

실질 환율이 한국의 對 ASEAN 무역수지에 미치는 영향 분석

조정환

고려대학교 미래성장연구소 연구교수

The Real Exchange Rate Effect on Bilateral Trade Balance between Korea and ASEAN Countries

Jung-Hwan Cho^a

^aInstitute for Future Growth, Korea University, South Korea

Received 02 January 2019, Revised 22 February 2019, Accepted 26 February 2019

Abstract

This study is to investigate the effect of real exchange rate on bilateral trade balance between Korea and ASEAN 10 countries. Using quarterly data from 1991 to 2017 the paper analyzes whether or not the real depreciation of Korea's won could improve the trade balance in the short and long term. Based on Autoregressive Distributed Lag(ARDL) model, the empirical results show that trade balance, GDP, and real exchange rate are all cointegrated, representing the long-run relationship among variables. In the consideration of long-run relationship, the increases in ASEAN countries' GDP could have a negative impact and Korea's GDP positive impact on trade balance between Korea and ASEAN countries unexpectedly. For the main variable, the paper did not find the long-term effect of real exchange rate on the trade balance, for the short-term effect of the real exchange rate it was found that there exists the J-curve effect only in the case of Vietnam and Brunei. Therefore, these results imply that the intended policy concerning the exchange rate in the free-floating exchange rate system could be limited to improve the trade balance between Korea and ASEAN countries.

Keywords: Real Exchange Rate, Trade Balance, ASEAN, J-curve, ARDL

JEL Classifications: C32, F31, F32

I. 서론

세계은행에 의하면 2017년 기준 ASEAN 10 개국의 평균 GDP 성장률은 5.3%, 전체 인구규모는 6억 4,700만명 수준이다. 특히, 베트남은

2017년에 6.8%의 높은 성장률을 달성했으며, 인구는 9,600만명으로 1억명 진입을 눈앞에 두고 있다. 한·ASEAN 간 무역량은 2000년대 들어 급격히 증가하는 추세를 보이고 있어 ASEAN 지역은 우리나라 수출 시장으로 그 중요성이

^a E-mail: chojh0320@korea.ac.kr

부각되고 있다.

환율이 무역수지에 미치는 영향을 규명하는 연구는 정책적으로도 중요한 관심사항인데, 자국통화 가치 하락에 따른 무역수지 개선 효과가 존재한다면 적극적인 환율 정책은 타당한 근거를 갖는다. 그러나, 평가절하를 통한 무역수지 개선효과가 명확하지 않거나 미미하다면 환율 정책 보다는 다른 정책 수단을 강구하는 것이 효과적일 것이다.

본 연구는 주요 지역으로 부상하고 있는 ASEAN 10개국을 대상으로 한·ASEAN 양국 간 자료를 이용하여 원화의 평가 절하에 대한 장기 무역수지 개선 효과가 존재하는지, 그리고 단기에 J-curve 효과가 존재하는지에 대해 실증분석하고자 한다. 1991년부터 2017년까지 누적기준으로 살펴보면 ASEAN 지역은 한국과의 무역에 있어서 흑자를 시현하는 지역이지만 국가별로 살펴보면 인도네시아와 말레이시아 등 무역수지 적자를 보이는 국가도 존재한다. 이렇듯 상이한 무역 패턴을 가지고 있는 개별 ASEAN 10개국을 중심으로 한·ASEAN 양국 간 자료를 이용하여 실질 환율 변동에 대한 장단기 무역수지 영향을 살펴보는 것이 본 연구의 목적이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 환율 변화가 무역수지에 미치는 영향을 검토한 선행연구를 살펴보고 III장에서는 실증분석을 위한 모형 설정과 자료를 설명한다. IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 V장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 검토

무역수지에 미치는 환율 영향은 자국통화 가치 하락(이하 환율 상승)에 따라 일시적으로 무역수지 악화 그 이후에 개선 효과가 나타나는 J-curve 효과와 궁극적으로 장기에 무역수지를 개선하는 효과가 존재하는지에 대해 관심이 모아진다. 만약 단기에 J-curve 효과가 존재한다면, 어느 정도의 시차를 두고 무역수지 악화가 지속되는지에 대해서도 연구가 진행되어 왔다.

Magee (1973)는 1971년에 달러의 평가 절하에도 불구하고 미국의 무역수지가 개선되지 않

았음을 관찰하고 J-curve 효과가 존재할 수 있다고 보았다. 그 이후에 환율 변화로 인한 J-curve 효과가 존재하는지, 존재한다면 그 시차는 어느 정도 소요될 것인지에 대해 다양한 논의와 접근 방법이 시도되었다.

Noland (1989)는 일본을 대상으로 환율 상승으로 인한 무역수지 개선 효과가 즉각 나타나지 않고 시차가 상당히 길 수 있음을 보였으며, Bahmani-Oskooee and Alse (1994)는 19개 선진국과(developed countries) 22개 개도국(less developed countries)을 대상으로 분석한 결과 대부분의 경우 무역수지 개선의 장기 효과가 나타날 수 있지만 단기 J-curve 효과는 부분적으로만 존재한다는 결과를 제시하였다. Bahmani-Oskooee and Goswami (2003)의 연구에서는 일본의 9개 주요 대상국 가운데 독일과 이탈리아의 경우에만 단기에 J-curve 효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 장기에는 캐나다, 영국, 미국의 경우에만 엔화 평가 절하로 인한 무역수지 개선 효과가 나타났다. Halicioglu (2008)는 1985년 1분기부터 2002년 1분기까지 터키의 13개 무역 대상국 자료를 이용하여 분석한 결과, 단기에 J-curve 효과는 발견할 수 없었지만 미국과 영국의 경우에는 무역수지 개선 효과가 존재함을 보였다.

J-curve 효과를 논의하면서 집계 편의(aggregation bias) 자료의 문제점을 지적한 선행연구도 존재하는데 Doroodian et al. (1999)의 연구에서는 농산품과 제조품을 구분하여 분석한 결과 농산품의 경우에 단기 J-curve 효과가 존재한다고 보고하였고, Bahmani-Oskooee and Wang (2006)은 중국과의 무역에서 70% 이상의 비중을 차지하는 13개 국가를 대상으로 분석한 결과 프랑스, 미국의 경우에는 장기 무역수지 개선효과가 존재하지만 단기 J-curve 효과는 일부의 경우에만 나타난다고 보고하였다.

한편, 분석 대상 국가 가운데 우리나라가 포함된 선행연구를 중심으로 살펴보면, J-curve 단기 효과를 제시하는 연구들이 존재한다(Bahmani-Oskooee, 1985; Bahmani-Oskooee and Baek, 2018; Lal and Lowinger, 2002; Wilson, 2001).

Wilson (2001)의 연구에서는 한국의 대미 무역의 경우에만 J-curve 효과가 존재한다고 보고

하였고, Lal and Lowinger (2002)의 연구에서는 우리나라의 경우 초기 무역수지 악화 이후에 2분기가 지나서야 무역수지 개선효과가 나타난다고 주장한바 있다. 특히 Sim and Chang (2006)은 가격 탄력성이 큰 컴퓨터, 전자제품, 반도체 등 한국의 주요 수출품의 경우에는 주요 상대국과의 경쟁으로 인해 환율 상승으로 초기 무역수지가 개선되는 효과가 존재할 수 있다고 설명하였다. 그러나 Hsing (2005)의 경우에는 전 세계를 대상으로 한 경우와 미국과의 양국 간 자료를 이용한 경우에서도 J-curve 효과를 발견할 수 없었다고 보고하였다.

국내 선행연구 또한 장단기 환율 변화가 무역수지에 미치는 영향에 대해서 결정적인 결론에 이르지 못하고 있다. 김애영(2007)은 한·미 그리고 한·일간 무역수지에 대한 환율 영향을 검토하였는데, 단기에 J-curve 효과는 미국의 경우에는 존재하지 않으며, 일본의 경우에는 J-curve 효과가 존재하지만 전반적 개선 효과는 미미한 것으로 나타났다. 대중 상품별 무역수지 영향을 연구한 조갑제 (2010)의 연구에서는 환율 변화에 따라 장단기 무역수지에 미치는 유의한 영향을 발견할 수 없었다고 보고한 반면에, 김미정·심성훈 (2013)은 환율의 장기 탄력성이 우리나라와 상대국 소득 탄력성 보다 크게 나타나 환율 상승을 통한 무역수지 개선 효과가 가능함을 보였다. 또한 단기적 영향과 관련해서 대상국 모두 초기 환율 상승으로 인하여 무역수지가 개선되는 효과가 나타났다.

산업별 및 업종별 자료를 이용한 장병기 (2009)와 박정일·장병기 (2009)의 연구에서는 무역수지에 미치는 환율 탄력성이 소득관련 변수의 탄력성보다 크게 나타나 무역수지에 미치는 환율 영향이 크다는 결과를 제시하였으나, 이민환(2011)은 무역수지에 대한 환율 영향이 매우 제한적임을 보였는데, 단기에 J-curve 효과를 발견할 수 없었던 이유로 환율변동에 덜 민감한 품목으로 구성된 한국의 수출과 무역다변화를 제시하였다. 주요 선행연구 결과가 아래 (Table 1)에 나타나 있다.

Ⅲ. 모형설정 및 자료설명

1. 모형설정

본 연구에서는 우리나라와 ASEAN 10개국의 양국 간 무역수지 자료를 이용하여 ASEAN 각국의 통화 대비 원화의 평가 절하가 무역수지에 미치는 영향을 규명하고자 한다. 이를 위해 기존 선행연구와 같이 Rose and Yellen (1989) 축약방정식을 이용하여 실증 분석을 진행하였다.

$$\text{Log}TB_t^{AK} = \alpha + \beta \text{Log}Y_t^A + \gamma \text{Log}Y_t^K + \delta \text{Log}REXR_t^{AK} + \epsilon_t \quad (1)$$

위 회귀식 (1)은 양국 간 소득 관련 변수와 상대가격 관련 변수인 실질 환율이 무역수지에 미치는 장기 영향을 표현한 것이다. 아래첨자 t는 1991년부터 2017년까지 분기를 의미한다. 위첨자 A는 무역 상대국인 ASEAN 10개국을 의미하고 K는 한국을 의미한다. 따라서, 종속변수인 TB_t^{AK} 는 t 시점에 우리나라와 ASEAN 10개국인 베트남, 싱가포르, 필리핀, 태국, 캄보디아, 미얀마, 라오스, 말레이시아, 브루나이, 인도네시아의 무역수지를 나타낸다. 무역수지는 수출에서 수입을 뺀 금액이 아니라 수입 대비 수출로 표시한 비율로 변환하였는데, 그 이유는 음(-)의 값으로 표현된 무역수지 적자를 자료의 손실없이 표현 가능하기 때문이다(Bahmani-Oskooee and Goswami, 2003).

식 우변의 독립변수로는 양국 간 소득 관련 변수인 ASEAN 각국 GDP(Y_t^A), 우리나라 GDP(Y_t^K)를 이용하였다. 상대 가격으로는 ASEAN 상대국 통화 대비 원화로 표시한 실질 환율($REXR_t^{AK}$)을 고려하였다.¹⁾ ϵ_t 는 잔차항이고 모든 변수는 로그변환 변수이다.

ASEAN 각국의 GDP의 증가가 우리나라 수출로 이어져 무역수지를 증가시키는 역할을 한다면 β 부호는 양(+)의 값이 예상된다. 우리나라

1) 실질환율 변환은 다음식을 이용하였다.

$$\frac{CPI_A \times EXR}{CPI_K}$$

(단, CPI는 소비자물가지수, EXR은 ASEAN 각국의 통화 대비 원화로 표시된 명목 환율을 의미한다.)

Table 1. The Main Literature Survey

No	Author	Countries and Time Period	Methodology	Findings
1	Noland (1989)	• 일본 • 1970~1985년 분기	Generalized gamma distributed lag model	환율 하락으로 인한 무역수지 개선 시차가 상당히 길게 나타남
2	Doroodian et al. (1999)	• 미국 • 1977~1991년 분기	Shiller lag model	제조품과 비교하여 농산품의 조정 시차가 길게 나타나며 J-curve 효과가 더 분명함
3	Bahmani-Oskooee and Goswami (2003)	• 일본 9개 무역 대상국가 • 1973~1988년 분기	Autoregressive distributed lag model	독일과 이탈리아의 경우에만 J-curve 효과 존재
4	Sim and Chang (2006)	• 한국의 10개 무역대상국가 • 1990Q1~2006Q1	Autoregressive distributed lag model	단기 J-curve 효과는 독일과 영국의 경우에만 유효
5	Halicioglu (2008)	• 터키 13개 무역 대상국가 • 1985Q1~2002Q1	Autoregressive distributed lag model	J-curve 효과를 식별하지 못했지만 미국과 영국의 경우 장기 무역수지 개선 효과 존재
6	김미정 · 심성훈 (2013)	• 미국, 일본, 중국 • 대미 및 대일: 1991M12~2013M1 • 대중국: 1994M4~2012M5	Autoregressive distributed lag model ECM/VAR	대상국 모두에서 J-curve 효과 발견할 수 없었음

라 GDP의 증가가 ASEAN 국가로부터의 수입을 증가시킨다면 무역수지에는 부정적인 영향을 미칠 수 있으므로 γ 의 부호는 음(-)의 값이 기대된다. 그러나 이와 반대되는 결과도 예상 가능하다. GDP의 증가가 수입대체 산업의 성장과 관련되어 있다면 수입은 줄어들게 되어 결과적으로 무역수지 흑자로 이어질 가능성도 있다(Hacker and Hatemi-J, 2004; Hsing, 2008; Halicioglu, 2008). 그러한 경우에는 각각 β 의 부호는 음(-)의 값을 가질 수도 있으며, γ 의 부호는 양(+)의 값을 가질 수도 있다.²⁾ δ 부호는 양(+)의 값이 예상되는데, 그 이유는 원화로 표시한 실질 환율 상승이 장기적으로 수출을 증가시키고 수입을 감소시켜 무역수지를 증가시

키는 효과가 기대되기 때문이다.

위와 같은 회귀모형 설정을 통해 환율 변동에 대한 장단기 무역수지 영향을 살펴보기 위해서 본 연구에서는 두 가지 접근 방법을 취하고자 한다. 첫 번째는 아래 식(2)와 같은 자기회귀시차분포(Autoregressive Distributed Lag; ARDL) 모형을 설정하여 한계검정법(bounds test)를 통해 장기 균형관계를 검정한다.³⁾

2) 한국과 ASEAN 각국의 무역에 있어서 ASEAN 각국의 GDP의 증가가 수입 대체 산업의 성장과 관련되기 보다는 단순히 다변화된 수입 수요로 말미암아 우리나라 수출을 감소시키는 요인으로 작용할 수도 있다. 우리나라의 경우에는 두 가지 요인이 모두 작용할 가능성을 배제할 수 없다.

3) 기존 연구는 VAR, VEC 등의 시계열분석방법을 사용하였는데 단위근 검정을 통해 변수의 안정성을 사전적으로 검정해야 하고 수준 변수가 불안정한 성격을 갖는 경우에 누적 차수(order of integration)가 동일해야 하는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 차분 변수와 수준변수를 함께 고려한 Pesaran et al. (2001)의 ARDL모형을 적용하여 분석하였다. ARDL 모형은 단기 조정 과정과 장기 균형 관계를 동시에 고려할 수 있으며, 변수의 누적 차수의 설정을 위한 사전 단위근 검정을 요구하지 않는 장점이 있다(Halicioglu, 2008).

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log } TB_t^{AK} = & \alpha + \sum_{j=1}^J \theta_j \Delta \text{Log } TB_{t-j}^{AK} + \\ & \sum_{j=0}^J \beta_j \Delta \text{Log } Y_{t-j}^A + \\ & \sum_{j=0}^J \gamma_j \Delta \text{Log } Y_{t-j}^K + \\ & \sum_{j=0}^J \delta_j \Delta \text{Log } REXR_{t-j}^{AK} + \\ & b_1 \text{Log } TB_{t-1}^{AK} + b_2 \text{Log } Y_{t-1}^A + \\ & b_3 \text{Log } Y_{t-1}^K + \\ & b_4 \text{Log } REXR_{t-1}^{AK} + \nu_t \end{aligned} \quad (2)$$

위 회귀식에서 귀무가설인 $b_1 = b_2 = b_3 = b_4$ 를 검증하기 위해 계산된 F 통계량이 상한 유의수준 (upper critical bound) 보다 크면 대립가설 $b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4$ 를 채택하게 되어 변수 사이에 공적분 관계, 즉 장기 균형관계가 성립한다는 결론을 지지하게 된다. 그러나 계산된 F 통계량이 하한 유의수준 (lower critical bound) 보다 작게 된다면 귀무가설을 기각할 수 없다. 만약 F 통계량이 상한과 하한 유의수준 사이에 있게 되면 공적분 관계에 대한 결론을 명확히 내릴 수 없어 다른 검정법이 요구된다. 만약 장기 균형관계가 성립한다면, 계수 b_1 으로 정규화한 소득 탄력성($-b_2/b_1$, $-b_3/b_1$)과 실질 환율 탄력성($-b_4/b_1$)을 구체적으로 계산할 수 있다.

두 번째 접근 방법은 실질 환율 상승에 따른 단기 J-curve 효과가 존재하는지 살펴보기 위해서 충격-반응(Impulse-Response) 분석을 시행하고자 한다. ARDL 모형에서 시차가 적용된 수 준 변수가 없다면 기본적인 VAR 모형(Vector Autoregression Model)으로 전환이 가능하다 (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2004). 따라서 VAR 모형의 충격-반응 그래프를 통해 단기 J-curve 효과 여부를 확인하고자 한다.

2. 자료설명

실증분석을 위해 사용된 자료는 1991년부터 2017년까지 ASEAN 10개국을 대상으로 한 분기별 자료이다. 캄보디아와 라오스의 무역수지 자료는 1997년 1분기부터의 자료이다. 종속변수인 수입 대비 수출 비율로 나타낸 무역수지는 IMF의 Direction of Trade Statistics(DOTS)

자료를 이용하였고, ASEAN 10개국과 우리나라 달러 표시 GDP 자료는 세계은행의 World Development Indicators 자료를 이용하였다. 환율은 ASEAN 각국의 통화 대비 원화의 실질 환율 자료를 사용하였는데 각국의 명목환율 및 소비자물가지수 자료는 IMF의 International Financial Statistics(IFS)에서 추출하였다. 다만, 여기에서 문제가 되는 것은 본 연구에서 사용된 자료는 분기별 자료인데 반하여 한국과 ASEAN 각국의 GDP 자료는 연도별 자료라는 점이다. 자료의 일치성을 위해 보간법을 사용하여 연도별 불연속 자료를 분기별 연속 자료로 변환하였다.⁴⁾ 실증분석에 사용된 자료의 요약 통계는 부록 (Table A.)에 제시되어 있다.

IV. 실증분석 결과

1. ARDL 분석 결과

ARDL 모형을 통한 장기 균형관계를 규명하기 위한 한계검정법 결과가 (Table 2)에 나타나 있다. ARDL 모형을 이용하기 위해서는 시차를 결정해야 하는데 시차에 따라 F 통계량이 민감하게 변할 수 있음을 감안해야 한다(Bahmani-Oskooee and Brooks, 1999). 본 연구에서는 Halicioglu(2008)에서 차용한 방법과 같이 시차를 달리하여 검정하였다.

분석결과를 살펴보면, 4기의 시차를 둔 경우에 총 10개국 중 베트남, 태국 등 6개국에서 계산된 F 값이 상한 유의수준 보다 커서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그러나 싱가포르와 필리핀의 경우에는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났고, 인도네시아와 말레이시아의 경우에는 상한과 하한 사이에 F 값이 존재하여 장기균형 관계에 대한 결정적인 결론을 보여주지 못하고 있다.

4) 한국과 ASEAN 각국의 연도별 명목 달러 표시 GDP 자료를 선형 보간법을 이용하여 분기별 자료로 변환한 것이다. 이에 대한 적절성이 의문시 될 수 있으나 원자료와 비교한 결과 보간법을 이용한 자료가 원자료를 잘 반영하고 있는 것으로 판단된다(부록 (Fig. A.) 참조).

Table 2. The ARDL Cointegration Results

Trading partner	Calculated F-statistics		
	4 lags	6 lags	8 lags
Vietnam	4.36*	2.47	3.20
Singapore	1.19	0.64	0.75
Indonesia	2.70	3.38	3.41
Malaysia	2.52	3.28	2.39
Philippines	0.87	0.65	0.70
Thailand	4.27*	3.48	1.47
Cambodia	5.54*	3.75*	3.73*
Laos	3.83*	5.12*	3.80*
Brunei	4.02*	4.09*	1.78
Myanmar	5.04*	1.82	6.76*

Note: The critical value of F-statistics with four variable are 2.45 (lower) and 3.52 (upper) at 10% of significance. This comes from Pesaran et. al. (2001, Table CI: Case II, pp.300).

시차를 6기까지 두는 경우에는 총 10개국 가운데 3개국의 경우에만 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 다시 말해서, 캄보디아, 라오스, 브루나이의 경우에는 변수 사이의 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 8기의 시차를 두는 경우에는 캄보디아, 라오스, 미얀마에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 비록 시차에 따라 결과가 다르게 나타나지만 적어도 캄보디아와 라오스의 경우에는 시차에 상관없이 변수 사이에 공적분 관계가 성립함을 보여준다.

앞서 언급했듯이 한계검정법은 시차에 따라 결과가 민감하게 변하고, 상한과 하한 사이에 F 통계값이 존재할 경우 명확한 결론을 제시하지 않는 단점이 있다. 이에, 본 연구에서는 보완적으로 요한슨 검정법을 이용했는데, 요한슨 검정법을 통해서 모든 변수 사이에 장기 균형관계가 성립하는 것으로 분석되었다(〈Table 4〉 참조)⁵⁾. 따라서 ARDL 모형을 통한 장기 탄

5) ARDL의 한계검정법은 시차에 따라 공적분 결과가 달라지는 단점 때문에 요한슨 검정법 또는 오차수정 모형의 전기 오차수정항의 부호와 통계적 유의성을 함께 살펴보고 장기 균형관계에 대해 종합적 판단을 내리는 방법을 사용할 수 있다. 본 연구에서는 충격-반응 분석 시행 전에 필요한 요한슨 검정법을 보완적으로 사용한 것이다.

력성을 살펴볼 수 있는데 그 결과가 〈Table 3〉에 나타나 있다. 먼저, 무역수지에 미치는 ASEAN 국가의 GDP 변수는 베트남, 인도네시아, 캄보디아의 경우에 통계적으로 유의미한 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 기대와는 달리 이들 국가의 GDP의 증가는 무역수지에 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미하는데, 이는 수입대체 산업 성장보다는 이들 국가의 경제성장에 따른 수입 다변화로 인한 한·ASEAN 간 무역수지 감소 영향 때문으로 보인다. 우리나라 GDP 변수는 베트남, 인도네시아, 캄보디아에서 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 우리나라 GDP의 증가가 ASEAN 국가로부터의 수입을 증가시키기 보다는 경제성장에 따른 ASEAN 국가로의 수출 증가가 우세하기 때문인 것으로 판단된다.⁶⁾

실질 환율 변수는 태국의 경우에만 기대와 부합하게 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을

6) GDP 변수가 무역수지에 미치는 음(-)의 영향에 대해서 Halicioglu(2008) 등 기존 선행연구들은 수입대체 산업의 성장과 관련되어 있을 가능성을 언급하는데, 우리나라와 ASEAN 국가와 같이 경제발전 정도와 무역패턴이 다른 경우 수입대체 보다는 단순히 경제발전 전에 따른 수입 수요 다변화로 보는 것이 좀 더 타당한 근거를 갖는다고 판단된다.

Table 3. The Estimated Long-run Coefficients Based on ARDL

Trading partner	Log Y ^A	Log Y ^K	Log REXR ^{AK}	Constant
Vietnam	-0.353**	0.338**	0.104	-0.464***
Singapore	0.003	-0.002	-0.002	-0.076*
Indonesia	-0.013***	0.012***	0.006	0.005
Malaysia	0.001	0.000	-0.005	-0.011
Philippines	0.071	-0.059	-0.055	-0.037
Thailand	-0.005	-0.007	0.089****	-0.035
Cambodia	-2.754**	2.329**	-0.880	-1.275***
Laos	-0.290	0.241	0.106	0.211
Brunei	0.173	-0.263	0.491	-0.136
Myanmar	0.029	-0.027	0.012	-0.027

Note: **, * indicate significance at the 1% and 5% levels, respectively.

갖는 것으로 나타났지만, 다른 ASEAN 국가에 서는 기대 부호가 일관하지 않으며 통계적인 유의미성도 갖지 못하는 것으로 나타났다. 이는 장기적으로 실질 환율 상승으로 표현된 원화의 통화가치 하락이 ASEAN 국가와의 무역수 지 영향에 대해 제한적임을 보여준다.

2. VAR 분석 결과

본 연구에서는 VAR 분석을 통한 단기 J-curve 존재 여부를 살펴보기 위해서 두 가지 검정을 선행하였다. 첫째, 변수의 안정성 여부를 검정 하는 단위근 검정을 시행하였다. 우리나라와 ASEAN 국가별 변수들의 단위근 검정을 위한 ADF (Augmented Dickey Fuller)와 PP (Phillips-Perron) 검정을 시행한 결과, 모든 수준변수들 에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하 지 않는 것으로 분석되었으나, 차분한 결과에 서는 단위근 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. PP 검정 결과는 인도네시아, 말레이시아, 라오스, 브루나이, 미얀마의 무역 수지의 수준 변수를 제외하고 단위근이 있다는 귀무가설을 기각할 수 없었지만, 차분한 결과 에서는 모두 귀무가설을 기각하는 것으로 나타 났다(부록 <Table B.> 참조). 이러한 분석결과 는 누적 차수가 동일하게 I(0) 또는 I(1)의 요구 조건을 충족시킬 필요가 없는 ARDL 모형 사용

이 타당하고 또한 모든 변수들이 1차 차분 시 안정성을 갖는다는 사실을 보여준다.

둘째, ASEAN 각국을 대상으로 변수들 사이의 장기 균형 관계 여부를 요한슨 공적분 (Johansen cointegration) 검정을 통해 살펴보았다(Johansen, 1988, 1991; Johansen and Juselius, 1990). 분석결과는 아래 <Table 4>에 제시되어 있는데, 모든 국가별 검정에서 공적분 관계가 없다(r=0) 는 귀무가설을 대각합 검정(trace statistics) 또 는 최대 고유값 검정(max statistics)에서 기각 하여 적어도 1개 이상의 장기 균형 관계가 성립 함을 알 수 있다.

VAR 모형을 이용한 충격-반응 분석의 예비 적 검정을 마쳤으므로, 원화의 평가 절하가 단 기 무역수지에 미치는 영향을 살펴보기 위한 충격-반응 분석 결과가 아래 <Fig. 1>에 제시되 어 있다.

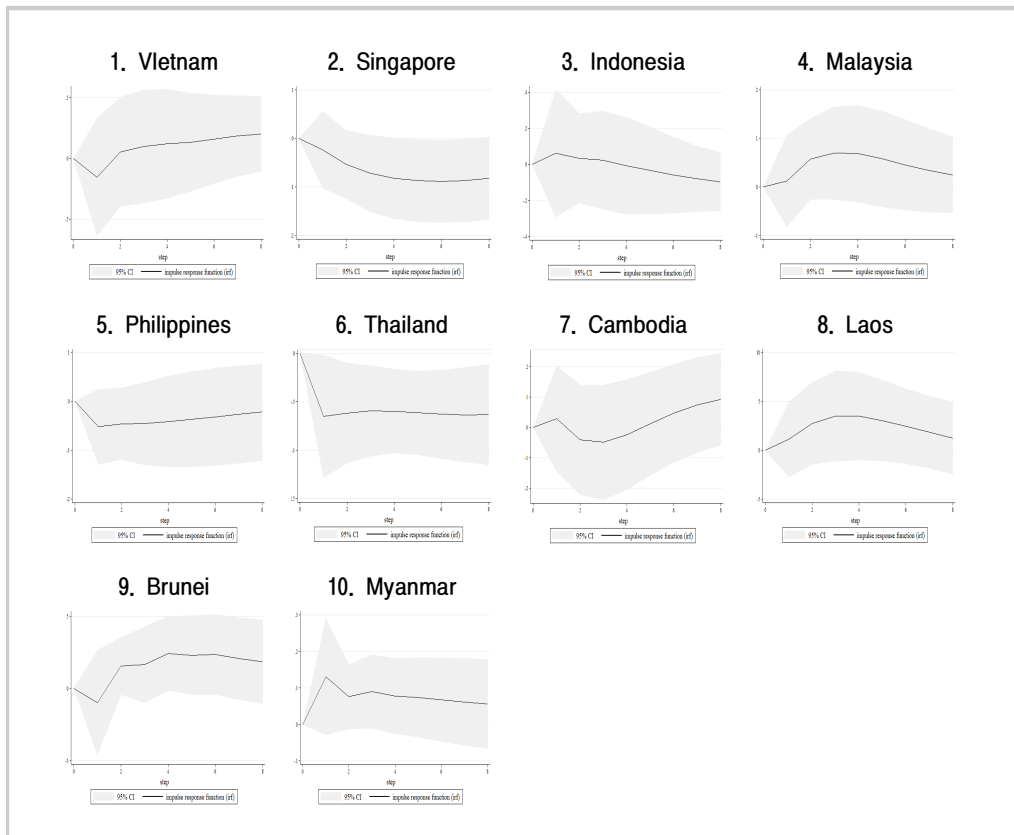
실질 환율 상승에 따른 J-curve 효과는 1분기 에 걸쳐 베트남과 브루나이에서 관찰된다. 캄 보디아의 경우에는 1분기 시차가 지난 후에 J-curve 효과가 나타나는 것으로 분석되었다. 필리핀은 초기 무역수지가 악화되다가 1분기 이후에 서서히 회복하는 모습을 보여 미미한 J-curve 양상이 나타난다. 싱가포르의 초기 무역수지 악화가 8분기에 걸쳐 지속되는 양상을 보이는 반면에, 태국은 초기에 급격히 악화되 는 모습을 보여 대조적이다. 인도네시아와 미

Table 4. Johansen Cointegration Test Results

Trading partner	Trace Statistics				Max Statistics			
	r=0	r≤1	r≤2	r≤3	r=0	r≤1	r≤2	r≤3
Vietnam(6)	63.81*	35.04*	16.74	5.63	28.77*	18.30	11.12	5.63
Singapore(6)	64.57*	34.90	20.01	9.47	29.68*	14.89	10.54	9.47
Indonesia(3)	80.14*	35.41*	13.58	5.43	44.73*	21.83	8.15	5.43
Malaysia(6)	60.24*	29.60	14.32	6.50	30.64*	15.28	7.83	6.50
Philippines(5)	64.21*	27.60	10.84	3.40	36.61*	16.76	7.44	3.40
Thailand(3)	66.32*	26.06	12.35	4.84	40.26*	13.70	7.52	4.84
Cambodia(8)	87.80*	43.51*	20.70*	4.41	44.29*	22.81*	16.29*	4.41
Laos(8)	91.76*	49.79*	25.05*	5.65	41.97*	24.74*	19.41*	5.65
Brunei(8)	77.16*	40.65*	13.86	2.60	36.51*	26.79*	11.27	2.60
Myanmar(8)	68.15*	31.12	11.41	2.35	37.02*	19.72	9.05	2.35

Notes: 1. * indicates significance at the 5% level.
 2. The numbers of parentheses are laq order which is selected by AIC.

Fig. 1. Impulse-response in VAR model



얀마는 1분기에 걸쳐 무역수지가 증가하다가 서서히 사라지는 양상을 보이거나 말레이시아와 라오스는 6분기에 걸쳐 무역수지가 증가하다가 그 이후 사라지는 모습을 보이고 있다. 요약하면, 실질 환율 상승에 의한 초기 J-curve 효과는 베트남과 브루나이에서 관찰되나 나머지 국가에서는 서로 다른 양상을 보이고 있음을 확인할 수 있다.

V. 결론 및 시사점

자유변동환율 제도 하에서 운용할 수 있는 정책 변수가 제한적이지만 환율이 무역수지에 미치는 유효한 영향이 확인된다면 적절한 환율 정책을 통해서 무역수지를 개선하거나 증가시킬 수 있다. 이러한 이유 때문에 무역수지에 미치는 환율 영향을 규명하는 연구는 정책적으로 중요한 관심 사항이다. 본 연구에서는 기존 선행연구에서 지적하고 있듯이 집계 편의를 줄이기 위해 양국 간 자료를 이용하였으며 소표본 문제를 해결하기 위해 최근에 많이 이용하고 있는 분석 기법인 ARDL 모형을 사용하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, ARDL 모형을 통한 공적분 검정 결과에 의하면 비록 시차에 따라 차이가 있으나 4기의 시차를 둘 경우 ASEAN 10개국 가운데 6개국이 무역수지, 양국 간 GDP, 실질 환율 사이에 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다.

둘째, 이러한 장기 균형 관계를 고려하여 각 변수들의 영향을 추정하였는데, 통계적인 유의성을 중심으로 살펴보면 ASEAN 국가의 GDP 변수는 한·ASEAN 간 무역수지에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 우리나라 GDP 변수는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 ASEAN 국가의 경우에 수입 대체 관련 성장보다는 수입 다변화에 따른 우

리나라 수출 수요 감소 영향 때문으로 보이며, 한국의 경우에도 수입 대체 성장보다는 경제성장에 따른 수입 수요 다변화 때문에 ASEAN 국가로부터의 수입 영향이 줄어드는 영향 때문으로 보인다.

셋째, 환율 변화가 무역수지에 미치는 장단기 영향과 관련하여 본 연구에서는 환율 영향을 발견할 수 없었다. ARDL 모형에 의한 장기 영향을 추정한 결과 대부분 통계적인 유의성을 발견할 수 없었고, 태국의 경우에만 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 발견할 수 있었을 뿐이었다. VAR 모형을 통한 단기 J-curve 효과도 베트남과 브루나이의 경우에만 관찰되었다. 싱가포르, 필리핀, 태국의 경우에는 환율 변화에 따라 무역수지가 지속적으로 악화되는 것으로 나타났으나, 인도네시아, 말레이시아, 라오스, 미얀마의 경우에는 무역수지가 오히려 개선되는 효과가 존재하는 것으로 분석되었다.

이상의 분석결과는 장기적으로 우리나라 원화의 평가절하에 따른 무역수지 개선 효과는 대부분 발견할 수 없지만 단기적 영향과 관련해서는 국가마다 상이하다는 점을 보여준다. 따라서 자유변동환율 제도 하에서 인위적인 환율 정책은 ASEAN 지역 국가들의 경우 유효한 정책 수단으로 간주되기 어려워 보이며, 또한 단기적으로도 서로 다른 교역 구조를 가지고 있을 경우 무역수지 개선이라는 일관된 효과를 기대하기 어려워 보인다.

본 연구는 선행연구에서 제한적으로 다룬 한·ASEAN 양국 간 자료를 이용한 점에서 차별성을 갖는다. 그러나 상이한 무역구조에 따른 실질 환율 영향의 차이점을 명확히 설명하기 위해서는 보다 세분화된 산업별 또는 업종별 자료를 이용한 분석이 필요하다. 한·ASEAN 양국 간 산업별 자료를 이용한 보다 세분화된 분석은 향후 연구과제로 남겨둔다.

References

- Bahmani-Oskooee, M. (1985), "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs", *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 500-504.
- Bahmani-Oskooee, M. and J. Alse (1994), "Short-Run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration", *Eastern Economic Journal*, 20(4), 453-464.
- Bahmani-Oskooee, M. and J. Baek (2018), "Asymmetry Cointegration and the J-Curve: New Evidence from Korean Bilateral Trade Balance Models with Her 14 Partners", *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1-16. <https://doi.org/10.1080/13547860.2018.1469589>
- Bahmani-Oskooee, M. and T. J. Brooks (1999), "Bilateral J-Curve between U.S. and Her Trading Partners", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135(1), 156-165.
- Bahmani-Oskooee, M. and G. Goswami (2003), "A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus Her Major Trading Partners", *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 102-113.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha (2004), "The J-Curve Dynamics of U.S. Bilateral Trade", *Journal of Economics and Finance*, 28(1), 32-38.
- Bahmani-Oskooee, M. and Y. Wang (2006), "The J Curve: China versus Her Trading Partners", *Bulletin of Economic Research*, 58(4), 323-343.
- Chang, Byoung-Ky (2009), "Exchange Rate Sensitivity of Trade Balance at the Industry Level: Using Panel Approach", *Journal of International Trade and Industry Studies*, 14(2), 65-92.
- Doroodian, K., C. Jung and R. Boyd (1999), "The J-Curve Effect and US Agricultural and Industrial Trade", *Applied Economics*, 31(6), 687-695.
- Hacker, R. S. and A. Hatemi-J (2004), "The Effect of Exchange Rate Changes on Trade Balances in the Short and Long Run: Evidence from German Trade with Transitional Central European Economies", *Economics of Transition*, 12(4), 777-799.
- Halicioglu, F. (2008), "The Bilateral J-Curve: Turkey versus Her 13 Trading Partners", *Journal of Asian Economics*, 19(3), 236-243.
- Hsing, H. M. (2005), "Re-examination of J-Curve Effect for Japan, Korea and Taiwan", *Japan and the World Economy*, 17(1), 43-58.
- Hsing, Y. (2008), "A Study of the J-Curve for Seven Selected Latin America Countries", *Global Economy Journal*, 8(4), 1-12.
- Jo, Gab-Je (2010), "The Role of Exchange Rates in Korea's Commodity Trade with China", *Journal of East Asian Economic Integration*, 14(2), 49-76.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Sectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1-2), 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kim, Ai-Young (2007), "Macro Determinants of Korea's Trade Imbalances with U.S. and Japan: Empirical Investigation", *Kukje Kyungje Yongu*, 13(3), 1-25.
- Kim, Mi-Jeong and Sim, Sung-Hoon (2013), "The Effect of Real Exchange Rate on Bilateral Trade Balance with US, Japan and China; the J-curve Effect", *International Area Studies Review*, 17(3), 285-308.

- Lal, A. K. and T. C. Lowinger (2002), "The J-Curve: Evidence from East Asia", *Journal of Economic Integration*, 17(2), 397-415.
- Lee, Min-Hwan (2011), "An Empirical Analysis of the Dynamic Effects on the Korean Trade Balance", *Kukje Kyungje Yongu*, 17(2), 67-91.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests". In R. F. Engle and C. W. J. Granger (Eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford, UK: Oxford University Press.
- Magee, S. P. (1973), "Currency Contracts, Pass-through, and Devaluation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973(1), 303-325.
- Noland, M. (1989), "Japanese Trade Elasticities and the J-Curve", *The Review of Economics and Statistics*, 71(1), 175-179.
- Park, Jung-Il and Byoung-Ky Chang (2009), "The Effect of Exchange Rate on Trade Balance at the Industry Level: Using ARDL-Bounds Test", *Journal of Industrial Economics and Business*, 22(6), 2661-2686.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Rose, A. K. and J. L. Yellen (1989), "Is There a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, 24(1), 53-68.
- Sim, S. H. and B. K. Chang (2006), "Bilateral Trade Balance between Korea and Her Trading Partners: the J-Curve Effect", *Journal of Korea Trade*, 10(3), 73-93.
- 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*, 12(4), 389-413.

Appendix

Table A. Summary Statistics

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Vietnam					
TB	108	4.9	2.0	2.2	10.2
GDP	108	83.1	69.9	9.6	238.0
REXR	92	5.8	1.0	4.3	8.2
Singapore					
TB	108	2.0	0.5	1.0	3.6
GDP	108	166.0	95.7	45.5	335.0
REXR	108	784.9	103.2	601.9	1144.2
Indonesia					
TB	108	0.7	0.1	0.4	1.1
GDP	108	451.0	327.0	95.5	1090.0
REXR	108	10.4	1.5	6.0	13.3
Malaysia					
TB	108	0.9	0.3	0.4	2.9
GDP	108	174.0	98.6	49.1	338.0
REXR	108	335.5	36.3	267.5	431.6
Philippines					
TB	108	2.3	0.8	1.3	5.1
GDP	108	148.0	90.2	45.4	321.0
REXR	108	23.2	3.3	16.7	31.1
Thailand					
TB	108	1.7	0.6	1.1	3.7
GDP	108	242.0	121.0	98.2	487.0
REXR	108	32.3	3.4	25.1	39.8
Cambodia					
TB	84	20.4	16.9	2.1	71.2
GDP	108	8.5	6.2	2.0	23.8
REXR	93	0.3	0.0	0.2	0.3
Laos					
TB	80	14.7	17.3	0.7	67.1
GDP	108	5.5	5.2	1.0	17.6
REXR	105	0.1	0.0	0.1	0.2
Brunei					
TB	105	0.1	0.1	0.0	1.0
GDP	108	9.5	4.9	3.7	19.1
REXR	93	802.2	91.1	650.7	1273.5
Myanmar					
TB	105	4.8	3.5	0.8	16.4
GDP	108	31.6	21.7	6.5	73.9
REXR	108	62.9	72.4	1.1	235.9
Korea					
GDP	108	860.0	382.0	326.0	1620.0

Note: Trade balance (TB) is defined by the ratio of exports to imports.

Table B. Unit Root Test Results

Variable	ADF		PP	
	In levels	In Difference	In levels	In Difference
Vietnam				
Log TB	-0.814(6)	-5.354*** (5)	-2.064 (6)	-16.635*** (5)
Log GDP	-1.911(2)	-3.088** (1)	-1.832 (2)	- 3.278** (1)
Log REXR	-1.889(2)	-4.932*** (2)	-1.913 (2)	- 6.984*** (2)
Singapore				
Log TB	-1.350(5)	-5.747*** (3)	-2.555 (5)	-14.341*** (3)
Log GDP	-1.002(2)	-3.038** (1)	-1.515 (2)	- 3.045** (1)
Log REXR	-2.153(5)	-4.579*** (4)	-2.295 (5)	- 8.343*** (4)
Indonesia				
Log TB	-1.606(6)	-5.826*** (5)	-5.600*** (6)	-20.168*** (5)
Log GDP	-0.303(6)	-3.576*** (5)	-0.441 (6)	- 4.613*** (5)
Log REXR	-2.321(4)	-5.876*** (3)	-2.644* (4)	- 9.990*** (3)
Malaysia				
Log TB	-2.372(6)	-3.345** (8)	-3.806*** (6)	-15.241*** (8)
Log GDP	-0.854(6)	-3.494*** (5)	-1.285 (6)	- 3.898*** (5)
Log REXR	-1.712(4)	-5.401*** (3)	-1.906 (4)	- 9.038*** (3)
Philippines				
Log TB	-1.682(2)	-9.116*** (1)	-2.339 (2)	-14.342*** (1)
Log GDP	-0.612(6)	-2.603* (5)	-0.507 (6)	- 3.644*** (5)
Log REXR	-1.925(4)	-4.629*** (3)	-2.197 (4)	- 8.344*** (3)
Thailand				
Log TB	-1.618(6)	-4.475*** (5)	-2.341 (6)	-15.794*** (5)
Log GDP	-0.485(2)	-3.164** (1)	-0.288 (2)	- 3.216** (1)
Log REXR	-1.844(4)	-5.784*** (2)	-2.126 (4)	- 9.824*** (2)
Cambodia				
Log TB	-0.281(6)	-5.231*** (5)	-0.741 (6)	- 9.420*** (5)
Log GDP	0.320(2)	-3.403** (1)	0.587 (2)	- 3.532*** (1)
Log REXR	-1.850(1)	-4.368*** (2)	1.690 (1)	- 8.631 (2)
Laos				
Log TB	-1.501(3)	-7.097*** (2)	-3.020** (3)	-12.846*** (2)
Log GDP	-0.000(2)	-3.104** (1)	0.944 (2)	- 3.183** (1)
Log REXR	-0.599(6)	-4.420*** (5)	-1.230 (6)	- 9.745*** (5)
Brunei				
Log TB	-1.971(5)	-3.547*** (4)	-3.282** (5)	-13.128*** (4)
Log GDP	-1.231(2)	-3.815*** (1)	-1.277 (2)	- 3.907*** (1)
Log REXR	-0.189(2)	-3.823*** (1)	-0.208 (2)	- 5.078*** (1)
Myanmar				
Log TB	-1.063(6)	-5.186*** (5)	-2.674* (6)	-16.148*** (5)
Log GDP	-0.952(2)	-2.283** (1)	0.407 (2)	- 2.384** (1)
Log REXR	-1.067(1)	-5.597*** (2)	-1.044 (1)	- 9.902*** (2)
Korea				
Log GDP	-1.068(2)	-3.077** (8)	-0.971 (2)	- 3.951*** (8)

Notes: 1. ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, 10% level respectively based on MacKinnon's (1991) critical values.

2. The number in parenthesis is lags.

Fig. A. Estimated Quarterly GDP by Interpolation for Vietnam, Singapore, and Korea

