54%	57%	38%
	최종재	22%	30%	19%	32%	37%	45%
태국	수입	1,631	2,689	4,169	4,853	5,197	7,877
	1차 상품	11%	18%	22%	10%	10%	13%

	중간재	61%	51%	47%	53%	53%	59%
	최종재	28%	31%	31%	37%	37%	28%
베트남	수입	322	694	3,331	9,805	20,579	26,725
	1차 산품	12%	16%	31%	7%	4%	4%
	중간재	25%	23%	30%	38%	46%	45%
	최종재	63%	61%	39%	55%	40%	51%

자료 : 한국무역협회(KITA).

제2절 분석방법론

본 연구는 Bahmani-Oskooee and Kara(2008)의 연구결과에 따라 무역에 있어서 한국과 특정 국가 중국, 아세안 5개국 간 가동단계별 자료로 Orcutt의 가설을 성립하는가에 대하여 먼저 확인한다. 또한, 한국과 환율이나 상대가격의 변화가 무역에 대한 어떤 반응을 나오는지 보여준다. 이를 위해 구체적인 연구내용 및 연구방법은 다음과 같다.

1. Orcutt의 가설 검증

Orcutt(1950)의 가설은 무역 흐름이 상대가격의 변화보다 환율 변화에 더 빨리 반응한다고 가정한다. 현재 이 가설을 테스트하는 크게 두 가지 방법이 있다. 따라서 본연구는 가공단계별을 대상으로 한국과 중국, 아세안 5개국 Orcutt의 가설을 검증하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 한국의 대중국, 아세안 5개국 수입함수는 명목환율, 한국의 대중국, 아세안 5개국의 가공단계별 상대가격, 한국의 국내소득 변수를 사용하여 아래 식(1)과 같이 나타낸다.

수입함수:

$$\ln IM_{m,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t^K + \beta_2 \ln \left(\frac{RPI_{m,t}}{RP_t^K} \right) + \beta_3 \ln E_t + \epsilon_{m,t} \quad (1)$$

여기서 $IM_{m,t}$ 는 한국의 중국, 아세안 5개국으로부터 가공단계별 상품 수입을 나타내고, m 은 가공단계별 생산 단계를 나타냄, Y_t^K 은 한국소득, $\frac{RPI_{m,t}}{RPI_t^K}$ 은 국내가격 대비 m 상품의 수입가격, E_t 는 명목환율을 나타낸다. 이상의 수입함수는 모두 로그함수로 나타내며 추정치는 탄력성을 의미가 있다. 따라서 경제이론에 근거하여 β_1 부호는 소득탄력성을 의미하며, 수입량과 양(+)의 관계가 가진 것으로 기대한다. 그러나 이와 반대되는 결과도 예상을 가능하다. 한국소득의 증가가 수입대체 산업의 성장과 관련되어 있다면 수입은 줄어들게 된 가능성도 있다(Hacker and Hatemi-J, 2004; Hsing, 2008; Halicioglu, 2008). 그러한 경우에는 β_1 부호는 음(-)의 값을 가질 수도 있다. β_2 과 β_3 부호는 상대가격과 환율의 상승은 장기적으로 수입을 감소시키며 수입량과 음(-)의 관계로 추정한다.

한편 Granger and Newbold(1974)와 Engle and Granger(1987)의 연구 이후 단위근(unit root)을 포함하고 있는 불안정적(nonstationary) 시계열 상호간의 가성적 회귀(spurious regression)의 문제는 잘 알려져 있다. 이 문제는 회피하기 위한 주로 Johansen-Juselius 공적분 검정법과 Pesaran et al.(2001)이 제안한 ARDL 모형 두 가지 방법으로 활용한다. Johansen-Juselius 공적분 검정법은 기본적으로 분석에 사용되는 변수의 차수(differenced)가 모두 $I(1)$ 임을 전제로 이루어진다. 따라서 변수의 차수가 일치하지 않으면 공적분 추정법의 적용에는 한계가 있게 된다.

하지만 Pesaran et al.(2001)이 제안한 ARDL 모형은 Johansen 기법은 변수가 동일한 차수로 적분되어야와는 달리 변수가 동일한 차수로 적분될 것을 요구하지 않는다. 즉, 변수가 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 인지 또는 상호 공적분인지에 관계없이 적용된다. 또한, ARDL 모형은 회귀 변수 중 일부가 '내인성'인 경우 유효한 t-통계와 함께 편향되지 않은 장기 추정치를 제공한다⁴⁾. 이 모형은 한 변수가 다른 변수에 미치는 단기 및 장기 효과를 동시에 평가하는 방법을 제공하며 단기 및 장기 효과를 분리하기도 하는 장점이기도 있다⁵⁾. 따라서 본 연구는 Orcutt의 가설을 검증하기 위하여 식(1)에 ARDL 모형을 적용하여 오차수정모형 (error correction model, EC

4) 만약 모형에서 소득이 주어지면 가격과 수입량을 시장의 경쟁 관계를 통해 동시에 모형 내부에서 정해진다. 이때 가격과 수입량을 내인성 변수라고 한다.

5) Narayan(2004)에서 작은 샘플 수(small observation)의 ARDL 접근법에 의한 공적분 검정(bounds testing approach)에서도 우수한 결과를 얻을 수 있음을 확인할 수 있다.

M) 으로 다음 식 (2) 과 같이 나타낸다.

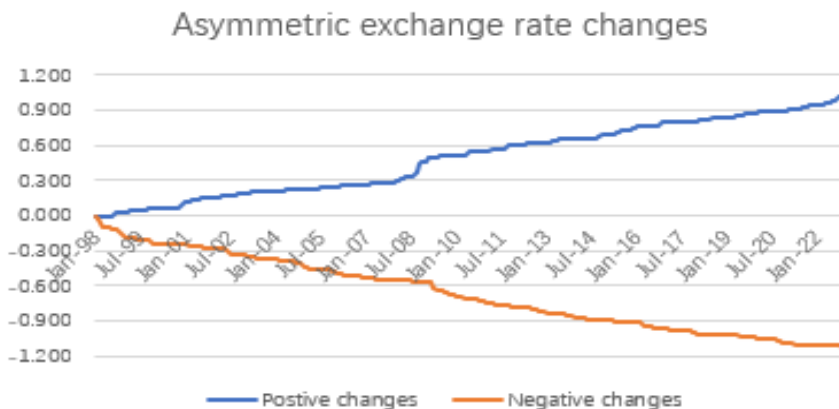
수입함수 오차수정모형:

$$\Delta \ln IM_{m,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \delta_m \Delta \ln IM_{m,t-j} + \sum_{j=0}^p \tau_m \Delta \ln Y_{t-j}^K + \sum_{j=0}^p \phi_m \Delta \ln \left(\frac{RPI_{m,t}}{RPI_t^K} \right) + \sum_{j=0}^p \theta_m \Delta \ln E_{t-j} + \beta_1 \ln IM_{m,t-1} + \beta_2 \ln Y_{m,t-1}^K + \beta_3 \ln \left(\frac{RPI_{m,t-1}}{RPI_{t-1}^K} \right) + \beta_4 \ln E_{m,t-1} + \mu_{m,t} \quad (2)$$

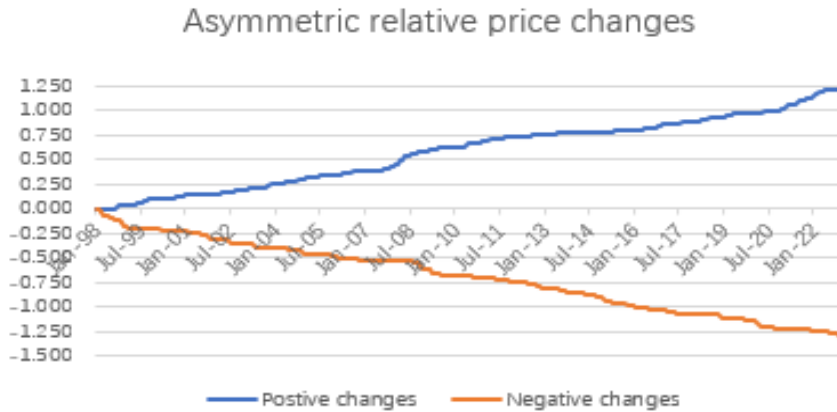
식 (2) 에서 $\delta, \tau, \phi, \theta$ 는 단기 균형 관계를 의미하고 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 는 한국 수입과 해당 변수 간 장기균형 관계를 나타낸다.

조성일, 차혜경(2020)은 한국의 무역수지를 대상으로 이용하여 분석한 결과는 환율변동이 무역수지에 미치는 영향은 절상과 절하에 대하여 장기와 단기 모두 비대칭적이라고 지적하였다. 따라서 본 연구는 이상의 선행연구를 고려하여 환율과 상대가격의 상승과 하락할 때 나눠 비대칭 효과의 유무를 분석하고자 한다. 환율과 상대가격이 상승할 때와 하락할 때를 분류하여 변수를 만든다. 현기와 전기의 차가 정(+)과 부(-)의 값을 따라 양 쪽 방향을 나눠 더해지다. 이에 나타낸 변수들은 <그림 1>과 같이 나타나게 된다.

<그림 3-1> 환율과 상대가격의 비대칭적 관계
 (a) 환율의 비대칭 추세



(b) 상대가격의 비대칭 추세



주: 비대칭적 상대가격은 총수입을 예로 나타냄.

자료: 한국은행 경제통계시스템(ECOS), 통계청 국가통계포털(KOSIS).

환율과 상대가격의 상승 시와 하락 시의 변수 모형은 다음과 같이 나타낸다.

환율 상승과 하락:

$$\ln E_{m,t}^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln E_{m,i}, 0), \quad \ln E_{m,t}^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln E_{m,i}, 0) \quad (3)$$

상대가격 상승과 하락:

$$\ln RPT_{m,t}^+ = \ln \left(\frac{RPI_{m,t-1}}{RP_{t-1}^K} \right)^+ = \sum_{i=1}^t \max \left(\Delta \ln \left(\frac{RPI_{m,i}}{RP_i^K} \right), 0 \right) \quad (4)$$

$$\ln RPT_{m,t}^- = \ln \left(\frac{RPI_{m,t-1}}{RP_{t-1}^K} \right)^- = \sum_{i=1}^t \min \left(\Delta \ln \left(\frac{RPI_{m,i}}{RP_i^K} \right), 0 \right)$$

식(3), 식(4) 모형을 기준 ARDL 모형 식(2)에 대입시켜줌으로써 다음 식(5), 식(6)과 같은 비선형 ARDL 모형을 나타낼 수가 있다.

수입함수의 비대칭적 상대가격을 고려한 오차수정모형:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln IM_{m,t} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^p \delta_m^+ \Delta \ln IM_{m,t-j} + \sum_{j=1}^p \tau_m \Delta \ln Y_{t-j}^K + \sum_{j=1}^p \phi_m^+ \Delta \ln RPT_{m,t-j}^+ \\
 & \sum_{j=1}^p \phi_m^- \Delta \ln RPT_{m,t-j}^- + \sum_{j=0}^p \theta_m \Delta \ln E_{t-j} + \beta_1 \ln IM_{m,t-1} + \beta_2 \ln Y_{m,t-1}^K \\
 & \beta_3^+ \ln RPT_{m,t-1}^+ + \beta_3^- \ln RPT_{m,t-1}^- + \beta_4 \ln E_{m,t-1} + \mu_{m,t}
 \end{aligned} \quad (5)$$

수입함수의 비대칭적 환율을 고려한 오차수정모형:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln IM_{m,t} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^p \delta_m \Delta \ln IM_{m,t-j} + \sum_{j=1}^p \tau_m \Delta \ln Y_{t-j}^K + \sum_{j=1}^p \phi_m \Delta \ln RPT_{m,t-j} \\
 & + \sum_{j=1}^p \theta_m^+ \Delta \ln E_{m,t-j}^+ + \sum_{j=1}^p \theta_m^- \Delta \ln E_{m,t-j}^- + \beta_1 \ln IM_{m,t-1} + \beta_2 \ln Y_{m,t-1}^K \\
 & \ln \beta_3 \ln RPT_{m,t-1} + \beta_4^+ \ln E_{m,t-1}^+ + \beta_4^- \ln E_{m,t-1}^- + \mu_{m,t}
 \end{aligned} \quad (6)$$

2. 단위근 검정

ARDL 접근법을 활용한 분석은 I(0)과 I(1)이 존재되어 나타날 때 분석이 가능하기 때문에 분석에 앞서 이를 확인할 필요가 있다.

Dickey와 Fuller (1979)가 DF 검정을 제안한 이후로 다양한 형태의 단위근 검정들과 전략들이 제안되었으며, 이 중에서 Said와 Dickey (1984)의 ADF 검정과 Phillips와 Perron (1988)의 PP 검정이 대표적이다.

ADF검정 방법은 식 (7)과 같은 모형을 이용하여 수행된다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta X + m Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (7)$$

여기서 α 는 상수항이고 X 는 선형 추세, p 는 시차, Δ 는 1차 차분을 나타내는 연산자, ϵ_t 는 오차항이다. $p < 0$ 인 경우에는 시차가 증가함에 따라 $\sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i}$ 값은 ΔY_t 에 미치는 영향을 미치지 못하게 되나, $p < 0$ 인 경우 ΔY_t 는 불안정한 시계열이 된다. 따라서 단위근 검정을 위한 귀무가설은 $H_0: p=0$, 대립가설은 $H_1: p < 0$ 로 설정한다. 대립가설로 부터 알 수 있는 바와 같이 단위근 검정은 단측 검정이다. 만약 t-검정의 결과가 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근이 존재

하는 것으로 나타나면 그 시계열은 불안정적이라고 판단할 수 있다.

한편, 이 ADF 검정의 경우 Dickey와 Fuller (1979), Elliott 등 (1996)의 모의 실험에서 보듯이 모형의 추세가 $d_t = 0$ 이라고 할지라도 검정력이 다소 떨어진다. 이를 보완하기 위한 좀 더 효율적이고 검정능력이 뛰어나다고 평가받는 Elliott, et.al.(1996)이 제안한 식(8)의 회귀식으로 표현된 Dickey-Fuller generalized-least-squares (DF-GLS) 검정방법을 사용한다.

$$\Delta Y\mu_t = \beta X + m Y\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y\mu_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

DF-GLS 방법과 ADF 검정방법의 차이점은 ADF 검정은 원래의 시계열을 사용하는 비하여 DF-GLS 방법은 평균을 제한 시계열(demeaned series)을 사용하는 점이며, 검정방법은 ADF 검정방법과 유사하다. 따라서 DF-GLS 검정방법도 ADF 검정방법과 같이 P의 t-값을 사용하여 귀무가설의 기각 여부를 판단한다.

한편 ADF 검정과 DF-GLS 검정은 시계열이 단위근을 포함하지 않는다는 대립가설에 대하여 단위근의 귀무가설을 검정하는 방법이다. 만일 ADF와 DF-GLS 검정결과가 서로 다른 경우이면 ADF방법에 비하여 검정능력이 우월하다고 평가되는 DF-GLS의 결과를 먼저 선택한다. 이를 보완할 수 있는 또 다른 방법으로 단위근 불안정성을 대립가설에 대하여 안정적 귀무가설을 검정하는 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin Test(KPSS, 1992) 방법을 사용하고 이들의 결과를 비교하고자 한다.

먼저 ADF방법, PP방법, DF-GLS방법, KPSS방법을 사용하여 모든 변수의 단위근 검정한 결과가 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 사이에 있어 본 연구 모든 변수는 ARDL 모형의 사용 가능한 것을 알게 된다(부록 <표> 참조).

3. ARDL 한계검정법

ARDL 모형을 단일방정식 ECM 형태로 전환하여 변수 간 장단기 관계를 분석하기 위하여 연구모형의 종속변수와 독립변수 간에 공적분 관계가 존재해야 한다. 본 연구에서는 공적분 관계의 존재 여부를 규명하기 위하여 Pesaran et al.(2001)에

서 제시된 왈드(Wald) 검정에 기초한 한계검정법(bound test)을 이용하였다.

bound test는 계산된 값과 Pesaran et al.(2001)에서 제시된 상·하한 유의수준을 비교하여 귀무가설의 기각 여부를 결정하는 검정법이다. bounds test는 분석에 사용하는 변수들이 서로 다른 차수, 즉, $I(0)$ 이나 $I(1)$ 과 무관하게 분석이 가능하다. 또한, 변수들에 안정된 차분 데이터를 필요하지 않으므로 다른 모형에 비하여 데이터의 왜곡을 줄일 수가 있다. 이때 하한 유의수준(lower critical bounds values)보다 F-통계량 값이 작다면, 귀무가설은 기각하지 못하여 공적분 관계가 존재하지 않는다. 또한, 상한 유의수준(upper critical bounds values)보다 F-통계량 값이 더 큰 경우에는 귀무가설을 기각하며, 공적분이 존재하는 것으로 판단할 수 있다. F-통계량 값이 하한 유의수준과 상한 유의수준 사이에 위치할 경우는 공적분이 완전히 존재한다고 볼 수 없더니 lack of cointegration으로 나타낸다.

상한 유의수준치는 선형 ARDL 모형의 경우 독립변수(K)가 3개이기 때문에 Pesaran et al. (2001)의 Table C1(ii)에서 (K)가 3일 때 10% 유의수준에서 F-값 범위는 (2.37, 3.20)이고, 비선형 ARDL 모형의 경우, 독립변수(K)가 4개이므로 F-값 범위는 (2.20, 3.09)로 설정하여 공적분 존재 여부를 판단한다.

제4장 실증 분석 결과

본 연구는 1998에서 2022년 기간 한국과 중국, 동남아 5개국 간 월별 BEC코드 가공단계별로 무역 자료를 이용하여 가공단계별 기준으로 중국과 ASEAN 5개국이 한국의 장·단기 수입에 대하여 어떤 영향을 미치는지 또한 Orcutt에 가설에 부합하는지에 위하여 환율과 상대가격이 수입에 미치는 영향을 살펴본다.

한편, 선형 ARDL 모형의 장기균형 관계가 단순히 수입함수를 선형관계로 가정하고 장기균형 관계를 살펴본 경우, 일반적인 경제 현상과 다르게 환율이나 상대가격의 상승과 하락에 대한 고려하지 못하는 한계가 존재한다. 따라서 본 논문에 있어 환율과 상대가격의 변화에 따른 비대칭적 효과를 검토하기 위하여 함수의 관계가 선형일 때와 비선형일 때의 ARDL 모형 결과를 같이 분석한다. 비선형 ARDL 모형의 경우, 구체적으로 비대칭 환율일 경우와 비대칭 상대가격일 경우로 구분하여 살펴본다. 이렇게 세 가지 모형을 통하여 BEC코드 가공단계별 기준으로 한국의 수입과 장·단기 균형 추정하는 것이 어떤 모형의 설명력이 더 큰지를 검토한다.

제1절 전체 수입 실증 분석

1. 공적분 관계 분석

ARDL 모형을 통하여 결과를 추정하기 전에 변수들 간의 공적분이 관계 여부를 분석해야 한다. 따라서 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입과 변수들 간의 공적분 분석한 결과는 <표 4-1>에 제시돼 있다. <표 4-1>을 보면, 우선, 선형 ARDL 모형의 경우, 베트남은 F-통계량 값이 10% 유의수준인 F-값 범위 내에 있으므로 공적분이 완전히 존재한다고 볼 수가 없기 때문에 Lack of cointegration으로 나타났다. 나머지 국가들은 공적분이 존재한다고 볼 수가 있다. 비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 중국은 Lack of cointegration으로 나타났다. 비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 베트남은 F-통계량 값이 기준범위보다 작으며 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 나머지 국가들은 공적분이

존재한다는 것으로 나타났다.

<표 4-1> 공적분 분석 결과

국가	Linear ARDL		Nonlinear ARDL (asymmetric exchange rate)		Nonlinear ARDL (asymmetric relative price)	
	F-stat	Decision	F-stat	Decision	F-stat	Decision
중국	4.49	Cointegration	2.86	Lack of cointegration	5.46	Cointegration
인도네시아	4.87	Cointegration	4.58	Cointegration	6.57	Cointegration
말레이시아	4.90	Cointegration	3.41	Cointegration	3.61	Cointegration
필리핀	5.22	Cointegration	7.58	Cointegration	6.91	Cointegration
태국	4.92	Cointegration	7.35	Cointegration	4.22	Cointegration
베트남	3.08	Lack of cointegration	3.87	Cointegration	1.88	No cointegration

주: 1) Pesaran et al.(2001) Table CI(ii)의 Bound test 값을 기초하여 10% 유의수준에서 독립변수(K)가 3개일 때 F-값 범위는 (2.37, 3.20)이고, 독립변수(K)가 4개 일 때 F-값 범위는 (2.20, 3.09)임.
 2) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는 것임.

2. 장기균형 관계 분석

환율과 상대가격이 수입과 장기균형 관계에 있는지를 살펴본 결과는 <표 4-2>에 제시돼 있다. <표 4-2>를 보면, 우선, 선형 ARDL 모형의 경우, 국가 중국, 인도네시아, 태국, 베트남에서는 환율이 수입량과 부(-)의 장기균형 관계를 갖는 것으로 나타났는데 국가 중국과 인도네시아는 통계적으로 10% 유의수준에서 유의미 하는 것으로 볼 수가 있다. 국가 말레이시아와 필리핀은 환율이 수입량과 정(+)의 관계로 나타났으며, 필리핀은 1% 유의수준에서 유의미 하는 것으로 나타났다. 즉 환율의 상승은 한국의 대필리핀 수입량은 증가시키는 것으로 알 수 있다. 이는 달러의 환율은 상승하였지만, 고정환율제도의인 필리핀의 환율을 크게 변화가 없기 때문이다. 국가 중국, 필리핀, 태국에서는 상대가격은 장기균형 관계가 통계적으로 유의미하며, 수입량과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 국가 인도네시아, 말레이시아, 베트남에서는 수입량과 정(+)의 관계로 나타났지만, 국가 인도네시아만은

1% 유의수준에서 통계적으로 유의미 하는 것으로 나타났다. 이는 앞서 <표 3-1>에 제시된 바와 같이 한국의 인도네시아 수입 비중이 큰 중간재는 필수적이라 수입 대체하지 못하여 앞서 중간재 상품의 특성을 맞춰 상대가격이 올라가면 더 많이 수입한다는 것을 추측할 수 있다. 이외에, 한국의 소득에 대해서는 정(+)의 관계가 존재한다. 이는 한국의 국내소득이 증가하면 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입이 증가하는 것을 일반적인 경제학 이론에 부합한다는 것을 알 수가 있다. 하지만 이상 언급한 바와 같이 더 현실적인 경제 장기균형 관계를 살펴보기 위하여 단순히 수입함수가 선형관계로 가정하고 관계를 살펴볼 뿐만 아니라 환율이나 상대가격의 상승과 하락에 대한 수입과 어떤 영향이 미치는지에 볼 필요가 있다.

따라서 비대칭 환율과 상대가격을 나눠 각각의 상승과 하락이 변화를 고려한 비선형 ARDL 모형을 이용하여 수입량과의 비대칭적인 장기균형 관계가 살펴볼 수 있다. 우선, 비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 국가 중국은 환율과 상대가격을 수입량과 부(-)의 효과가 나타났으며 통계적으로 유의미하는 것으로 나타났다. 즉, 환율이나 상대가격의 상승은 한국의 대중국 수입량을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. 또한, 환율과 상대가격의 상승이나 하락 시에 수입량 반응과 동일하지 않은 것으로 나타났다. 국가 필리핀은 환율과 상대가격의 비대칭적 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났는데 환율이나 상대가격이 수입량과 각각 정(+)과 부(-)의 관계로 나타났다. 비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 국가 인도네시아와 필리핀에서 장기균형 관계가 이루는 것으로 나타났다. 특히 국가 인도네시아는 상대가격이 수입량과 정(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 장기균형 관계에서는 환율이나 상대가격이 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입과 비대칭적이지만 통계적으로 영향이 미미하다고 해석할 수가 있다.

<표 4-2> 수입함수의 장기 관계 결과

	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	-0.98*	-0.52*	0.24	1.07***	-0.13	-8.79
rpt	-1.23*	0.72***	0.27	-0.36**	-0.23*	6.99
gdp	1.34***	0.46***	0.65***	0.46***	0.93***	3.80**
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	-1.59*	0.54	0.19	3.27***	0.01	3.78***

e-	-0.35	1.77	0.49	3.92***	0.81	-1.08
rpt	-0.77*	0.88***	0.25	-0.22*	-0.13	-0.47
gdp	2.60***	1.56**	0.89*	0.98**	1.71***	-0.22
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	-0.30	0.47	-0.29	1.24***	-0.34	8.14
rpt+	-1.18***	1.59***	1.19	-0.97**	-0.23	-10.15
rpt-	0.35	2.53***	0.16	-0.74*	-0.99	-22.15
gdp	3.25***	1.39***	-0.37	0.66	0.15	-7.80

주: *은 10%, **은 5%, ***은 1% 유의수준에서 유의함.

3. 단기균형 관계 분석

3.1 선형 관계 분석

전체 수입함수에 있어, 변수들 간의 단기균형 관계 분석결과가 <표 4-3> - <표 4-5>에 요약돼 있다. 각 표에서 '행'은 시차(lag)를 '열'은 국가별로 나타낸다.

우선, 선형 ARDL 모형을 이용하여 살펴본 결과는 <표 4-3>에 제시돼 있다. <표 4-3>을 보면 국가 인도네시아, 필리핀과 베트남은 환율의 변화에 따른 수입량과 반응이 상대가격 변화에 따른 반응보다 빠른 것으로 나타났다. 이는 Orcutt의 가설과 부합한다고 볼 수가 있다. 국간 중국, 말레이시아, 태국은 환율과 상대가격의 반응 속도가 같은 것으로 나타났다.

이상과 같이 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입함수의 선형관계로 가정할 경우에서는, 일반적인 경제 현상과 다르게 환율이나 상대가격의 상승과 하락에 대한 고려하지 못하는 한계가 존재한다. 따라서 한국의 비대칭적인 환율과 상대가격 변화가 대중국과 ASEAN 5개국 수입량에 어떤 반응하는지 볼 필요가 있다.

<표 4-3> 수입함수의 단기 관계 결과 (선형 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)													EC_{t-1}	Adjust R^2								
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11											
중국	e	0.75***																-0.09***	0.62					
	rpt	-0.97***																						
인도네시아	e	-0.16*																	-0.30***	0.31				
	rpt	-0.04																						
말레이시아	e	0.09																		-0.38***	0.44			
	rpt	0.10*																						
필리핀	e	1.56***																			-0.34***	0.48		
	rpt	-0.63*	1.00***																					
태국	e	0.97***																				-0.34***	0.44	
	rpt	-0.99***																						
베트남	e	0.45	0.75	-0.52	0.62	1.10**	0.32	-0.62	1.74***	1.10**	0.28	0.95**											-0.02***	0.50
	rpt	-0.19	-0.84*	0.55	-0.17	-1.30***	0.16	0.41	-0.71	-0.95**	-0.83*	-0.79*	-0.69*											

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3.2 비선형 관계 분석

수입함수에 있어 변수들 간의 단기균형 관계가 비선형일 때 Orcutt의 가설이 부합하는지를 비대칭 효과는 환율과 상대가격으로 구분하여 분석한다. 이는 환율과 상대가격의 상승과 하락을 동시에 고려할 경우 독립변수의 수가 너무 많아 추정 결과의 신뢰도가 떨어지기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 비대칭적 반응을 살펴보기 위하여 우선 환율의 상승과 하락을 고려하여 비선형 ARDL 모형에 대한 추정 결과를 살펴본다. 이는 비대칭 환율을 고려함으로써 환율의 상승과 하락이 상대가격보다 대중국과 ASEAN 5개국 수입에 선제적으로 반응하는지 살펴볼 수 있기 때문이다. 그 다음에 이와 반대로 상대가격 상승과 하락으로 나타냈을 경우의 비선형 ARDL 모형에 대한 추정 결과를 살펴본다.

환율의 비대칭적 변화가 고려하여 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입량에 미치는 영향은 <표 4-4>에 요약돼 있다. <표 4-4>에 따르면, 시차 반응을 통하여 알 수 있듯이 말레이시아만 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 대수입량 빠른 것으로 나타났다. 더욱이 환율이 상승할 때가 환율이 하락할 때보다 더 빨리 반응하는 것으로 보인다. 즉, 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 더 빨리 대말레이시아 수입량에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 환율이 상승할 때가 환율의 하락할 때보다 그 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 환율이 상승할 때가 환율의 하락이나 상대가격의 변화보다 한국의 대말레이시아 수입에 더 빠른 영향을 미친다는 것을 의미한다. 따라서 국가 간 교역 현황의 경우, 한국의 대말레이시아 수입만 Orcutt의 가설에 부합한다는 것으로 해석할 수 있다. 이외에 국간 필리핀, 태국과 베트남은 상대가격의 반응 속도가 환율의 변화보다 더 빠른 것으로 나타났다. 이 중에는 필리핀은 고정환율 제도에 있어 달러환율의 하락이 단기적으로 한국의 대필리핀 수입 영향이 없다는 것으로 분석할 수 있다. 또한, 환율을 비대칭적 반응을 중심으로 보면 인도네시아와 베트남은 환율의 상승이 하락보다 수입 반응이 더 빠른 것으로 나타났다. 따라서 인도네시아, 말레이시아와 베트남은 환율의 비대칭적 반응이 존재한다고 볼 수 있다.

한편, <표 4-5>는 비대칭적 상대가격 변화에 대한 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입량 반응을 나타내고 있다. 시차의 반응에 따르면 알 수 있듯이 인도네시아, 말레이시아, 필리핀은 상대가격 변화의 반응이 환율 변화의 반응보다 대수입

<표 4-4> 수입함수의 단기 관계 결과(비대칭 환율 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	Adjust R^2		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
중국	e+	1.40*													-0.15***	0.62
	e-	2.12**														
	rpt	-0.98***														
인도네시아	e+	1.42	-3.68***	-0.26	-3.20***									-0.34***	0.43	
	e-	1.22	0.27	2.13	-0.67	0.17	-3.73**	1.05	-1.21	-2.82**	-0.40	-2.60*	-2.98**			
	rpt	-0.59														
말레이시아	e+	2.07*												-0.41***	0.48	
	e-	-2.26	5.51***													
	rpt	0.07	-0.95**													
필리핀	e+	5.76***	-4.12**	-3.21**	-1.85	-2.64**								-0.46***	0.52	
	e-	2.20	2.89	2.20	2.28											
	rpt	-0.79**	0.80**													
태국	e+	3.08***	-3.94***											-0.43***	0.42	
	e-	2.12*	4.03***													
	rpt	-1.13***														
베트남	e+	0.7**												-0.21***	0.49	
	e-	1.47	0.53	-2.54	1.71	1.56	-0.62	-3.58**	6.69***	4.15**	1.37	2.11	-3.14**			
	rpt	-0.08	-0.46	0.54	0.01	-0.97**	0.42	-0.59	-0.89**	-0.85**						

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-5> 수입함수의 단기 관계 결과(비대칭 상대가격 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	Adjust R^2		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
chi	e	0.47*													-0.33***	0.43
	rpt+	-0.38***														
	rpt-	-4.10***														
ind	e	0.35	-0.79**	0.03	-0.97**	-0.29	-0.76*	-0.00	-0.63	-0.73*	-0.05	-0.21	-0.70	-0.43***	0.38	
	rpt+	0.69***														
	rpt-	-2.43**														
mal	e	-0.22	1.31***											-0.32***	0.47	
	rpt+	1.34	-4.47***													
	rpt-	0.05														
phi	e	1.78***	-0.31	-0.81*										-0.43***	0.49	
	rpt+	-0.42**														
	rpt-	-2.70*	3.94***	4.11***												
tha	e	0.88***												-0.27***	0.49	
	rpt+	-0.59	-0.28	-1.31	-0.47	1.08	0.63	-1.18	2.37**	-2.43***						
	rpt-	-3.13**	0.07	2.60***												
vie	e	0.22	1.14**	-0.70	0.61	1.03*	0.05	-0.72	2.01***	1.00*	0.52	0.78*		-0.02***	0.53	
	rpt+	0.33	-3.15*	4.31**	-2.88	-2.90	3.21*	0.77	-4.36**	-3.28*						
	rpt-	-1.68	-1.36	-1.83	2.11	-4.02**	-0.97	2.03	-0.32	-1.48	-3.21**	-2.40	-2.63**			

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

량을 더 빠른 것으로 나타났다. 반면에 태국과 베트남은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났는데 이 중에서 베트남은 공적분이 관계가 없기 때문에 Orcutt의 가설을 따른다고 볼 수가 없다. 국가 중국은 환율과 상대가격의 반응 속도가 같은 것으로 나타났다. 이외에 상대가격의 변화에 대한 비대칭적 반응을 중심으로 살펴보면 말레이시아와 태국은 상대가격이 하락은 상승보다 대수입량 반응이 더 빠른 것으로 나타났고 필리핀은 상대가격의 상승은 하락보다 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 한국의 대말레이시아, 태국, 필리핀 상대가격의 비대칭적 반응이 존재한다는 의미한다.

3.3 단기균형 관계 분석 요약

<표 4-6> 전체 수입 단기균형 관계 분석 결과

전체 수입	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	+	-	+	+	+	+
rpt	-	-	+	-	-	-
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	+	-	+	+	+	+
e-	+	-	+	x	+	-
rpt	-	x	-	-	-	-
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	+	-	+	+	+	x
rpt+	-	+	-	-	+	x
rpt-	-	-	+	-	-	x

주: 'x'은 통계적으로 유의미하지 않음을 의미함.

환율과 상대가격이 변화가 수입에 대한 단기적인 영향을 <표 4-6>에 요약하여 제시하였다. 중국의 경우, 환율을 정(+)의 영향과 상대가격의 부(-)의 영향으로 나타났다. 이는 장기적인 영향과 달리 단기적으로 환율의 변화가 수입대체 하지 못하여 환율의 상승과 하락이 수입이 증가시키는 것으로 나타났다. 한국의 대인도네시아의 경우, 상대가격의 상승은 단기적으로 대수입량 정(+)의 영향으로 나타났

고 하락이 부(-)의 영향이 보일 수가 있다. 대말레이시아의 경우, 상대가격의 상승일 때 수입량과 부(-)의 영향을 하였지만, 하락일 때 수입량과 정(+)의 영향으로 나타났다. 태국의 상황을 보면 환율의 정(+)의 영향으로 나타났고 상대가격의 변화할 때 다른 것이 보일 수가 있다. 베트남에 있어, 비대칭 상대가격을 고려한 경우가 통계적으로 유의미하지 않으며, 비대칭 환율을 고려한 경우, 환율의 상승이나 하락이 수입과 각각 정(+)과 부(-)의 관계로 갖는 것으로 나타났다. 전체적으로 환율과 상대가격의 변화가 대수입량 단기적인 관계가 국가마다 상당히 다르다는 것을 알 수가 있다.

제2절 1차 상품 실증 분석

1. 공적분 관계 분석

가공단계별 1차 상품의 하에서 각 국가 변수들 간의 공적분 관계가 있는지에 대한 결과가 <표 4-7>을 살펴볼 수 있다. 우선 선형 ARDL 모형의 경우, 국가 중국, 인도네시아는 F-통계량 값이 유의수준인 F-값 범위보다 작으며, 귀무가설은 기각하지 못하여 공적분이 존재하지 않은 것으로 나타났다. 비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 국가 인도네시아는 No cointegration으로 공적분이 존재하지 않은 것으로 의미하고 국가 중국은 F-통계량 값이 10% 유의수준에서의 F-값 범위 내에 있으므로 공적분이 완전히 존재하는 것으로 볼 수가 없어 Lack of cointegration으로 나타났다. 나머지 국가에 대해서는 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우에는 중국, 인도네시아, 태국은 Lack of cointegration으로 나타났다.

<표 4-7> 1차 상품 공적분 분석 결과

국가	Linear ARDL		Nonlinear ARDL (asymmetric exchange rate)		Nonlinear ARDL (asymmetric relative price)	
	F-stat	Decision	F-stat	Decision	F-stat	Decision
중국	1.62	No	2.41	Lack of	2.51	Lack of

		cointegration		cointegration		cointegration
인도네시아	2.20	No cointegration	1.83	No cointegration	2.55	Lack of cointegration
말레이시아	6.54	Cointegration	6.62	Cointegration	5.90	Cointegration
필리핀	4.23	Cointegration	8.41	Cointegration	3.17	Cointegration
태국	3.25	Cointegration	5.09	Cointegration	2.81	Lack of cointegration
베트남	9.61	Cointegration	8.97	Cointegration	7.69	Cointegration

주: 1) Pesaran et al.(2001) Table CI(ii)의 Bound test 값을 기초하여 10% 유의수준에서 독립변수(K)가 3개일 때 F-값 범위는 (2.37, 3.20)이고, 독립변수(K)가 4개 일 때 F-값 범위는 (2.20, 3.09)임.

2) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는 것임.

2. 장기균형 관계 분석

환율과 상대가격이 1차 상품 수입과 장기균형 관계에 있는지를 살펴본 결과는 <표 4-8>에 제시돼 있다. 우선 선형 ARDL 모형의 경우, 공적분이 존재하는 국가를 중심으로 살펴보면, 필리핀, 태국과 베트남은 환율과 상대가격을 수입량과 정(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났는데 말레이시아는 환율과 상대가격을 수입량과 각각 부(-)와 정(+)의 관계를 볼 수 있다. 이 중에는 필리핀과 베트남은 환율을 수입량과 통계적으로 유의미하게 나타났으며, 말레이시아, 필리핀, 태국과 베트남은 모두 다 상대가격을 수입량과 통계적으로 유의미하게 나타냈다. 이는 환율의 상승은 한국의 대필리핀, 베트남 1차 상품의 수입량을 증가시키며 상대가격의 상승은 한국의 대말레이시아, 필리핀, 태국, 베트남 1차 상품의 수입량을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 또한, 필리핀, 태국, 베트남은 예상대로 한국의 소득에 대해서는 정(+)의 관계가 존재한다. 이 중에는 필리핀과 베트남은 한국의 소득을 수입량과 통계적으로 유의미하게 나타냈다. 이는 한국 국내소득이 증가하면 수입이 증가한다는 것으로 일반적인 경제학의 이론에 부합한다는 것을 알 수 있다. 반면에 말레이시아는 한국의 소득에 대해서는 통계적으로 유의미하며, 수입량과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타냈다. 기대와는 달리 이는 한국 국내소득의 증가는 수입량에 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미하지만, 수입대체 산업 성장보다는 한국의 경제성장에 따른 수입 다변화로 인한 한국은 대말레이시아 수입량을 감소 영향 때문으로 보인다.

한편, 1차 상품 수입함수의 비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL 모형 결과를 보면 중국, 필리핀, 태국과 베트남에 있어 환율과 상대가격을 장기균형 관계가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 또한, 환율과 상대가격이 수입량은 정(+)의 영향이 나타났는데, 이는 가공하지 않은 원재료로 구성된 1차 상품에 있어 필수적 구입해야 하는 특성이 판단되기 때문이다. 비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 베트남은 통계적으로 환율과 상대가격을 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났지만, 전체적으로 1차 상품에서 한국의 대중국, 아세안 5개국 수입량과 상대가격 비대칭성이 미미하다는 것으로 볼 수 있다.

<표 4-8> 1차 상품 수입함수의 장기 관계 결과

	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	6.41	3.43	-0.63	3.31*	1.95	3.11***
rpt	-0.05	0.77	0.49**	1.35***	0.39*	0.84***
gdp	0.20	0.27	-1.84***	0.81**	0.28	1.93***
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	2.78	4.86	-1.28	3.50*	3.43	3.84**
e-	7.13**	7.67	1.06	1.03	5.14*	1.58
rpt	-0.74***	0.43	0.23	1.12***	0.31**	0.68***
gdp	3.49***	2.86	0.30	-1.26	1.77*	0.15
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	-27.18	1.30	-1.86	1.75	-0.32	1.57**
rpt+	88.23	-25.16	2.11	6.19*	2.66	3.28**
rpt-	-26.68	4.09	0.60	2.38**	0.37	1.40**
gdp	-213.27	53.80	-4.77	-6.70	-4.34	-1.83

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3. 단기균형 관계 분석

3.1 선형 관계 분석

수입함수 단기균형 관계 선형 ARDL 모형을 이용하여 살펴본 결과는 <표 4-9>에

<표 4-9> 1차 상품 수입함수의 단기 관계 결과 (선형 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	Adjusted R^2		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
중국	e	-2.54	-5.86**												-0.17***	0.14
	rpt	-2.46**	-0.74	0.30	0.80	-0.24	-0.82	1.17	2.13**	-2.04*	3.55***					
인도네시아	e	-1.24	-4.57**											-0.31***	0.07	
	rpt	-2.21**														
말레이시아	e	-5.12**												-0.74***	0.25	
	rpt	-1.38														
필리핀	e	-1.91	-5.60**											-0.49***	0.20	
	rpt	-2.53**														
태국	e	-2.76	-6.52***											-0.53***	0.20	
	rpt	-2.11**	-0.95	0.53	0.96	-0.05	-0.87	0.95	2.23**	-2.00*	3.19***					
베트남	e	-2.06	-7.15***											-0.61***	0.17	
	rpt	-1.84*														

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

제시돼 있다. <표 4-9>을 보면, 중국, 말레이시아, 태국은 환율의 변화에 따른 상대가격의 변화보다 수입량과의 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 Orcutt의 가설을 부합한다고 볼 수 있지만, 이 중에서 <표 4-7>의 중국은 공적분이 존재하지 않기 때문에 Orcutt의 가설을 부합한다는 결론을 내릴 수 없다. 한편, 인도네시아, 필리핀, 베트남은 상대가격의 반응이 환율의 반응보다 더 빠른 것으로 나타났지만, 인도네시아는 공적분이 존재하지 않은 것으로 나타났으며, Orcutt의 가설의 반대되는 반응을 보인다고 단정할 수 없다.

3.2 비선형 관계 분석

환율의 비대칭적 변화가 대중국과 아세안 5개국 1차 상품 수입량에 미치는 영향은 <표 4-10>에 요약돼 있다. <표 4-10>을 보면, 시차 반응을 통하여 알 수 있듯이 중국, 말레이시아, 태국, 베트남은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 볼 수 있다. 더욱이 중국, 말레이시아, 베트남은 환율이 상승할 때가 환율이 하락할 때보다 더 빨리 반응하는 것으로 나타났다. 즉, 한국의 대중국, 말레이시아, 베트남은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 더 빨리 대 1차 상품의 수입량에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 환율이 상승할 때가 환율의 하락할 때보다 그 반응 속도가 더 빠른 것을 알 수 있다. 이는 환율이 상승할 때 환율이 하락이나 상대가격의 변화보다 대1차 상품의 수입에 더 빠른 것으로 의미한다. 태국은 환율의 변화가 상대가격보다 반응이 빠른 것으로 나타났지만, 환율이 하락할 때가 상승할 때보다 반응이 더 빠른 것으로 나타났다. 따라서 이 국가들은 1차 상품 수입에 있어 Orcutt의 가설에 부합할 뿐만 아니라 환율의 비대칭적 반응도 존재한다고 볼 수 있다. 이외에 필리핀은 상대가격이 환율보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다.

한편, <표 4-11>은 비대칭적 상대가격 변화에 대한 1차 상품에서 한국의 대중국과 아세안 5개국 수입량 반응을 나타내고 있다. 시차 반응을 통하여 알 수 있듯이 인도네시아, 필리핀은 상대가격의 변화가 환율의 변화보다 대1차 상품 수입량에 더 빨리 반응하는 것으로 나타났다. 반면에 중국, 태국과 베트남은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 또한, 이 국가들은 환율의 비대칭 변화에 대한 반응과 같이 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 반응

<표 4-10> 1차 상품 수입함수의 단기 관계 결과 (비대칭 환율 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	Adjust R^2		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
중국	e+	1.39													-0.50***	0.18
	e-	-18.32**	-37.38***													
	rpt	-2.14**	-0.28	0.25	0.82	-0.06	-1.09	1.38	2.34**	-1.79*	3.39***	1.55				
인도네시아	e+	1.77												-0.36***	0.09	
	e-	-11.09	-21.38***													
	rpt	-1.81*														
말레이시아	e+	-1.06												-0.83***	0.33	
	e-	-28.01**	-25.28**													
	rpt	-1.02	-0.22	1.38	1.25	-1.44	-0.47	-0.31	2.63**	-1.31	3.34***					
필리핀	e+	2.43*												-0.69***	0.19	
	e-	-15.69*	-17.14**													
	rpt	-1.77*														
태국	e+	8.74	-6.89	-9.07	14.65*	-21.78**	16.84*	-28.42***						-0.78***	0.26	
	e-	-32.62***	-22.56**													
	rpt	-1.66*	-1.09	0.46	0.37	-0.02	-1.70	1.53	1.85*	-1.80*	3.35***					
베트남	e+	2.59*												-0.68***	0.19	
	e-	-22.33***	-29.65***													
	rpt	-1.03														

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-11> 1차 산품 수입함수의 단기균형 관계 결과 (비대칭 상대가격 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	Adjust R^2	
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11
중국	e	-3.28	-6.52**											-0.01***	0.23
	rpt+	2.82	-0.60	-4.30	-0.86	-4.66	-3.86	2.44	8.44**	-8.74**	14.00***	8.55**			
	rpt-	-16.85***													
인도네시아	e	-1.91	-4.73**										0.05***	0.13	
	rpt+	1.36***													
	rpt-	-13.74***													
말레이시아	e	-5.41**											-0.72***	0.27	
	rpt+	1.51**													
	rpt-	-8.58***													
필리핀	e	-2.20	-6.06**										-0.35***	0.23	
	rpt+	2.19***													
	rpt-	-11.89***													
태국	e	-3.46	-6.71***										-0.51***	0.24	
	rpt+	0.87	-0.24	-2.26	2.31	-2.45	-3.46	1.40	9.13**	-10.08**	12.14***	7.25*			
	rpt-	-12.47***													
베트남	e	-3.19	-6.75***										-0.63***	0.23	
	rpt+	6.89	-2.28	-5.50	-0.90	-6.93	-2.75	0.19	4.39	-13.15***	10.24**				
	rpt-	-11.87***													

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

이 빠른 것으로 나타난 것으로 나타났다. 상대가격의 변화에 대한 비대칭적 반응을 보면 중국, 태국, 베트남은 상대가격의 하락이 상승보다 1차 상품 수입 반응이 더 빠른 것으로 나타났다.

3.3 단기균형 관계 분석 요약

<표 4-12> 1차 상품 단기균형 관계 분석 결과

1차 상품	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	x	x	-	-	-	-
rpt	x	x	x	-	-	-
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	+	x	-	+	+	+
e-	-	x	-	-	-	-
rpt	-	x	+	-	-	x
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	-	-	-	-	-	-
rpt+	+	+	+	+	+	-
rpt-	-	-	-	-	-	-

주: 'x'은 통계적으로 유의미하지 않음을 의미함.

환율과 상대가격이 대수입량 1차 상품의 단기균형 관계가 <표 4-12>에 제시되어 있다. 결과를 보면 한국의 대중국, 필리핀, 태국, 베트남은 환율의 상승은 수입과정(+)의 관계로 나타났으며 하락이 수입과 부(-)의 관계로 나타났다. 반면에 필리핀에 있어 환율이 상승과 하락이 수입량과 부(-)의 관계로 나타났다. 또한, 상대가격이 변화의 경우, 대중국, 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 태국은 상대가격의 상승은 수입량과 정(+)의 영향으로 나타났고 상대가격의 하락은 부(-)의 관계가 볼 수가 있다.

제3절 중간재 실증 분석

1. 공적분 관계 분석

<표 4-13>은 중간재에 있어 한국의 대중국과 아세안 5개국 변수들 간의 공적분 분석한 결과이다. 우선 선형 ARDL 모형의 경우, 태국은 F-통계량 값이 유의수준 범위보다 작으며, 공적분이 존재하지 않은 것으로 나타났다. 베트남은 10% 유의수준의 범위 내에 있으므로 공적분이 완전히 볼 수 없다며, Lack of cointegration으로 나타났다. 비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 베트남은 NO cointegration으로 공적분 존재하지 않은 것으로 나타났다. 비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 베트남만은 Lack of cointegration으로 나타났으며, 나머지 국가들은 공적분이 존재하는 것으로 나타났다.

<표 4-13> 중간재 공적분 분석 결과

국가	Linear ARDL		Nonlinear ARDL (asymmetric exchange rate)		Nonlinear ARDL (asymmetric relative price)	
	F-stat	Decision	F-stat	Decision	F-stat	Decision
중국	5.82	Cointegration	8.02	Cointegration	4.99	Cointegration
인도네시아	7.41	Cointegration	7.79	Cointegration	9.21	Cointegration
말레이시아	3.78	Cointegration	3.94	Cointegration	3.91	Cointegration
필리핀	6.48	Cointegration	6.20	Cointegration	5.90	Cointegration
태국	1.78	NO cointegration	5.26	Cointegration	3.40	Cointegration
베트남	2.44	Lack of cointegration	2.19	NO cointegration	2.89	Lack of cointegration

주: 1) Pesaran et al.(2001) Table C1(ii)의 Bound test 값을 기초하여 10% 유의수준에서 독립변수(K)가 3개일 때 F-값 범위는 (2.37, 3.20)이고, 독립변수(K)가 4개 일 때 F-값 범위는 (2.20, 3.09)임.

2) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는 것임.

2. 장기균형 관계 분석

중간재에 있어 환율과 상대가격이 수입과 장기균형 관계에 분석한 결과는 <표 4-14>에 제시돼 있다. 우선, 선형 ARDL 모형의 경우, 공적분이 존재하는 국가를 중심으로 살펴보면, 한국 대중국, 인도네시아, 말레이시아는 환율이나 상대가격이 수입량과 각각 부(-)와 정(+)의 관계가 갖는 것이고 필리핀, 베트남은 환율과 상대가격이 각각 정(+)과 부(-)의 관계가 나타났다. 더욱이 중국, 인도네시아, 필리핀은 환율이 중간재 수입량과 통계적으로 1% 유의수준에 있어 유의미하는 것으로 나타났다. 즉 환율의 상승은 한국의 대중국, 인도네시아 중간재 수입량을 하락시키고 대필리핀 중간재 수입량 상승시키는 것으로 해석할 수 있다. 또한, 인도네시아, 말레이시아, 필리핀은 상대가격의 장기균형 관계가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 즉 상대가격의 상승은 한국의 대인도네시아와 말레이시아 중간재 수입량을 증가시키고 대필리핀 중간재 수입량을 감소시키는 것으로 알 수가 있다. 한국의 소득에 대해서는 중국, 인도네시아, 말레이시아, 베트남은 정(+)의 관계가 존재한다.

한편, 중간재에 있어 비대칭 환율과 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형을 전체적으로 보면 한국의 대중국, 인도네시아, 말레이시아는 비대칭 환율은 부(-)와 상대가격은 정(+)의 장기균형 관계가 통계적으로 유의미하고 수입량 반응은 동일하지 않은 것이 볼 수가 있다. 또한, 한국의 소득에 대하여 정(+)의 관계가 존재한다. 이는 이런 국가들에서 환율이 하락이나 한국의 소득이 증가하면 수입이 증가한다는 것으로 일반적인 경제학 이론에 부합한다는 것이 알 수 있지만, 상대가격이 중간재의 정의와 마쳤다는 것을 판단할 수가 있다. 또한, 필리핀은 환율의 상승과 하락이 수입량과 정(+)의 관계로 나타났고 상대가격이 부(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 4-14> 중간재 수입함수의 장기균형 관계 결과

	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	-1.90***	-1.44***	-0.42	0.94***	-0.20	1.99
rpt	0.17	1.49***	1.17***	-0.96***	0.39	-0.90
gdp	2.03***	0.95***	1.34***	-0.12	1.35***	5.43***

비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	-3.05***	-1.69*	-1.46*	2.95***	-1.20	4.68**
e-	-0.50	-1.48	-1.82	4.56***	-3.33	-2.10
rpt	0.58*	1.55***	1.13***	-0.86***	0.45	-1.17
gdp	4.48***	1.12*	1.02	1.34**	-0.59	-1.10
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	-1.29***	-1.13***	-0.87	1.66***	-3.06	0.17
rpt+	0.32	4.46***	3.21***	-2.73***	4.11	-11.39**
rpt-	1.64*	4.04***	2.31***	-1.08	-1.91	23.01**
gdp	3.37***	0.69	0.58	1.34**	-3.84	0.37

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3. 단기균형 관계 분석

3.1 선형 관계 분석

한국의 대중국, 아세안 5개국은 중간재 수입에 있어 변수들 간의 단기균형 관계가 선형 ARDL 모형을 이용하여 살펴본 결과는 <표 4-15>에 제시돼 있다. <표 4-15>을 보면 중국, 인도네시아, 말레이시아, 베트남은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 Orcutt의 가설을 부합한다고 볼 수가 있다. 한편, 태국은 상대가격의 변화가 환율의 변화보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이외에 필리핀은 환율과 상대가격의 반응 속도가 같은 것으로 나타났다.

3.2 비선형 관계 분석

환율의 비대칭적 변화가 한국의 대중국과 아세안 5개국 중간재 수입량에 미치는 영향은 <표 4-16>에 요약돼 있다. <표 4-16>을 보면, 시차 반응을 알 수 있듯이 중국, 말레이시아에서는 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 더 빠른 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이는 Orcutt의 가설을 부합한다고 볼 수가 있다. 인도네시아, 필리핀, 태국의 경우, 상대가격의 변화가 환율의 변화보다 반응 속도가 더 빠

<표 4-15> 중간재 수입함수의 단기균형 관계 결과(선형 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)													EC_{t-1}	Adjust R^2
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11			
중국	e	0.93***	-0.60	-0.77**											-0.14***	0.58
	rpt	-1.31***	0.76*	0.93**	0.03	-0.22	0.44*	0.04	-0.04	-0.08	-0.35	0.39	-0.83***			
인도네시아	e	0.75												-0.37***	0.39	
	rpt	-0.26	-0.39	0.62	-1.01*	-0.54	-0.12	-0.41	-0.95*	-1.00						
말레이시아	e	-0.13												-0.31***	0.46	
	rpt	0.36***														
필리핀	e	1.59**	-1.41*											-0.33***	0.39	
	rpt	-0.54	2.60***													
태국	e	0.18	-0.62*	0.38	-1.01***	0.18	-0.69*	0.65*	0.19	-0.28	0.29	-0.01	-1.02***	-0.16***	0.44	
	rpt	0.06														
베트남	e	0.13												-0.07***	0.44	
	rpt	-0.85*														

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-16> 중간재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 환율 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)												EC_{t-1}	Adjusted R^2	
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11			
중국	e+	1.91*	-1.59	-1.55	-1.78*										-0.18***	0.59
	e-	2.29**														
	rpt	-1.27***	0.39	0.39	0.20	-0.26	0.30	-0.12	-0.17	-0.18	-0.45*	0.23	-1.00***			
인도네시아	e+	3.91*	-4.98*	-1.71	0.63	-2.15	-0.38	-3.68***	-5.10***						-0.37***	0.42
	e-	-0.55														
	rpt	-0.83	0.16	0.66	-1.42**	-0.70										
말레이시아	e+	2.81*												-0.36***	0.48	
	e-	-2.93	6.24***													
	rpt	0.04	-1.42**													
필리핀	e+	6.19***	-6.17***	-2.73										-0.38***	0.42	
	e-	1.73***														
	rpt	-0.92	2.39***													
태국	e+	0.35	-3.63***	1.03	-4.61***	0.77	-0.96	1.90	2.48**	-0.63	1.75	0.37	-2.69**	-0.21***	0.48	
	e-	0.77	2.64*	1.37	2.75*											
	rpt	0.09														
베트남	e+	0.60*												-0.13***	0.40	
	e-	-0.27														
	rpt	-0.15														

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-17> 중간재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 상대가격 ARL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	$Adjust R^2$		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
중국	e	0.60*	-0.74**												-0.19***	0.61
	rpt+	-2.13*	1.65	0.41	-1.74*	-0.80	4.55***	0.04	-0.75	-0.22	-1.63*	2.35**	-4.03***			
	rpt-	-2.80**	1.95	1.50	0.86	-0.03	-2.60***									
인도네시아	e	-0.49***												-0.43***	0.43	
	rpt+	2.47	-3.16	0.25	-2.55	-6.71***	-0.22	0.10	-5.35***	-6.32***						
	rpt-	1.74***														
말레이시아	e	-0.37	1.40**											-0.34***	0.48	
	rpt+	2.38	-6.14***													
	rpt-	0.77**														
필리핀	e	1.46**	-0.48	-1.48**										-0.39***	0.42	
	rpt+	3.05														
	rpt-	-4.27*	6.32**	4.32*												
태국	e	0.02	-0.38	0.51	-0.82**	0.32	-0.58*	0.77**	0.27	-0.19	0.39	0.10	-0.84***	-0.12***	0.46	
	rpt+	0.51***														
	rpt-	-0.24														
베트남	e	-0.75												-0.01***	0.26	
	rpt+	-1.53	0.51	1.40	-1.52	1.28	4.04*	-1.36	-0.61	1.61	-1.35					
	rpt-	-1.29**														

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

른 것으로 나타났다. 환율의 비대칭적 반응을 중심으로 살펴보면 중국, 인도네시아, 필리핀, 태국은 환율의 하락은 상승보다 중간재 수입 반응이 더 빠른 것으로 나타났고 말레이시아는 환율의 상승은 하락보다 반응이 더 빠른 것을 알 수가 있다. 이는 중국, 인도네시아, 필리핀, 태국과 말레이시아는 중간재 수입에 있어 환율의 비대칭적 반응이 존재한다고 볼 수가 있다. 베트남은 환율과 상대가격이 같은 반응 속도로 나타났지만, 공격분이 존재하지 않아 Orcutt의 가설을 부합하거나 반대되는 반응을 보인다고 판정할 수가 없다.

상대가격을 비대칭적 변화가 한국의 대중국과 아세안 5개국 중간재 수입량에 미치는 영향은 <표 4-17>에 요약돼 있다. <표 4-17>을 보면, 시차 반응을 알 수 있듯이 한국의 대말레이시아, 태국에서는 상대가격의 변화가 환율의 변화보다 수입 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 반면에 중국, 인도네시아, 필리핀은 환율이 변화의 반응이 상대가격이 변화의 반응보다 더 빠르게 나타났으며 이는 Orcutt의 가설을 부합한다고 해석할 수가 있다. 또한, 상대가격을 비대칭적 중심으로 보면 중국, 인도네시아, 말레이시아, 필리핀과 베트남은 상대가격의 하락이 상승보다 수입 반응이 더 빠르게 나타난 것으로 이 국가들은 비대칭적 존재한다고 해석할 수가 있다.

3.3 단기균형 관계 분석 요약

<표 4-18> 중간재 단기균형 관계 분석 결과

중간재	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	+	x	x	+	x	x
rpt	-	-	+	+	x	-
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	+	+	+	+	-	x
e-	+	-	+	+	+	x
rpt	-	-	-	+	+	x
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	+	-	+	+	-	x
rpt+	-	-	-	x	+	+
rpt-	-	+	+	-	-	-

주: 'x'은 통계적으로 유의미하지 않음을 의미함.

중간재에 있어 환율과 상대가격이 수입과 어떤 관계가 있는지에 요약 결과를 <표 4-18>에 제시하였다. 비대칭 환율의 경우를 보면 대중국, 말레이시아와 필리핀은 환율의 상승과 하락이 수입과 정(+)의 관계로 나타났다. 대인도네시아는 환율의 상승은 대수입량 정(+)의 영향으로 나타났지만, 하락이 부(-)의 영향으로 나타났다. 반면에 대태국의 경우 반대로 나타난 것을 볼 수가 있다. 비대칭 상대가격의 중심으로 살펴보면 중국의 경우, 상대가격의 상승과 하락이 단기적으로 수입과 부(-)의 영향으로 나타났다. 또한, 인도네시아와 말레이시아는 상대가격의 상승이나 하락이 대수입량 각각 부(-)와 정(+)의 관계로 나타났으며, 대태국과 베트남에 반대하는 결과로 나타났다.

제4절 최종재 실증 분석

1. 공적분 관계 분석

최종재에 있어 변수들 간의 공적분 관계가 있는지에 대한 분석결과는 <표 4-19>에 제시돼 있다. 우선 선형 ARDL 모형의 경우, 모든 변수는 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 비대칭 환율을 고려한 경우, 인도네시아, 말레이시아, 베트남은 F-통계량 값이 10% 유의수준의 F-값 범위 내에 있으므로 Lack of cointegration으로 나타났다. 비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 국가 인도네시아는 F-통계량 값이 F-통계량 값이 하한 유의수준보다 더 작다며, 귀무가설을 기각하지 못하여 공적분이 존재하지 않은 것으로 나타났다. 말레이시아는 lack of cointegration으로 나타났다.

<표 4-19> 최종재 공적분 분석 결과

국가	Linear ARDL		Nonlinear ARDL (asymmetric exchange rate)		Nonlinear ARDL (asymmetric relative price)	
	F-stat _t	Decision	F-stat _t	Decision	F-stat _t	Decision
중국	5.05	Cointegration	4.34	Cointegration	4.30	Cointegration
인도네시아	4.34	Cointegration	2.33	Lack of cointegration	2.11	No cointegration

말레이시아	3.53	Cointegration	2.54	Lack of cointegration	2.35	Lack of cointegration
필리핀	5.08	Cointegration	5.69	Cointegration	4.55	Cointegration
태국	7.95	Cointegration	6.86	Cointegration	7.01	Cointegration
베트남	4.93	Cointegration	2.89	Lack of cointegration	9.06	Cointegration

주: 1) Pesaran et al.(2001) Table CI(ii)의 Bound test 값을 기초하여 10% 유의수준에서 독립변수(K)가 3개일 때 F-값 범위는 (2.37, 3.20)이고, 독립변수(K)가 4개일 때 F-값 범위는 (2.20, 3.09)임.

2) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는 것임.

2. 장기균형 관계 분석

최종재에 있어 환율과 상대가격이 수입과 장기균형 관계에 분석한 결과는 <표 4-20>에 제시돼 있다. <표 4-20>을 보면 우선, 선형 ARDL 모형의 경우, 환율이 중국, 말레이시아, 필리핀, 베트남 수입량과 장기균형 관계를 정(+)의 영향으로 나타났고 인도네시아, 태국 수입량과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 상대가격이 인도네시아 수입량과 정(+)의 영향을 갖는 것이고 중국, 말레이시아, 필리핀, 태국, 베트남 수입량과 부(-)의 관계를 갖는 것을 알 수 있다. 이 중에서는 베트남만 환율과 상대가격의 장기균형 관계가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 비대칭 환율과 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형의 경우, 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 최종재 수입량은 환율과 상대가격의 비대칭적 전체적으로 미미하다는 것으로 볼 수 있다.

<표 4-20> 최종재 수입함수의 장기균형 관계 결과

	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	0.55	-2.52	3.87	0.86	-0.47	-22.15*
rpt	-1.35	3.49	-2.41	-1.11	-0.46	-23.25*

gdp	0.85	3.75***	0.26	0.93	1.09***	-4.20
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	-3.15	-5.34	6.57	6.95	-1.25	-9.84
e-	-1.84	-5.55	2.11	-2.92	-1.28	-21.96*
rpt	0.65	3.10	-1.44	-2.70	-0.33	2.83
gdp	2.98**	3.43*	-3.15	-8.46	1.10*	-5.62**
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	-1.90	-0.74	2.57	2.96	-0.53	-6.55
rpt+	2.61	0.54	-2.78	-5.13	-0.93	13.16
rpt-	4.06	-1.03	-5.11	-11.27	-1.11	-2.40
gdp	3.11*	1.20	-1.07	-4.64	0.94	-6.51**

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

3. 단기균형 관계 분석

3.1 선형 관계 분석

한국의 대중국, 아세안 5개국은 최종재 수입에 있어 변수들 간의 단기균형 관계가 선형 ARDL 모형을 이용하여 살펴본 결과는 <표 4-21>에 제시돼 있다. <표 4-21>을 살펴보면 시차를 통하여 알 수 있듯이 중국, 인도네시아, 태국, 베트남은 환율의 반응이 상대가격의 반응보다 빠른 것으로 나타났다. 이는 Orcutt의 가설과 부합한다고 볼 수가 있다. 반면에 말레이시아, 필리핀은 상대가격 변화에 따른 수입량 반응이 환율 변화에 따른 반응보다 더 빠른 것으로 나타났다.

3.2 비선형 관계 분석

환율의 비대칭적 변화가 한국의 대중국과 아세안 5개국 최종재 수입량에 미치는 영향은 <표 4-22>에 요약돼 있다. <표 4-22>를 보면, 인도네시아, 베트남은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 더 빠른 반응을 보이는 것으로 나타났다. 더욱이 환율이 상승할 때가 환율이 하락할 때보다 더 빨리 반응하는 것으로 나타났다. 이는

<표 4-21> 최종재 수입함수의 단기균형 관계 결과(선형 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)													EC_{t-1}	Adjust R^2
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11			
중국	e	-0.64	0.67	-1.17	3.08***	0.36	-1.48**	-1.58**							-0.10***	0.63
	rpt	0.67	-0.87	1.02	-4.07***	-0.91	1.66*	1.46*	-0.21	-0.03	-0.82**	0.62*				
인도네시아	e	-0.41	2.51**											-0.22***	0.50	
	rpt	-0.22	-2.97**	-1.23*	0.54	-1.00	0.40	-1.39**	0.52	-2.52***	0.76	-0.78	-1.03*			
말레이시아	e	-1.14	-0.41	0.16	2.50**	-2.19**	-0.93	-2.13**	-0.30	-0.10	-0.38	3.43***	-1.04***	-0.11***	0.38	
	rpt	1.02	0.66	-0.45	-2.66**	1.97*	0.44	2.74**	-0.10	-0.32	0.45	-3.71***				
필리핀	e	0.83**												-0.16***	0.15	
	rpt	-0.17														
태국	e	-0.17												-0.36***	0.46	
	rpt	0.88**	0.57													
베트남	e	-0.41	1.66*	-0.84	1.72**	1.91**								-0.05***	0.58	
	rpt	0.24	-2.38**	0.35	-0.95	-2.67***	0.46	-0.19	1.25***	-0.46	-0.13	1.18***	-0.60			

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-22> 최종재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 환율 ARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	$Adjust R^2$		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
중국	e+	-2.84	1.66	-4.29**	7.95***										-0.15***	0.62
	e-	-2.34	3.21*	-0.42	6.29***	0.02	-2.28*									
	rpt	1.12	-1.01	0.98	-4.29***											
인도네시아	e+	5.48*												-0.22***	0.51	
	e-	-3.86	5.07**													
	rpt	-1.47	-1.32*	-1.19*	0.66	-1.28**	0.57	-1.62***	0.40	-2.38***	0.77	-0.72	-1.07*			
말레이시아	e+	0.44												-0.07***	0.30	
	e-	0.14														
	rpt	-0.10														
필리핀	e+	4.67***												-0.09***	0.33	
	e-	-0.27														
	rpt	-0.25														
태국	e+	-0.44												-0.35***	0.46	
	e-	-0.61	2.94***													
	rpt	0.95**														
베트남	e+	-1.04	3.03	-5.28**	5.61**	3.31								-0.12***	0.63	
	e-	0.73	4.21	0.65*	2.94	6.98***	-3.35*									
	rpt	0.20	-1.82*	1.33	-0.73	-2.43**	1.41**	0.25	1.40***	0.07	0.18	1.27***				

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-23> 최종재 수입함수의 단기균형 관계 결과(비대칭 상대가격 AARDL 모형)

국가	변수	시차(lag)											EC_{t-1}	$Adjust R^2$		
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			11	
중국	e	-1.24*	1.26	-1.24	3.21***										-0.14***	0.61
	rpt+	2.24	-3.69*	0.99	-9.53***											
	rpt-	3.54	-1.81	4.57*	-10.49***											
인도네시아	e	-0.19												-0.25***	0.50	
	rpt+	0.14														
	rpt-	-2.84	0.06	0.50	3.86	-3.97	6.16**	-5.54**	4.65*	-9.55***	4.17*	-0.94	-5.87***			
말레이시아	e	0.20												-0.08***	0.30	
	rpt+	-0.21														
	rpt-	-0.39														
필리핀	e	1.25***												-0.12***	0.31	
	rpt+	-0.61														
	rpt-	-1.34														
태국	e	-0.18												-0.34***	0.47	
	rpt+	2.74***														
	rpt-	1.19	4.25***													
베트남	e	0.15	1.42***	-0.23	1.28***	0.01	0.54	-0.11	1.18***	0.14	0.17	1.17***		-0.11***	0.60	
	rpt+	-0.11	-5.89***													
	rpt-	-0.26														

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

환율의 상승할 때 환율의 하락이나 상대가격의 변화보다 한국의 대인도네시아와 베트남 최종재 수입은 더 빠르게 영향을 미친다는 것으로 알 수가 있다. 따라서 이 국가들은 Orcutt의 가설에 부합할 뿐만 아니라, 환율의 비대칭적 반응이 존재한다고 볼 수 있다. 이외에 필리핀과 말레이시아의 경우, 환율과 상대가격의 반응 속도가 같은 것으로 나타난 것으로 보이고 중국과 태국은 상대가격이 환율보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났다.

상대가격을 비대칭적 변화가 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 최종재 수입량에 미치는 영향은 <표 4-23>에 요약돼 있다. <표 4-23>을 보면 시차 반응을 통하여 알 수 있듯이 베트남은 상대가격의 변화가 환율의 변화에 대한 반응보다 빠른 것으로 나타났다. 더욱이 상대가격이 하락은 상승보다 수입 반응이 더 빠른 것으로 나타났다. 반면에 중국, 인도네시아, 태국은 환율의 변화가 상대가격의 변화보다 반응 속도가 더 빠른 것으로 나타났지만, 이 중에는 인도네시아는 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타나 Orcutt의 가설을 부합한다는 것을 볼 수가 없다. 또한, 태국은 상대가격의 상승은 하락보다 수입 반응이 더 빠른 것으로 나타났다.

3.3 단기균형 관계 분석 요약

<표 4-24> 최종재 단기균형 관계 분석 결과

최종재	중국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	베트남
선형 ARDL						
e	+	+	+	+	x	+
rpt	-	-	-	x	+	-
비대칭 환율을 고려한 비선형 ARDL						
e+	-	+	+	+	-	-
e-	+	+	+	-	+	+
rpt	-	-	-	-	+	-
비대칭 상대가격을 고려한 비선형 ARDL						
e	-	x	+	+	-	+
rpt+	-	x	-	-	+	-
rpt-	+	x	-	-	+	-

주: 'x'은 통계적으로 유의미하지 않음을 의미함.

환율과 상대가격의 대최종재 수입이 어떤 관계가 미치는지에 결과가 <표 4-24>에 볼 수가 있다. 비대칭 환율을 중심으로 하는 경우, 중국, 대국과 베트남에 있어 환율의 상승은 수입과 부(-)의 관계로 나타났고 환율의 하락은 수입과 정(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한, 인도네시아와 말레이시아에서는 환율의 상승과 하락이 수입과 정(+)의 단기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 비대칭 상대가격을 고려한 경우, 중국에 있어 상대가격의 상승이나 하락은 수입량과 각각 부(-)와 정(+)의 관계로 나타났다. 태국의 경우, 상대가격의 상승과 하락이 대수입량을 정(+)의 영향으로 나타났다.

한편, 각 국가에 가공단계별 나눠 분석한 단기균형 관계 결과에 제시된 오차수정항의 계수를 보면, 조정속도 계수가 1% 유의수준에 있어 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며 부(-)의 부호와 1%보다 더 작은 값을 통하여 다시 장기균형으로 돌아가는 것이 알 수가 있다. 모형을 설명력을 나타내는 조정된 결정계수가 비교하면 비대칭 환율이나 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형이 선형 ARDL 모형보다 값이 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 결과에서는 Orcutt의 가설을 부합하는지에 대한 주로 비선형 ARDL 모형의 추정 결과를 통하여 판단된다.

제5장 결론 및 한계점

최근 들어 중국이 대체할 수 있는 ASEAN 시장의 영향력이 커지며, 또한 중-미 무역분쟁 문제 심하여 한국의 처지가 점점 위험해질 뿐이다. 이런 문제를 피하기 위하여 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 향후 교역을 어떻게 변환을 하는지에 대하여 환율과 상대가격을 수입과 어떤 영향을 미치는지 볼 필요성을 제시된다. 따라서 본 연구는 1998~2022년 기간 한국과 중국, ASEAN 5개국 간 월별무역 자료와 ARDL-ECM 오차수정모형을 중심으로 이용하여 환율과 상대가격의 변화가 한국의 대중국, ASEAN 5개국 수입에 미치는 영향을 분석하였다.

구체적으로 한국의 환율과 상대가격이 대중국과 중국이 대체할 수 있는 ASEAN 5개국 수입에 미치는 영향은 Orcutt의 가설과 부합하는지 살펴보기 위하여 분석하였다. 더욱이 경제 현실적인 상황이 접근하기 위하여 환율이나 상대가격의 상승과 하락으로 고려하여 각각에 비대칭적 효과를 장·단기로 구분하여 분석을 시도하였다. 또한, 일부 기존 연구에 있어 국가 간의 '집계 편익' 문제가 완화하기 위하여, BEC 코드 기준으로 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 가공단계별 무역 자료를 이용하여 분석 시도하였다. 즉, 본 연구는 Orcutt의 가설을 성립 여부에 있어 환율과 상대가격 변화에 대한 무역의 비대칭적 효과를 고려하고 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 간 무역에 있어 분석한 뿐만 아니라, 중간재 수입을 중심하는 한국의 경우 '집계 편익'을 완화했다는 측면에서 가공단계별로 나눠 분석했다는 것이 선행연구와 차별화된다.

분석결과를 요약하자면 다음과 같다. 첫째, 각 모형의 조정된 결정계수가 비교를 통하여 주로 설명력이 높은 비대칭적 환율과 상대가격을 고려한 비선형 ARDL 모형을 분석한 단기균형 관계 결과로 Orcutt의 가설을 성립하는가에 보였다. 전체 수입 변수들 이용하여 분석한 결과는 국가 말레이시아와 태국만은 Orcutt의 가설에 부합한다고 볼 수가 있다. 하지만 이보다 가공단계별로 나눠 분석한 결과는 1차 산품에 있어 중국, 말레이시아, 태국, 베트남과 중간재에 있어 국가 중국, 인도네시아, 말레이시아, 필리핀과 최종재에 있어 국가 중국, 인도네시아, 태국, 베트남에서는 동 가설과 더 많이 부합하는 것으로 나타났다. 이는 '집계 편익' 문제가 대Orcutt의 가설을 성립하는지에 대한 영향이 있다고 측면에서도 제시된다.

둘째, 한국의 대중국과 ASEAN 5개국 간 장·단기균형 관계를 상당히 다르다는 결

과가 보였다. 먼저 장기균형 관계에 있어 전체 품목을 중심으로 분석한 결과를 보면 한국의 대중국과 인도네시아는 환율의 수입과 부(-)와 대필리핀은 정(+)¹⁾의 관계가 나타났다. 상대가격이 중국, 필리핀은 수입과 부(-)의 관계가 나타났고 대인도네시아는 수입과 정(+)²⁾의 영향으로 나타났다. 1차 상품의 경우, 대중국, 필리핀, 태국, 베트남은 환율의 정(+)³⁾의 관계로 통계적으로 유의미하게 나타났다. 상대가격이 중국에 부(-)의 관계이지만 국가 말레이시아, 필리핀, 태국, 베트남은 정(+)⁴⁾의 영향으로 나타났다. 중간재의 경우, 대중국, 인도네시아, 말레이시아는 환율이나 상대가격이 대수입량과 각각 부(-)와 정(+)⁵⁾의 관계로 통계적으로 유의미하므로 나타났다. 마지막으로 최종재의 경우, 국가 베트남만은 환율이 수입량과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 나머지 국가들은 최종재 수입에 있어 환율과 상대가격이 관계가 미미하다는 것으로 해석할 수가 있다.

반면에 단기적인 균형 관계 결과를 보면, 대부분에 국가들 환율과 상대가격이 비대칭성이 있다는 것으로 확인하였다. 또한, 전체 품목에 있어, 대중국의 경우, 환율의 변화가 수입량과 정(+)⁶⁾의 관계가 나타났으며, 상대가격의 변화가 수입량과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 대말레이시아와 태국의 경우, 환율의 변화가 수입량과 정(+)⁷⁾의 관계가 나타났는데 대말레이시아 상대가격의 상승은 수입과 부(-)의 관계이고 하락은 정(+)⁸⁾의 관계로 나타났다. 대태국 상대가격의 변화가 반대로 나타났다. 이는 한국의 대중국, 말레이시아와 태국의 수입 비중이 큰 중간재 중심으로 한 분석결과와 같다는 것으로 알 수가 있다. 한국의 대인도네시아의 경우, 전체 품목에 있어, 환율의 상승이나 하락이 수입량과 부(-)의 관계가 나타났으며, 상대가격의 상승은 대수입량 정(+)⁹⁾의 영향이고 하락은 수입과 부(-)의 영향으로 나타났다. 이는 1차 상품의 수입 비중이 큰 인도네시아가 전체 품목에 분석과 1차 상품에 분석이 같은 결과로 나타난 것으로 볼 수가 있다. 대최종재 수입 비중이 중심인 필리핀과 베트남에는 전체 품목에 있어, 최종재의 분석결과와 같이 환율의 상승은 정(+)¹⁰⁾, 하락은 부(-)의 단기균형 관계가 갖는 것으로 나타났다. 상대가격의 상승이나 하락은 부(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

이상과 같은 연구결과를 고려할 때 다음과 몇 가지 정책적 시사점을 제시할 수 있다. 첫째, 미-중 무역분쟁 악화해질수록 한국의 대중국을 대체할 수 있는 ASEAN 시장에 대하여 한-ASEAN 교역 전략이 더 강화하여야 한다. 특히 한국의 대ASEAN 5개국 비대칭 효과를 보면 환율과 상대가격은 대수입에 영향이 국가마다 다르다고 나타났다. 이는 국가별로 제화에 특성에 따라 해당 국가에 있어 반드시, 필요한

것이 있거나 대체할 수 있는 것도 있다. 이런 것을 고려하여 대응 상품을 대응 전략이나 해당 국가와 관계를 유지할지에 대한 전략 방향을 수립할 필요가 있다. 둘째, 한국의 대인도네시아의 경우를 예시로 보면, 단기 관계에 환율과 상대가격의 변화가 직접적인 반응이 상당히 민감하게 변화하는 것으로 나타났다. 이런 부분에서는 국제시장 가격이 변동 효과가 대응하기 위한 별도로 모니터링 시스템(Monitoring-System)을 투입하여 더 하나 분포할 필요가 있다.

한편, 본 연구는 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 공적분 관계분석에 있어 한계검정법을 사용하였는데 한계검정법은 시차에 따라 결과가 민감하게 변하고, 상한과 하한 사이에 F-통계량 값이 존재할 경우 명확한 결론을 제시하지 않는 단점이 있다. 둘째, 한국의 경우 위주로 Orcutt의 가설을 부합하는지에 대한 목적으로 하였기 때문에 수입물량 방정식만 고려하여 수출방정식을 고려하지 못하였다. 마지막으로 선행연구에 있어 제한적으로 다른 한국과 중국, ASEAN 5개국 간 가공단계별 자료를 이용한 점에서 '집계 편의' 문제는 완벽하게 해소되지 못하였다. 따라서 한국과 중국을 대체할 수 있는 ASEAN 국가들이 양국 간 산업별 및 업종별 자료를 이용한 보다 세분화된 분석이나 다양한 분석방법을 향후 연구과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 강성범·이종하(2019), "한국과 중국, 아세안의 무역 및 분업구조 분석," 기업과 혁신연구, 제42권 제4호, pp. 1-38.
- 김규한(1992), "환율변동이 우리나라의 무역에 미치는 영향," 금융경제연구, 제47호, pp. 1-33.
- 김애영·조원길(2011), "비선형 단위근 검정을 이용한 원화환율의 구매력 평가에 관한 실증분석," 한국무역연구원, 제7권 제1호, pp. 49-66.
- 김윤철(1997), "경상수지의 변동요인 분석과 시사점," 조사통계월보, 제51권 제7호.
- 모수원·김창범(2001), "환율변동성과 무역 흐름," 무역학회지, 제26권 제2호, pp. 199-217.
- 이종하·순병민(2019), "한국과 미국 간 무역에서 환율과 상대가격의 비대칭적 효과 분석 :비선형 ARDL 모형을 중심으로," 산업경제연구, 제32권 제4호, pp. 1543-1564.
- 전선애(2013), "환율의 변동성이 국제무역에 미치는 영향: ARDL Bounds 검정 이용," 여성경제연구, 제10권 제1호, pp. 133-164.
- 정근존(1996), "무역수지에 대한 명목 및 실질 환율의 영향: 상대가격의 효과를 중심으로," 국제경제연구, 제2권 제2호, pp. 1-20.
- 조성일·차혜경(2020), "한국 무역수지의 비대칭적 J-곡선 효과에 대한 실증적 분석," 무역통상학회지, 제20권 제5호, pp. 1-22.
- 조정환(2019), "실질 환율이 한국의 대ASEAN 무역수지에 미치는 영향 분석," 무역학회지, 제44권 제1호, pp. 17-30.
- 최남진(2016), "중국 경제가 국내 실물경제에 미치는 영향: 환율과 성장을, 대중국 수출을 중심으로," 동북아 경제연구, 제28권 제2호, pp. 95-125.
- 최석규(2007), "원/달러 환율변동이 무역수지에 미치는 시차효과 검증," 산업경제연구, 제20권 제5호, pp. 2157-2189.
- 통계청, 국가통계포털(KOSIS), <https://www.kosis.kr>.
- 한국무역협회, 무역통계(KITA), <https://ecos.bok.or.kr>.
- 한국은행, 경제통계시스템(ECOS), <https://ecos.bok.or.kr>

- Abbas, S., Nguyen, V.C., Yanfu, Z. and Nguyen, H.T.(2020). "The Impact of China Exchange Rate Policy on its Trading Partners Evidence Based on the GVAR Model. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, Vol. 7, No. 1, pp. 123-129.
- Arndt, S. and Richardson, J.D.(1987). *In Real-Financial Linkages Among Open Economies*, No. 2230, NBER Working Papers
- Baek, J.(2014), "Exchange Rate Effects on Korea-U.S. Bilateral Trade: A New Look," *Research in Economics*, pp. 214-221.
- Bahmani-Oskooee, M.(1986), "Determinants of International Trade Flows: the Case of Developing Countries," *Journal of Economic Development*, Vol. 20, pp. 107-123.
- Bahmani-Oskooee, M. and Durmaz. N.(2016), "Evidence on Orcutt's hypothesis using Turkish-US Commodity Trade." *The Journal of International Trade & Economic Development*, Vol. 26, No.1, pp. 25-44.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ebadi, E.(2015), "Impulse response analysis and Orcutt's hypothesis in trade: evidence from developing countries." *Applied Economics*, Vol. 47, pp. 5739-5744.
- Bahmani-Oskooee, M. and Fariditavana, H.(2015), "Nonlinear ARDL Approach, Asymmetric Effects and the J-curve," *Journal of Economic Studies*, Vol. 42, No. 3, pp. 519-530.
- _____(2016), "Nonlinear ARDL Approach and the J-curve Phenomenon," *Open Economies Review*, Vol. 27, No. 1, pp. 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M. and Wang, Y.(2006), "The J-curve: China Versus Her Trading Partners," *Bulletin of Economic Research*, Vol. 58, No. 4, pp. 323-343.
- Bahmani-Oskooee, M. and Zang, R.(2014), "Is There J-curve Effect in the Commodity Trade Between Korea and Rest of the World?," *Economic Change and Restructuring*, Vol. 47, pp. 227-250.
- Bahmani-Oskooee, M. and Kara, O.(2003), "Relative Responsiveness of Trade Flows to a Change in Prices and Exchange Rate," *Applied Economics*, Vol. 17, pp. 293-308.

- _____ (2008), "Relative Responsiveness of Trade Flows to a Change in Prices and Exchange Rate in Developing Countries," *Journal of Economic Development*, Vol. 33, pp. 147-1.
- Dash, A.K., Dutta, S. and Paital, R.R.(2018), "Bilateral Export Demand Function of India: An Empirical Analysis." *Theoretical Economics Letters*, Vol. 8, No. 11, pp. 2330-2344.
- DeGrauwe, P.(1988), "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, Vol. 35, pp. 63-84.
- DeGrauwe, P. and Bellefroid, B.(1986), "Long-Run Exchange Rate Variability and International Trade," *International Economics Research Paper*, Vol. 50.
- Edwards, S.(1989), "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries, Baltimore: The Johns Hopkins University Press," *The World Bank Research Observer*, Vol. 4, No. 1, pp. 3-21.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J.(1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- Granger C.W. and Newbold, P.(1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 2, pp. 111-120.
- Hsing, H.M. and Savvides, A.(1996), "Does a J-curve exist for Korea and Taiwan?," *Open Economies Review*, Vol. 7, pp. 126-145.
- Jung, K.J.(1996), "The Effect of Exchange Rate in Korea's Bilateral Trade Flows." *Kukjae Kyungje Yongu(in Korean)*, Vol. 32, No. 2, pp. 239-61.
- Junz, H.R. and Rudolf R.(1973), "Price Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries," *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 63, pp. 412-418.
- Kang, J.W. and Dagli, S.(2018). "International Trade and Exchange Rates." *Journal of Applied Economics*, Vol. 21, No. 1, pp. 84-105.
- Khachatryan, G. A. and Grigoryan, A.(2020). "Export Growth Dynamics and Real Exchange Rate: Evidence from Armenia." *International Economic Journal*, Vol. 34, No. 3, pp. 493-509.

- Kim, A.(2009), "An Empirical Analysis of Korea' s Trade Imbalances with the US and Japan." *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 14, No. 3, pp. 211-26.
- Kremers, J.J.M., Ericson, N.R. and Dolado, J.J.(1992), "The Power of cointegration tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, No. 3, pp. 325-48.
- Marwah, K. and Klein, L.R.(1996), "Estimation of J-curves: United States and Canada," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29, No. 3, pp.523-539.
- Nuyen, V.C. and Do, T.T.(2020). "Impact of Exchange Rate Shocks, Inward FDI and Import on Export Performance: a Cointegration Analysis." *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, Vol. 7, No. 4, pp. 163-171.
- OECD, <https://data.oecd.org>
- Orcutt, G.H.(1950), "Measurement of Price Elasticities in International Trade," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32, pp. 117-132.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y.(1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," *In S. Strom (Ed.), Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, pp. 371-413. Cambridge:Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J.(2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326.
- Rehman, K.ul., Rehman, A.M,ur., Masood, S. and Dr. Malek, N.M.(2018), "An Empirical Investigation of Orcutt' s Hypothesis:Evidence from Selected Developed and Developing Countries." *International Journal of Research and Innovation in Social Science (IJRISS)*, Vol. 2, No. 8, pp. 6-16.
- Saqib, U.k. and Amanat, Ali1., "TESTING THE ORCUTT HYPOTHESIS:EVIDENCE FROM PAKISTAN' S BILATERAL TRADE FLOWS," *Pakistan Economic Review*, 3:2 (Winter 2020), pp. 80-91.
- Shahbaz, M., Jalil, A. and Islam, F.(2012). "Real exchange rate changes and the trade balance: The evidence from Pakistan." *The International Trade*

- Journal, Vol. 26, No. 2, pp. 139-153.
- Shin Y., Yu, B. and Greenwood, M.M.(2014), "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework," *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, pp. 281-314.
- Tegene, A.(1989), "On the Effects of Relative Prices and Effective Exchange Rates on Trade Flows of LDCs," *Applied Economics*, Vol. 21, pp. 1447-1463.
- _____(2006), "Trade Flows Relative Prices and Effective Exchange Rates: a VAR on Ethiopiandata," *Applied Economics*, Vol. 23, No. 8, pp. 1369-1375.
- Trinh, P.T.T.(2014), "The Impact of Exchange Rate Fluctuation on Trade Balance in the Short and Long Run: the Case of Vietnam." *Journal of Southeast Asian Economies*, Vol. 31, No. 3, pp. 432-452.
- United Nation Statistic Division, <https://unstats.un.org>.
- Wilson, J.F, and Takacs, W.E.(1979), "Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial Countries," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 61, No. 2, pp. 267-279.
- Wilson, P.(2001). "Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies-Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia, and Korea?," *Open Economies Review*, Vol. 12, No. 4, pp. 389-413.

부록

(단위근 검정)

변수	유형	ADF			DF - GLS	
		절편	추세 + 절편	없음	절편	추세 + 절편
GDP	수준	-3.88*** (0.00)	-3.56* (0.06)	7.57 (1.00)	0.57	-2.23
	1차 차분	-4.04*** (0.00)	-4.68*** (0.00)	-1.57 (0.110)	-3.09***	-4.07***
E	수준	-2.87* (0.06)	-3.67** (0.04)	-0.26 (0.58)	-2.80***	-2.91*
	1차 차분	-5.24*** (0.00)	-4.09** (0.03)	-5.38*** (0.00)	-5.33***	-5.32***
RPT	수준	1.74 (0.39)	-1.70 (0.72)	-0.54 (0.47)	-1.73*	-1.77
	1차 차분	-4.52*** (0.00)	-4.43** (0.01)	-4.67*** (0.00)	-4.28***	-4.34***
중국	수준	-3.26** (0.03)	-2.05 (0.55)	3.73 (1.00)	-0.77	-1.62
	1차 차분	-4.12*** (0.00)	-4.89*** (0.00)	-1.25 (0.19)	-3.74***	-5.14***
인도네시아	수준	-2.31 (0.18)	-1.74 (0.70)	1.28 (0.98)	-1.37	-1.65
	1차 차분	-3.99*** (0.00)	-4.01** (0.02)	-3.89*** (0.00)	-3.65***	-4.27***
말레이시아	수준	-3.30** (0.03)	-3.00 (0.15)	1.72 (0.98)	-1.48	-2.45
	1차 차분	-4.63*** (0.00)	-4.71*** (0.00)	-4.39*** (0.00)	-3.83***	-4.84***
필리핀	수준	-3.52** (0.02)	-4.20** (0.02)	1.61 (0.97)	-0.60	-2.96*
	1차 차분	-5.00*** (0.00)	-5.81*** (0.00)	-4.54*** (0.00)	-1.14	-5.44***
태국	수준	-2.93* (0.06)	-2.60 (0.28)	2.72 (0.99)	-0.97	-2.11
	1차 차분	-4.11*** (0.00)	-4.31** (0.01)	-3.39*** (0.00)	-3.62***	-4.56***
베트남	수준	-1.59 (0.47)	-0.81 (0.95)	7.60 (1.00)	-0.24	-1.23
	1차 차분	-4.52*** (0.00)	-4.58*** (0.00)	-1.23 (0.19)	-3.96***	-4.63***

변수	유형	P P			K P S S	
		절편	추세 + 절편	없음	절편	추세 + 절편
G D P	수준					
	1 차 차분	-4.33*** (0.00)	-4.38** (0.01)	6.25 (1.00)	0.71**	0.18**
E	수준	-4.08*** (0.00)	-4.73*** (0.00)	-2.1** (0.04)	0.56**	0.14*
	1 차 차분	-2.92* (0.06)	-2.81 (0.21)	-0.19 (0.61)	0.13	0.10
R P T	수준	-5.34*** (0.00)	-5.22*** (0.00)	-5.49*** (0.00)	0.26	0.24***
	1 차 차분	-1.82 (0.36)	-1.78 (0.68)	-0.53 (0.47)	0.14	0.12*
중국	수준	-4.52*** (0.00)	-4.44*** (0.01)	-4.67*** (0.00)	0.09	0.10
	1 차 차분	-8.84*** (0.00)	-2.22 (0.46)	3.51 (1.00)	0.65**	0.18**
인도네시아	수준	-4.10*** (0.00)	-4.93*** (0.00)	-2.84*** (0.00)	0.57**	0.16**
	1 차 차분	-2.32 (0.18)	-1.73 (0.71)	1.29 (0.94)	0.47**	0.17**
말레이시아	수준	-3.94*** (0.00)	-3.84** (0.03)	-3.84*** (0.00)	0.28	0.12*
	1 차 차분	-3.98*** (0.00)	-3.01 (0.15)	1.87 (0.98)	0.59**	0.22***
필리핀	수준	-4.86*** (0.00)	-8.38*** (0.00)	-4.46*** (0.00)	0.38*	0.27***
	1 차 차분	-4.68*** (0.00)	-4.20** (0.02)	2.01 (0.99)	0.65**	0.21**
태국	수준	-5.28*** (0.00)	-6.02*** (0.00)	-4.66*** (0.00)	0.39*	0.12
	1 차 차분	-6.00*** (0.000)	-2.67 (0.26)	2.71 (0.99)	0.65**	0.19**
베트남	수준	-4.08*** (0.00)	-4.97*** (0.00)	-3.29*** (0.00)	0.40*	0.23**
	1 차 차분	-1.59 (0.47)	-0.93 (0.93)	6.87 (1.00)	0.70**	0.12
		-4.52*** (0.00)	-4.58*** (0.00)	-2.00** (0.04)	0.28	0.11