

비선형 자기회귀모형을 이용한 한국과 일본의 환율과리와 경제적성과 비교영향 분석*

박은엽
호서대학교 디지털비즈니스연구센터 연구원

김영재
부산대학교 경제학부 교수

A Study on the Exchange Rate Misalignment and Economic Performance of Korea and Japan Using Nonlinear ARDL

Park, Eun-Yub^a, Kim, Young-Jae^b

^aDigital Business Research Center, Hoseo University, Korea

^bDepartment of Economics, Pusan National University, Korea

Received 04 December 2020, Revised 23 December 2020, Accepted 24 December 2020

Abstract

This study analyzes the effect of misalignment exchange rate on economic performance asymmetrically. The results show that the over valuation of the real effective exchange rate of won has a significant positive relationship with economic performance. The under valuation of the real effective exchange rate of won has a positive effect on economic performance, but it is not significant. This is due to the high ratio of re-exports of intermediate goods despite Korea being an export-oriented country. In Japan, the undervaluation of the exchange rate has a negative impact on economic performance.

Keywords: Economic Performance, Equilibrium Exchange rate, Nonlinear ARDL, Misalignment Exchange rate, Trade Balance

JEL Classifications: A1, F3

* This article is a summary of the fourth chapter of the Ph.D Dissertation.

^a First Author, E-mail: rarara3028@hanmail.net

^b Correspondence Author, E-mail: kimyj@pusan.ac.kr

© 2020 The Korea Trade Research Institute. All rights reserved.

I. 서론

환율과 경제성장에 관한 전통적 견해는 환율의 평가절하(절상)가 경제의 다양한 채널을 통해 수출, 소득 및 고용을 증가(감소)시킨다는 케인즈 학파가 대표적이다(Bresser-Pereira, 2006). 같은 맥락으로 많은 경험적 연구들은 환율의 평가절상이 경제성장 또는 국민소득을 저해한다고 주장한다(Dollar, 1992; Edward, 1998; Popov and Polterovich, 2004; Rodrik, 2008). 그러나 이와 반대로 환율의 평가절하가 장기적인 경제성장을 자극할 수 있다는 주장도 존재하고 있어 경제성장과 관련한 실질환율의 측정 및 평가, 그리고 경제성장에 어떠한 영향을 주는지 분석하는 작업은 환율당국의 정책에 중요한 시사점을 준다(Razin and Collins, 1997)¹⁾.

균형환율로부터 실제환율의 과대 또는 과소 평가 정도를 포착하고 이러한 환율과리가 경제 성장에 어떠한 영향을 주는지에 대한 연구는 최근 다양한 결과로 제시되고 있다. 균형환율의 측정은 Balassa-Samuelson 효과를 일치시키는 조정된 구매력 평가이론 그리고 Williamson (1994)의 기초 경제여건에 기초한 균형환율의 측정을 바탕으로 다양하게 발전되고 있다. 특히 기초 경제여건과 대내외 균형을 만족시키는 균형환율 측정방법은 IMF, 유럽중앙은행 등 국제기구에서 주로 사용하고 있다²⁾.

개발도상국에서의 환율정책은 거시경제정책의 중요한 수단이었다. 1980년대 칠레, 우간다 그리고 모리셔스가, 1990년대는 인도와 중국이 수출과 생산량 증가에 있어 실질환율의 혜택을 받았다. 그러나 1980년대 초 칠레와 멕시코, 1990년대 멕시코, 브라질, 아르헨티나와 같은 라틴 아메리카와 아프리카 국가들은 환율과대 평가(평가절상)로 심각한 국제 수지 위기를 겪

었다(Gala, 2008). 따라서 개발도상국에서의 환율정책은 거시경제정책에서 가장 논쟁의 여지가 많은 부분이다. 이것은 현재 중국의 경직적 환율제도가 국제적 비판을 받고 있는 것과 맥락을 같이하고 있다. 장기적으로 안정적인 경제성장과 환율제도는 상호 매우 높은 관련성이 있음에도 불구하고 이들 관계에 대한 이론적, 경험적 문헌들은 일치된 지침을 제공하지 못하고 있는 것이 현실이다. 이러한 현상의 주요 원인은 일국의 거시경제현상 이외의 국가별 차별된 정책과 고유한 사회·경제·문화의 차이로 평균 또는 균형실질환율에 대한 일반적인 합의가 존재하지 않고 이에 따라 실질환율의 괴리에 대한 개념이 주관적이기 때문이다(Razin and Collins, 1997; Wong, 2013). 따라서 균형환율 측정방법에 대한 공통적인 견해의 일치를 위한 노력과 이를 이용한 환율과리와 경제성장에 대한 연구가 계속 경주되고 있는 추세이다. 특히 개발도상국과 선진국의 차이, 환율체제의 차이, 환율의 괴리 중 평가절상과 평가절하의 상태, 그리고 괴리 정도에 따라 상이한 결과를 나타내고 있다. 이에 따라 최근 한국을 대상으로 한 환율과리의 측정이 새롭게 연구되고 있다. 그러나 경제성장과의 관계, 특히 환율의 평가절하와 평가절상 중 어느 상태가 경제성장을 견인하는지에 대한 연구는 거의 찾아 볼 수 없다.

경제성장에 대한 환율의 평가절하와 평가절상이 나라마다 비선형적 관계에 있다는 것이 경험적 문헌에서 제시되고 있다. 또한 환율의 평가절상과 평가절하에 대한 효과가 비대칭적(asymmetric)이고 동등하지 않다는 것은 지속적으로 제시되어왔다. 그러나 이를 해결하기 위한 계량적 접근법을 적용한 연구는 아직 찾아보기 힘들다. 비대칭성은 비선형의 한 유형으로 경제변수에 빈번하게 나타난다³⁾. Hatemi and Uddin (2012)은 반응변수에 대한 충격변

1) Razin and Collins (1997)는 개발도상국가 선진국과의 차이로 인하여 환율과리가 경제성장의 관계가 비선형적임을 제시하였음

2) IMF에서는 Williamson의 방법을 적용한 소망균형환율(Desired Equilibrium Exchange Rate)을, 국제기구 등에서는 자연균형실질환율(natural real exchange rate)을 사용하고 있음

3) 비대칭성의 예를 들면, 노동시간의 증가 또는 감소 충격이 GDP의 반응의 크기와 부호에 동일하게 나타나지 않음을 의미한다. 즉 노동시간을 1시간 증가시킴으로 발생하는 GDP의 증가분이 1%라고 한다면 노동시간 1시간 감소가 GDP의 0.5%를 감소할 수도 있음을 나타냄.

수의 음(-)의 충격효과는 부호(sign)와 크기(magnitude)에서 양(+)의 충격 효과와 다를 수 있다고 언급한다. 이에 따라 비대칭성을 고려하는 것은 매우 중요하다고 언급하였다. Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014) 은 '비선형성은 사회과학 내에서 푼토병이며, 비대칭성은 인간 상태의 근본'이라고 언급하며 설명변수의 양(+)과 음(-)의 부분합계 분해를 통해 단기 및 장기 비선형성을 도입한 공적분 비선형 자기회귀분산(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag, 이하 NARDL)모형을 개발하였다.

본 연구는 MacDonald의 균형환율⁴⁾ 추정개념을 기초하여 장기균형환율을 측정하고 장기균형환율과 실질실효환율과의 차이인 환율피리를 사용하여⁵⁾ 경제성장⁶⁾과의 관계를 분석하는 것을 목적으로 한다.

이와 함께 한국의 수출경쟁국인 일본의 장기균형환율을 추정⁷⁾하여 한국경제에 시사하는 바를 살펴본다. 연구방법론은 Hatemi (2014)의 데이터 처리방법인 시계열 자료를 양수(+)와 음수(-)의 누적 합계로 변환하고 Shin et al.(2014)의 NARDL모형을 사용한다. 분석모형은 경제성장에 관한 콥-더글러스(Cobb-Douglas) 생산함수의 기본 개념과 말레이시아의 환율피리와 경제성장률을 연구한 Wong(2013)의 모형을 기초하여 총자본, 노동시간, 무역개방도를 포함시켜 경제적 성과와의 장·단기 관계를 측정한다.

II 선행연구

환율의 피리 또는 환율의 고평가와 경제성장과 관계를 설명하는 연구에서 환율피리와 경제성장 간에는 음(-)의 관계를 가진다는 것이 다수이다. 특히 개발도상국을 대상으로 균형환율의 개념을 정의하고 장기균형환율을 모형화한 Edwards (1989), Elbadawi (1994)는 경제성장과 환율의 고평가는 부정적인 관계가 있다고 시사하였다.

Razin and Collins (1997)는 Edwards (1989)가 제시한 모형을 바탕으로 개방경제 IS-LM 모형을 적용하여 환율의 고평가가 경제성장에 부정적인 영향을 준다고 하였다. 하지만 이 연구에서는 제한된 결과가 도출되었는데 환율의 고평가 수준이 매우 클 경우만이 경제성장을 저해시키고 환율의 저평가 수준이 매우 클 때 더 높은 경제성장률을 기록한 것으로 나타났다. 또한 일부 국가에서는 환율의 고평가가 오히려 경제성장에 도움이 될 수 있다고 하였는데 이러한 이유는 앞서 언급하였지만 각 국가의 차별된 정책과 사회·경제적 여건이 다르며 개발도상국과 선진국과의 차이로 인하여 환율의 평가절상 또는 평가절하가 여러 경로를 통해 경제성장에 영향을 미치기 때문이다. 이후 환율의 피리와 경제성장과 관계는 다양한 방법으로 연구되었다.

환율의 저평가가 경제성장에 도움이 될 수 있다는 연구는 Dollar (1992), Popov and Polterovich (2004), Gala and Lucinda (2006), Gala (2008), Wong (2013)등이 있다.

Dollar (1992)는 수출지향 개발도상국의 경제성장은 수입지향국보다 높음을 언급하며 이러한 국가를 세 그룹으로 분류하여 PPP와 1인당 소득성장률을 비교하였다. 연구결과 아시아 국가들은 수출지향적 경제성장전략을 시행하고 있고 이 전략은 자국통화의 저평가와 매우 관련이 깊다고 설명하였다. 반대로 라틴아메리카와 아프리카 국가들의 경우 통화가 과대평가된 경우가 많다고 주장하였다. 또한 환율의 고평가는 각 국가의 과도한 보호조치와 관련되므로 수출지향 또는 수입지향의 국가의 경우 환율전략의 중요함을 역설하였다.

4) 실질환율이 장기균형환율로 조정되며 장기균형환율은 중요 기초경제변수에 의해 결정된다. 현재환율 $q_t = \bar{q}_t - (r_t - r_t^*)$ 로 정의하며 장기균형환율 \bar{q}_t 는 기초경제변수에 의해 결정되며 각 연구자마다 다르게 언급하고 있다. r_t 는 자국의 실질금리를, r_t^* 는 외국의 실질금리를 의미함

5) 본연구는 '통화량을 고려한 원화균형환율의 측정', 경제연구 36권 2호의 결과를 사용하였으며 참고바람. 환율피리 측정방법과 결과는 부록1에 제시함

6) 기존연구에서는 경제성장의 대용변수로 국민소득, GDP등을 사용하였다. 본 연구에서는 1인당 GDP를 사용하였다. 경제성장은 광의의 의미와 정의를 가지므로 본 연구는 경제성장률로 대체하여 사용하기로 함

7) 일본의 균형환율 추정법과 결과는 부록2에 제시함

Popov and Polterovich (2004)는 외환보유고의 축적으로 측정된 통화의 저평가는 경제성장과 긍정적인 상호관계가 있다는 것을 언급하였다.

Gala and Lucinda(2006)는 58개국의 개발도상국을 대상으로 1960년부터 1999년까지의 실질환율 괴리와 경제성장과의 관계를 조사하였다. Balassa-Samuelson효과를 이용하여 균형실질환율을 추정하고 실질환율과 균형환율과의 괴리인 환율괴리는 경제 성장에 음(-)의 영향을 준다고 밝혔다. 특히, 10%의 통화저평가는 1인당 평균소득을 0.0012 증가시킨다고 주장하였다.

Gala (2008)는 통화의 평가절하는 수출부문을 자극함으로써 경제위기를 회복시키고 경제를 지속적으로 성장시킬 수 있다고 언급하였다. 지불위기와 같은 경제·금융위기는 대체로 통화의 평가절상 또는 잘못 조정된 통화가치와 관련이 깊음을 밝혔다.

반면 환율이 저평가 될수록 경제성장을 둔화시킨다는 연구는 Cottani, Cavallo and Khan (1990), Fajnzylber, Loayza and Calderón (2002)과 같은 주요 연구자들에 의해 제시되었다.

Fajnzylber, Loayza and Calderón (2002)은 경제성장과 주요변수 간의 상호관계를 과도기, 경기회복기, 구조조정정책기간 등 5기간으로 나누어 분석하였다. 경제 성장과 관련된 변수는 교육, 재정, 인프라, 무역개방, 인플레이션, 환율의 평가절하, 무역충격 등 다양한 요소를 포함하였다. 가장 높은 경제성장이 기록된 경제회복기는 1990년이며 이 기간 동안 20개의 라틴아메리카 국가 중 15개국은 25%에서 50%의 높은 성장률을 기록하였다. 이러한 성장의 원인으로 무역성장이 가장 크게 작용하였고 안정화정책(금융안정)과 교육도 향후 경제 성장에 도움을 준다고 하였다. 이와 함께 저자는 경제 성장을 둔화시키는 요인으로 낮은 무역개방, 그리고 환율의 과도한 저평가(부적절한 안정화 정책), 선진국의 성장둔화와 같은 국제여건을 언급하였다.

한편, Dollar (1992), Razin and Collins (1997)는 환율괴리가 경제 성장에 부정적인 또는 긍정적인 영향 모두를 줄 수 있다는 혼재된 결과를 제시한 대표적 연구자이다. 아시아 지

역에 관한 연구로 Béreau, Villavicencio and Mignon (2009)은 중국이 경제 성장을 위해 국내 통화를 절하시키는 정책을 사용하고 있으며 이러한 정책이 국제질서를 해칠 수 있다고 하였다. Rodrik (2008)는 2000년대 초반 한국과 대만이 환율 고평가로 인하여 경제 성장이 느리게 진행되었다고 주장하였다.

환율수준과 경제 성장을 설명하기 위한 모형에서 Easterly (2001)는 전체 생산성을 향상시키는 요소로 인적자본의 중요성을 언급하며 중등학교 입학 진학률을 경제 성장 모형에 추가하였고, Fajnzylber, Loayza and Calderón (2002)은 사회 인프라가 경제 성장과 밀접한 관련이 있음을 보이며 1인당 전화 회선수를 통신 인프라의 대용변수로 사용하였다. Dubas (2012)⁸⁾는 Barro and Lee (1994)의 회귀분석을 바탕으로 투자, 개방도, 거래조건의 변화정도 그리고 법적 시스템의 안정성을 대변하는 정치적 위험과 시민의 자유 등을 설명변수에 포함시켰다. Wong (2013)은 말레이시아의 환율괴리와 경제 성장과의 관계를 규명하기 위하여 자본, 노동, 무역개방도 등을 사용하였다.

Ⅲ. 분석모형 및 자료

1. 연구방법

전통적인 시계열회귀모형은 설명변수의 변화가 시간 경과에 따라 동일한 효과를 가진다고 가정한다. 벡타오차수정모형(VECM), Bound 검정과 같은 공적분관계가 있는 회귀모형에서는 변수의 충격 이후 장기균형에 대한 일정한 조정속도를 추출한다. 그러나 시장마찰이 있을 경우 이는 유의한 결과라 할 수 없으며

8) 경제 성장을 연구하기 위한 회귀분석은 Barro and Lee (1994)의 모형이 표준적이라고 주장하고 있다. Barro and Lee는 경제 성장의 원천을 116개국(1965년부터 1985년까지)을 대상으로 조사하였다. 1인당 GDP 성장률은 인적자본(학교 등록률)과 양(+)의 상관관계를 가지며 높은 인적자본을 가진 국가들은 낮은 출산율과 높은 물적자본 투자비율을 가진다고 하였다. 또한 정치안정성은 경제 성장과 양(+)의 관계를 가지는 것으로 주장하였음

변수 간 비대칭관계를 가질 가능성이 있을 경우 이러한 추정은 부적절한 정책적 결론을 이끌어 낼 수 있다(Enders, 2014). 비대칭성을 설명하기 위한 다양한 방법론이 고안되었는데 잘 알려진 모형은 Threshold ECM, Markov-switching ECM, Smooth transition regression ECM 등이 있다. Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014)은 장·단기효과의 비대칭성을 통합하고 동시에 동적조정(dynamic adjustment)을 통해 비대칭을 포착 할 수 있는 NARDL모형을 제시하였는데 이 모형의 장점은 안정적인 시계열변수와 불안정한변수를 모형에 포함시킬 수 있다.

환율의 과리, 노동시간, 자본 등의 크기 및 시차에 있어서 비대칭성은 경제성장에 대한 중요한 정보를 제공한다. 특히 무역의존도가 높은 한국의 경우 균형환율보다 실질환율이 고평가 될때 수출과 수입을 통해 경제성장에 미치는 긍정적인효과가 저평가보다 클 경우 정책당국과 외환당국에 시사점을 줄 수 있다.

Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014)이 제시한 비선형ARDL모형은 아래와 같이 비대칭 장기회귀식에서 출발하며 동일한 표기법을 따른다.

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (1)$$

여기서 y_t 와 x_t 는 불안정변수(1)이며 x_t 는 $x_0 + x_t^+ + x_t^-$ 로 분해할 수 있다. x^+, x^- 는 식(2)에 정의된 x_t 의 양(+) 또는 음(-)의 변화의 부분 합계 프로세스에 따른다.

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0) \quad (2)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$$

식(1)은 부분합계 분해에 기초한 비대칭 공적분모형으로 β^+, β^- 는 장기 매개변수(long-run parameter)가 된다⁹⁾. 식(1)의 OLS 추

정은 매우 일관성이 있지만 non-gaussian에서는 점근적 분포를 유지할 수 없으므로 회귀분석의 계열상관(serial correlation)과 내생성(endogeneity)을 제거하지 않은 가설검정은 일반적인 방식으로 수행될 수 없다. 이러한 점을 고려하여 Pesran, Shin and Smith (2001)의 비선형ARDL(p, q)모형을 식(1)에 적용시켜 식(3)과 같이 제시하였다.

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서 x_t 는 $k \times 1$ 다중회귀인자의 벡터로써 $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ 이며 ϕ_j 는 자기회귀 매개변수이고 θ_j^+ 와 θ_j^- 는 비대칭 시차분포(distributed-lag)매개변수, 그리고 오차항 ε_t 는 iid 프로세스를 따른다. 식(2)과 같이 Pesran, Shin and Smith (2001)은 x_t 를 '0'의 임계치에서 x_t^+ 와 x_t^- 로 분해하고 부분합계 프로세스를 대입함으로써 경제적으로 의미있는 해석이 가능하다고 주장하였다. 비선형ARDL모형을 오차수정모형(ECM)으로 다시 쓰면 아래의 식(4)¹⁰⁾과 같다.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t \quad (4)$$

단, $j = 1, \dots, q-1, \beta^+ = -\theta^+ / \rho$ 그리고 $\beta^- = -\theta^- / \rho$ 는 장기계수이다.

Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014)은 식(3)을 이용하여 비대칭적 공적분검정을 제안하였는데 이는 Banerjee, Dolado and Riccado

실업률을 증가시키는 것이 생산량증가로 인한 실업률의 감소변화보다 더 크다고 시사 하였음

10) 비선형 ARDL모형을 오차수정모형(ECM)과 결합하면 불안정한 설명변수들의 약한 내생성을 수정하고 적절한 시차(lag)를 선택하면 serial correlation의 잔차로부터 자유로움

9) Schorderer (2001)는 실업률과 생산량의 비선형적 상호관계를 식(4)을 통해 제시하였다. 그는 한단위의 생산량감소 변화가 장기적 효과로 인하여 한단위의

Table 1. Definitions

variable	Definition	Source
GDP	GDP per capita, natural logarithm	KOSIS
Total investment capital ⁽¹⁾	Total capital per capita (Total fixed capital/earners), natural logarithm	KOSIS
Labour hours	Labour hours per capita, season adjustment, natural logarithm,	Employment Labor Statistics
Trade openness	Season adjustment, natural logarithm	WDI
Misalignment Exchange rate	The Gap between Real Exchange Rate and Long-Term equilibrium Exchange Rate	

Note 1. Number of employed workers: Number of non-wage workers (self-employed, unpaid family workers) + number of wage workers

(1998)의 t-test와 Pesaran, Shin and Smith (2001)이 있다¹²⁾. Banerjee, Dolado and Riccado (1998)의 t-검정은 t_{BDM} 으로 표기하며 귀무가설인 $H_0 : \rho = 0$ 과 대립가설인 $H_1 : \rho < 0$ 을 검정하는 것이다. 반면 Pesaran et al.(2001)의 F-검정은 F_{PSS} 으로 표기하며 귀무가설은 $H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ 이다. 또한 장기대칭제약은 $\theta^+ = \theta^- = 0$ 을, 단기대칭제약은 $\pi_j^+ = \pi_j^-$ (단, $j = 0, \dots, q-1$)을 부과함으로써 비대칭효과를 검정하고 있다.

본 연구는 식(3)을 기초로 하여 경제적 성과¹³⁾

에 대하여 아래의 식(5)과 같이 설정하였다¹⁴⁾.

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \gamma' w_t + u_t \quad (5)$$

여기서 $x_t (= x_0 + x_t^+ + x_t^-)$ 는 $k \times 1$ 의 비대칭 회귀인자 벡터, w_t 는 $g \times 1$ 대칭 회귀인자의 벡터이다. 식(6)은 부분 비대칭개념을 NARDL모형에서 장기와 단기로 확장한 모형으로 x 의 벡터는 총자본, 노동시간 그리고 무역 개방도로 설정하고 환율피리는 더미변수를 이용하여 고평가와 저평가로 분류하여 w 의 벡터로 설정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- \\ & + \theta_w w_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^- \\ & + \pi_{w,i} \Delta w_{t-i}) + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

환율피리와 경제성장에 관한 선행연구에서

는 용어를 사용하고 있다. 본 연구에서는 1인당 GDP를 사용하였으며 경제적 성과라고 명명함

14) Webber (2000)는 식(5)를 사용하여 환율을 평가절상의 부분합과 평가절하의 부분합으로 분해하여 수입가격과의 관계를 연구하였음

11) 한국은행의 자본스톡의 근거는 UN의 SNA(1993/2008)과 OECD의 Measuring Capital-OECD Manual으로 산출하고 있다. 자본스톡 추계방법은 유·무형 고정자산은 영구 재고법을, 육성자산, 재고자산 및 비생산자산은 자산별 특성에 맞는 방법을 채택하고 있으며 비금융자산 포괄범위 및 추계방법은 SNA기준을 사용함. 총고정자본은 설비투자 건설투자, 지식재산생산물 투자를 포함함, 정부와 민간의 합계임

12) Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014)은 오차(e_t)와 회귀변수의 상관관계를 이용한 비선형 오차 수정모형(nonlinear ARDL-base ECM, conditional nonlinear error correction model)에서 ρ 에 대한 귀무가설을 설정하였음

13) 기존연구에서는 1인당 소득, GDP등을 경제성장의 대용변수로 사용하여 경제성장, 또는 국민소득이라

는 환율피리가 경제성장에 어떤 영향을 주는지에 대한 결과가 표본기간 및 국가, 불균형의 정도에 따라 다르게 나타났다. 이에 따라 본 연구에서는 콥-더글러스 생산함수와 Wong (2013)의 모형을 바탕으로 환율피리와 총자본, 노동시간, 무역개방도를 포함하여 경제적성과 간장·단기관계를 추정한다. 경제적 성과의 대응변수는 1인당 GDP를 이용하였다. 또한 한국과 인접한 일본의 행태균형환율 접근법을 이용하여 적정실질환율을 추정한 후 환율피리를 추출하고 일본의 경제적 성과와의 관계를 측정한다.

2. 자료

환율피리와 경제성장에 관한 기존연구에서는 환율피리가 경제성장에 어떤 영향을 주는지에 대한 결과가 표본기간 및 국가, 불균형의 정도에 따라 다르게 나타났다. 본 연구에서는 환율의 피리가 경제성장에 부정적인 영향을 주는 것을 전제로 콥-더글러스 생산함수와 Wong (2013)의 모형을 이용하여 이들과의 관계를 추정하고자 한다. 표본기간은 1994년 4분기부터 2016년 4분기로 두었다. 경제적 성과의 대응변수로 1인당 GDP를 사용하였는데 이는 경험적 연구에서 가장 많이 사용되는 변수이다. 총자본, 노동시간, 무역개방도, 환율피리를 경제적 성과를 설명하는 변수로 사용하였다. 총자본, 노동시간, 무역개방도는 X-13 ARIMA를 이용하여 계절조정 하였으며 자연로그를 취하였다.

총자본의 증가는 정부, 가계, 기업의 투자금 합계로 성장잠재력을 높여 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 1인당 노동시간의 증가는 산업구조와 자원에 따라 노동생산성에 혼재된 영향을 줄 것으로 예상된다. 개발도상국의 1인당 노동시간 증가는 일반적으로 경제적 성과에 긍정적인 영향을 주나 한국의 경우 혼재된 영향을 줄 것으로 예측한다. 무역 개방도는 경제적 성과에 긍정적인 영향을 주기 때문에 경제적 성과와 양(+)의 관계를 가질 것이다. 환율피리는 경제적 성과에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 Williamson (1990/1994)의 견해와 초기의 연구결과에 따라 음(-)의 추정계

수가 나올 것으로 예상된다. 또한 환율 저평가는 경제적 성과에 긍정적 영향을, 고평가는 부정적 영향을 줄 것으로 기대한다.

IV. 실증분석 결과

1. 안정성 검정

불안정한 시계열자료가 분석에 사용될 경우 관련 없는 자료로부터 유의한 회귀결과를 얻을 수 있기 때문에 시계열자료의 안정성확보를 위하여 ADF와 PP검정을 이용하여 단위근 존재를 확인하였다.

단위근 검정결과 한국과 일본 모두 ADF검정과 PP검정에서 환율피리(MIS)가 안정적인 시계열로 나타났다. 환율피리를 제외한 나머지 변수는 불안정한 시계열로 1차 차분으로 변환하였을 때 안정적인 변수로 확인되었다. 변수의 안정적인 시계열 차수가 I(1)와 I(0)이 혼재할 경우 ARDL모형의 사용 편의성은 보장되지 만 모형의 통계적 결함이 발생할 수 있다. 따라서 추정된 최적 NARDL(p, q)모형의 비대칭 공적분검정(asymmetric cointegration test)을 실시하여 모형의 안정성을 확인해야 한다. NARDL모형의 공적분검정을 위하여 Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014)의 제안에 따라 수준변수의 결합 귀무가설을 사용하여 Wald 검정을 실시하였다. 검정값과 Pesran, Shin and Smith (2001)의 Bound 임계치는 <Table 3>와 같다.

Bounds 검정결과 추정된 두 국가의 최적 NARDL모형은 upper bounds 임계치를 상회하여 이들 변수 간에 유의미한 공적분관계가 존재함을 확인할 수 있고 모형의 안정성을 확보할 수 있게 되었다.

NARDL(p,q)모형에서 차수를 포함한 추정계수들의 안정성 확인을 위하여 CUSUM(cumulative sum)검정과 CUSUM of squares검정을 실시하였다. CUSUM검정은 추정된 NARDL(p,q)모형의 누적 오차항이 5%임계치 기준으로 안정적인지를 검정하는 것으로 '영(0)'의 평균선을 중

Table 2. Result of Unit root test

		Korea		Japan	
		ADF	PP	ADF	PP
GDP	level	-2.042	-2.118	-1.537	-1.714
	1st difference	-7.847***	-7.742***	-8.761***	-8.806***
MIS_P	level	-4.552***	-4.652***	-3.808***	-3.823***
	1st difference	-	-	-	-
MIS_N	level	-4.793***	-4.662***	-3.498***	-2.987**
	1st difference	-	-	-	-
OPEN+	level	-1.178	-1.336	-0.037	-0.052
	1st difference	-6.483***	-6.315***	-8.405***	-8.405***
CAPITAL+	level	-1.937	-2.149	0.866	0.459
	1st difference	-2.966**	-20.795***	-5.510***	-5.376***
LABOUR+	level	-2.613*	-2.592*	-1.625	-2.111
	1st difference	-8.460***	-8.497***	-13.171***	-13.072***
OPEN-	level	0.142	0.142	0.359	0.395
	1st difference	-8.261***	-8.259***	-6.626***	-5.948***
CAPITAL-	level	-1.554	-2.240	-1.815	-1.325
	1st difference	-4.382***	-13.26***	-7.348***	-7.359***
LABOUR-	level	-1.703	-1.050	-1.724	-1.795
	1st difference	-9.688***	-9.716***	-10.751***	-10.656***

Notes 1. GDP is GDP per capita, MIS_P is over valuation than the real effective exchange rate, MIS_N is undervalued, CAPITAL is total capital, OPEN is trade openness, LABOUR means labour time.
 2. The critical value of 5% significance level of ADF and PP test are referred to Mackonnon(1996) on -3.431(*)
 3. The Maximum lag(k) are set to 11.
 4. The cumulative sums of the positive (+) or negative (-) of the variables were indicated as '+' and '-' respectively

Table 3. Result of Bounds test

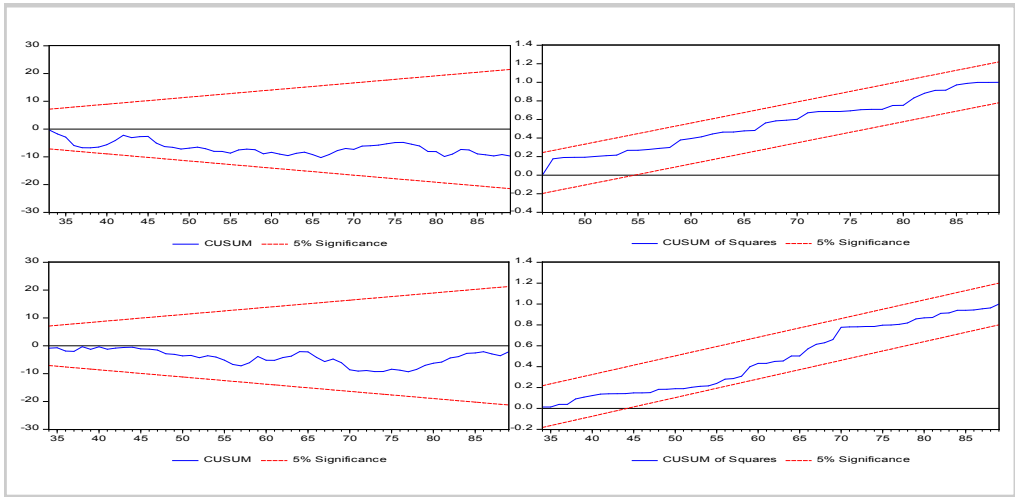
		F test statistic	
Korea		5.524	
Japan		6.998	
critical values	lower bounds critical values I(0)	upper bounds critical values I(1)	
5%	2.43	3.56	
10%	2.16	3.24	

Note 1. Pesaran, Shin, and Smith(2001, p.301) Table CI (v) : Unrestricted intercept and unrestricted trend.

심으로 오차항의 발산여부로 확인할 수 있다. CUSUM of squares검정은 모형의 잔차 누적합을 기초하여 5% 임계선쌍과 누적 오차항의 관계를 도표화 한 것이다. 잔차누적합계가 임계치 밖으로 벗어날 경우 분산의 불안정을 의미한다.

〈Fig. 1〉에 의하면 한국과 일본 모두 CUSUM 검정에서 오차항의 편차가 5% 임계치를 벗어나지 않고 안정적으로 발산하고 있다. 또한 CUSUM of squares가 임계선쌍 내에 존재하고 있어 모형의 안정성을 확보 할 수 있게 되었다.

Fig. 1. Result of CUSUM and CUSUM Of Squares test: above:Korea, below:Japan



2. 실증분석 결과

식(4)의 NARDL(p, q)방정식의 최소 AIC(Akaike information criterion)기준으로 p와 q의 차수를 결정하였으며 모형의 차수 및 추정계수의 결과를 <Table 4>과 같이 제시하였다. 최적 시차(lag)기준으로 한국은 NARDL(2,0,1,2,1,3,3,3,3)모형이 일본은 NARDL(2,3,0,2,2,1,2,2,3)모형이 채택되었다.

추정된 NARDL모형의 유효성을 진단하기 위하여 계열 상관검정(F_{SC}), 이분산검정(F_{HET}), 그리고 잔차의 정규성검정(χ^2_{NORM})을 실시하였다. Table 4.에 제시된 바와 같이 계열 상관, 이분산, 그리고 잔차의 정규성이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 추정된 모형의 유효성과 추론에 문제가 없음을 확인 할 수 있다. 장기(long-run)계수의 추정결과를 <Table 5>에 제시한다.

분석결과, 한국은 시차가 있는 양(+)의 개방도, 노동시간 그리고 음(-)의 노동시간 계수는 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 장기계수 추정결과 양(+)의 환율과 경제성장은 0.003로 경제성장에 양(+)의 충격을 주는 것으로 나타났다. 이것은 원화가 장기균형환율보다 고평가된 경우 경제성장에 긍정적인 영향을 미친다는

것을 의미한다. 환율의 저평가 경우도 경제성장에 긍정적인 영향을 준다. $MMSN$ 계수는 실제환율이 장기균형환율보다 1% 저평가된 경우 경제성장에 0.001%의 긍정적인 영향을 주는 것을 의미한다. 실제환율이 장기균형환율보다 고평가 또는 저평가 될 경우 장기적으로 경제성장에 긍정적인 영향을 준다. 그리고 환율과 경제성장에 대한 경제성장은 환율고평가의 변화에 더 많은 반응을 보여주고 있다. 이는 환율의 저평가가 수출을 통해 경상수지를 개선시켜 경제성장에 도움을 줄 수 있다는 일반적인 견해와 다르다. 한국의 경우 환율의 저평가가 수출을 견인하여 경제성장에 도움이 된다는 Rodrik (2008)의 주장과 부합하지 않는다. 이것은 에너지를 포함한 원자재 수입을 통한 중간재 수출이 많은 한국경제를 고려할 경우 환율의 고평가는 수출과 수입에 긍정적인 영향을 줄 수 있고 이로 인한 경제적 성과와의 인과관계도 있을 수 있음을 말해준다¹⁵⁾.

15) 한국의 주요 수출품은 반도체, 자동차, 석유제품, 합성수지, 선박해양구조물이며 주요 수입품은 반도체, 원유, 반도체제조용장비, 석연가수, 석유제품 등으로 2019기준 무역의존도는 수출 33.0%, 수입 30.7%를 기록하였음

Table 4. NARDL estimate for the Economic Performent

Korea NARDL(2,0,1,2,1,3,3,3,3)		Japan NARDL(2,3,0,2,2,1,2,2,3)	
Variable	Coef. [t-stat]	Variable	Coef. [t-stat]
GDP_{t-1}	-0.183*** [-3.518]	GDP_{t-1}	-0.455*** [-5.630]
$MISP_{t-1}$	0.0006* [1.833]	$MISP_{t-1}$	0.001 [0.857]
$MISN_{t-1}$	0.0003 [1.014]	$MISN_{t-1}$	-0.001 [1.394]
$OPEN_{t-1}^+$	-0.129*** [-4.788]	$OPEN_{t-1}^+$	-0.072*** [-3.728]
$OPEN_{t-1}^-$	-0.003 [-0.221]	$OPEN_{t-1}^-$	0.002 [0.224]
$CAPITAL_{t-1}^+$	-0.001 [-0.049]	$CAPITAL_{t-1}^+$	0.327*** [6.514]
$CAPITAL_{t-1}^-$	0.005 [0.286]	$CAPITAL_{t-1}^-$	0.042 [0.736]
$LABOUR_{t-1}^+$	0.688*** [4.287]	$LABOUR_{t-1}^+$	0.310** [0.169]
$LABOUR_{t-1}^-$	-0.778** [-2.490]	$LABOUR_{t-1}^-$	0.125 [0.814]
ΔGDP_{t-1}	-0.040 [-0.296]	ΔGDP_{t-1}	1.64E-07 [0.561]
ΔGDP_{t-2}	-0.153* [-1.872]	ΔGDP_{t-2}	4.73E-07*** [2.698]
ΔMIS_t^+	-8.70E-05 [-0.207]	ΔMIS_t^+	0.008 [0.584]
ΔMIS_t^-	-0.0008*** [-3.674]	ΔMIS_{t-1}^+	-0.003*** [-2.864]
ΔMIS_{t-1}^-	-0.0006** [-2.531]	ΔMIS_{t-2}^+	0.001 [0.639]
$\Delta OPEN_t^+$	0.142*** [3.781]	ΔMIS_{t-3}^+	0.002* [1.998]
$\Delta OPEN_{t-1}^+$	-0.085** [-2.153]	ΔMIS_t^-	0.002* [1.738]
$\Delta OPEN_{t-2}^+$	0.178*** [4.405]	$\Delta OPEN_t^+$	0.023 [0.683]
$\Delta OPEN_t^-$	0.052 [1.300]	$\Delta OPEN_{t-1}^+$	-0.024 [-0.528]
$\Delta OPEN_{t-1}^-$	0.109** [2.375]	$\Delta OPEN_{t-2}^+$	0.144*** [4.322]
$\Delta CAPITAL_t^+$	0.003 [0.080]	$\Delta OPEN_t^-$	0.06 [1.647]
$\Delta CAPITAL_{t-1}^+$	0.112***	$\Delta OPEN_{t-1}^-$	0.043*

	[3.191]		[1.996]
$\Delta CAPITAL_{t-2}^+$	0.086*** [3.498]	$\Delta OPEN_{t-2}^-$	0.085*** [3.273]
$\Delta CAPITAL_{t-3}^+$	0.093*** [4.626]	$\Delta CAPITAL_t^+$	0.382*** [3.657]
$\Delta CAPITAL_t^-$	0.119*** [5.112]	$\Delta CAPITAL_{t-1}^+$	-0.401*** [3.805]
$\Delta CAPITAL_{t-1}^-$	-0.022 [-0.442]	$\Delta CAPITAL_t^-$	0.302*** [3.892]
$\Delta CAPITAL_{t-2}^-$	0.197*** [5.836]	$\Delta CAPITAL_{t-1}^-$	0.162** [2.026]
$\Delta CAPITAL_{t-3}^-$	0.053*** [2.810]	$\Delta CAPITAL_{t-2}^-$	-0.349*** [-3.899]
$\Delta LABOUR_t^+$	0.683*** [3.243]	$\Delta LABOUR_t^+$	0.665*** [3.096]
$\Delta LABOUR_{t-1}^+$	0.140*** [4.851]	$\Delta LABOUR_{t-1}^+$	-0.360** [-3.106]
$\Delta LABOUR_{t-2}^+$	0.193 [0.769]	$\Delta LABOUR_{t-2}^+$	0.685*** [3.555]
$\Delta LABOUR_{t-3}^+$	-0.700*** [-3.491]	$\Delta LABOUR_t^-$	-0.268* [1.717]
$\Delta LABOUR_t^-$	0.385 [1.109]	$\Delta LABOUR_{t-1}^-$	-0.144 [-0.577]
$\Delta LABOUR_{t-1}^-$	0.106* [1.750]	$\Delta LABOUR_{t-2}^-$	-0.440*** [-2.970]
$\Delta LABOUR_{t-2}^-$	-1.208*** [-3.348]	$\Delta LABOUR_{t-3}^-$	0.301* [1.971]
$\Delta LABOUR_{t-3}^-$	-1.115*** [-3.006]		
<i>Constant</i>	2.159*** [3.569]	<i>Constant</i>	5.976*** [5.619]
<i>Adj. R²</i>	0.760	<i>Adj. R²</i>	0.714
<i>D-W</i>	2.074	<i>D-W</i>	2.075
<i>F_{SC}</i>	1.528(0.207)	<i>F_{SC}</i>	0.825(0.515)
<i>F_{HET}</i>	0.7995(0.733)	<i>F_{HET}</i>	0.77(0.771)
χ_{NORM}^2	1.576(0.924)	χ_{NORM}^2	3.78(0.150)

Notes 1. The cumulative sums of the positive (+) and negative (-) of the variables were indicated as '+' and '-' respectively

2. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.001

3. *F_{SC}*, *F_{HET}*, χ_{NORM}^2 means are serial correlation test, heteroskedasticity test, normality test respectively

4. [] means t-value, and () means probabilities

Table 5. long-run symmetry test

Korea				Japan			
Variable	Coef.	Variable	Coef.	Variable	Coef.	Variable	Coef.
<i>MISP</i>	0.003*	<i>MISN</i>	0.001	<i>MISP</i>	0.002	<i>MISN</i>	-0.003
<i>OPEN</i> ⁺	-0.705***	<i>OPEN</i> ⁻	-0.021	<i>OPEN</i> ⁺	-0.158***	<i>OPEN</i> ⁻	0.005
<i>CAPITAL</i> ⁺	-0.005	<i>CAPITAL</i> ⁻	0.029	<i>CAPITAL</i> ⁺	0.717***	<i>CAPITAL</i> ⁻	0.094
<i>LABOUR</i> ⁺	3.745***	<i>LABOUR</i> ⁻	-4.234**	<i>LABOUR</i> ⁺	0.681**	<i>LABOUR</i> ⁻	0.275

Note 1. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.001

무역개방도의 양(+)의 충격은 유의한 수준으로 경제적 성과에 부정적인 영향을 주나 음(-)의 충격은 유의하지 않지만 경제적 성과에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 이것은 한국의 산업구조를 고려하여 해석해 볼 필요가 있다. 한국은 Baek Seo-In and Sung Hhyun-Seok (2011)에서 지적하였듯이 가장 짧은 기간에 많은 나라와 자유무역협정(FTA)을 맺음으로 무역이 개방되었고 이러한 정책으로 자국의 산업을 더 이상 보호하기 어려워지게 되었다. 따라서 무역개방도 증가가 모든 산업의 무역에 긍정적으로 작용되었다고 판단하기 어렵다. 노동시간의 양(+)의 충격은 경제적 성과에 도움이 된다. 또한 노동시간의 음(-)의 충격은 장기적으로 경제적 성과에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 경제적 성과에 가장 큰 영향을 미치는 것은 양(+)의 노동시간과 음(-)의 노동시간으로 나타났다.

일본의 경우, 환율의 고평가는 경제적 성과에 부정적인 영향을 미치며 저평가는 긍정적인 영향을 미쳤다. 특히 적정환율보다 실제환율이 저평가 된 경우 고평가된 상태보다 경제적 성과에 더 부정적인 영향을 준다. 개방도의 양(+)의 충격은 유의한 값으로 경제성장에 부정적인 영향을 미쳤다. 총자본의 증가 및 감소 모두 경제적 성과에 긍정적인 충격을 주나 총자본의 증가만 유의한 값을 나타내었다. 노동시간의 증가와 감소변화 모두 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미친다. 그러나 노동시간의 증가가 경제적 성과에 더 많은 영향을 미치며 유의한 값을 가졌다.

한국과 일본은 공통적으로 개방도의 증가변화가 경제적 성과에 부정적인 영향을 주며 노동력의 증가변화가 경제적 성과에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 한국은 음(-)의 환율피리가 경제적 성과에 긍정적인 영향을 주었으며 일본은 음(-)의 환율피리가 경제적 성과에 부정적인 영향을 주었다. 음(-)의 환율피리는 적정환율보다 실제환율이 저평가된 것을 의미하며 수출지향적인 국가의 경우 환율의 상대적 저평가와 경제적 성과간에 양(+)의 상호관계를 가지는데 이러한 특징이 다소 반영된 것으로 보인다.

노동시간의 증가와 경제적 성과와는 정(+)의 관계가 나타나고 일본의 계수값에 비해 매우 높다. 이것은 한국의 노동 집약형 제조업에 기한 것으로 판단된다. 이에 따라 노동시간의 감소는 경제적 성과에 부정적인 영향을 미치는데 한국의 경우 이에 부합하는 결과를 보였다. 반면 일본은 노동시간의 증가가 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미치나 노동시간의 감소또한 경제적 성과에 정(+)의 영향을 주었다. 이것은 한국대비 상당한 기술의 차이로 노동의 감소가 노동생산성을 증가시켰다고 해석해 볼 수 있다.

단기적으로 한국의 경우 양(+)의 환율피리 계수는 $-8.90E-05$ 로, 음(-)의 환율피리는 -0.008 로 추정되었다. 환율피리와 경제적성과는 부정적인 관계임을 의미한다. 양(+)과 음(-)의 무역개방도와 총자본은 단기적으로 경제적 성과에 긍정적인 영향을 미치며 유의한 값을 나타내었다. 노동시간의 양(+)과 음(-)의 충격은 경제적 성과에 긍정적인 영향을 주며 이들의 충격이

Table 6. Wald test for the asymmetry

$H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$		$H_0 : -(\theta_j^+)/\rho = -(\theta_j^-)/\rho$	
variable	F-value	variable	F-value
Korea			
MIS	4.939***	MIS	0.387
OPEN	8.965***	OPEN	9.426***
CAPITAL	5.631***	CAPITAL	0.145
LABOUR	8.996***	LABOUR	8.105***
Japan			
MIS	10.685***	MIS	0.093
OPEN	13.007***	OPEN	23.175***
CAPITAL	14.848***	CAPITAL	18.353***
LABOUR	11.644***	LABOUR	2.378

Notes 1. Pesaran, Shin, and Smith(2001) Table CI (v) case V:Unrestricted intercept and unrestricted trend.
 2. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.001.
 3. In case of K=2, the upper threshold of 5% is 5.85, the upper threshold of 1% is 7.52, and in case of K=3, the upper threshold of 10% is 4.45, the upper threshold of 5% is 5.07, and the upper threshold of 1% is 6.36.

경제적 성과에 가장 많은 영향을 주는 것으로 추정되었다. 단기적으로 1%의 노동시간증가가 경제적 성과를 0.683%견인시키고 1%의 1인당 노동시간의 감소도 0.386%의 비율로 경제를 견인시켰다. 단기적으로도 노동시간의 증가가 경제적 성과에 더 큰 도움을 줄 수 있음을 의미한다.

3. 비대칭성(Asymmetry test)검정 결과

앞서 언급하였듯이 양(+)의 장기계수와 음(-)의 장기계수에 대한 비대칭성을 검정하여 경제적 성과에 영향을 주는 변수들의 장기효과 비대칭성 존재 여부를 확인할 필요가 있다. 이는 추정모형결과, 양(+)의 환율과리충격과 음(-)의 환율과리충격 모두 경제적 성과에 양(+)의 영향을 미치지만 이것이 통계적 차이가 있는지에 대한 의문은 남아 있기 때문이다. 본 연구에서는 비대칭성 검정을 두 부분으로 나누어 분석한다. 먼저 식(6)에 대하여 공적분이 없다는 귀

무가설($H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$)을 검정하고 다음으로 장기계수의 비대칭성 존재여부를 검정하였다. 비대칭 존재여부 검정 결과는 <Table 6>과 같다.

비대칭적 공적분이 없다는 귀무가설의 검정 결과 각 변수는 Pesaran, Shin and Smith (2001)의 F-검정 1% 상한 임계치를 상회하여 귀무가설을 기각하고 있다. 또한 양(+)의 장기계수와 음(-)의 장기계수가 동일하다는 귀무가설에서 한국은 환율과리와 총자본을 제외한 모든 변수가 5% 임계값 기준을 상회하여 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 개방도와 노동시간은 경제적 성과에 대하여 양(+)과 음(-)의 변화에 대한 장기적인 비대칭성이 존재하여 개방도의 증가가 감소보다 경제적 성과에 더 많은 영향을 미친다는 유의미한 해석을 할 수 있게 되었다.

일본의 경우 개방도와 총자본의 양(+)과 음(-)의 변화가 경제적 성과에 각각 비대칭적으로 영향을 미치는 것으로 확인 할 수 있다.

Ⅶ 요약 및 시사점

환율은 글로벌경제의 통합 및 의존성이 심화됨으로서 중요한 거시경제변수로 부각되고 있다. 이것은 교역대상국과의 상대적인 환율수준이 무역에 있어 중요한 요소이고 경제성장 직접적인 관련이 있기 때문이다. Rodrik (2008), Williamson (1990/1994)은 환율피리가 경제성장을 저해시키나 환율의 저평가는 경제성장에 기여한다고 주장하고 있다. 또한 Dubas (2006)는 선진국과 개발도상국의 환율피리는 경제성장에 다른 영향을 준다고 하였다. 이러한 연구 결과의 상이함은 글로벌화된 산업, 발전된 금융, 개별 국가별 배타적 정책 그리고 산업구조 등으로 환율피리와 경제성장과의 관계가 여러 경로를 통하여 상호 영향을 미치기 때문이다. 이에 따라 본 연구는 원화 환율피리가 경제적 성과에 어떤 영향을 미치는지, 구체적으로 실질실효환율이 장기균형환율보다 고평가된 경우와 저평가된 경우를 분리한 비대칭성모형을 이용하여 경제적성과와 어떤 관계가 있는지 분석하였다.

분석결과를 요약하면 첫째, 한국은 실질실효환율이 장기균형환율보다 고평가된 양(+)의 환율피리가 장기적으로 경제성장에 양(+)의 영향을 준다. 일본은 양(+)의 환율피리 한단위의 변화에 대한 경제적성과 증가가 음(-)의 환율피리보다 작고 이들 간의 비대칭효과가 있는 것으로 나타났다. 이것은 환율의 고평가(양(+))의 환율피리가 경제적 성과에 긍정적인 영향을 주나 환율의 저평가(음(-))의 환율피리가 경제적 성과를 더 크게 저하시키는 것을 의미한다. 둘째, 한국의 무역개방도는 양(+)과 음(-)의 비대칭효과가 존재하며 무역개방도의 증가가 경제적성과를 감소시키는 것으로 나타났다. 일본의 경우 한국과 마찬가지로 무역개방도의 증가가 경제적성과에 부정적인 영향을 미쳤다. 셋째, 한국은 노동시간의 양(+)과 음(-)의 비대칭

성이 존재한다. 두 나라 모두 노동시간의 증가 충격이 경제적성과를 가장 크게 견인하고 있으며 특히 한국에서 더 많은 영향을 미치고 있다. 한국의 노동시간 감소는 경제적성과를 저해시키는데 이것은 일본과 대조되는 결과이다. 이러한 원인으로 한국의 산업구조는 노동집약적 산업이 많이 존재하며 일본에 비하여 기술력, 노동생산성 등이 떨어지기 때문인 것으로 판단된다. 이에 따라 노동생산성을 향상시키는 것이 장기적으로 한국의 경제적 성과에 많은 기여를 할 수 있음을 시사하고 있다.

이 연구의 시사점은 Dollar (1992)와 Gala (2008)의 연구결과와 같이 한국의 환율 저평가가 경제적 성과에 양(+)의 영향을 주나 환율 고평가도 한국경제성과에 부정적인 영향을 미치지 못하여 경제적 성과에 대한 환율의 비대칭성이 존재한다는 것이다. 이것은 한국이 수출지향적 국가임에도 불구하고 총수출대비 수입을 통한 중간재의 재수출비율이 높기 때문이다. 반면 일본의 경우 환율의 저평가는 경제적 성과에 부정적인 영향을 주는데 이는 최근 연구에서 환율피리가 경제적 성과 또는 경제성장에 혼재된 영향을 주는 것과 같은 맥락을 하고 있으며 한국경제의 산업발전을 위한 정부정책 입안시 신중을 기해야 함을 의미한다. 또한 장기적으로 노동시간의 증가가 경제적 성과를 큰 폭으로 향상시킬 수 있기 때문에 정책당국은 실업률을 감소시키는 작업의 중요함을 인식할 수 있는 계기가 될 수 있다.

본 연구는 경제적성과와 환율피리와의 관계를 추정하는 것을 목적으로 경제적성과에 관한 기본적인 생산함수만을 가정하고 있다. 이에 따라 경제적 성과모형에 다양한 금융 및 실물 변수를 포함시키지 못하였다. 환율피리는 특히 단기적으로 금융변수와 관련되기 때문에 경제적성과모형에 이러한 다양한 변수 간의 관계를 고려한다면 한국의 경제성장을 위한 정책에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

References

- Baek, Seo-In and Hyun-Seok Sung (2011), "A Study on the Effect of Foreign Trade Openness on Korea's Economic and Industrial Growth", The 12th University (Won) Student Paper Award, KIET
- Banerjee, A., J. J. Dolado and M. Riccado (1998), "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in Single-Equation Framework", *Journal of Time Series Analysis*, 19, 267-283.
- Barro, J. R. and J. Lee (1994), "Sources of Economic Growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46.
- Beckmann J., C. Robert and V. Arora (2017), "The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates:Theory and Evidence", Working Paper Series, US. Department of Energy
- Béreau S., A. L. Villavicencio and V. Mignon (2009), "Currency Misalignments and Growth: A New Looking Using Nonlinear Panel Data Methods", CEPII, Working Paper 2009-17.
- Cottani, J., D. Cavallo and S. Khan (1990), "Real Exchange Rate Behaviour and Economic Performance in LDCs", *Economic Development and Cultural Change*, 40, 523-544.
- Collins, S. M. and O. Razin (1997), "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", NBER Working Paper No. 6174.
- Dollar, D. (1992), "Outward-Oriented Developing Economies Really do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985", *Economic Development and Cultural Change*, 10, 523-544.
- Dubas, J. (2012), "Exchange Rate Misalignment and Economic Growth", *Southwestern Economic Review*, 39, 121-137.
- Easterly, W. (2001), "The Lost Decades: Developing Countries' Stagnation in Spite of Policy Reform 1980-1998," World Bank.
- Easterly, W. (2005), "National Policies and Economic Growth: A Reappraisal, in Aghion, P. and Durlouf, S. (eds)", *Handbook of Economic Growth*, Volume 1a.
- Edwards, S. (1989), "Real Exchange Rates in the Developing Countries : Concepts and Measurement", NBER Working Paper No. 2590.
- Elbadawi, I. (1994), "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates", in John Williamson(ed.), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*(Washington, DC : International Economics Institute).
- Loayza, N., P. Fajnzylber and C. Calderón. (2002), "Economic Growth in Latin America and the Caribbean," Washington DC, The World Bank.
- Gala, P. (2008), "Real Exchange Rate Levels and Economic Development: Theoretical Analysis and Econometric Evidence", *Cambridge Journal of Economics*, 32(2), 273-288.
- Gala, P. and C. Lucinda (2006), "Exchange Rate Misalignment and Growth : Old and New Econometric Evidence", *Economia*, 7(4), 165-187.
- Hatemi-J, A. and G. S. Uddin (2012), "Is the Causal Nexus of Energy Utilization and Economic Growth Asymmetric in the US?" *Economic Systems*, 36(3), 461-469.
- Hatemi-J, A. (2014), "ASCOMP: GAUSS Module to Transform Data into Cumulative Positive and Negative Components," *Statistical Software Components G00015*, Boston College, Department of Economics.
- MacDonald, R. and P. Dias (2007), "Behavioural Equilibrium Exchange Rate Estimates and Implied Exchange Rate Adjustments for Ten Countries," University of Glasgow and Peterson Institute of International Economics.
- Pesaran M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level

- Relationships”, *Journal of Applied Economics*, 16, 289-326.
- Razin, O. and S. M. Collins (1997), “Real Exchange Rate Misalignments and Growth”, NBER Working Paper 6174.
- Rodrik, D. (2008), “The Real Exchange Rate and Economic Growth”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall.
- Shin, Y., B. Yu and M. Greenwood-Nimmo (2014), “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”, In: Sickles R., Horrace W. (eds) *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY.
- Williamson, J. (1994), “Estimates of FEERs, in Williamson, J. (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C., Institute for International Economics.
- Wong, H. T. (2008), “Terms of Trade and Economic Growth in Japan and Korea: An Empirical Analysis,” *School of Business and Economics, University Malaysia Sabah*, February.
- Wong, H. T. (2013), “Real Exchange Rate Misalignment and Economic Growth in Malaysia,” *Journal of Economic Studies*, 40(3), 298-313.

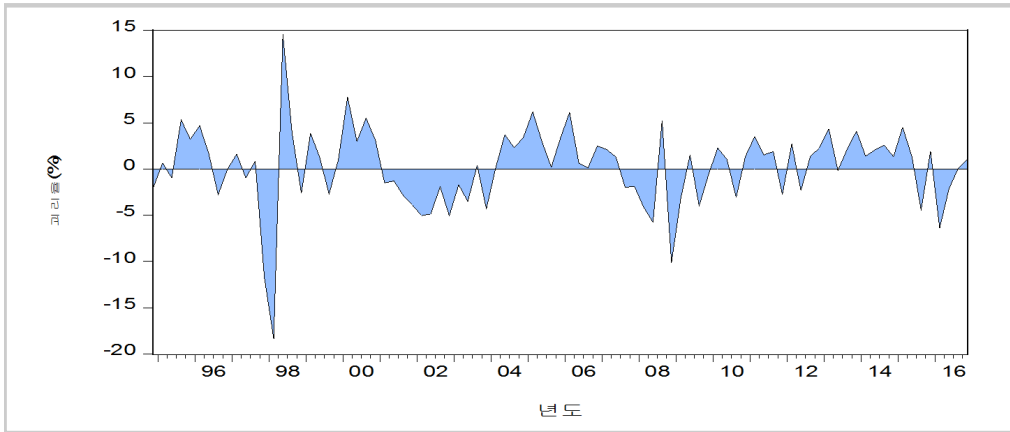
[부록1] 한국의 실질실효환율과 균형환율의 추이

1. BEER 공적분계수 추정모형 추정모형(FMOLS 모형)

$$reer_{BEER,t} = \alpha + \beta_{1t} EXAM_t + \beta_{2t} OPEN_t + \beta_{3t} TOT_t + \beta_{4t} NFA_t + \beta_{5t} OIL_t + \varepsilon_t$$

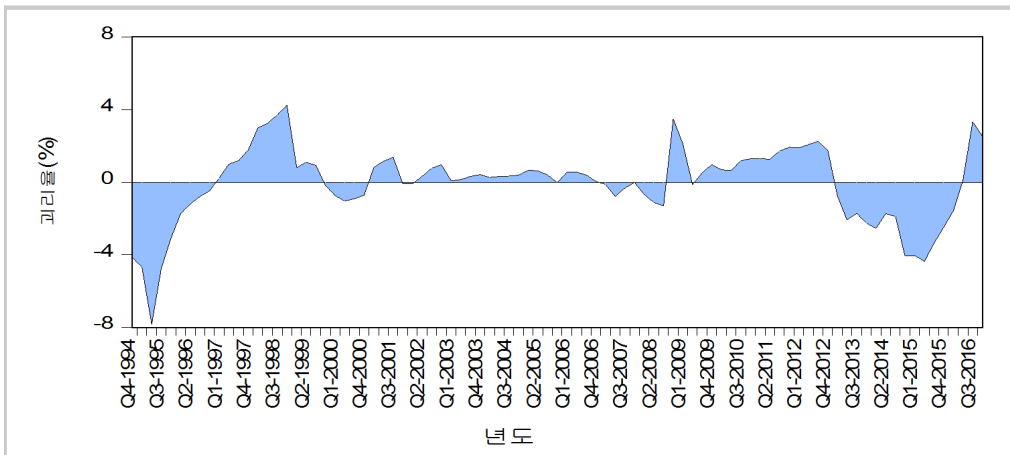
여기서 EXAM3은 $\ln M - \sum_{i=1}^t w_i \ln M_i^*$ 로 한국통화량과 무역대상국의 통화량증가를 차이이다. w_i 는 1국의 무역가중치를 의미한다. 통화량차이는 BEER모형에서 이자율 차이의 대리변수로 사용된다. OPEN은 개방도, TOT는 교역조건, NFA는 해외순자산, OIL은 유가를 의미함.

2. 한국의 실질실효환율과 장기균형환율의 추이



주: 1) 과리율 = (실질실효환율/장기균형환율 -1) *100

[부록2] 일본의 실질실효환율과 균형환율의 추이



주: 1) 과리율 = (실질실효환율/장기균형환율 -1) *100

[부록 3] F-통계에 대한 점근적 임계값

TableCI(v) Case V : Unrestricted intercept and unrestricted trend												
k	0.1		0.05		0.025		0.01		Mean		Variance	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
0	9.81	9.81	11.64	11.64	13.36	13.36	15.73	15.73	5.33	5.33	11.35	11.35
1	5.59	6.26	6.56	7.3	7.46	8.27	8.74	9.63	3.17	3.64	3.33	3.91
2	4.19	5.06	4.87	5.85	5.49	6.59	6.34	7.52	2.44	3.09	1.7	2.23
3	3.47	4.45	4.01	5.07	4.52	5.62	5.17	6.36	2.08	2.81	1.08	1.51
4	3.03	4.06	3.47	4.57	3.89	5.07	4.4	5.72	1.86	2.64	0.77	1.14
5	2.75	3.79	3.12	4.25	3.47	4.67	3.93	5.23	1.72	2.53	0.59	0.91
6	2.53	3.59	2.87	4	3.19	4.38	3.6	4.9	1.62	2.45	0.48	0.75
7	2.38	3.45	2.69	3.83	2.98	4.16	3.34	4.63	1.54	2.39	0.4	0.64
8	2.26	3.34	2.55	3.68	2.82	4.02	3.15	4.43	1.48	2.35	0.34	0.56
9	2.16	3.24	2.43	3.56	2.67	3.87	2.97	4.24	1.43	2.31	0.3	0.49
10	2.07	3.16	2.33	3.46	2.56	3.76	2.84	4.1	1.4	2.28	0.26	0.44