



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](#)

경 제 학 석 사 학 위 논 문

태국 바트화 변동이 미얀마 수출입에 미치는
영향분석

2016년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

남 모 시 우

경 제 학 석 사 학 위 논 문

태국 바트화 변동이 미얀마 수출입에 미치는
영향분석

지도교수 윤 형 모

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2016년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

남 모 시 우

낭모시우의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2016년 8월 26일

지도교수 윤 형 모

위 원 장 경제학박사 박 철 형 (인)

위 원 경제학박사 남 종 오 (인)

위 원 경제학박사 윤 형 모 (인)

<목 차>

제 I 장 서 론1

제 1 절 연구배경 및 목적1

제 2 절 연구범위 및 방법2

제 3 절 선행연구 분석4

제 II 장 환율과 무역동향9

제 1 절 태국과 미얀마의 환율제도9

제 2 절 미얀마의 무역동향10

제 III 장 추정 모형13

제 1 절 단위근 검정 및 공적분 검정13

제 2 절 인과관계 검정18

제 3 절 벡터자기회귀모형19

제 4 절 동태적 분석20

제 IV 장 실증분석22

제 1 절 분석 자료22

제 2 절 인과관계 검정26

제 3 절 동태적 분석	39
제 V 장 결론	50
참고문헌	52



〈표 목차〉

〈표. I-1〉 선행연구에 대한 요약표	6
〈표. II-1〉 미얀마의 10대 수출 대상국과 추이	11
〈표. II-2〉 미얀마의 10대 수입 대상국과 추이	12
〈표. III-1〉 Granger 인과관계 검정 결과	19
〈표. IV-1〉 변수명 및 정의	22
〈표. IV-2〉 기초통계량	23
〈표. IV-3〉 수준변수 단위근 검정 결과	27
〈표. IV-4〉 로그차분변수 단위근 검정 결과	28
〈표. IV-5〉 수출의 공적분 검정 결과	29
〈표. IV-6〉 수입의 공적분 검정 결과	30
〈표. IV-7〉 수출의 적정시치 결정 결과	31
〈표. IV-8〉 수입의 적정시치 결정 결과	31
〈표. IV-9〉 Granger 인과관계 검정 결과 (수출)	32
〈표. IV-10〉 Granger 인과관계 검정 결과 (수입)	33
〈표. IV-11〉 수출입의 VAR 검정 결과	34
〈표. IV-12〉 수출입의 VAR 검정 결과(GDP 제외)	36
〈표. IV-13〉 환율의 충격에 대한 반응 결과	41
〈표. IV-14〉 수출의 충격에 대한 반응 결과	41
〈표. IV-15〉 환율의 충격에 대한 반응 결과	43
〈표. IV-16〉 수입의 충격에 대한 반응 결과	43
〈표. IV-17〉 환율의 예측분산분해	46
〈표. IV-18〉 수출의 예측분산분해	46
〈표. IV-19〉 환율의 예측분산분해	48
〈표. IV-20〉 수입의 예측분산분해	49

〈그림 목차〉

[그림. II-1] 태국의 바트화 환율과 미얀마 수출입	12
[그림. IV-1] 미얀마 수출입과 GDP, 태국 환율, 해외 GDP의 로그변화 추이	24
[그림. IV-2] 로그차분한 미얀마 수출과 태국 바트화의 관계	25
[그림. IV-3] 로그차분한 미얀마 수입과 태국 바트화의 관계	25
[그림. IV-4] 수출과 수입의 VAR모형 안정성 검정 결과	38
[그림. IV-5] 수출의 충격반응함수 결과	40
[그림. IV-6] 수입의 충격반응함수 결과	42
[그림. IV-7] 수출의 예측오차분산분해 결과	45
[그림. IV-8] 수입의 예측오차분산분해 결과	47

(The) Effect of the Value Changes of Thai Baht on Myanmar's
Export and Import

NANG MOSHI OO

Department of Applied Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

This paper is discussing the effects of the value changes of Thai Baht on Myanmar's export and import. Myanmar, the country that have abundant natural resource but due to lack of manpower of technology economics is still at the development take-off level. Therefore, Myanmar's economy is highly depend on foreign trade for development growth and economics can be depression or booming in response to the change in exchange rates. The reason for choosing Thai exchange rate is because Thailand is one of Myanmar's main trading partners along with China, India, Singapore etc.

The data used in this paper is from the 1st quarter in 1994 to the 2nd quarter in 2015 and the object of this paper is look into the relation between Thai Baht(exchange rate) and Myanmar's export and

import by using VAR(Vector Autoregressive) model.

Firstly, the result of unit root test(ADF, PP, KPSS) at level variable all data had a unit root and second in Johansen cointegration tests, the test indicates no cointegration at the 0.05 level. Therefore, in this paper I used 1st log differencing data in VAR model analysis. Third, VAR model showed that except exchange rate at t-1 period all variables statistically significant. Fourth, at the result of impulse response analysis, the response of export and import was negative and statistically significant. Fifth, variance decomposition analysis, volatility on export variance had much influencing power more than import.

Based on the result this paper, we could know that Thai Baht volatility has impacts on Myanmar's export and import.

Key word : Johansen cointegration test, VAR model, impulse response analysis, variance decomposition analysis, volatility

국문초록

태국 바트화 변동이 미얀마 수출입에 미치는

영향분석

남 모 시 우

부 경 대 학 교 대 학 원 응 용 경 제 학 과

요 약

본 논문을 태국 바트/달러 환율의 변동이 미얀마의 수출과 수입에 미치는 영향을 분석하는데 목적을 두고 있다. 미얀마는 개방경제로 이행되고 있으며 풍부한 자연자원과 넓은 국토를 가지고 있는 국가이지만 기술 인력이 부족한 국가여서 수출입을 통하여 경제성장을 이어가고 있다. 따라서 미얀마는 무역의존도가 높기 때문에 환율이 어떻게 변화하는지에 따라 경기호황과 침체를 겪기 마련이다. 분석 대상을 태국 바트화로 한 이유는 태국이 미얀마가 수출을 가장 많이 한 나라이고 수입은 중국, 싱가포르이며 세 번째이기 때문이다.

본 연구에서는 1994년 1분기부터 2015년 2분기 기까지의 분기별 자료를 바탕으로 불안정 시계열하에서 일반적으로 사용되는 추정법 대신에 보다 효율적 추정법인 VAR(Vector Auto Regression)모형을 사용해 태국

의 바트화 변동이 미얀마의 수출과 수입에 어느 정도 영향을 미치고 있는지 추정해 보았다.

우선 변수들의 안정성을 확인하기 위하여 ADF검정, PP검정 및 KPSS 검정을 사용하여 각 시계열의 수준변수와 차분변수에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 수준변수에 대한 단위근 검정결과 이 연구에서 사용하고 자 하는 자료는 모든 변수가 단위근이 존재하는 불안정적인 시계열임을 확인하였다. 이러한 결과는 기존의 최소자승법을 사용해 회귀분석을 할 경우 허구적회귀(spurious regression)가 발생할 수 있다는 것이다. 따라서 변수들 간에 공적분관계가 존재하는지를 Johansen 공적분 검정법을 이용하여 검정하였으며, 그 결과 공적분 관계가 존재하지 않아 변수들 간의 장기적 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 허구적 회귀현상을 제거한 VAR모형을 사용하여 분석을 실시하였다.

분석결과 수출의 경우 태국 바트화 환율이 1% 상승 시 미얀마의 수출은 1.0876%감소하는 것으로 나타나고 t-2기의 바트화 환율이 1% 증가할 때 수출은 1.3029% 감소시키는 것으로 나타났다. 한편 수입의 경우 바트화 환율이 1% 증가할 경우 수입은 0.8682% 감소하게 되고 t-2기의 바트화 환율이 1% 증가할 때 수입은 1.0550% 감소시키는 것으로 나타났다.

태국 바트화 변동이 미얀마의 수출입에 미치는 영향을 분석해 본 결과, 수출의 경우 바트화 환율변동에 대하여 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났고, 바트화 변동이 수입에 미치는 영향 역시 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 태국의 환율변동이 미얀마의 무역에 큰 영향을 주고 있다는 점을 시사한다.

제 I 장 서 론

제 1 절 연구배경 및 목적

미얀마는 개방경제로 이행되고 있으며 풍부한 자연자원과 넓은 국토를 가지고 있는 국가이지만 기술 인력이 부족한 국가이다. 기술 인력부족 및 외화가 빈곤한 나라로서 미얀마는 천연가스, 티크(Teak), 경재(Hardwood) 등 수출을 통한 국민소득의 확대에 경제성장을 모색하고 있으며, 전자제품, 정유, 기계 및 운송장비 등을 수입하여 경제성장을 이어가고 있다. 이와 같이 미얀마의 수출입 동향은 미얀마 경제발전의 중요요소 중 하나로 미얀마는 해외경제에 민감하게 반응할 수 밖에 없었다.

본 연구의 주요 목적은 미얀마의 교역국중 하나인 태국의 바트화 환율과 미얀마의 수출입의 관계를 분석해보고자 하는 것이다. 태국 바트화로 선택한 이유는 태국은 2005년 ~ 2013년을 기준으로 미얀마의 전체 교역국 중 미얀마 전체 수출의 약 50%를 차지하며, 전체 수입의 22%를 차지하는 미얀마 최대의 교역국이다. 미얀마의 주요 수출대상국은 태국, 중국, 인도, 일본, 싱가포르 등이며 주요 수입대상국은 중국, 싱가포르, 태국, 일본, 한국 등이 있다.²⁾

따라서 미얀마와 같이 대외의존도가 높은 경제에서 무역상대국의 통화에 대한 변동은 수출입뿐만 아니라 국내 물가, 소비, 고용, 경기 성장 등 한 나라의 국민경제에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 1997년에 외환위기 이후 바트화의 가치는 지속적으로 하락하였고

2) 출처: 미얀마 중앙통계청(CSO)

금융시장의 불안정으로 인해 태국 정부는 환율 제도를 복수통환 바스켓제도에서 자유 변동환율제도로 변경하였다. 이후 1997년 2분기 달러당 약 25.42바트에서 1997년 4분기 39.85바트로 통화가치가 하락하였다. 이때, 미얀마 수출의 하락률은 27.69%이고 수입하락률은 20.73%였다. 그 후 1998년 3분기에 바트화 환율이 다시 41.038바트로 상승하였다. 그리고 미얀마의 수출증가율은 3.47%이고 수입하락률은 7.41%를 기록하였다. 이상에서 태국 바트화변동은 미얀마의 수출과 수입에 어떤 밀접한 관련성을 가지고 영향을 미치고 있는 것으로 생각된다.

한국의 선행연구들을 찾아보았을 때 원화의 대미달러 환율변동이 무역수지에 미치는 영향에 관한 연구들은 많았으나 중국과 일본의 위안화와 엔화 대미 달러 환율변동과 한국의 수출입에 대한 연구는 적었다. 바트화 변동과 미얀마 수출입에관련 선행연구를 국내외에 있는 연구들을 찾아보니 없었다.

제 2 절 연구범위 및 방법

분석하는데 있어서 태국 바트화와 미얀마 수출과 수입의 1994년 1분기부터 2015년 2분기까지의 분기별 시계열자료를 사용하였고, 설명변수(independent variable)로는 태국의 환율, 해외 GDP, 미얀마의 GDP, 종속변수(dependant variable)로는 미얀마의 수출과 수입을 사용하였다.

실증분석을 시행함에 있어서 본 논문은 다음과 같은 순서로 분석되었다. 먼저, 시계열자료의 안정성(stationary) 여부에 대한 단위근 검정(unit-root test)을 실시하여 변수들의 안정성을 검정하여 그 검

정결과 단위근이 존재한다면 불안정(non-stationarity)한 시계열자료이므로 공적분 검정을 실시해야 하지만, 단위근이 존재하지 않는다면 안정적인 변수이므로 변수를 그대로 사용하여 그랜저인과성 검정을 실시한다. 공적분이 존재한다면 오차수정모형을 이용하면, 공적분 관계가 존재하지 않는다면 변수를 차분하여 사용하거나 로그를 취하여 변수의 안정성을 검정한 후 그랜저인과성 검정을 실시한다.

본 논문에서는 단위근 검정을 실시한 결과 시계열 자료에 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 나타나면, 수준변수를 이용하여 공적분 관계 여부를 확인한다. 그 후 공적분 관계가 존재하지 않아 1차 로그차분을 통하여 안정적인 시계열로 변환한 후 그랜저인과성 검정을 실시하고자 한다. 그랜저인과성 검정(Granger Causality test)을 인과관계 분석하는 분석방법으로 이용하였으며, 그랜저인과성을 검정한 결과를 바탕으로 벡터자기회귀모형(Vector Auto regressive, VAR)을 추정하여 충격반응분석(Impulse Response Analysis)과 예측오차 분산분해분석(Forecast Error Variance Decomposition Analysis)을 실시하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 I 장은 서론이며, 제 II 장에서는 환율제도와 미얀마의 무역동향에 대한 알아본다. 제 III 장에서는 본 연구에 사용된 시계열 분석방법에 대한 이론적 모형을 설명한 후 제 IV 장에서는 시계열 분석방법을 사용하여 자료들의 실증분석 결과를 도출한다. 마지막으로 제 V 장에서는 본 연구의 분석결과를 요약하고 한계점에 대해 언급한다.

제 3 절 선행연구 분석

본 논문의 주요 목적은 태국 바트화 변동이 미얀마의 수출과 수입에 미치는 영향에 관한 연구이다. 따라서 선행연구는 주로 환율의 변화가 각 국가의 수출, 수입, 무역수지에 미치는 영향에 대해 살펴 보았다.

이경(1996)은 일본 엔화 변동이 한국의 수출입에 미치는 영향을 공적분 회귀식과 오차수정모형을 이용하여 연구하였다. 오차수정모형을 이용하여 수출함수의 경우 엔화 환율이 1% 상승할 때 수출변동률은 0.18% 감소한 결과가 나타났다. 반면, 공적분회귀식을 통해 일본 엔화 환율이 1% 상승할 때 한국의 수출은 -0.12% 감소하는 것으로 나타났다. 한편 수입의 경우 공적분관계가 존재하지 않아 오차수정모형을 이용하지 못하였으며 공적분회귀식만 분석하였다. 공적분회귀식의 결과 일본 엔화환율이 1% 증가할 때 수입은 0.24% 하락하는 것으로 나타났다.³⁾

마송휘(2010)는 중국 위안/달러 환율의 변화가 한국 및 일본의 대미 수출에 미치는 영향을 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 외환위기 이전과 이후 두 기간으로 구분하여 연구하였다. 연구결과를 보면 중국 위안화 환율이 상승하면 외환위기 이전에는 위안화 평가절하로 대미 수출이 감소하였고 외환위기 이후에는 소폭의 수출증가를 보였다. 위안화 평가절하 시 중국의 대미 수출이 증가하면서 한국과 일본 양국으로부터 수입이 증가함으로 한국, 중국, 일본 3개국은 보완적 분업관계를 가지고 있는 것으로 보였다. 또한 위안화의

3) 이경, “일본 엔화 변동이 우리나라 수출입에 미치는 영향에 관한 분석”, 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원, 1996.

상승으로 중국의 대미 수출이 증가하면서 미국의 GDP는 하락하여 장기적으로 미국의 경기침체 원인이 되어 미국의 경기회복은 위안화의 절상에 대한 압력으로 미치게 된다고 주장하였다.⁴⁾

모아라(2011)는 환율변동이 한국의 대미 무역수지에 미치는 영향을 다중회귀분석을 이용하여 연구하였다. 추정결과를 보면 선형 추세를 이용한 경우 환율이 1% 상승할 때 수출은 0.19% 상승하고 있는 것으로 나타났다. 또한 로그선형 추세를 이용한 경우 환율이 1% 증가할 때 수출은 3.20% 증가하는 것으로 나타났다. 한편 수입의 경우 선형추세를 이용한 결과 환율이 1% 증가할 때 수입은 2.98% 증가하는 것으로 나타났고 로그선형 추세를 이용한 결과 0.78% 감소하는 것으로 나타났다.⁵⁾

강은경(2012)는 위안화 대미 달러 환율이 한국의 대세계, 대중국 수출입에 미치는 영향에 대하여 연구하였다. 이 연구를 살펴보면 위안화/달러 환율의 영향이 대세계 수출물량에 제한적인 영향을 미치는 반면 위안화/달러 환율 절상 시 한국의 대중국 수출이 증가하는 것을 확인 할 수 있었다. 수입 측면을 보면 위안화/달러의 절상이 중국을 제외한 대세계 시장에서 수입을 증가시키는 방향으로 영향을 주고 중국 수입을 확대시키는 요인이라고 하였다.⁶⁾

이정현(2013)은 환율변동성이 수출입, 수출입 총량, 무역수지에 미치는 영향분석을 1990년 2분기부터 2012년 2분기까지의 자료를 이용하여 VAR 충격반응분석과 분산분해 분석을 활용하여 연구했다.

4) 마송휘, “중국 위안화 환율 변화가 한국과 일본의 대미 수출에 미치는 영향”, 석사학위논문, 건국대학교 대학원, 2010.

5) 모아라, “환율변동이 한국의 대미 무역수지에 미치는 영향”, 석사학위논문, 한국외국어대학교, 2011.

6) 강은경, “위안화 대미 달러 환율이 한국의 대세계, 대중국 수출입에 미치는 영향”, 석사학위논문, 서울대학교 대학원, 2012.

그 결과 수출은 변동성 충격에 유의하지 않는 반응이 나타났고 수입과 수출입 총량은 부(-)의 영향을 받았으며 무역수지는 정(+)의 반응을 나타내었다. 한편 분산분해 분석결과를 보면 환율의 변동성이 수출의 변동성에 차지하는 비중은 매우 낮은 것으로 나타났고 수입, 수출입총량, 무역수지의 경우 변동성이 차지하는 비중은 상당히 큰 것으로 나타났다. 따라서 환율변동성이 한국의 무역수지, 수입, 수출입 총량에 영향을 미친다는 것을 주장하였다.⁷⁾

〈표. I-1〉 선행연구에 대한 요약 표

연구자	분석자료	분석 방법	분석 기간	분석결과
이경(1996)	일본 엔화환율, 한국의 수출, 수입, GDP와 7개국 GDP(가중평균)	오차수정 모형, 공적분 회귀식	1980년 ~ 1996년 (분기별)	ECM: 환율 1% 상승하면 수출 0.18% 감소, 공적분회귀식: 환율 1% 상승 할 때 수출 0.12% 감소, 수입 0.24% 감소
마송휘 (2010)	미국 GDP, 위안 /달러, 원/달러, 엔/달러, 수출입(한.일)	벡터오차 수정모형	1988년 ~ 2007년 (분기별)	위안화 환율 상승 시: 외환위기 이전 수출 감소, 이후 수출 소폭 증가

7) 이정현, “환율변동성이 수출입, 수출입 총량, 무역수지에 미치는 영향”, 석사학위논문, 건국대학교 대학원, 2013.

모아라 (2011)	원/달러 환율, 수출, 수입, 한GDP, 미GDP	다중 회귀 분석	1990년 ~ 2010년 (분기별)	선형추세: 환율 1% 상승 할 때 수출 0.192% 상승, 수입 2.977% 상승, 로그 선형추세: 환율 1% 상승 할 때 수출 3.203% 상승, 수입 0.784 감소
강은경 (2012)	위안화/달러 환율, 한국의 대세계, 대중국 수출입	FMOLS (Fully Modified OSL)	2005년 ~ 2011 (월별)	위안화/달러의 영향이 대세계 수출에 제한적인 영향 줌, 위안화의 절상 시 대중국 수출 증가시킴, 대세계 수입을 증가시킴, 대중국 수입 확대 요인
이정현 (2013)	원/달러 환율, 한국 수출, 수입, 수출입 총량, 무역수지	VAR충격 반응함수 및 분산분해 분석	1990년 ~ 2012년 (분기별)	환율의 변동성 충격에 수입과 수출입 총량 부(-)의 영향, 무역수지 정(+)의 영향, 변동성이

				수출에 차지하는 비중이 매우 낮고 다른 변수들 경우 상당히 큼
--	--	--	--	---



제 II 장 환율과 무역동향

제 1 절 태국과 미얀마의 환율제도

가. 태국의 환율제도

태국의 환율 제도를 살펴보면 변동환율제도(1963년 10월까지), 고정환율제도(1963년 10월부터 1978년)를 유지하다가 1978년 복수통화 바스켓제도를 도입하였다. 그 후 무역수지 적자가 증대되고 지나친 외자가 유입되어 태국 경제의 대외 신뢰도가 감소하면서 해외자금이 유출되어 1997년에 외환위기가 발생했고 환율은 39.83 바트/달러에서 46.20 바트/달러까지 상승했다. 이후 태국중앙은행은 변동환율제도를 채택하여 2001년 이후 태국 바트화는 지속적으로 달러 대비 강세현상을 보이지만 2013년 3월 20일 29.11 바트/달러로 전 세계 통화 중 5년 이래 가장 높은 강세의 모습으로 나타났다. 그러나 2013년 2분기 이후에는 바트화가 다시 약세현상을 보이면서 이는 자금 이탈하여 영향을 받은 것으로 보인다.⁸⁾

나. 미얀마의 환율제도

미얀마는 고정 환율 제도를 2012년 3월까지 공식적으로 유지하면서, 정부공인환율, 시장 환율, 공식 환율 등을 혼용하는 다중환율구조(multi-layered exchange rate regime)를 보유했다. 미얀마 정부는

8) 참조: kotra(대한무역투자진흥공사) - 태국의 경제동향 및 전망

1997년 이후 공식 환율 제도를 정부 통계 목적으로 주로 사용했고 고정 환율 제도를 시장 환율과 타협해 수출관세, 수입관세 등에 정부 지정 환전소에서 운용하는 환율로 사용했다. 2012년 초 미얀마 환율 820(차트/달러) 시장 환율이 6.4(차트/달러) 공식 환율의 125배 이상이나 차이나서 수출입 및 투자 등 해외 거래에 적용되는 환율이 실제 화폐가치를 반영하지 못하여 외국기업의 미얀마 경제에 대한 불신이 가중된다.

2012년 4월 2일부터 떼인 세인(Thein Sein) 민간정부가 경제발전에 가장 큰 방해였던 고정 환율 제도를 폐지했고 관리변동환율제도(managed floating exchange rate system)를 도입했다. 관리변동환율제도 도입으로 미얀마의 외환 및 금융시장 육성, 무역과 외국인투자 개선 등을 도모했다. 또한 미얀마 중앙은행은 차트화 환율의 하루 변동 폭을 $\pm 0.8\%$ 로 적용했다.

제 2 절 미얀마의 무역동향

미얀마는 1989년 이후 세계 최빈국에 포함되었으며, 2003년 미국으로부터 미얀마 경제제재를 단행한 이후 경제적 문제가 발생했다. 경제적 문제를 해소하기 위하여 2010년 11월 총선거를 거쳐 군부의 독재정치에서 2011년 4월 민간정부가 출범했다. 그 후 신정부가 미얀마의 경제를 개방정책으로 전환하고, 다양한 노력을 하고 있다. 그 결과 미얀마에 대한 경제제재 완화가 진행되고 있으며, 외국인 직접투자가 유입되기 시작하는 등 경제정장을 위한 계기가 조성되고 있고(유재원 외. 2012.10) 미얀마의 무역수지도 수입의 대폭적인 증가에도 불구하고 흑자를 유지하고 있다.

미얀마의 무역수지는 1994년 1,677.41백만 달러(수출 791.64백만 달러, 수입 885.77백만 달러)에서 시작해 2014년에는 27,256.80백만 달러(수출 11,030.70백만 달러, 수입 16,226.10백만 달러)를 기록했다. 수출 대상국을 살펴보면 태국에 대한 수출이 가장 크며 그 뒤를 이어 인도, 중국, 인도, 홍콩 등이며, 수입대상국은 중국이 가장 크며 그 뒤를 이어 싱가포르, 태국, 일본 등이 있으며, 최근 신정부 이후 2011~2015년 까지 미얀마의 10대 수출입 대상국과 교역 추이는 다음<표. II-1 ~ II-2>에서 확인 할 수 있다.

[그림. II-1]은 태국의 바트화 환율과 미얀마 수출입 관계를 나타낸 것이다. 여기서 대체적으로 바트화 환율의 증가율과 수출입이 반대 방향으로 움직이고 있음을 확인 할 수 있다. 특히 1997년 외환위기 이후 바트화와 수출입 관계를 살펴보면 달러대비 바트화의 증가율(바트화 가치의 하락률)과 수출입의 하락률이 반대방향으로 움직이고 있음을 확인 할 수 있다.

<표. II-1> 미얀마의 10대 수출 대상국과 추이

순위	국가	2011-2012		2012-2013		2013-2014		2014-2015.12	
		수출	증감률	수출	증감률	수출	증감률	수출	증감률
1	태국	3823.83	31.62%	4000.58	4.62%	4304.02	7.58%	4031.76	-
2	중국	2214.30	83.98%	2238.07	1.07%	2913.63	30.18%	4692.46	-
3	인도	1045.99	20.01%	1018.69	-2.61%	1143.39	12.24%	745.80	-
4	일본	320.20	34.86%	406.49	26.95%	513.25	26.26%	555.65	-
5	싱가포르	542.75	18.77%	291.35	-46.32%	694.03	138.21%	758.94	-
6	한국	214.82	44.77%	280.77	30.70%	352.92	25.69%	369.6	-
7	말레이시아	152.04	-65.27%	97.98	-35.56%	108.87	11.11%	265.00	-
8	독일	42.33	10.41%	42.98	1.54%	40.36	-6.09%	68.09	-
9	인도네시아	40.94	-0.41%	31.54	-22.96%	60.04	90.36%	86.05	-
10	홍콩	16.58	-52.36%	26.94	62.48%	489.1	1715.51%	288.53	-

자료 : Myanmar Ministry of Commerce

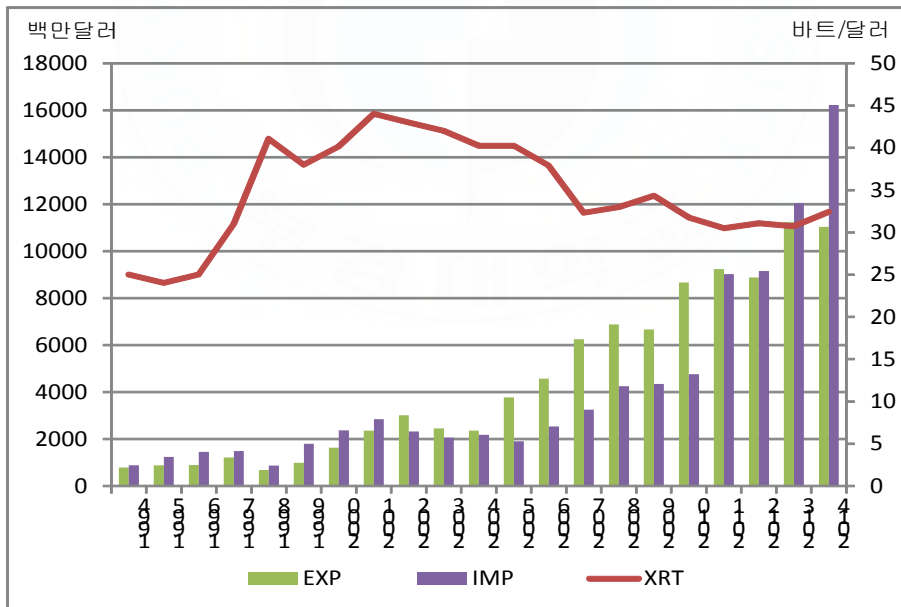
회계연도: 4월부터 이듬해 3월까지

〈표. II-2〉 미얀마의 10대 수입 대상국과 추이

순위	국가	2011-2012		2012-2013		2013-2014		2014-2015.12	
		수입	증감률	수입	증감률	수입	증감률	수입	증감률
1	중국	2786.85	28.51%	2719.49	2.42%	4119.45	51.48%	5019.63	-
2	싱가포르	2516.13	52.93%	2535.42	0.77%	2910.22	14.78%	4137.37	-
3	일본	502.17	95.89%	1091.73	117.40%	1296.24	18.73%	1749.38	-
4	태국	691.14	-2.53%	696.79	0.82%	1362.47	95.54%	1679.44	-
5	한국	451.93	48.55%	343.21	24.06%	1217.98	254.87%	492.99	-
6	말레이시아	303.41	107.88%	360.90	18.95%	839.69	132.67%	743.96	-
7	인도	325.38	66.47%	301.70	-7.28%	493.53	63.58%	594.78	-
8	인도네시아	431.82	56.75%	195.23	-54.89%	438.82	124.77%	550.51	-
9	미국	284.34	378.12%	136.14	-52.12%	100.34	-26.30%	522.19	-
10	독일	95.12	82.57%	144.55	51.97%	83.24	-42.41%	79.09	-

자료 : Myanmar Ministry of Commerce

회계연도: 4월부터 이듬해 3월까지



제 III 장 추정모형

제 1 절 단위근 검정 및 공적분 검정

가. 단위근 검정

단위근 검정은 시계열자료에 있어서 안정적 시계열인지 혹은 불안정적 시계열인지를 검정하기 위한 방법이다. 전통적 계량분석에서 사용되는 자료가 안정적(stationary)이라고 가정하였는데 현실적으로 대부분의 시계열자료는 불안정적(non-stationary)인 경우가 발생한다. 이런 경우에는 한 변수를 다른 변수에 대해 전통적인 계량분석을 실시하면 상관없는 변수 간에도 외견상 의미 있는 것처럼 보이는 허구적 회귀(spurious regression) 현상이 발생하게 되어 결과를 그대로 받아들이면 잘못된 해석을 할 수 있게 된다.

그러므로 시계열자료를 이용하여 분석을 실시할 경우에는 시계열 자료의 안정성 검정을 통해 전통적인 회귀분석 할 수 있는가를 알아봐야 하는데, 여러가지 방법중에서 단위근 검정이 대표적인 방법 중 하나이다. 만일 단위근이 존재하는 경우에는 주어진 시계열 자료를 1차 차분하여 시계열자료를 안정적 시계열로 변화시켜 만든 다음에 전통적인 회귀분석 이론을 이용할 수 있다.

단위근 검정 방법으로 Dickey-Fuller 검정, 시차변수를 추가한 모형을 이용하여 자기상관문제를 제시한 후 단위근의 존재여부를 검정하는 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검정, Phillips and Perron (1988)의 PP검정(Phillips-Perron test), KPSS (Kwiatkowski- Phillips-

Schmidt-Shin)검정 등 여러가지 방법이 현존하다.

(1) ADF(Augmented Dickey-Fuller Test)검정

ADF(Augmented Dickey-Fuller Test) 검정은 자기회귀 모형 $Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 에서 $|\alpha| < 1$ 이면 이 시계열 자료가 안정적인 자료라는 것을 의미하고 통상적인 분석 방법을 사용할 수 있게 되는 것이다. 반면에 $\alpha = 1$ 일 경우 이 시계열 자료는 불안정적인 자료가 되고 전통적인 회귀분석 이론을 사용하지 못하게 된다. 이를 실제로 검정하기 위해서는 다음과 같은 회귀 식을 사용한다.

귀무가설 (H_0): $\alpha = 1$ (nonstationary)

대립가설 (H_1): $\alpha < 1$ (stationary)

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \theta + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \theta + \omega_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

θ - 상수항

ω_t - 확정적 추세

$\alpha = (\rho - 1)$

t - 시간변수

n - 시차

ε_t - 백색잡음(white noise), $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$

위 식과 같이 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 가지므로 그 분포는 차분 추가 항을 충분히 추가시켜 줄 때 산출되는 DF 검정통계량과 일치하게 된다는 사실을 Said and Dickey (1985)가 확증하였다 (이홍재 외 2005).

(2) Phillips-Perron 검정

Phillips-Perron(1988)은 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 와 같이 오차항이 자기상관과 이분산이 존재할 때, 즉 오차항에 대한 가정이 충족되지 못할 때 적용할 수 있는 단위근 검정방법을 제안하였다. PP검정은 1차적으로 DF 검정통계량을 추정하고, 2차 단계에서 자기상관과 이분산의 영향을 제거하기 위해 추정된 오차항의 분산을 이용하여 DF 검정통계량을 변화시킨 뒤 검정통계량을 추정한 다음 검정단계를 실시하다.

(3) KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정

KPSS(1992) 검정은 1종 오류의 발생가능성을 제거한 단위근 방법으로 시계열 자료가 안정적 시계열임을 판정하는 방법이다. ADF 검정과 Phillips-Perron 검정의 경우 귀무가설(H_0 , Null Hypothesis)이 단위근이 존재한다는 것이다. 그러나 KPSS 검정의 경우는 귀무가설이 단위근이 존재하지 않고 안정적시계열이라는 것이다. KPSS는 귀무가설을 검정하기 위해 LM 검정통계량을 다음 식과 같이 추천하였다.

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2 \quad (4)$$

위 식에서 S_t 는 시계열 자료를 회귀분석을 실시하였을 때 만들어진 오차(ϵ_t)의 부분 합 ($S_t = \sum_{i=1}^t \epsilon_i$)을 나타내며 s^2 는 ϵ_t 의 비모수적 방법으로 추정된 장기분산 추정량을 나타낸다. (조하연, 황선웅, 2007)

나. 공적분 검정

시계열자료가 단위근을 가지고 있는 불안정 계열인 경우 차분을 통하여 안정화 한 다음 회귀분석을 할 수 있다. 그러나 이런 경우 장기적인 변화내용에 대한 정보가 사라지게 되고 여러 가지 문제점이 나타날 수 있다. 두 시계열 간의 회귀 분석한 결과 큰 결정계수 (R^2)값이 나타난 반면 Durbin-Watson 값은 작게 구해진 경우 ($R^2 > DW$)를 고려해야 한다. 전통적 계량경제 방법론에 의하면 OLS 방법으로 모형 식을 추정한 후 계수들의 추정치의 크기, 부호, t 통계 값을 이용하여 변수들 간의 관계를 분석한다. 이와 같은 방법은 앞에 단위근 검정과 같이 허구적 회귀(Spurious Regression)의 문제가 나타날 수 있다. 그러나 허구적 회귀의 문제가 나타나더라도 변수들 간에 안정적인 장기적 균형관계가 존재할 수 있다. 이를 공적분 관계(cointegration relationship)라고 한다.

변수들이 불안정이라 하더라도 이 변수들 간의 선형결합은 안정적인 경우가 있다. 다시 말하자면 공적분의 존재는 경제변수들이 단기적으로는 상호 괴리를 보이지만 장기적으로는 같은 관계를 유지할 것이다. 두 개의 시계열 X_t, Y_t 는 $I(1)$ 적분 계열이고, 변수들 간에 안정적인 선형 결합($Z_t = Y_t - \beta X_t$)이 존재하여 $Z_t \sim I(0)$ 가 되고, 공적분 관계가 존재하여 안정적인 선형결합 Z_t 를 균형오차(equilibrium error)라 한다.

공적분 관계가 존재한다는 것은 변수들이 장기적인 관계가 있다는 것을 의미한다. 이는 변화가 있는 경우라도 일정한 평균을 중심으로 하여 움직일 것이고 또한 평균으로 돌아오는 경향이 있기 때문이다. 공적분 검정은 개별 시계열 단위근을 가지고 있더라도 이들 시계열간의 가상적 관계가 성립하지 않을 조건을 발견하도록 함으로써 회귀분석의 결과를 의미 있게 할 수 있다는데 의의가 있으며, 공적분 검정의 방법으로는 Engle-Granger(1987)에 의해 주장된 방식과 다변량 시계열 분석에 의한 Johansen 공적분 검정(Johansen's Cointegration Test)이 널리 사용되고 있다.

(1) Engle-Granger 공적분 검정

X 와 Y 두 개의 계열 사이에 공적분 관계가 있는지 변수 Y를 X에 대해 회귀 분석하여, 즉 $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + Z_t$ 에서 잔차항 Z_t 가 안정적 시계열을 나타내는가에 의해 판단된다. 여기서 Z_t 가 I(0)이면 X와 Y사이에 공적분 관계가 있고, I(1)이면 X와 Y사이에는 공적분 관계가 있지 않다고 요약할 수 있다. Engle-Granger(1987)에 의해서 개발된 공적분 검정법은 이와 같은 특성을 이용하여 공적분 여부를 점검하는 방법으로, 단위근 검정의 잔차항에 대하여 ADF검정을 실시할 것을 추천하고 있다.

(2) Johansen 공적분 검정

공적분의 존재에 대한 최초의 검정이 Engle-Granger(1987)에 의해 이루어진 이후, 공적분 검정법, 단위근의 검정법, 오차수정모형의

적용 등에 관한 많은 연구 및 발전이 발생했다. 주로 Johansen (1988)과 Johansen and Juselius(1990)의 장기균형관계로서의 공적분 존재여부와 공적분 계수의 추정에 관한 연구가 널리 사용되고 있다. Johansen 공적분 검정은 오차수정모형을 벡터차원으로 확장시켜 최우추정법(maximum likelihood)으로 추정하여 로그 우도비(log likelihood ratio)검정을 실시한다(남준우, 이한식, 2010).

본 연구에서는 공적분관계가 있는지를 검정하는 방법으로 Johansen 공적분 검정 방법을 적용하여 분석해 보았다.

제 2 절 인과관계 검정

가. Granger 인과관계 검정

Granger 인과관계 검정(Granger Causality test)은 한 변수와 다른 변수간의 인과관계를 확인하는 방법 또는 변수 간에 미치는 영향을 측정할 수 있는 방법이다. 시계열 자료가 안정적인 자료를 가지고 있고, 어떠한 변수가 다른 변수의 변화를 예측하는데 원인 변수가 되는지 알 수 있다면 그랜저인과성 검정을 통해 다음 식을 이용하여 확인할 수 있다.

$$Y_t = \sum_{k=1}^m \alpha_k X_{t-k} + \sum_{p=1}^m \beta_p X_{t-p} + \epsilon_{1t} \quad (5)$$

$$X_t = \sum_{k=1}^n \gamma_k X_{t-k} + \sum_{p=1}^n \delta_p X_{t-p} + \epsilon_{2t} \quad (6)$$

그랜저인과성 검정을 정하면 다음과 같이 해석할 수 있다(남준우

이한식, 2010).

〈표. III-1〉 Granger 인과관계 검정 결과

$H_0 : \alpha_i = 0$	$H_0 : \delta_j = 0$	인과관계의 방향
기각	채택	$X \rightarrow Y$ (일 방향적 관계)
채택	기각	$Y \rightarrow X$ (일 방향적 관계)
기각	기각	$X \leftrightarrow Y$ (상호작용 관계)
채택	채택	인과성 없으며 상호 독립적 관계

제 3 절 벡터자기회귀(VAR)모형

VAR모형은 시계열 모형을 이용한 예측방법과 계량모형을 이용한 예측방법이 결합된 형식이다. VAR모형은 모형내의 모든 변수의 현재 관측치를 종속변수로 하고, 다른 변수들을 독립변수로 설정한다. 즉 VAR모형은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되는데 각 방정식은 서로 인과관계가 있는 각 변수들의 현재 관측치를 내생변수로 그리고 다른 변수들의 과거 관측치를 외생변수로 간주하고 있는 모형이다(이홍재 외 2005).

$$X_k = C(L)X_k + \epsilon_k \quad (7)$$

$$= \sum_{n=1}^p C_n X_{k-n} + \epsilon_k$$

X_k - n X 1 벡터

VAR모형을 분석할 때, 기존 모형의 시차의 수는 무한대이지만 실제 추정에서는 회귀오차($\hat{\varepsilon}_t$)가 백색잡음에 밀접해지는 시차로 제한하여 분석을 실시한다(이종원 2007).

제 4 절 동태적 분석

가. 충격반응함수

충격반응함수(Impulse Response Function)는 VAR 모형 내의 어떤 특정 변수들에 대한 내생변수의 단위 충격(unit shock)이 얼마나 크고 오래 지속되는지를 살펴보는 것이다. 즉 한 변수가 다른 변수에게 미치는 동태적 영향을 보여주는 것이다.

충격반응함수는 내생변수의 현재 값과 미래 값에 대한 한 변수에 관하여 1의 표준편차 충격의 효과를 측정한다. 충격반응함수는 아래 식과 같이 정리된다(이홍재 외, 2005).

$$Y_j = \alpha_{11} Y_{j-1} + \alpha_{12} X_{j-1} + \epsilon_{1t} \quad (8)$$

$$X_j = \alpha_{21} Y_{j-1} + \alpha_{22} X_{j-1} + \epsilon_{2t} \quad (9)$$

나. 예측오차분산분해분석

예측오차 분산분해분석(Forecast Error Variance Decomposition Analysis)은 내생변수의 변동을 그 자신과 다른 내생변수들이 얼마나 잘 설명하고 있는지를 보여준다. 즉 예측오차의 분산에서 각 변수들의 변동에 발생하는 비중을 백분율로 나타내어 상대적 기여도를 알

아보는 것이다. 분산분해 분석은 아래 식과 같이 정리된다(송일호, 정우주, 2002).

$$X_{a+b} = \psi_0 \epsilon_{a+a} + \psi_1 \epsilon_{a+b-1} + \dots + \psi_a \epsilon_b + \psi_{a+1} \epsilon_{b+1} + \dots \quad (10)$$

$$E(X_{t+p} | X_a X_{a-1}, \dots) = \psi_a \epsilon_b + \psi_{a+1} + 1 \epsilon_{b-1} \quad (11)$$



제 IV 장 실증분석

제 1 절 분석 자료

본 논문에서 사용된 변수들은 미얀마의 수출, 수입, 국민총생산, 해외 GDP, 태국의 환율로 달러기준으로 계절 조정된 자료들이다. 해외 GDP는 5개국의 실질 GDP를 무역가중치로(미얀마의 5대 수출입 대상국) 가중평균하였으며 각 자료들의 관측치 수는 86개로 분기별 자료를 이용하여 분석하였다. 모형의 분석에 사용된 자료는 미얀마의 경우 수출입과 GDP를 미얀마 중앙통계청(C.S.O), 해외GDP를 국가통계포털, 태국의 바트화 환율을 태국 중앙은행(Bank of Thailand)의 분기별 자료를 이용하였다. 본 논문에서 사용한 분석 자료들의 정의는 <표. IV-1>과 같다.

<표. IV-1> 변수명 및 정의

변수	정의
EXP	변수명 : 미얀마의 수출
IMP	변수명 : 미얀마의 수입
XRT	변수명 : 태국 환율
FGDP	변수명 : 미얀마의 5대 수출입 대상국(태국, 중국, 인도, 일본, 싱가포르)의 GDP를 가중평균함 ⁹⁾
GDP	변수명 : 미얀마의 GDP

9) 미얀마의 수출입 대상국을 살펴보면 수출국은 주요 태국, 중국, 인도, 일본, 싱가포르 등이다. 주요 수입국은 중국, 태국, 싱가포르, 일본, 인도네시아, 인도 등이다

가. 기초통계량

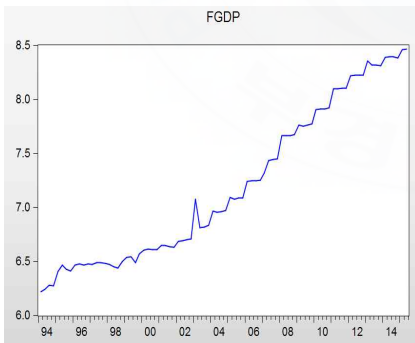
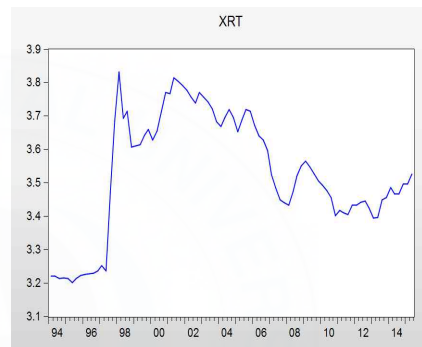
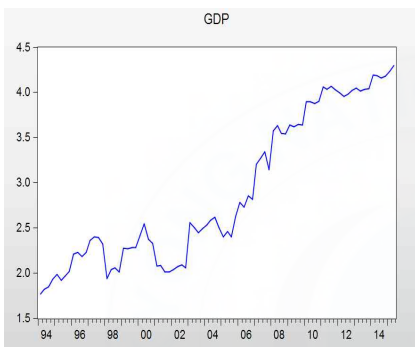
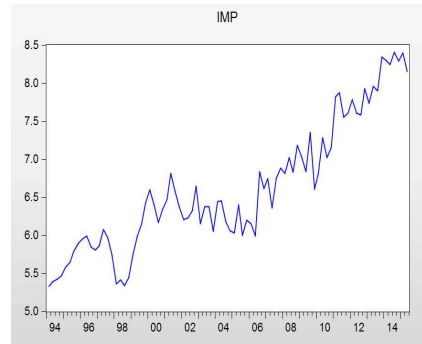
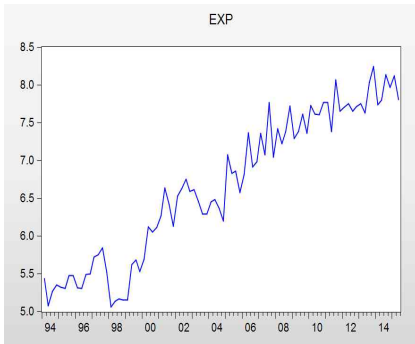
본 논문에서 사용한 시계열 자료들의 기초통계량을 살펴보면, 먼저 수출의 평균, 최댓값, 최솟값은 각각 1,165.8660, 3,787.2000, 157.0560이었다. 수입의 평균은 1,103.4420, 최댓값은 4,459.6000, 최솟값은 206.3830이었으며, 태국환율(바트/달러)의 기초통계량은 평균 34.6563, 최댓값은 46.2010, 최솟값은 24.5610이었다. 다음으로 해외 GDP의 평균, 최댓값, 최솟값은 각각 1,741.5100, 4,731.3000, 500.9060이었으며, 미얀마 GDP의 평균은 25.4857, 최댓값 73.6200, 최솟값 5.8640이었다. 기초통계량 분석 결과를 보면, 수출과 수입의 평균은 거의 비슷하지만 최댓값과 최솟값을 살펴보면 수출이 수입보다 낮은 것을 알 수 있다.

상세한 기초 통계량은 다음 <표. IV-2>에서 확인 할 수 있으며, 1994년 1분기부터 2015년 2분기까지 주요 변수들(로그 변화)의 변화 추이는 [그림. IV-1]과 같다.

<표. IV-2> 기초통계량

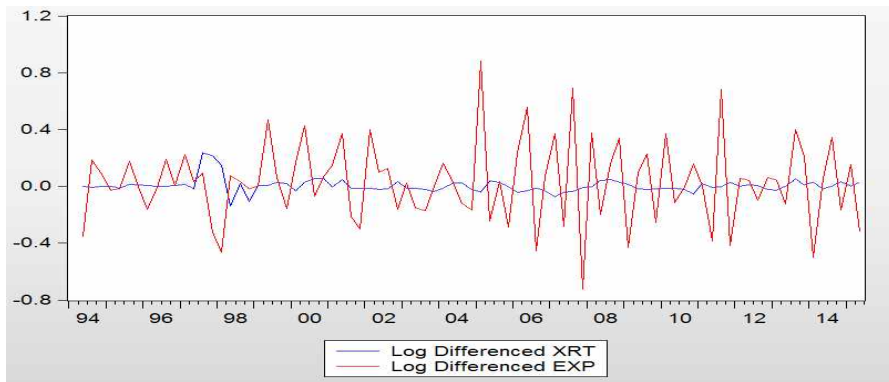
	EXP	IMP	XRT	FGDP	GDP
평균	1,165.8660	1,103.4420	34.6563	1,741.5100	25.4857
중앙값	756.9845	605.3035	33.8965	1,120.3700	12.6660
최댓값	3,787.2000	4,459.6000	46.2010	4,731.3000	73.6200
최솟값	157.0560	206.3830	24.5610	500.9060	5.8640
표준편차	959.8504	1,107.4600	6.1006	1,314.2920	21.0875
관측치	86	86	86	86	86

단위: 달러, 자료: 미얀마 중앙통계청, 태국중앙은행, 국가통계포털



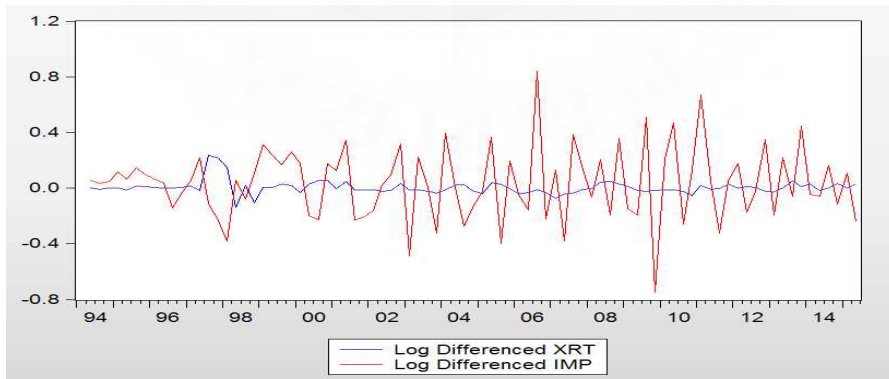
[그림. IV-1] 미얀마의 수출, 수입과 GDP, 태국의 환율, 해외 GDP 로그
변화 추이

또한 1994년 1분기부터 2015년 2분기까지의 태국 환율(바트/달러), 미얀마 수출과 수입관계를 살펴보면 [그림. IV-2, IV-3]과 같이 바트화와 수출입의 관계를 확인 할 수 있다.



[그림. IV-2] 로그 차분한 미얀마의 수출과 태국 바트화의 관계

[그림. IV-2]은 미얀마의 수출과 태국의 바트화간의 관계를 그린 것이다. 여기서도 대체적으로 바트화가치의 하락률과 수출이 반대방향으로 움직이고 있음을 확인 할 수 있다. 특히 1997년 외환위기 이후 바트화와 수출 관계를 살펴보면 달러대비 바트화의 증가율(바트화가치의 하락률)과 수출의 하락률이 반대방향으로 움직이고 있음을 확인 할 수 있다.



[그림. IV-3] 로그 차분한 미얀마의 수입과 태국 바트화의 관계

[그림. IV-3]은 미얀마의 수입과 태국의 바트화간의 관계를 그린 것이다. 여기서도 대체적으로 바트화가치의 하락률과 수입이 반대방향으로 움직이고 있음을 확인 할 수 있다. 특히 1997년 외환위기 이

후 바트화와 수입 관계를 살펴보면 달러대비 바트화의 증가율(바트화가치의 하락률)과 수입의 하락률이 반대방향으로 움직이고 있음을 확인 할 수 있다.

제 2 절 인과관계 분석

가. 단위근 검정

대부분의 시계열자료의 경우 단위근을 가지는 불안정적(non-stationary)인 경우가 발생한다. 이런 경우에는 안정적 시계열 자료를 근거로 하는 전통적인 계량 이론 같은 회귀분석을 이용하게 되면 변수들 간의 아무런 관련이 없지만 유의성을 가지는 회귀식이 발생하는 가상적 회귀(Spurious Regression)현상이 나타날 수 있다. 그 결과를 그대로 사용하면 통계적으로 잘못된 해석을 할 수 있게 된다. 따라서 이런 경우 단위근을 가지지 않는 안정적 시계열 자료를 확보해야 VAR모형을 이용한 인과관계를 분석 할 수 있다. 본 논문에서는 변수들의 안정성을 검정하기 위해 ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정, 그리고 KPSS 단위근 검정을 사용하여 단위근 검정을 분석하였다.

수준변수의 단위근 검정결과 수출의 경우 ADF검정과 PP검정은 각각 유의 확률 값(p-value)이 0.8009와 0.7567로 p값이 1%, 5%, 10%유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못 하였으며, KPSS검정에서는 LM-값 1.1453으로 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여, 최종적으로 수준변수에서의 수출이 단위근이 존재하다는 것으로 나타났다.

수입의 경우 ADF 검정 결과 p값이 0.8389로 나타나 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못 하였으며, PP 검정의 결과 p값

0.7479로 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하고 KPSS 검정에서는 LM-값 1.0619로 나타나 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 결과적으로 수준변수의 수입에서도 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.

또한 바트화(태국의 환율)의 경우 ADF 검정과 PP 검정의 결과 각각 p값 0.1812와 0.3507로 나타나 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못 하였으며, KPSS 검정 결과 LM-값 0.2573로 나타나 5% 유의수준에서 기각하지 못하여, 결과적으로 수준변수에서 바트화도 단위근이 존재하다는 것으로 나타났다.¹⁰⁾

최종적으로 수준변수에서 수출, 수입과 바트화의 단위근 검정 결과 단위근이 존재하는 불안정적인 것으로 나타났고 이에 대한 종합적인 결과는 <표. IV-3>에서 확인 할 수 있다.

〈표. IV-3〉 수준변수 단위근 검정 결과

TEST		EXP	IMP	XRT	FGDP	GDP
ADF	t-Stat	-0.8442	-0.7059	-2.2787	1.3284	-0.3197
	Prob.	0.8009	0.8389	0.1812	0.9986	0.9166
PP	t-Stat	-0.9553	-1.0066	-1.8575	0.7432	-0.1991
	Prob.	0.7657	0.7479	0.3507	0.9925	0.9336
KPSS	LM-Stat	1.1453	1.0619	0.2573**	1.1459	1.0962
	5% level	0.4630	0.4630	0.4630	0.4630	0.4630

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함

10) ADF, PP검정법 - 귀무가설(H_0)은 단위근이 존재한다.

KPSS 검정법 - 귀무가설(H_0)은 단위근이 존재하지 않는다.

수준변수에서 단위근 검정결과 모든 변수들에 대해 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 모든 시계열 변수가 단위근이 존재하는 불안정적인 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 사용된 모든 변수들이 불안정하여 위에서 살펴본 바와 같이 허구적 문제가 발생할 가능성이 있으므로 이들 시계열 변수들을 로그 1차 차분하여 다시 단위근 검정을 해보았다.

로그 1차 차분변수에 대한 단위근 검정 결과를 확인해보면 ADF 검정과 PP검정 결과 값은 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였으며, KPSS 검정의 경우 변수들 모두 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하여 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 판정되었다. 1994년 1분기부터 2015년 2분기까지의 로그 1차 차분 단위근 검정 결과는 <표. IV-4>와 같다.

<표. IV-4> 로그차분변수 단위근 검정 결과

TEST		DLEXP	DLIMP	DLXRT	DLFGDP	DLGDP
ADF	t-Stat	-10.1393***	-12.4981***	-6.3470***	-4.4683***	-10.1881***
	Prob.	0.0000	0.0001	0.0000	0.0005	0.0000
PP	t-Stat	-18.7547***	-13.0693***	-6.0729***	-13.2193***	-10.2400***
	Prob.	0.0001	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
KPSS	LM-Stat	0.0981**	0.0460**	0.3007**	0.2173**	0.1001**
	5% level	0.4630	0.4630	0.4630	0.4630	0.4630

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함
DL=로그차분

나. 공적분 검정

단위근 검정을 통해 변수들이 단위근을 가지고 있는 경우 차분을 통하여 안정화를 한 후 회귀분석을 할 수 있다. 그러나 이런 경우 변수들 간에 장기적인 관계가 사라지게 되어 전통적인 회귀분석을 할 때 오류가 발생하거나 잘못된 가상회귀문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 해결할 수 있는 방법으로 공적분 검정방법이 있다.

앞에서 단위근 검정결과 모든 변수들이 1차 차분해야하는 것으로 나왔기 때문에 Johansen 공적분 검정을 실시하였다. 공적분시차를 2로 하고 수출이 종속변수인 경우 설명변수를 태국의 환율, 해외 GDP, 수입이 종속변수인 경우 설명변수를 태국의 환율, 미얀마의 GDP를 이용하여 분석을 실시하였다. 공적분 검정을 실시한 결과, 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나와서 변수들 간에는 선형의 장기 균형관계가 존재하지 않는 것으로 해석 할 수 있다. 이에 대한 결과는 다음<표. IV-5,표. IV-6>과 같이 나왔다.

<표. IV-5> 수출의 공적분 검정 결과

Hypothesized	Trace	0.05	Max-Eigen	0.05
No. of CE(s)	Statistic	Critical Value	Statistic	Critical Value
None	20.7879	29.7971	13.7917	21.1316
At most 1	6.9963	15.4947	6.9262	14.2646
At most 2	0.0700	3.8415	0.0700	3.8415

주: Trace 검정결과 5% 유의수준에서 공적분 존재하지 않음

Max-eigenvalue 검정결과 5% 유의수준에서 공적분 존재하지 않음

〈표. IV-6〉 수입의 공적분 검정 결과

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value
None	17.6471	29.7971	10.4507	21.1316
At most 1	7.1964	15.4947	7.1757	14.2646
At most 2	0.0207	3.8415	0.0207	3.8415

주: Trace 검정결과 5% 유의수준에서 공적분 존재하지 않음

Max-eigenvalue 검정결과 5% 유의수준에서 공적분 존재하지 않음

다. VAR 모형의 시차 선정

VAR 모형을 활용하기 위해서, 적정시차를 선정하는 것이 중요한데 본 논문에서는 분석대상에 대한 LR(Sequential Modified Likelihood Ratio Test Statistic), FPE(Final Prediction Error), AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwartz Information Criterion), HQ(Hannan-Quinn Information Criterion)정보기준을 사용하여 적정시차 분석을 실시하였다.

수출과 수입의 적정시차에 대한 분석 결과는 〈표. IV-7, 표. IV-8〉과 같이 수출은 SC, HQ 정보기준으로 각각 1시차와 2시차 또한 수입은 AIC, HQ 정보기준으로 1시차, SC 정보기준으로 2시차에서 최솟값이 적정시차로 판단되었다. 따라서 본 연구에서 2시차 VAR모형이 가장 적합한 것으로 추정되어 분석을 실시하였다.

〈표. IV-7〉 수출의 적정시차 결정 결과

시차	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	217.4926	45.0594	8.37E-07	-5.4798	-5.1093*	-5.3317
2	230.9828	24.4622	7.44E-07	-5.5995	-4.9506	-5.3404*
3	243.8879	22.3689*	6.72E-07	-5.7037	-4.7767	-5.3335
4	254.0360	16.7782	6.56e-07*	-5.7343	-4.5292	-5.2531
5	262.5137	13.3382	6.71E-07	-5.7204	-4.2372	-5.1281
6	266.3682	5.7561	7.81E-07	-5.5832	-3.8219	-4.8799
7	271.7312	7.5797	8.77E-07	-5.4862	-3.4468	-4.6719
8	279.7845	10.7377	9.23E-07	-5.4809	-3.1434	-4.5356
9	282.5233	3.3436	1.13E-06	-5.2940	-2.6984	-4.2576
10	289.7114	8.4341	1.24E-06	-5.2456	-2.3720	-4.0982

〈표. IV-8〉 수입의 적정시차 결정 결과

시차	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	171.4128	30.3887*	2.86e-06*	-4.2511*	-3.8802	-4.1029*
2	180.0217	15.6109	2.89E-06	-4.2406	-3.5917	-3.9815
3	186.3307	10.9355	3.12E-06	-4.1688	-3.2418	-3.7987
4	190.3624	6.6658	3.58E-06	-4.0363	-2.8312	-3.5552
5	193.9709	5.6773	4.18E-06	-3.8926	-2.4094	-3.3003
6	200.6938	10.0396	4.50E-06	-3.8318	-2.0705	-3.1286
7	207.9713	10.2855	4.80E-06	-3.7859	-1.7465	-2.9716

8	216.4399	11.2915	5.00E-06	-3.7717	-1.4542	-2.8464
9	222.7716	7.9357	5.56E-06	-3.7006	-1.1050	-2.6642
10	227.3280	5.3462	6.54E-06	-3.5821	-0.7084	-2.4346

라. Granger 인과관계 검정

위에서 VAR 모형의 시차 선정 검정 결과 시차는 2시차로 판단되었다. 이에 본 연구에서는 그랜저 인과관계 검정을 통하여 변수들 간에 서로 영향을 얼마나 미치는지 확인 할 수 있다. 또한 VAR모형을 분석할 때 변수를 적는 순서에 따라 결과가 달라지기 때문에 그랜저 인과관계 검정 결과를 바탕으로 변수 순서를 결정하였다.

〈표. IV-9〉 Granger 인과관계 검정 결과 (수출)

귀무가설	시차1		시차2		시차3	
	F 통계량	Prob.	F 통계량	Prob.	F 통계량	Prob.
DLEXP↔DLXRT	5.8720**	0.0176	5.6415***	0.0051	3.2144**	0.0276
DLXRT↔DLEXP	9.2140***	0.0032	6.7742***	0.0019	4.1414***	0.0090
DLFGDP↔DLXRT	0.1242	0.7254	0.4772	0.6223	0.4028	0.7514
DLXRT↔DLFGDP	1.6632	0.2008	2.9540*	0.0580	3.8669**	0.0125
DLFGDP↔DLEXP	0.1578	0.6922	0.4544	0.6365	0.3476	0.7910
DLEXP↔DLGDP	2.9334*	0.0906	1.9496	0.1492	1.2224	0.3075

주: *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

〈표. IV-10〉 Granger 인과관계 검정 결과 (수입)

귀무가설	시차1		시차2		시차3	
	F 통계량	Prob.	F 통계량	Prob.	F 통계량	Prob.
DLIMP↔DLXRT	1.3866	0.2424	0.7389	0.4809	0.6067	0.6127
DLXRT↔DLIMP	5.5158**	0.0213	4.3165**	0.0167	3.2828**	0.0254
DLGDP↔DLXRT	1.0126	0.3173	0.6252	0.5378	0.3541	0.7863
DLXRT↔DLGDP	12.3725***	0.0007	7.0396***	0.0015	5.5271***	0.0018
DLGDP↔DLIMP	0.0012	0.9722	0.1567	0.8552	0.1713	0.9155
DLIMP↔DLGDP	0.0253	0.8741	3.2219**	0.0452	2.2896*	0.0852

주: *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

그랜저 인과성 검정 결과(표. IV-9, IV-10)을 보면 태국의 바트화 환율이 미얀마의 수출입과 밀접한 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 수출과 바트/달러 환율은 서로 간 영향이 있지만, 수입은 바트/달러 환율에 영향을 못 미치는 것으로 나타났다. 또한 해외 GDP, 미얀마 GDP는 수출과 수입에 영향을 못 미쳤으나 이는 적정시차인 2시차 외 3시차까지 확장하여 살펴보아도 같은 결과로 나타난다.

그랜저 인과관계 검정 결과에 따라 VAR모형 변수의 순서를 적정 시차인 2시차로 분석한 결과, 환율→수출→해외 GDP, 환율→수입→GDP 순서로 정하여 실제로 바트화의 변동이 미얀마의 수출과 수입에 얼마만큼 영향을 미칠 것인가를 실증분석을 통해 확인해 보았다.

마. 벡터자기회귀모형 분석

VAR모형의 적정시차 검정 결과의 그랜저인과성 검정 결과에 따라 VAR모형은 그랜저인과성 검정 결과인 환율→수출→해외 GDP, 환율→수입→GDP 순서로 변수를 작성하여 분석을 실시하였다. 2시차 VAR모형을 이용한 바트화 변동이 미얀마의 수출과 수입에 미치는 영향분석 결과는 <표. IV-11>과 같다.

<표. IV-11> 수출입의 VAR 검정 결과

	DLEXP		DLIMP
DLXRT(-1)	-1.1081*	DLXRT(-1)	-0.9653*
	[-1.9509]		[-1.6833]
DLXRT(-2)	-1.2908**	DLXRT(-2)	-1.2381*
	[-2.1387]		[-1.9556]
DLEXP(-1)	-0.6691***	DLIMP(-1)	-0.4471***
	[-6.2107]		[-4.0498]
DLEXP(-2)	-0.3618***	DLIMP(-2)	-0.2367**
	[-3.2552]		[-2.1625]
DLFGDP(-1)	0.1613	DLGDP(-1)	-0.2504
	[0.4023]		[-1.0903]
DLFGDP(-2)	0.1784	DLGDP(-2)	-0.0293
	[0.4518]		[-0.1305]
C	0.0738**	C	0.0730**
	[2.3026]		[2.4786]
R-squared	0.3665	R-squared	0.2345

주 : t-statistics in []***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함

VAR모형을 이용한 수출의 분석 결과(표. IV-11), t시점의 수출의 변동은 전기의 수출의 -0.6691%가 이번기의 수출 변동률에 반영되는 것으로 나타났다. 또한 t-2기의 수출의 1% 변동률이 이번기의 수출변동에 -0.3618% 반영되는 것으로 보여준다.

이제 논문의 주 목적인 바트화환율의 변동이 수출에 미치는 영향을 살펴보면 바트화 환율 1% 증가 시 수출은 1.1081% 감소하는 것으로 나타나고 t-2기의 바트화 환율이 1% 증가할 때 수출을 1.2908% 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 태국 바트화의 가치 하락(환율 상승)은 미얀마 수출품에 대한 해외시장에서의 수요를 감소시킨다는 점을 의미한다. 한편 해외GDP 1% 상승률은 수출을 0.1613% 증가시키고 t-2기의 해외GDP 1%상승 시 수출은 0.1784% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 미얀마의 수출에 대한 해외GDP의 영향이 미미하다고 해석된다.

VAR모형을 이용한 수입의 분석 결과(표. IV-11), t시점의 수입의 변동은 전기의 수입의 -0.4471%가 이번기의 수입변동률에 반영되는 것으로 나타났다. 또한 t-2기의 수입의 1% 변동률이 이번기의 수입변동에 -0.2367% 반영되는 것으로 보여준다.

앞서 분석한 수출과 같이 본 논문의 주요 관심대상인 바트화 달러환율의 변동이 수입에 미치는 영향을 살펴보면 바트화 환율 1% 상승 시 수입은 0.9653% 감소하는 것으로 나타나고 t-2기의 바트화 환율이 1% 상승할 때 수입을 1.2381% 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 태국 바트화의 가치하락(환율 상승)이 태국제품에 대한 미얀마의 수입가격이 상승하게 되어 태국제품의 수입이 감소하는 것으로 보였다. 한편 미얀마의 수입에 대한 GDP의 영향이 미미하고 큰 영향을 못 미치지 못하는 것으로 나타났다.

해외 GDP와 미얀마 GDP 두 변수가 수출과 수입에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나기 때문에 해외 GDP와 미얀마 GDP를 제외한 VAR모형을 다시 실시해 보았다. 그결과 다음<표. IV-12>과 같다.

<표. IV-12> 수출입의 VAR 검정 결과

	DLEXP		DLIMP
DLXRT(-1)	-1.0876*	DLXRT(-1)	-0.8682
	[-1.9394]		[-1.5461]
DLXRT(-2)	-1.3029**	DLXRT(-2)	-1.0550*
	[-2.2110]		[-1.8192]
DLEXP(-1)	-0.6693***	DLIMP(-1)	-0.4518***
	[-6.2729]		[-4.1260]
DLEXP(-2)	-0.3475***	DLIMP(-2)	-0.2336**
	[-3.2145]		[-2.1494]
C	0.0737***	C	0.0640**
	[2.7898]		[2.3589]
R-squared	0.3619	R-squared	0.2224

주 : t-statistics in []***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함

VAR모형을 이용한 수출의 분석 결과<표. IV-12>, t시점의 수출의 변동은 전기의 수출의 -0.6693%가 이번기의 수출 변동률에 반영되는 것으로 나타났다. 또한 t-2기의 수출의 1% 변동률에 이번기의 수출변동에 -0.3475% 반영되는 것으로 보여준다.

논문의 주목적인 바트화환율의 변동이 수출에 미치는 영향을 살펴보면 바트화 환율 1% 증가 시 수출은 1.0876% 감소하는 것으로

나타나고 t-2기의 바트화 환율이 1% 증가할 때 수출을 1.3029% 감소시키는 것으로 나타났다.

VAR모형을 이용한 수입의 분석 결과(표. IV-12), t시점의 수입의 변동은 전기의 수입의 -0.4518%가 이번기의 수입변동률에 반영되는 것으로 나타났다. 또한 t-2기의 수입의 1% 변동률에 이번기의 수입 변동에 -0.2336% 반영되는 것으로 보여준다.

앞서 분석한 수출과 같이 본 논문의 주요 관심대상인 바트화 달러환율의 변동이 수입에 미치는 영향을 살펴보면 바트화 환율 1% 상승 시 수입은 0.8682% 감소하는 것으로 나타나고 t-2기의 바트화 환율이 1% 상승할 때 수입을 1.0550% 감소시키는 것으로 나타났다.

해외 GDP와 미얀마의 GDP가 수출·입에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나기 때문에 모형에 포함되지 않아야 할 변수인가를 F-검정법을 이용하여 실시해 보았다.

수출의 경우,

$H_0: DLFGDP(-1)=DLGGDP(-2)=0$ 의 가설에 대한 F-통계치는

$$F = \frac{(4.1967 - 4.1665)/2}{4.1665/(86 - 7)} = 0.2863$$

수입의 경우,

$H_0: DLGDP(-1)=DLGDP(-2)=0$ 의 가설에 대한 F-통계치는

$$F = \frac{(4.4364 - 4.3677)/2}{4.3677/(86 - 7)} = 0.6213$$

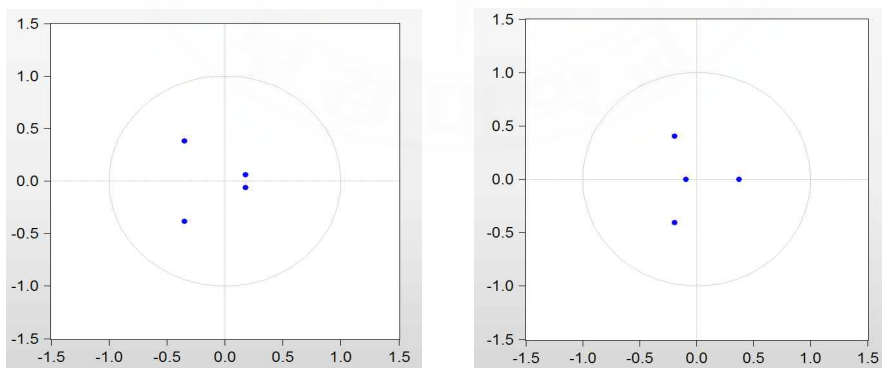
이며, 이는 5% 유의수준에서 2와 79의 자유도를 갖는 F-분포의

임계치 3.15 보다 작으므로 귀무가설 $DLGDP(-1)=DLFGDP(-2)=0$, $DLGDP(-1)=DLGDP(-2)=0$ 은 기각되지 못하고, 해외GDP와 미얀마의 GDP가 수출입 결정 모형에 제외되어야 할 변수인 것으로 나타났다.

마. VAR모형의 안정성 검정

VAR모형을 분석할 때 만약 안정적이지 못하는 결과가 나타난다면 충격반응함수와 예측오차분산분해분석의 결과 값이 모두 유의적이지 못하게 되기 때문에 충격반응함수와 예측오차분산분해를 사용하여 동태적 분석을 실시하기 전 VAR모형의 안정성 검정을 시행해 보고자 한다.

다음 [그림. IV-4]은 VAR모형의 안정성 검정 결과이다. VAR모형의 안정성 검정 결과 모든 근들이 1보다 작고 환율, 수출과 수입의 변화율의 관측치가 단위원 내에 존재하면 추정된 VAR모형은 안정적인 모형인 것으로 판단되었다.



[그림. IV-4] 수출과 수입의 VAR모형 안정성 검정 결과

제 3 절 동태적 분석

앞서 논의한 부분에서는 환율과 수출입의 인과관계에 대해 VAR 모형을 이용하여 알아보았다. 그 결과 VAR모형은 단기적인 인과성에 있어서 영향은 구체적으로 제시해 주지만 시간의 흐름에 따라 동태적인 영향은 잘 제시해주지 못한다는 한계점이 있다. 그리고 각 변수들에 충격이 전해지면 환율과 수출입에 어떤 영향을 미칠지, 각 변수들의 변동에 대해 다른 변수들이 가지는 상대적 중요성은 어떻게 해석해야 되는지 잘 제시해주지 못한다. 이를 해결하기 위해 충격반응분석과 예측오차 분산분해를 사용하여 동태적 분석을 실시해 보고자 한다.

가. 충격반응분석(Impulse Response Analysis)

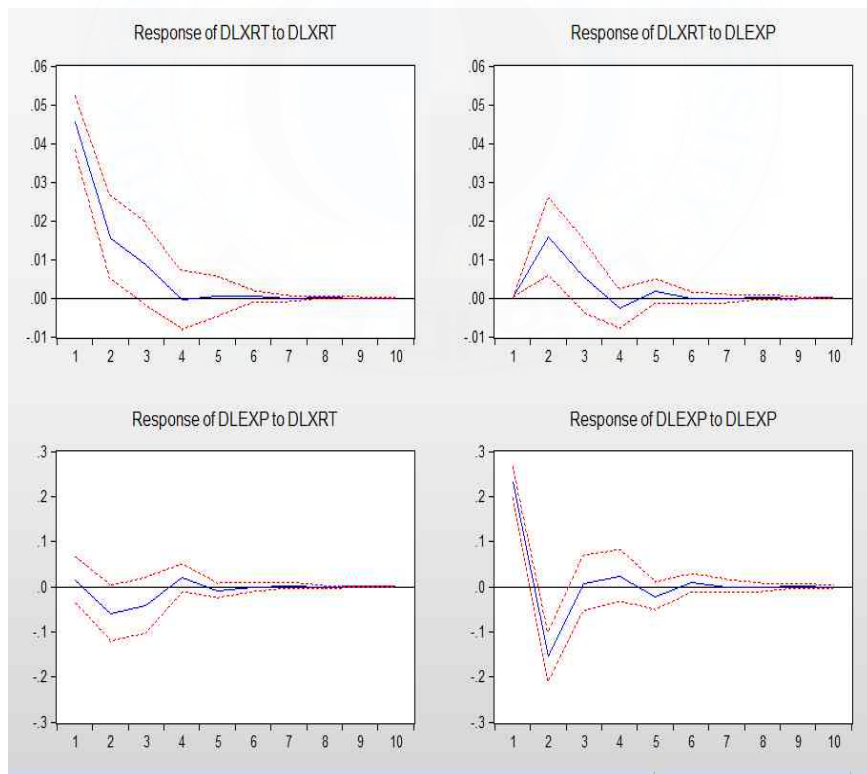
충격반응분석은 VAR모형에서 포함되어 있는 변수에 예상치 못한 충격이 가해졌을 때, 모형의 변수들이 시간의 흐름에 따라 반응을 알고 다른 구성 변수들 간의 상호연관 관계와 변수에 변화가 발생할 때 파급효과를 알아볼 수 있는 분석이다.

VAR모형을 사용하여 나온 각 변수들의 변화율에 충격이 발생하였을 때 10분기까지의 수출의 충격영향에 대한 충격반응분석의 결과는 [그림. IV-5]와 같다.

환율의 변화율의 오차항에 충격이 발생하였을 경우 환율 자체는 1분기 후 충격의 영향을 약 0.0380단위의 정(+)의 영향을 받고, 3분기 후 0으로 수렴하려는 경향을 보이고 있다. 환율의 충격에 대한 수출의 반응은 1분기 후 약 0.0700단위의 부(-)의 영향을 받고, 2분기 후 0으로 수렴하려는 모습을 확인 할 수 있었다.

수출의 변화율의 오차항에 충격이 발생하였을 경우, 환율은 1분기에 아무런 영향이 없었고 2분기 후에 약 0.0060단위의 정(+)의 영향을 받다가 3분기부터 충격의 영향은 0으로 수렴하려는 모습을 볼 수 있다. 수출 충격에 수출 자체는 1분기에 약 0.0200단위의 정(+)의 영향을 받다가 충격의 영향은 0으로 수렴하려는 모습을 확인 할 수 있다.

충격반응분석 결과를 보면 환율의 오차항에 대한 충격이 수출의 변화율에 부(-)의 영향을 미치다가 점차 영향을 미치지 못하는 변수인 것으로 판단되었고 수출의 오차항에 대한 충격이 환율의 변화율에 정(+)의 영향을 미치는 변수인 것으로 판단되었다.



[그림. IV-5] 수출의 충격반응함수 결과

수치로 나타낸 수출의 충격반응분석에 대한 결과를 다음 <표. IV-13, IV-14>과 같이 확인 할 수 있다.

<표. IV-13>

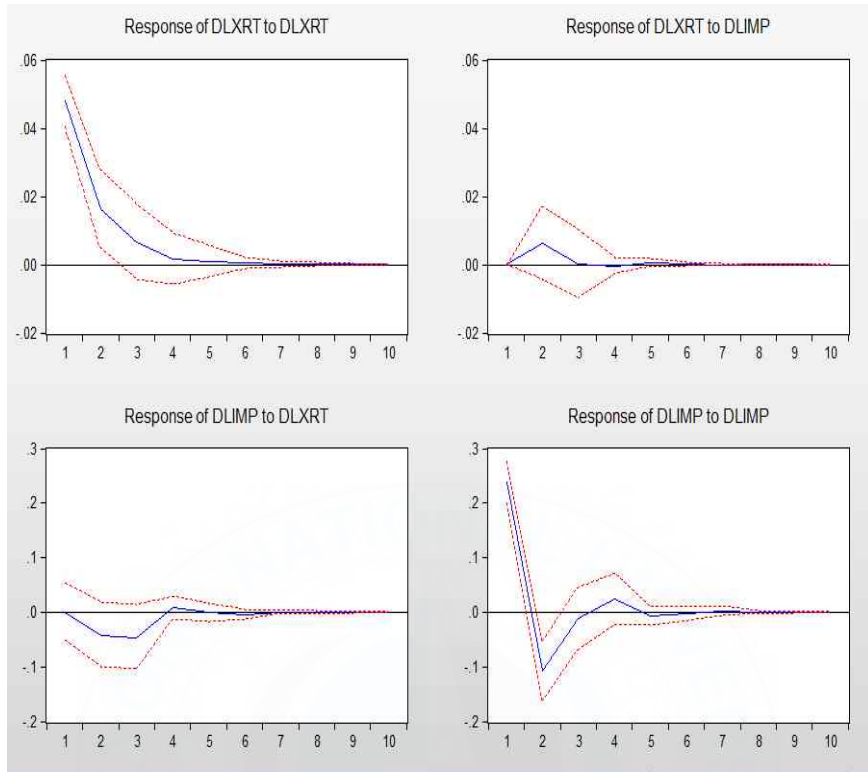
<표. IV-14>

환율의 충격에 대한 반응 결과

수출의 충격에 대한 반응 결과

Period	DLXRT Impulse	DLEXP Impulse	Period	DLXRT Impuse	DLEXP Impuse
1	0.045395	0.000000	1	0.015003	0.231471
2	0.015548	0.015772	2	-0.059411	-0.154914
3	0.008478	0.005479	3	-0.041512	0.006087
4	-0.000593	-0.002810	4	0.018947	0.023250
5	0.000408	0.001800	5	-0.008657	-0.021760
6	0.000351	-0.000226	6	-0.000461	0.008187
7	-0.000269	-0.000276	7	0.002404	-1.62E-05
8	0.000109	0.000265	8	-0.001613	-0.002239
9	-1.49E-06	-0.000110	9	0.000476	0.001576
10	-2.82E-05	5.78E-06	10	0.000102	-0.000502

다음 [그림. IV-6]는 각 변수들의 변화율에 충격이 발생하였을 때 10분기까지의 수입 충격영향에 대한 충격반응분석의 결과이다.



[그림. IV-6] 수입의 충격반응함수 결과

환율의 변화율의 오차항에 충격이 발생하였을 경우 환율 자체는 1분기 후 충격의 영향을 약 0.0410단위의 정(+)의 영향을 받고, 3분기 후 0으로 수렴하려는 경향을 보이고 있다. 환율의 충격에 대한 수입의 반응은 1분기에 0.0500단위의 부(-)의 영향을 받으며, 6분기 후에는 0으로 수렴하려는 모습을 확인 할 수 있었다.

수입의 변화율의 오차항에 충격이 발생하였을 경우, 환율은 1분기에 아무런 영향이 없었고 2분기 후에 약 0.0040단위의 부(-)의 영향을 받다가 5분기 후부터 충격의 영향은 0으로 수렴하려는 모습을 볼 수 있다. 수입 충격에 수입 자체는 1분기에 약 0.2000단위의 정(+)의 영향을 받다가 충격의 영향은 0으로 수렴하려는 모습을 확인 할 수 있다.

충격반응분석 결과를 보면 환율의 오차항에 대한 충격이 수입의 변화율이 수출에 영향을 주는 것과 같이 부(-)의 영향을 주었다가 수렴하는 것으로 판단되었고 수입의 오차항에 대한 충격이 환율의 변화율에 정(+)의 영향을 주었다가 점차 영향을 주지 못하는 것으로 판단되었다.

수치로 나타낸 수입의 충격반응분석에 대한 결과를 다음 <표. IV-15, IV-16>과 같이 확인 할 수 있다.

<표. IV-15>

<표. IV-16>

환율의 충격에 대한 반응 결과

수입의 충격에 대한 반응 결과

Period	DLXRT Impulse	DLIMP Impulse	Period	DLXRT Impuse	DLIMP Impuse
1	0.048114	0.000000	1	0.000555	0.238489
2	0.016257	0.006254	2	-0.042024	-0.107756
3	0.006577	0.000138	3	-0.046018	-0.012455
4	0.001603	-0.000381	4	0.007747	0.024082
5	0.000879	0.000465	5	-0.001081	-0.007786
6	0.000369	2.15E-05	6	-0.003776	-0.002110
7	6.17E-05	-5.48E-05	7	0.000711	0.002263
8	4.28E-05	3.43E-05	8	0.000118	-0.000505
9	2.29E-05	3.94E-06	9	-0.000322	-0.000273
10	1.66E-06	-6.06E-06	10	5.27E-05	0.000201

나. 예측오차 분산분해분석

앞서 실시한 충격반응분석은 동태적 승수(dynamic multiplier)분석으로, 계수의 크기만으로 변수들의 중요성을 구체적으로 측정하기 어렵다는 한계점이 있다. 계수의 크기는 독립변수의 분산이 큰 경우 종속변수에 미치는 영향이 클 수 있기 때문이다. 이러한 점을 고려하여, 각 변수의 예측오차를 설명하는데 있어 모형 내의 어떠한 변수의 변화가 타 변수에 비하여 상대적으로 큰 변화를 주는지 측정하는 것이 예측오차 분산분해 분석이다. 따라서 예측오차 분산분해 분석을 통해 태국의 바트화 환율과 미얀마의 수출입 변화율의 예측오차 분산이 각 변수에 의해 얼마나 설명할 수 있는지 분석해 보고자 한다.

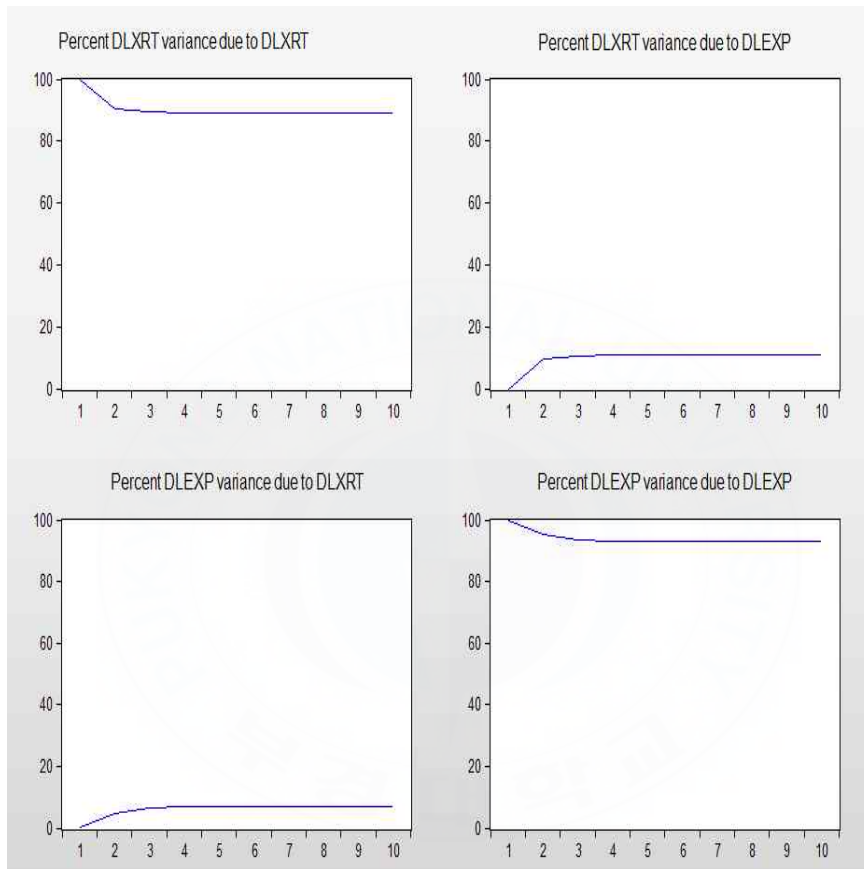
다음 [그림. IV-7]는 태국의 바트화 환율과 미얀마의 수출 변화율의 예측오차 분산이 금기와 전기의 자신 및 다른 변수에 의해 얼마나 설명되는지에 대한 10분기까지의 예측오차 분산분해분석 결과이다.

환율의 변화율은 환율 자체 변화율에 의해 설명되는 부분이 1분기에 100%이고 10분기에 약 89.1149%인 것으로 나타났다. 수출의 변화율로 설명되는 부분이 1분기에 없는 것으로 나타났고 10분기에 약 10.8851%인 것으로 나타나며, 환율 변화율로 설명되는 부분이 가장 높게 나타나는 것을 확인 할 수 있다.

수출의 변화율은 수출 자체 변화율에 의해 설명되는 부분이 1분기에 약 99.5817%이고 10분기에 약 93.0035%인 것으로 나타났다. 환율의 변화율로 설명되는 부분이 1분기에 0.4183%로 나타나며 10분기에 약 6.9965%로 나타나며, 수출자체 변화율로 설명되는 부분이 가장 높게 나타나는 것을 확인 할 수 있다.

결과적으로 태국의 바트화 환율 변화율과 미얀마의 수출 변화율

은 서로 간 시간이 흐름에 따라 영향을 점진적으로 받고 있음을 확인할 수 있었다.



[그림. IV-7] 수출의 예측오차분산분해 결과

다음 (표. IV-17, IV-18)은 수치로 나타낸 태국의 바트화 환율, 미얀마 수출에 대한 예측분산분해분석 결과이다.

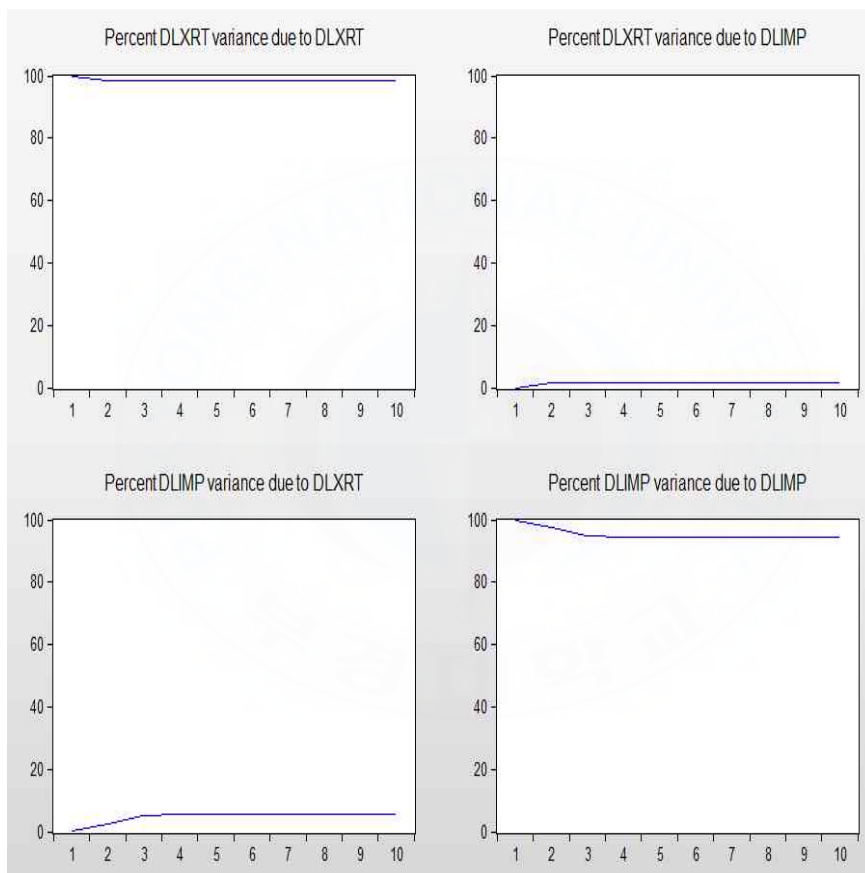
〈표. IV-17〉 환율의 예측오차분산분해

Period	S.E.	DLXRT	DLEXP
1	0.0454	100.0000	0.0000
2	0.0505	90.2500	9.7499
3	0.0515	89.4929	10.5071
4	0.0516	89.2288	10.7712
5	0.0516	89.1211	10.8789
6	0.0516	89.1199	10.8802
7	0.0516	89.1176	10.8824
8	0.0516	89.1153	10.8847
9	0.0516	89.1149	10.8851
10	0.0516	89.1149	10.8851

〈표. IV-18〉 수출의 예측오차분산분해

Period	S.E.	DLXRT	DLEXP
1	0.2319	0.4183	99.5817
2	0.2852	4.6165	95.3835
3	0.2883	6.5926	93.4074
4	0.2898	6.9494	93.0506
5	0.2908	6.9929	93.0070
6	0.2908	6.9877	93.012
7	0.2908	6.9940	93.0059
8	0.2909	6.9965	93.0035
9	0.2909	6.9965	93.0035
10	0.2909	6.9965	93.0035

태국의 바트화 환율과 미얀마의 수입 변화율의 예측오차 분산이 금기와 전기의 자신 및 다른 변수에 의해 얼마나 설명되는지에 대한 10분기까지의 예측오차 분산분해분석 결과를 다음[그림. IV-8]과같이 확인할 수 있다.



[그림. IV-8] 수입의 예측오차분산분해 결과

환율의 변화율은 환율 자체 변화율에 의해 설명되는 부분이 1분기에 100%이고 10분기에 약 98.5180%인 것으로 나타났다. 수입의 변화율로 설명되는 부분이 1분기에 없는 것으로 나타났고 10분기에

약 1.4820%인 것으로 나타나며, 환율 변화율로 설명되는 부분이 가장 높게 나타나는 것으로 확인 할 수 있다.

수입의 변화율은 수입 자체 변화율에 의해 설명되는 부분이 1분기에 약 99.9995%이고 10분기에 약 94.5941%인 것으로 나타났다. 환율의 변화율로 설명되는 부분이 1분기에 0.0005%로 작게 나타나며 점차 10분기에 약 5.4059%인 것으로 나타나며, 수입자체 변화율로 설명되는 부분이 가장 높게 나타나는 것으로 확인 할 수 있다.

결과적으로 태국의 바트화 환율 변화율과 미얀마의 수입 변화율은 서로간 시간의 흐름에 따라 영향을 점진적으로 받고 있음을 확인 할 수 있었다.

다음 <표. IV-19, IV-20>은 수치로 나타낸 태국의 바트화 환율, 미얀마의 수입과 GDP에 대한 예측분산분해분석 결과이다.

<표. IV-19> 환율의 예측오차분산분해

Period	S.E.	DLXRT	DLIMP
1	0.0481	100.0000	0.0000
2	0.0512	98.5060	1.4939
3	0.0516	98.5296	1.4704
4	0.0516	98.5257	1.4743
5	0.0516	98.5181	1.4819
6	0.0516	98.5182	1.4818
7	0.0516	98.5180	1.4819
8	0.0516	98.5180	1.4820
9	0.0516	98.5180	1.4820
10	0.0516	98.5180	1.4820

〈표. IV-20〉 수입의 예측오차분산분해

Period	S.E.	DLXRT	DLIMP
1	0.2385	0.0005	99.9995
2	0.2651	2.5141	97.4859
3	0.2693	5.3552	94.6448
4	0.2705	5.3904	94.6096
5	0.2706	5.3874	94.6126
6	0.2706	5.4055	94.5945
7	0.2707	5.4058	94.5942
8	0.2707	5.4058	94.5942
9	0.2707	5.4059	94.5941
10	0.2707	5.4059	94.5941

제 V 장 결론

본 연구에서는 태국의 바트화 변동이 미얀마의 수출과 수입에 미치는 영향을 1994년 1분기부터 2015년 2분기까지의 분기별 자료를 달러기준으로 다양한 모형들을 이용하여 분석을 실시하였다. 해외 GDP는 무역가중치로 미얀마의 5대 수출입 대상국의 실질 GDP를 가중평균 하여 사용했다.

우선 분석에 사용한 시계열자료가 안정적인지 불안정적인지를 확인하기 위해 단위근 검정한 결과 수준변수에 단위근이 존재하는 불안정적인 것으로 나타난 시계열자료를 1차 로그 차분하여 안정성을 검증하였다. 그 후 공적분 검정 및 적정시차를 선정한 후 그랜저 인과성 검정을 실시해 바트화와 미얀마 수출입간 인과성을 확인하였다. 마지막으로 VAR모형을 통해 환율과 수출입 간에 인과관계 확인하여 동태적 분석을 시행하였다.

분석 결과를 요약하면, 첫째, 그랜저 인과성 검정을 통한 태국 바트화와 미얀마의 수출입은 서로 간에 영향을 주고 있는 유의적인 인과관계를 가지는 것으로 나타났다.

둘째, VAR모형을 이용한 분석 결과, 태국의 환율과 미얀마의 수출입은 유의한 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

셋째, 충격반응함수를 실시한 결과, 바트/달러 환율의 1단위 상승 충격에 대한 미얀마의 대미 수출 충격반응을 보면 1분기에 양(+)의 반응을 보였다가 2분기에 음(-)의 반응을 보였고 7분기에 0으로 수렴하는 것으로 나타났다. 그리고 바트/달러 환율의 1단위 상승 충격에 대한 미얀마의 수입 충격반응도 수출과 마찬가지로 양(+)과 음(-)

의 반응이 변갈아 일어나다가 6분기 0에 가까워짐을 알 수 있다.

넷째, 분산분해 분석을 실시한 결과, 환율에 대해 수출은 거의 영향을 못 받다가 10분기 후 6.9965%의 영향을 가지고 있는 것으로 나타났다. 또한 환율에 대한 수입도 거의 영향을 못 받다가 10분기 후 5.4059%의 영향을 가지고 있음을 알 수 있다.

실증분석 결과를 정리해 보면, 태국의 바트/달러 환율의 변화는 미얀마의 수출과 수입에 비슷하게 영향을 미치고 있지만 수입보다 수출에 영향을 더 주고 있는 것으로 나타났다.

본 연구에서 바트화 환율이 상승하면 미얀마의 수출이 감소하였다. 이는 미얀마 수출품에 대한 해외시장에서의 수요를 감소시킨다는 점을 의미한다. 그리고 바트화 환율이 상승하면 수입도 감소하는 것으로 나타나고 이는 태국 바트화 환율 상승이 태국 제품에 대한 미얀마의 수입가격이 상승하게 되어 태국제품의 수입이 감소하는 것으로 보였다.

끝으로 본 연구의 한계점으로는 환율과 수출입간의 인과성 검정을 위해 분석한 VAR모형의 결정계수 값이 그렇게 높지 않고 실증분석 할 때 총수출액과 총수입액만 이용하여 분석하였다는 점이 있다. 따라서 향후 데이터의 정확성을 높이고 총수출입 보다 개별 산업별로 해서 상품 수출입 및 자본수출입 구분하여 분석할 필요가 있다고 생각된다.

참 고 문 헌

- 장은경 (2012), 위안화 대미 달러 환율이 한국의 대세계, 대중국 수출입에 미치는 영향, 석사학위논문, 서울대학교 경제학과.
- 남준우 • 이한실 (2010), 계량경제학, 이론과 Eviews Excel 활용, 홍문사.
- 남종오 • 심성현 (2014), VAR 모형을 이용한 크기별 원도 전복가격의 선도 가격 분석, Ocean and Polar Research, 제 36권 제 4호, 한국해양과 학기술원.
- 마송휘 (2010), 중국 위안화 환율 변화가 한국과 일본의 대미 수출에 미치는 영향, 석사학위논문, 건국대학교 경제학과.
- 모아라 (2011), 환율변동이 한국의 대미 무역수지에 미치는 영향, 석사학위논문, 한국외국어대학교 국제통상학과.
- 송일호 • 정우수 (2002), 계량경제 실증분석, 삼영사.
- 이경 (1996), 일본 엔화 변동이 우리나라 수출입에 미치는 영향에 관한 분석, 석사학위논문, 이화여자대학교 경제학과.
- 이정현 (2013), 환율변동성이 수출입, 수출입 총량, 무역수지에 미치는 영향, 석사학위논문, 건국대학교 경제학과.
- 이종원 (2007), 계량경제학, 박영사.
- 이홍재 외 (2005), Eviews를 이용한 금융경제 시계열분석, 경문사.
- 조하현 • 황선웅 (2007), 한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성에 대한 연수, 경제학연구, 제 55권 제 3호, 한국경제학회.
- 미얀마 수출입 과 GDP 자료. 미얀마 중앙통계청(내부자료)
- 태국의 바트화 환율 자료. <http://www.bot.or.th>
- 해외 GDP 자료. 국가통계포털 <http://www.kosis.kr>

- Dickey D.A and Fuller W.A (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of American Statistical Association, Vol.74: 427-431.
- Granger C.W.J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross-spectral Methods, Econometrica 37(3): 424-438.
- Kwiatkowski D, Phillips P.C.B, Schmidt P, Shin Y (1992), Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit Journal of Econometrics 54: 159-178.
- Phillips P.C.B (1987), Time Series Regression with Unit Root. Econometrica 55: 277-302.
- Phillips P. C. B, Perron P (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika 75(2): 335-346.
- Sims C.A (1972), Money, Income, and Causality, The American Economic Review, 62(4): 540-552.