creative commons

COMMONS DEED

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

dCollection

경제학 석사 학위 논문

외환보유고를 고려한 원화 실질실효환율의 균형환율과 불일치 분석

-행태균형환율(BEER) 접근법 중심으로

2017년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

손원주

외환보유고를 고려한 원화 실질실효환율의 균형환율과 불일치 분석

－행태균형환율(BEER) 접근법 중심으로

지도교수 김 소 영

이 논문을 경제학 석사 학위논문으로 제출함

2017 년 3월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

손 원 주

손원주의 경제학 석사 학위논문을 인준함

2017 년 6월

위 원 장 _____ 김 재 영 _____ (인)

부위원장 _____ 김 소 영 _____ (인)

위 원 _____ 박 웅 용 _____ (인)

국 문 초 록

우리나라는 소규모 개방경제이면서 대외 부분이 차지하는 비중이 높아 대외적 충격의 영향이 크다. 이러한 점에서 환율의 균형수준을 파악하고, 현재의 환율이 균형수준에서 얼마나 벗어나 있는지를 파악하는 것이 중요하다. 본고에서는 행태균형환율 (BEER-Behavior Equilibrium Exchange Rate) 접근법을 통해, 원화 실질실효환율의 결정요인과 균형환율을 분석해보았다.

기존 문헌에서 행태균형환율 분석에 일반적으로 사용되었던 실질이자율 차이, 교역재 대비 비교역재 상대가격(생산성 차이), 교역조건, 순대외자산, 유가 등의 거시 변수들 외에 추가로 외환보유고를 새로운 변수로 채택하였다. 이번 연구는 두 가지 측면에서 중요한 의미를 지닌다. 첫째, 외환보유고를 포함한 기초 거시경제변수들과 환율의 장기적인 관계를 Johansen 공적분 검정과 VECM 모델을 통해 확인하였다. 둘째, 추정된 행태균형환율과 실질실효환율의 단기/장기 불일치를 분석함으로써 외환보유고의 추가가 원화의 고평가/저평가 분석에 어떠한 영향을 미치는지 알아보았다.

그 결과, 교역재 대비 비교역재 상대가격, 교역조건, 실질이자율 차이, 1인당 GDP, 글로벌 유동성은 환율과 유의미한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났고, 국제유가는 유의미한 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 한편, 순해외자산은 변수 조합에 따라 그 부호와 유의성이 상이한 것으로 나타났다. 외환보유고는 모든 변수 조합에서 환율과 양의 관계를 가지는 일치된 결과를 보였다.

한편, 경상수지를 포함시켜 자본 유출입 현상을 통제한 경우, 외환보유고는 환율과 통계적으로 유의미한 음의 관계를 가진다는 것을 알 수 있다. 이로써 정부가 외환을 매입하거나 매수하여 급격한 원화 절상과 절하를 방지하는 현상을 설명할 수 있었다.

VECM결과를 토대로 행태균형환율을 계산하고 실질실효환율과의 불일치를 분석한 결과, 외환보유고가 꾸준히 상승함에 따라 균형환율이 상방 이동하게 되었다. 이로 인해 1990년대 후반부터 2000년대 중반까지 원화가 저평가되는 시기가 증가하게 되었다. 가장 최근 데이터인 2015년도의 경우, 실질실효환율이 외환보유고를 고려한 균형환율과 불일치 정도가 작아 적정환율수준을 유지하고 있다고 볼 수 있다.

한편, 경상수지, 외환보유고, 생산성 차이 변수만으로 분석한 경우 90년대 후반 이후에도 균형환율이 하락하는 것을 확인할 수 있었다. 이로 인해 자본 유출입을 통제한 경우, 실질환율은 1997년 외환위기 이후 1997년 4분기에 저평가된 다음, 그 직후 분기인 1998년 1분기부터 2007년 3분기까지 고평가되었다.

주요어 : 행태균형환율, 실질실효환율, 외환보유고, 공적분 검정, VECM 모형, 환율 불일치

학 번 : 2014-20184

목 차

1. 서론 1
2. 기존 연구 3
3. 행태균형환율(BEER) 접근법과 변수 설정 5
3.1. 행태균형환율 접근법 5
3.2. 변수 설정 7
4. 계량 분석 결과 15
4.1. 단위근 검정 15
4.2. 공적분 검정 – Part Ⅰ 16
4.3. 벡터오차수정모형(VECM) 결과 – Part Ⅰ 21
4.4. 공적분 검정 – Part Ⅱ 24
4.5. 벡터오차수정모형(VECM) 결과 – Part Ⅱ 27
4.6. 공적분 검정과 벡터오차수정모형(VECM) 결과 – Part Ⅲ 30
5. 행태균형환율(BEER) 추정 33
6. 현재 불일치와 장기 불일치 37
6.1. 현재 불일치 38
6.1.1. 환율 고평가 38
6.1.2. 환율 저평가 39
6.2. 장기 불일치 41
6.2.1. 환율 고평가 41
6.2.2. 환율 저평가 42
7. 결론 44
참고문헌 46
부록 49
Abstract 52

표 목 차

표 1 단위근 검정 결과 15
표 2 공적분 검정 결과part Ⅰ_1 (no deterministic trend) 19
표 3 공적분 검정 결과part Ⅰ_2 (with linear deterministic trend) 19
표 4 공적분 검정 결과part Ⅰ_3 (no deterministic trend) 20
표 5 공적분 검정 결과part Ⅰ_4 (with linear deterministic trend) 20
표 6 VECM 결과part Ⅰ_1 (no deterministic trend) 22
표 7 VECM 결과part Ⅰ_2 (with linear deterministic trend) 23
표 8 공적분 검정 결과part Ⅱ_1 (no deterministic trend) 25
표 9 공적분 검정 결과part Ⅱ_2 (with linear deterministic trend) 25
표 10 공적분 검정 결과part Ⅱ_3 (no deterministic trend) 26
표 11 공적분 검정 결과part Ⅱ_4 (with linear deterministic trend) ... 26
표 12 VECM 결과part Ⅱ_1 (no deterministic trend) 28
표 13 VECM 결과part Ⅱ_2 (with linear deterministic trend) 29
표 14 공적분 검정 결과partⅢ_1 (no deterministic trend) 31
표 15 공적분 검정 결과partⅢ_2 (with linear deterministic trend) . 31
표 16 VECM 결과partⅢ_1 32
표 17 VECM 결과partⅢ_2 32

그 림 목 차

그림 1 무역 비중 8
그림 2 실질실효환율과 거시경제 변수들 14
그림 3 실질실효환율과 BEER - Part Ⅰ, Part Ⅱ 35
그림 4 실질실효환율과 BEER - Part Ⅲ 36
그림 5 현재불일치_고평가(외환보유고 제외) 39
그림 6 현재불일치_고평가(외환보유고 추가) 39
그림 7 현재불일치_저평가(외환보유고 제외) 40
그림 8 현재불일치_저평가(외환보유고 추가) 40
그림 9 장기불일치_고평가(외환보유고 제외) 41
그림 10 장기불일치_고평가(외환보유고 추가) 41
그림 11 장기불일치_저평가(외환보유고 제외) 43
그림 12 장기불일치_저평가(외환보유고 추가) 43
그림 13 현재/장기 불일치 - (Part Ⅰ) 49
그림 14 현재/장기 불일치 - (Part Ⅱ) 50
그림 15 현재/장기 불일치 - (Part Ⅲ) 51

1. 서론

외환보유고는 한 국가가 비상사태에 대비해 여유자금으로 가지고 있는 외화를 의미한다. 외환보유고는 교환성이 있고 유동성과 시장성이 높은 자산으로서 비상자금으로서의 역할 뿐만 아니라 충분한 외환보유고는 국가 신인도를 높이고 투자를 촉진시키기도 하는 등 한 국가의 수준을 판단하는 척도가 되기도 한다.

우리나라의 경우, 1997년 외환위기 당시 외환보유고가 고갈돼 대외거래에서 결제할 달러 부족 현상을 겪은 후 외환보유고를 꾸준히 축적하여 2008년 말에는 2,012억 달러로 늘었으며, 한국은행에 따르면 2017년 3월 말 우리나라 외환보유고는 3,753억 달러로 세계 7-8위의 외환보유고 수준을 가지고 있다.

외환보유고 축적에 대해 여러 연구들이 존재한다. 하지만 Hviding et al.(2004)에 의하면, 실존 연구들이 높은 외환보유고 수준에 대해서 다음 두 가지의 역할에 집중되어 있다고 한다. 첫 번째는 외환보유고의 축적이 갑작스러운 외환위기 또는 'sudden stop'의 가능성을 줄여준다는 것이고, 두 번째는 충분한 외환보유고의 확보가 해외 차입 비용의 감소와 밀접한 관련이 있다는 점이다. 이는 충분한 외환보유고가 국가 부도 위험 감소로 이어지고, 국채의 신용 등급 상승 등을 통해 직간접적으로 대외 신용도를 높이기 때문이다. Hviding et al.(2004)는 이 두 가지 역할 외에 추가로 세 번째 역할을 언급하며 이에 대한 연구를 진행했는데, 이는 외환보유고가 환율의 변동성을 줄이는 효과를 말한다.

또한, 최근 경상수지 흑자의 지속과 더불어 외환보유고의 축적이 지속되는 현상과 관련하여, 환율 하락을 방지하고 경상수지 흑자를 확대하려는 중상주의적 동기가 원인이라고 보는 견해도 존재한다.[1]

이처럼 환율과 외환보유고의 관계에 대한 여러 이론과 연구들이 존재

[1] 진익(2014)

한다.[2] 환율의 결정요인으로서 외환보유고가 어떠한 역할을 하는지 분석하는 것도 이러한 연구 중 하나이다. 특히 우리나라는 소규모 개방경제이면서 대외 부분이 차지하는 비중이 높아 환율의 영향을 크게 받는다. 이러한 점에서 환율의 균형수준을 계산하고, 현재의 환율이 균형수준에서 얼마나 벗어나있는지를 파악하는 것이 중요하다.

이번 연구는 두 가지 측면에서 중요한 의미를 지닌다. 첫째, Johansen 검정과 VECM 모델을 통해 외환보유고를 포함한 기초 경제변수(economic fundamentals)와 환율이 장기적으로 유의한 의미를 가지는지 확인하였다. 둘째, 추정된 행태균형환율과 실질실효환율의 불일치 정도를 제시함으로써 1991년부터 2015년까지 환율의 고평가와 저평가 여부를 분석 해 보았다. 즉, 본 연구에서는 행태적 균형환율 접근법(Behavioral Equilibrium Exchange Rate Approach)을 이용하여 원화 실질환율이 주요 거시변수들과 어떠한 장기적인 관계를 가지는지 파악하고 균형 관계를 추정한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 균형환율 추정법에 관한 선행연구들을 검토하고, 이어서 3장에서는 행태균형환율 접근법에 대한 설명과 변수 설정에 대한 설명을 제시하였다. 4장에서는 (Part Ⅰ)부터 (Part Ⅲ)까지 세 파트로 나누어, 각 파트에 선택된 변수들을 바탕으로 단위근 검정, 공적분 검정, VECM모델 분석과 같은 계량 분석 결과를 제시하였다. 5장에서는 4장의 VECM모형의 결과를 바탕으로 행태균형환율(BEER)을 계산하였고, 6장에서는 행태균형환율과 실질실효환율의 차를 통해 환율 불균형을 분석하였다. 마지막 7장에서는 주요 결론들을 요약한다.

[2] 외환보유고 축적의 예비적 동기와 중상주의적 동기에 관한 연구는 Aizenman and Marion(2003), Dooley et al.(2003)등에서 확인할 수 있다.

2. 기존 연구

환율 불균형(exchange rate misalignment)은 균형환율과 실제 관찰되는 환율의 차이를 의미한다. 여기서 균형환율은 다양한 방법으로 측정할 수 있다.

가장 고전적이고 기본적인 방법은 구매력 평가설, PPP(Purchasing Power Parity)이다. 하지만 이 방법은 오로지 상대가격에 의해서만 결정되고 다른 구조적인 요인들을 배제한다는 점에서 한계를 지닌다.

구매력 평가설의 한계를 극복하고 거시경제변수들과 모델을 통해 균형환율을 구하고자 여러 가지 방법들이 제시되었다. 대표적인 것으로 두 가지 방법을 들 수 있는데, 첫 번째는 기초균형환율(Fundamental Equilibrium Exchange Rate) 접근법이고 두 번째는 행태적 균형환율(Behavioral Equilibrium Exchange Rate) 접근법이다.

기초균형환율(FEER)은 대내적 균형과 대외적 균형에 동시에 도달했을 때의 환율을 의미한다. 여기서 대내적 균형은 완전고용상태를 비롯한 잠재 생산성의 최대 활용을 뜻하며, 대외적 균형은 대내적 균형이 달성된 경우에서 지속 가능한(sustainable) 또는 근본적인(underlying) 경상수지에 의해 달성된다. FEER 방법은 규범적인 환율 측정 방법으로, FEER은 "이상적인 경제 상황"을 반영한 환율이라고 할 수 있다.[3]

한편, FEER과 달리 BEER 접근법은 축약식을 이용하여 계량적으로 균형환율을 추정한다.[4] Clark & MacDonald(1998)에 의하면, 이 BEER 방법은 환율의 움직임을 다른 거시경제변수들을 통해 설명하고자 한다. 대표적인 경제변수로는 순해외자산, 교역조건, 생산성 차이, 국제유가이다. 장기 균형은 공적분 검정을 통해 추정할 수 있으며, 이렇게 구한 장

[3] Williamson (1994)

[4] 이 외에도 DEER, NATREX와 같은 방법을 통해 균형환율을 계량적으로 추정하는 방법이 존재한다.

기 균형과 실제 관찰된 환율과의 차를 통해 환율 불균형을 측정할 수 있다.

특히 변수들의 구성에 있어서 Clark & MacDonald(1998)은 순해외자산, 교역조건, 교역재 대비 비교역재 상대가격, 실질이자율 차이, 상대적 정부 부채를 변수로 두었고, Maeso-Fernandes et al.(2002) 에서는 생산성 차이, 누적 경상수지, 정부 지출, 국제유가, 이자율 차이를 변수로 채택했다. Faruqee(1994)에서는 순해외자산, 교역조건, 교역재 대비 비교역재 상대가격을, Edward(1988)에서는 교역조건, GDP 대비 비교역재의 정부 지출, 수입 관세, 기술 발전, 자본 수지 등을 변수로 사용하였다.

원화 환율의 경우, 전선애•김정한(2006)에서는 생산성 차이, 교역조건, 국제 유가, 이자율 차이, 주택가격지수, 경제 개방도 등을 변수로 채택했으며, 이상호(2008)에서는 순해외자산, 교역조건, 실질 이자율 차이, GDP 대비 재정수지비율을 사용하였다.

한편, 외환보유고가 원화 환율을 결정하는 요인이 될 수 있는 지에 대한 타당성 여부와, 외환보유고가 포함된 경우 균형환율과 환율 불일치에 어떠한 변화가 있는지에 대한 연구는 부족하다. 진익(2014)에서 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 외환보유고와 환율의 관계와 외환보유고 축적의 원인이 예비적 동기인지 혹은 중상주의적 동기인지를 파악하고자 하였다. 하지만 해당 논문에서는 이국간 환율인 달러-원 명목환율과 원화 실효환율 대비 달러 실효환율을 분석에 사용하였고, VECM결과만 제공하여 균형환율에 대한 추정이나 불일치 분석은 제시하지 않았다. 이에 따라, 교역조건, 순해외자산, 생산성 차이와 같이 행태균형환율 분석에 사용되는 기초 거시경제변수는 사용되지 않았다.[5] 따라서, 본고에서는 9개의 무역상대국과의 가중평균치를 이용하여 원화의 다국간 실질실효환율과 기초 거시변수를 계산한 다음, Part Ⅰ부터 Part Ⅲ까지 세 파트로 나누어 거시변수들과의 8가지의 조합에서도 외환보유고가 유의미한 관계를 가지는지에 대한 분석하였다. 나아가 행태균형환율(BEER) 추정을

[5] 변수로 물가, 이자율, 주가, 산업생산, 수출, 수입, 외국인 국내투자 및 내국인 해외투자를 포함하였다. 이는 행태균형환율을 파악하기 위해 추가되는 변수들과는 차이가 있다.

통해 실질실효환율이 균형환율에서 얼마나 벗어나 있는지를 파악해 보았다.[6]

3. 행태균형환율(BEER) 접근법과 변수 설정

3.1. 행태균형환율 접근법

BEER 접근법에서는 축약식을 추정하여 실질실효환율과 거시경제변수들과의 관계를 설명한다. 축약식은 다음과 같은 형태를 가진다.[7]

$$q_t = \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + \tau T_t + e_t \quad (1)$$

여기서 q_t는 실질실효환율을, Z_1은 장기적으로 실질실효환율에 영향을 미치는 경제 요소들을 뜻하며, Z_2는 중기적인 요소, T는 일시적인 요소, e는 예상치 못한 충격을 의미한다.

한편, 현재균형환율은 경제변수들의 관찰 가능한 현재 값에 의해 결정되는 환율이라고 정의되고, 다음과 같은 형태를 가진다. 이는 현재균형환율의 장기적, 중기적 두 형태의 기초 경제변수들로 결정된다는 것을 의미한다.

$$q_t^* = \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} \quad (2)$$

따라서, 환율의 현재 불일치(current misalignment)는 cm으로 나타내며, 실질실효환율과 현재균형환율의 차이로 나타낼 수 있다.

---

[6] 강삼모•주상영(2004)에서 한국, 태국, 싱가포르 환율 고평가 분석에서 교역조건과 외환보유고를 사용하였다.

[7] Clark&MacDonald(1998)

$$cm = q_t - q_t^* = q_t - \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} = \tau T_t + e_t \quad (3)$$

한편, 환율의 장기 불일치(total misalignment)는 tm으로 나타내며, 실질실효환율과 장기균형환율의 차이로 나타낼 수 있다.

$$tm = q_t - \beta_1 \overline{Z_{1t}} + \beta_2 \overline{Z_{2t}} \quad (4)$$

여기서, $\overline{Z_{1t}}$와 $\overline{Z_{2t}}$는 각각 거시경제변수들의 장기 값을 의미한다. tm은 다음과 같이 두 부분으로 구성할 수 있다.

$$tm = (q_t - q_t^*) + [\beta_1(Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta_2(Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})] \quad (5)$$

혹은,

$$tm = \tau T_t + e_t + [\beta_1(Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta_2(Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})] \quad (6)$$

한편, 장기균형환율을 결정하는 요인 분석은 유위험 이자율 평가설에서부터 시작한다.

$$E_t[\Delta s_{t+k}] = -(i_t - i_t^*) + \pi_t \quad (7)$$

여기서 s_{t+k}는 자국통화 한 단위에 대응되는 외국통화가격을 의미하며, i_t는 명목이자율, π_t는 위험 프리미엄을 의미한다. 이 식에서 $E_t[\Delta p_{t+k} - \Delta p^*{}_{t+k}]$과 실질이자율 $r_t = i_t - E(\Delta p_{t+k})$를 이용하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$q_t = E_t[q_{t+k}] + (r_t - r_t^*) - \pi_t \quad (8)$$

즉, 환율은 기대 실질환율과 실질이자율 차이, 위험 프리미엄에 의해 결정됨을 알 수 있다. 이에 따라 3.2장에서는 기대 실질환율과 실질이자율 차이, 위험 프리미엄에 영향을 미치는 변수를 채택하고 설명하였다.

3.2. 변수 설정

행태균형환율을 구하기 위해 교역조건, 교역재 대비 비교역재의 상대가격, 순해외자산, 이자율 차이, 4가지 변수를 기본 변수로 선택하였다.[8] 변수 설정의 이유와 각 변수와 환율 관계상의 예상 부호는 다음과 같다. 분석 기간은 1991년 1분기부터 2015년 4분기까지 25년이다. 글로벌 유동성의 경우 2010년부터 데이터가 존재함에 따라 2010년 1분기부터 2014년 4분기까지 데이터를 분석에 이용하였다.

대부분의 자료는 IFS(International Financial Statistics)의 데이터를 사용했으며, 예외적으로 한국의 외환보유고와 GDP 데이터는 한국은행에서 수집하였으며, 교역량 데이터는 DOT(Direction of Trade Statistics)로부터 수집하였다.

우선 실질실효환율(q)은 CPI비율을 통해 아홉 개 무역상대국의 실질환율을 구하고, 이들을 각각의 무역 가중치를 주어 곱한 뒤 로그를 취하는 방식으로 계산하였다. 여기서 아홉 국가는 미국, 중국, 일본, 인도네시아, 사우디아라비아, 싱가포르, 홍콩, 호주, 독일이며, [그림 1]은 9 국가의 무역 가중치를 나타낸 것이다. 이는 다른 변수들을 구할 때도 동일하게 적용하였다. 본고에서 구한 실질실효환율(q)의 상승은 원화의 절상을 의미한다.[9]

변수의 도출 방법과 각 변수와 환율 관계상의 예상 부호는 다음과 같다.[10]

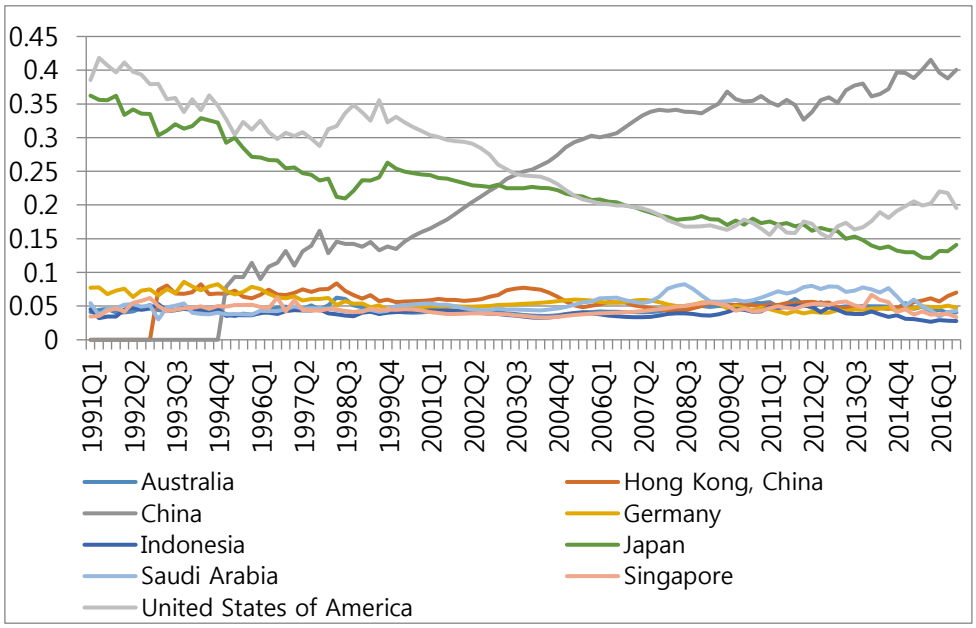
---

[8] 정부 부채는 Clark & MacDonald(1998)에 의하면, 정부 부채는 미국, 독일, 일본의 경우 모두 유의미하지 않았다. 이에 따라 본고에서도 위험 프리미엄의 척도인 정부 부채는 변수에서 제외하였다.

[9] 무역량 = 수출+수입

[10] 교역조건, 교역재 대비 비교역재 상대가격, 순해외자산, 이자율 차이 변수는 MacDonald(1997)와 Clark&MacDonald(1998)를, 국제유가와 누적 경상수지는 Maeso-Fernandes et al.(2002)를 참고하여 도출하였다.

그림 1 무역 비중



1) 교역조건: Terms of Trade(tot)

교역조건은 수입가격지수 대비 수출가격지수로, 수출상품 1단위를 교환해서 얻을 수 있는 수입상품 단위 수를 뜻한다. 여기서 외국의 교역조건은 가중평균치이며, 아홉 국가의 무역 상대 비중치를 기준으로 계산하였다. 또한, 실질실효환율과 마찬가지로 최종값에 로그를 취한 값을 변수로 채택하였다.

교역조건은 여러 가지 경로로 환율에 영향을 미친다. 첫째, 교역조건은 부의 효과를 통해 실질환율에 영향을 미친다. 교역조건의 상승은 국내 실질소득을 상승으로 이어져 국내 생산의 상승과 동일한 결과를 낳게 된다. 둘째, 수출재의 가격이 일정한 상태에서 수입재의 가격이 하락한다면, 즉 교역조건이 상승한다면 소비 수요가 미래에서 현재로 바뀌게 되어 경상수지의 하락을 초래하게 된다.[11] 이는 수입 대비 수출의 하락으로 외환공급이 감소하게 되고 결과적으로 자국의 화폐가치는 평가 절

[11] Lane. P.R(2002)

하된다. 또한, 수입재의 상대 가격이 상승하면 교역재 수요의 일부가 비교역재로 대체되게 되며, 이는 비교역재 가격의 상승으로 이어진다. 종합해보면, 교역조건이 환율에 미치는 영향은 소득효과와 대체효과의 상대적인 크기에 따라 다르므로 그 부호가 불확실하다.

2) 교역재 대비 비교역재의 상대가격: Relative Price of Non-Traded to Traded Goods(tnt)

교역재 대비 비교역재의 상대가격은 상대적인 생산성을 의미하며, 발라사-사무엘슨 효과를 반영한다. 교역재 대비 비교역재의 상대가격 또한 9개의 무역 상대국의 가중평균 대비 한국의 교역재 대비 비교역재의 가격을 이용하고, 우리나라와 외국의 상대가격비율에 로그를 취해 계산하였다. 여기서 교역재 가격의 대용변수로 CPI를, 비교역재 가격의 대용변수로 PPI를 사용하였다.

교역재와 비교역재 가격이 임금과 연관이 있고, 임금이 생산성과 연관이 있으며 교역재와 비교역재 산업을 연결시켜 주는 경우, 교역재 부문의 생산성이 상대적으로 빠르게 이루어지는 국가에서 교역재 대비 비교역재 상대가격이 증가하게 된다. 발라사-사무엘슨 효과에 의하면, 교역재 부문의 상대적 생산성과 실질 환율은 양의 상관관계를 가지므로, 실질환율과 교역재 대비 비교역재 상대가격은 이론적으로 양의 관계를 예상한다.[12]

3) 순해외자산: Net Foreign Asset(nfa)

순해외자산은 한국의 GDP 대비 순해외자산으로 계산하였다.

케인지언 모델에 의하면 순해외자산이 감소하는 경우, 증가한 이자를 지급하기 위해 무역 흑자를 창출해 내야 하고, 이 과정에서 자국 통화가치가 하락하게 된다. 시점 간 최적화 모델(intertemporal optimizing model)에 의하면 국내에서 해외로 소득이 이동하는 경우, 자국 교역재

[12] MacDonald(1997)

선호 현상과 노동 공급을 통해 이전 효과(transfer effect)가 발생한다. 전자의 경우, 외국으로의 소득 이전은 자국 상품에 대한 세계적인 수요의 감소를 의미하고, 이로 인해 자국 재화의 상대 가격 하락이 필요하게 된다. 후자의 경우, 국내 부의 감소가 국내 교역재 부문의 공급과 노동 공급을 증가시키는 반면, 외국 비교역재 부문의 공급과 노동 공급을 증가시킨다. 이는 각국의 임금에 영향을 주어 외국은 비교역재 부문에서, 자국은 교역재 부문에서 확장이 나타난다. 이로 인해 외국의 교역조건 개선과 외국 통화 가치 상승을 가져오고, 상대적으로 자국의 통화 가치는 하락하게 된다.[13] 따라서 순해외자산은 환율과 양의 관계를 가질 것으로 예상한다.

4) 이자율 차이: Interest Rate Differential(id)

이자율 차이는 한국과 외국의 실질이자율 차이를 의미한다. 실질이자율은 연간 평균 국채 이자율에서 CPI 기준 인플레이션율을 차감하였다. 여기서는 자료 부족으로 인해, 외국 실질이자율을 구할 때 미국, 일본, 독일, 호주, 싱가포르 5개 국가의 데이터와 무역 가중 평균치를 사용했다. 이자율 평가설에 의하면, 실질이자율 차이의 상승은 원화 가치의 상승을 가져온다. 따라서, 환율과의 관계에 있어서 (+)의 예상 부호를 가진다고 할 수 있다.

이 네 가지 변수들은 기존 연구들에서 가장 많이 채택하고 있는 변수들이다. 여기에 외환보유고를 추가함으로써 환율과 외환보유고의 장기관계를 파악하고자 하였다.

5) 외환보유고: Reserve(res)

외환보유고는 순해외자산과 마찬가지로 한국의 GDP 대비 외환보유고의 비율을 계산하여 구했다.

---

[13] Lane. P.R(2004)

정부는 급격한 환율의 변동성을 방지하고자 외환보유고의 증감을 통하여 외환시장에 개입한다. 외환보유고를 낮추어 시중에 외환을 공급함으로써 원화 가치를 절상시키거나, 시중의 외환을 매입해서, 즉 외화보유고 축적을 통해 원화 가치를 절하시킨다. 즉, 외환보유고의 축적은 자국 통화 가치 절하를 통해 무역 흑자를 유도하고자 하는 중상주의적 동기로 볼 수도 있다. 이러한 경우는 환율과 외환보유고가 음의 상관관계를 가질 것을 의미한다.

한편, 외환보유고의 축적은 자본 유입으로 해석 될 수 있으며 소득효과로 인해 비교역재의 소비를 상승시키고, 결국 실질실효환율을 절상시키므로 환율과 양의 상관관계를 가질 것으로 예상한다.[14] 또한, Hviding et al.(2004)에서는 외환보유고의 축적이 외환위기를 예방하여 위험 프리미엄을 낮추거나, 해외 차입 비용의 감소로 이어질 수 있다고 하였다. 이러한 경우 외환보유고의 증가는 원화를 절상시키는 작용을 할 가능성이 존재한다. 따라서, 외환보유고 계수의 부호는 불분명하다.

앞서 언급한 교역조건(tot)과 교역재 대비 비교역재의 상대가격(tnt)의 대용변수로 국제 유가(oil)와 1인당 GDP(gpc)를 사용하기도 한다. 이에 더해 글로벌 유동성(gl)과 누적 경상수지(aca)를 추가함으로써 대용변수와 새로운 변수들을 추가한 경우에서도 환율과 외환보유고가 유의미한 관계를 가진다면, 더욱 높은 설명력을 얻을 수 있을 것으로 판단하여 추가로 분석해보았다.

6) 국제 유가: Oil Price(oil)

국제 유가는 명목 유가를 미국의 생산자가격지수를 나누어 계산하였다. 유가의 변화는 대게 교역조건을 통해 환율에 영향을 주게 된다. 유가 상승으로 인한 교역 조건의 개선 여부는 상대적인 원유 의존도에 따라 다르기 때문에 국제 유가의 예상 부호는 불분명하다. 일반적으로, 충분한 원유 자원이 있는 국가는 원유 가격이 상승함에 따라 자국의 통화 가치

[14] Calvo(1993), 강삼모•주상영(2004)

상승을 경험하게 된다.[15] 즉, 원유 자원이 부족하여 수출 의존적인 국가에서는 반대의 결과를 나타낼 수 있다.

7) 1인당 GDP: GDP per Capita(gpc)

1인당 GDP 변수는 9개 교역국의 1인당 GDP의 가중평균 대비 한국의 1인당 GDP를 산출하여 구하였다. 1인당 GDP는 노동 생산성과 마찬가지로 생산성이 교역재에서 발생한 것인지 비교역재에서 발생한 것인지 명확하지 않아 발라사-사무엘슨 효과를 나타내기엔 다른 생산성 변수들보다 정교함이 떨어진다.[16] 하지만, 신흥국의 경우에는 널리 사용되는 변수이므로, 본고에서는 교역재 대비 비교역재 상대가격(tnt) 대신 1인당 GDP를 포함하였을 경우의 장기 관계도 분석해 보았다. 생산성을 의미하므로, 교역재 대비 비교역재 가격과 마찬가지로 양의 관계를 예상하였다.

8) 글로벌 유동성: Global Liquidity(gl)

글로벌 유동성은 세계 주요기관마다 측정하는 방법이 다르지만, 본 연구에서는 BIS 기준인 미국, 유로 지역, 일본 세 국가의 역내 신용과 역외 신용의 합으로 계산하여 전년동기 대비 변화율을 변수로 구했다. BIS에서는 2000년부터 데이터를 제공하고 있으므로 글로벌 유동성(gl)은 2000년부터 2014년까지의 데이터만 이용하였다.

글로벌 유동성의 증가는 선진국들의 양적 완화의 결과로, 신흥국에 유동성이 유입되므로 선진국들의 통화는 절하되고 상대적으로 다른 국가들의 통화는 절상된다. 따라서 우리나라의 경우, 글로벌 유동성과 환율은 양의 관계를 가질 것으로 예상한다.

---

[15] MacDonald(1997)
[16] Benassy et al.(2008)

9) 누적 경상수지: Accumulative Current Account(aca)[17]

경상수지나 자본 유출입과 같은 변수를 넣어 이러한 역할을 통제한 경우의 외환보유고와 환율의 장기 관계 파악하기 위해 누적 경상수지를 새로운 변수로 채택하였다. 누적 경상수지는 한국의 GDP 대비 누적 경상수지로 계산하였다. 또한, 경상수지의 증가는 외화의 유입을 의미하며 실질환율을 절상시키므로 양의 관계를 예상한다.

지금까지 설명한 기초 거시경제변수들과 환율의 관계를 정리하면 다음과 같다.

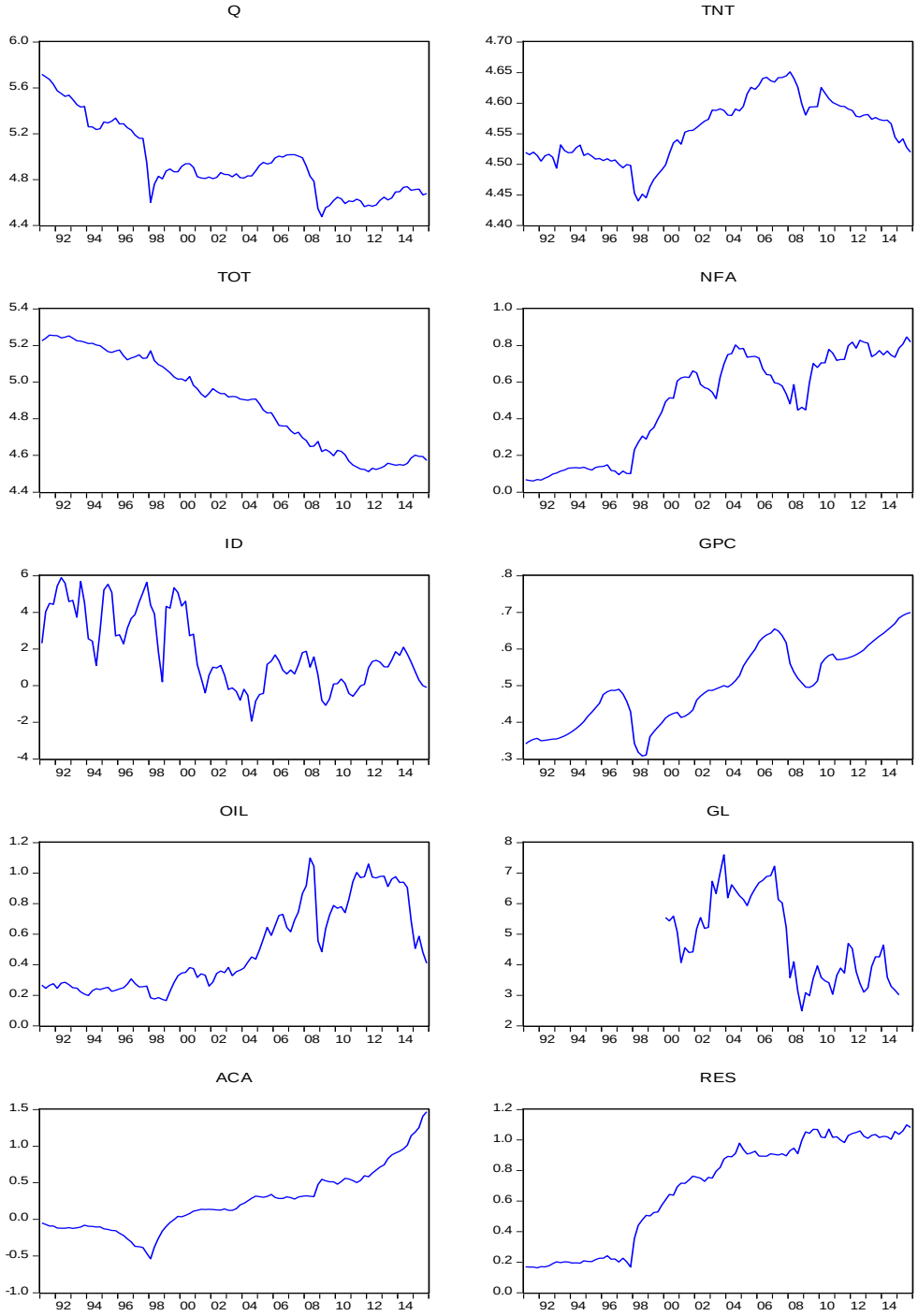
$$\begin{array}{cccccccccc} q = f(tnt, & tot, & nfa, & id, & gpc, & oil, & gl, & res, & aca) \\ + & +/- & + & + & + & +/- & + & +/- & + \end{array}$$

한편, 4장에서는 변수들을 성격에 따라 세 파트로 나누어 분석하였고 이는 다음과 같다.

[Part Ⅰ] : 고전적 환율 결정요인으로 여겨지는 변수 – *tnt, tot, nfa, id*
[Part Ⅱ] : 대체 변수 & 추가 변수 – *gpc, oil, gl*
[Part Ⅲ] : 자본 유출입 변수 – *aca*

[17] Maeso-Fernandes et al.(2002)에 의하면 누적 경상수지는 순해외자산과 비슷한 정보를 가지고 있으나, debt reduction과 forgiveness, 그리고 valuation effect의 차이로 인해 누적경상수지는 순해외자산의 왜곡된 대용변수(distorted proxy)이다. 또한, Lane and Milesi-Ferretti(1999)에 의하면, 일부 선진국들에서는 순해외자산과 경상수지의 상관관계가 0 이거나 음수로 관찰되었다.

그림 2 실질실효환율과 거시경제 변수들



4. 계량 분석 결과

4.1. 단위근 검정

요한슨 공적분 검정(Johansen Cointegration Test)을 통해 장기 균형 관계를 파악하기에 앞서 변수들의 정상성을 확인해야 한다. 이는 요한슨 공적분 검정을 실행하기 위해서는 다수의 수준변수에서 단위근이 존재해야 하는 한편, 차분변수에서는 단위근이 존재하지 않는 차분정상성 만족해야 하기 때문이다. 단위근의 유무를 판단하기 위해 보편적으로 사용되는 Augmented Dickey-Fuller(ADF)를 시행하였고, 결과는 <표 1>과 같다. <표 1>에 따르면 10개의 변수들이 모두 차분정상성 I(1)을 보여, 공적분 검정을 위한 조건을 충족한다고 할 수 있다.

표 1 단위근 검정 결과[1), 2)]

	수준변수		차분변수	
	t값	시차	t값	시차
실질실효환율(q)	−2.44	0	−8.16***	0
실질이자율 차이(id)	−1.71	4	−8.22***	3
교역재 대비 비교역재 상대가격(tnt)	−1.07	0	−8.66***	0
교역조건(tot)	−0.49	0	−9.58***	0
순대외자산(nfa)	−1.04	0	−9.63***	0
국제유가(oil)	−1.37	2	−8.43***	1
외환보유고(res)	−1.12	0	−9.30***	0
글로벌 유동성(gl)	−1.23	4	−4.43***	3
1인당 GDP(gpc)	−0.99	4	−5.51***	3
누적 경상수지(aca)	−0.67	1	−5.84***	0

1) *** : 1% 통계수준에서 유의
2)시차는 SIC에 따라 결정.

4.2. 공적분 검정 – Part Ⅰ

불안정한(non-stationary) 시계열 사이에도 어떠한 선형결합을 통해 안정적(stationary)인 시계열이 된다면 변수 간에 장기적인 관계 즉, 공적분 관계를 가진다고 한다. 본고에서는 Johansen(1995)를 참고하여, 요한슨 공적분 검정을 통해 변수 조합들의 공적분 관계를 확인해 보았다.

요한슨 공적분 검정에서는 Trace Test와 Maximum Eigenvalue Test 두 가지 검정 방법이 존재한다. 두 검정 방법은 상반된 결과를 나타낼 수 있으므로, 여기서는 두 가지 결과를 모두 제시하였다.

공적분 검정의 이론적 흐름은 다음과 같다. 우선, 식 (9)와 같은 VAR 형태에서 시작한다.

$$x_t = \eta + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{A}_i x_{t-i} + \varepsilon_t \tag{9}$$

여기서, x_t는 $(\mathrm{n} \times 1)$변수행렬, η은 $(\mathrm{n} \times 1)$ 상수항, ε_t는 $(\mathrm{n} \times 1)$ 오차항이다. 이로부터 VECM 형태를 도출해 낼 수 있는데, 이는 다음과 같다.

$$\Delta x_t = \eta + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta x_{t-i} - \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

여기서, Δx_t는 $x_t - x_{t-1}$를, Φ_i는 $(\mathrm{n} \times \mathrm{n})$ 계수행렬을 의미한다. Π는 $(\mathrm{n} \times \mathrm{n})$ 행렬로 이 행렬의 rank가 공적분 관계의 개수를 의미한다. 만약 $\mathrm{rank}\, \mathrm{r} = \mathrm{n}$(full rank) 이거나, $\mathrm{r} = 0$ 인 경우라면, 변수들 사이에 공적분 관계 혹은 장기 균형관계가 없다는 것을 의미한다.

요한슨 공적분 검정은 귀무가설과 대립가설에 따라 Maximum Eigenvalue Test와 Trace Test로 나뉜다. Maximum Eigenvalue Test의 경우, 귀무가설 $\mathrm{rank}(\Pi) = 0$과 대립가설 $\mathrm{rank}(\Pi) = 1$에서부터 시작한다. 만약 위의 귀무가설이 기각된다면, 귀무가설은 $\mathrm{rank}(\Pi) = 1,2,3 \ldots$으로 대립가설은 $\mathrm{rank}(\Pi) = 2,3,4 \ldots$로 바뀌며 귀무가설을 기각할 수 없을 때까지 반복한다. Maximum Eigenvalue Test는 우도비 검정으로 검정 통계량은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\mathrm{LR}(r_0, r_0+1) = -\mathrm{T}\ln(1-\lambda_{r_0+1}) \tag{11}$$

한편, Trace Test의 귀무가설은 $\mathrm{rank}(\Pi) = r_0$이고, 대립가설은 $r_0 + 1 < rank(\Pi) \leq n$이며 검정 통계량은 다음과 같다.

$$\mathrm{LR}(r_0, \mathrm{n}) = -\mathrm{T}\sum_{i=r_0+1}^{n}\ln(1-\lambda_i) \tag{12}$$

본 연구의 목적은 외환보유고와 환율의 관계를 확인하고 균형환율을 구하는 것이다. 강삼모•주상영(2004)에 따르면 균형환율을 추정할 때 두 가지 방법이 존재한다. 하나는 최소한의 변수만 사용해서 환율을 추정하는 방법이고 다른 하나는 가능한 많은 변수를 추가하여 추정하는 방법이다. 본고에서는 최대한 많은 변수들을 추가하는 후자의 방식을 택했다. 한편 변수들 사이에 상관 관계가 있는 다중공선성의 경우를 고려하여, 변수들을 다수의 조합으로 구성하였다. 본 장(4.2)에서는 전통적으로 환율의 장기결정요인으로 인식되는 생산성 변수(tnt), 교역조건(tot), 순해외자산(nfa), 실질이자율차이(id)를 조합하여, [1]~[3]까지 3가지의 식을 구성하였다. 한편 [4]~[6]은 이들 조합에 외환보유고(res)를 새로운 변수로 추가하여, [1]~[3]의 결과와 비교하여 실질환율에 있어서 외환보유고의 영향을 파악하고자 하였다.

$$[1].\ \mathrm{q}_1 = \beta_{1_1}tnt + \beta_{1_2}tot + \beta_{1_3}nfa + \beta_{1_4}\mathrm{id} + \mathrm{c}_1$$
$$[2].\ \mathrm{q}_2 = \beta_{2_1}tnt + \beta_{2_2}tot + \beta_{2_3}\mathrm{id} + \mathrm{c}_2$$
$$[3].\ \mathrm{q}_3 = \beta_{3_1}tnt + \beta_{3_2}tot + \beta_{3_3}nfa + \mathrm{c}_3$$

$$[4].\ \mathrm{q}_4 = \beta_{4_1}tnt + \beta_{4_2}tot + \beta_{4_3}nfa + \beta_{4_4}\mathrm{id} + \beta_{4_5}\mathrm{res} + \mathrm{c}_4$$
$$[5].\ \mathrm{q}_5 = \beta_{5_1}tnt + \beta_{5_2}tot + \beta_{5_3}id + \beta_{5_4}\mathrm{res} + \mathrm{c}_5$$
$$[6].\ \mathrm{q}_6 = \beta_{6_1}tnt + \beta_{6_2}tot + \beta_{6_3}nfa + \beta_{6_4}\mathrm{res} + \mathrm{c}_6$$

추세가 추가된 일반적인 VECM 모형을 보면 다음과 같다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=t}^{p-1} \Phi_i \Delta x_{t-1} + \alpha(\beta' x_{t-1} + \mu + \rho t) + \gamma + \tau t + \varepsilon_t \qquad (13)$$

여기서, $\Pi = \alpha\beta'$이고, α는 조정 계수(adjustment parameter)를, β는 공적분 벡터를 의미한다. Johansen(1995)는 추세와 상수항과 관련하여 5가지의 모형을 제시하고 있지만, 본고에서는 다음 두 가지 경우만 고려하였다.

첫 번째 모형(a)은 시계열 x_t 에 확정적 추세(deterministic trend)가 없고 공적분 관계식에는 상수항(constant)만 존재하는 모형($\tau = 0, \rho = 0, \gamma = 0$)이며, <표 2>와 <표4>에 공적분 검정 결과를 제시하였다.

두 번째 모형(b)은 시계열 x_t는 선형 추세를 가지고, 공적분 관계식은 상수항을 갖는 경우($\tau = 0, \rho = 0$)이며, <표 3>과 <표5>에서 공적분 검정 결과를 보여주고 있다.

공적분 검정에 따르면, 첫 번째 모형(a)의 경우 [1]~[6]식 모두 Trace Test와 Maximum Eigenvalue Test 중 적어도 하나의 테스트에서 한 개 이상의 공적분 관계가 존재한다는 결론이 도출되었다. 반면, 두 번째 모형(b)의 경우 [3], [6]식에서는 두 가지 테스트 모두에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

표 2 공적분 검정 결과part Ⅰ_1 (no deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[1−a]		[2−a]		[3−a]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	91.60** [76.97]	31.00 [34.81]	68.09** [54.08]	32.30** [28.59]	59.51** [54.08]	22.16 [28.59]
1	60.59** [54.08]	23.59 [28.59]	35.80** [35.19]	20.59 [22.30]	37.35** [35.19]	16.34 [22.30]
2	37.00** [35.19]	16.46 [22.30]	15.21 [20.26]	9.14 [15.89]	21.01 [20.26]	15.24 [15.89]
3	20.55** [20.26]	13.24 [15.89]	6.06 [9.16]	6.06 [9.16]	5.78 [9.16]	5.78 [9.16]
4	7.31 [9.16]	7.31 [9.16]				

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 3 공적분 검정 결과part Ⅰ_2 (with linear deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[1−b]		[2−b]		[3−b]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	77.10** [69.82]	30.63 [33.88]	54.68** [47.86]	31.26** [27.58]	45.04 [47.86]	16.90 [27.58]
1	46.47 [47.86]	17.56 [27.58]	23.43 [29.80]	11.75 [21.13]	28.15 [29.80]	15.24 [21.13]
2	28.91 [29.80]	16.23 [21.13]	11.67 [15.49]	8.75 [14.26]	12.91 [15.49]	8.22 [14.26]
3	12.68 [15.49]	7.31 [14.26]	2.93 [3.84]	2.93 [3.84]	4.69 [3.84]	4.69 [3.84]
4	5.37 [3.84]	5.37 [3.84]				

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 4 공적분 검정 결과part Ⅰ_3 (no deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[4-a]		[5-a]		[6-a]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	135.83** [103.85]	59.85** [40.96]	110.30** [76.97]	55.46** [34.81]	81.63** [76.97]	31.86 [34.81]
1	75.98 [76.97]	31.75 [34.81]	54.83** [54.08]	20.46 [28.59]	49.76 [54.08]	18.71 [28.59]
2	44.24 [54.08]	17.48 [28.59]	34.37 [35.19]	16.09 [22.30]	31.05 [35.19]	17.50 [22.30]
3	26.76 [35.19]	13.27 [22.30]	18.28 [20.26]	12.41 [15.89]	13.55 [20.26]	10.29 [15.89]
4	13.48 [20.26]	9.94 [15.89]	5.87 [9.16]	5.87 [9.16]	3.27 [9.16]	3.27 [9.16]
5	3.54 [9.16]	3.54 [9.16]				

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 5 공적분 검정 결과part Ⅰ_4 (with linear deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[4-b]		[5-b]		[6-b]	
	trace	Max	trace	max	trace	max
0	121.53** [95.75]	59.14** [40.08]	96.06** [69.82]	54.40** [33.88]	67.47 [69.82]	28.42 [33.88]
1	62.39 [69.82]	27.73 [33.88]	41.65 [47.86]	18.68 [27.58]	39.05 [47.86]	17.51 [27.58]
2	34.66 [47.86]	13.54 [27.58]	22.97 [29.80]	12.86 [21.13]	21.54 [29.80]	13.17 [21.13]
3	21.12 [29.80]	12.31 [21.13]	10.11 [15.49]	5.87 [14.26]	8.36 [15.49]	5.19 [14.26]
4	8.82 [15.49]	5.28 [14.26]	4.24 [3.84]	4.24 [3.84]	3.17 [3.84]	3.17 [3.84]
5	3.54 [3.84]	3.54 [3.84]				

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

4.3. 벡터오차수정모형(VECM) 결과 – Part Ⅰ

변수들이 공적분 관계에 있는 경우, 벡터오차수정모형을 통해 계수를 추정할 수 있다. <표 6>는 시계열에 확정적 추세가 없는 경우의 [1-a]부터 [6-a]까지의 VECM 결과를 보여주고 있다.

외환보유고(res)가 포함되지 않은 [1-a]부터 [3-a]의 경우, 교역재 대비 비교역재의 상대가격(tnt)와 실질이자율 차이(id)는 모든 경우에 유의미하고 예상한 부호와 일치한 결과를 나타냈다. 한편, 순해외자산(nfa)의 경우 [3-a]에서는 앞서 언급한 것처럼 변수들이 유사한 정보를 가진다는 한계로 통계적 유의성이 약하고 예상과 다른 부호를 보이고 있다.

외환보유고가 추가된 [4-a]부터 [6-a]까지의 경우, [6-a]에서 교역재 대비 비교역재 상대가격(tnt)와 순해외자산(nfa)을 제외한 변수들은 계수들이 예상했던 부호와 일치하고 유의미한 관계를 가진다. 특히, 외환보유고(res)는 모든 경우에서 환율과 유의미한 양의 관계를 가짐을 확인할 수 있었다.

<표 7>는 시계열에 추세가 포함된 경우들로, 4.2장 공적분 검정에서 공적분 관계가 확인된 [1-b]과 [2-b]와 그에 상응하는 [4-b]와 [5-b]의 VECM 결과만 제시하였다.

<표 7>에 의하면 외환보유고(res)가 포함되지 않은 [1-b]과 [2-b]의 경우, 모든 변수들이 예상한 부호를 가지고 환율과 유의미한 관계를 가진다는 것을 알 수 있다.

외환보유고(res)가 포함 된 [4-b]와 [5-b]의 경우도 모든 변수들이 환율과 예상한 부호의 관계를 가지고 있고 유의미한 값을 가진다고 해석할 수 있다.

표 6 VECM 결과part I _1 (no deterministic trend)[1)]

	[1−a]	[2−a]	[3−a]	[4−a]	[5−a]	[6−a]
q	1	1	1	1	1	1
tnt	−9.24 (1.80) [−5.12]	−5.99 (0.91) [−6.60]	−5.69 (2.29) [−2.48]	−3.76 (0.97) [−3.86]	−2.45 (0.90) [−2.74]	4.25 (2.37) [1.80]
tot	−2.79 (0.49) [−5.67]	−1.11 (0.18) [−6.01]	−2.08 (0.69) [−3.01]	−2.96 (0.45) [−6.52]	−3.03 (0.42) [−7.26]	−5.09 (1.05) [−4.83]
nfa	−2.35 (0.52) [−4.49]		0.36 (0.65) [0.55]	−0.47 (0.40) [−1.18]		2.46 (0.99) [2.46]
id	−0.37 (0.05) [−7.15]	−0.17 (0.02) [−6.99]		−0.22 (0.03) [−8.11]	−0.20 (0.03) [−7.55]	
res				−1.45 (0.59) [−2.46]	−1.92 (0.39) [−4.95]	−4.99 (1.38) [−3.63]
c	52.67 (9.36) [5.62]	28.06 (4.62) [6.07]	30.60 (11.84) [2.58]	28.19 (4.51) [6.24]	22.61 (4.26) [5.30]	2.43 (10.09) [0.24]

1) ( )안의 숫자는 표준오차, [ ]안의 숫자는 t값을 의미

표 7 VECM 결과part I _2 (with linear deterministic trend)[1)]

	[1−b]	[2−b]	[4−b]	[5−b]
q	1	1	1	1
tnt	−9.25 (1.82) [−5.09]	−5.93 (0.94) [−6.30]	−3.87 (1.04) [−3.85]	−2.40 (0.92) [−2.61]
tot	−2.79 (0.50) [−5.64]	−0.99 (0.19) [−5.23]	−2.96 (0.47) [−6.32]	−3.08 (0.43) [−7.17]
nfa	−2.35 (0.53) [−4.47]		−0.57 (0.41) [−1.40]	
id	−0.37 (0.05) [−7.10]	−0.18 (0.03) [−7.24]	−0.22 (0.03) [−8.12]	−0.20 (0.03) [−7.59]
res			−1.39 (0.61) [−2.29]	−1.99 (0.40) [−5.01]
c	52.73	27.30	28.80	22.83

1) ( )안의 숫자는 표준오차, [ ]안의 숫자는 t값을 의미

4.4. 공적분 검정 – Part Ⅱ

본 장에서는 생산성 차이(tnt)의 대용변수로 1인당 GDP(gpc)을, 교역조건(tot)의 대용변수로 국제유가(oil)를 채택하거나, 글로벌 유동성(gl)을 추가해봄으로써 이러한 경우에도 외환보유고가 환율과 유의미한 관계를 갖는지에 대해 파악해보았다.

4.2장과 마찬가지로 [7]~[9]는 외환보유고를 제외한 경우, [10]~[12]은 외환보유고를 추가한 경우이다.

$$[7].\ q_7 = \beta_{7_1} tnt + \beta_{7_2} oil + \beta_{7_3} id + c_7$$

$$[8].\ q_8 = \beta_{8_1} gpc + \beta_{8_2} tot + \beta_{8_3} id + c_8$$

$$[9].\ q_9 = \beta_{9_1} tnt + \beta_{9_2} oil + \beta_{9_3} id + \beta_{9_4} gl + c_9$$

$$[10].\ q_{10} = \beta_{10_1} tnt + \beta_{10_2} oil + \beta_{10_3} id + \beta_{10_4} res + c_{10}$$

$$[11].\ q_{11} = \beta_{11_1} gpc + \beta_{11_2} tot + \beta_{11_3} id + \beta_{11_4} res + c_{11}$$

$$[12].\ q_{12} = \beta_{12_1} tnt + \beta_{12_2} oil + \beta_{12_3} id + \beta_{12_4} gl + \beta_{12_5} res + c_{12}$$

또한, [7−a]~[12−a]는 시계열 x_t에 확정적 추세가 존재하지 않는 모형이고, [7−b]~[12−b]는 시계열 x_t에 선형 추세를 가정한 모형이다. <표 1>에서 제시된 바와 같이, 1인당 GDP(gpc), 국제유가(oil), 글로벌 유동성(gl) 변수들은 I(1)을 만족하므로 요한슨 공적분 검정을 시행할 수 있다. 4.2장과 동일한 방법으로 공적분 검정을 진행하였으며, 그 결과는 <표 8>~<표 11>에 제시되어있다. <표 8>~<표 11>에 따르면, [8−b]를 제외하고는, 첫 번째 모형과 두 번째 모형 [7]~[12]식 모두 Trace Test와 Maximum Eigenvalue Test 에서 적어도 한 개 이상의 공적분 관계가 존재한다는 결과가 도출되었다.[18]

[18] [8−b]의 경우, 10%의 유의수준에서는 공적분 관계가 없다는 가설을 기각하므로 이 경우의 VECM 결과도 함께 제시하였다.

표 8 공적분 검정 결과partⅡ_1 (no deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[7-a]		[8-a]		[9-a]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	67.41** [54.08]	40.62** [28.59]	67.33** [54.08]	33.87** [28.59]	87.43** [76.97]	47.79** [34.81]
1	26.79 [35.19]	13.07 [22.30]	33.46 [35.19]	14.97 [22.30]	39.64 [54.08]	15.39 [28.59]
2	13.72 [20.26]	10.28 [15.89]	18.49 [20.26]	9.93 [15.89]	24.25 [35.19]	10.45 [22.30]
3	3.44 [9.16]	3.44 [9.16]	8.56 [9.16]	8.56 [9.16]	13.81 [20.26]	8.09 [15.89]
4					5.72 [9.16]	5.72 [9.16]

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 9 공적분 검정 결과partⅡ_2 (with linear deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[7-b]		[8-b]		[9-b]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	63.66** [47.86]	40.12** [27.58]	46.33 [47.86]	23.56 [27.58]	85.76** [69.82]	47.72** [33.88]
1	23.54 [29.80]	11.77 [21.13]	22.77 [29.80]	10.96 [21.13]	38.04 [47.86]	15.29 [27.58]
2	11.77 [15.49]	8.33 [14.26]	11.81 [15.49]	9.56 [14.26]	22.75 [29.80]	9.44 [21.13]
3	3.44 [3.84]	3.44 [3.84]	2.25 [3.84]	2.25 [3.84]	13.31 [15.49]	7.74 [14.26]
4					5.58 [3.84]	5.58 [3.84]

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 10 공적분 검정 결과partⅡ_3 (no deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[10-a]		[11-a]		[12-a]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	99.85**	51.67**	102.09**	45.61**	130.59**	42.86**
	[76.97]	[34.81]	[76.97]	[34.81]	[103.85]	[40.96]
1	48.17	17.06	56.48**	30.91**	87.74**	31.72
	[54.08]	[28.59]	[54.08]	[28.59]	[76.97]	[34.81]
2	31.11	12.93	25.56	14.30	56.01**	27.40
	[35.19]	[22.30]	[35.19]	[22.30]	[54.08]	[28.59]
3	18.18	9.99	11.26	6.95	28.61	15.17
	[20.26]	[15.89]	[20.26]	[15.89]	[35.19]	[22.30]
4	8.18	8.18	4.31	4.31	13.44	9.38
	[9.16]	[9.16]	[9.16]	[9.16]	[20.26]	[15.89]
5					4.06	4.06
					[9.16]	[9.16]

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 11 공적분 검정 결과partⅡ_4(with linear deterministic trend)[1), 2)]

$H_0 = r$	[10-b]		[11-b]		[12-b]	
	trace	max	trace	max	trace	max
0	91.96**	51.18**	81.24**	45.50**	125.34**	42.49**
	[69.82]	[33.88]	[69.82]	[33.88]	[95.75]	[40.08]
1	40.78	16.06	35.74	14.60	82.85**	30.85
	[47.86]	[27.58]	[47.86]	[27.58]	[69.82]	[33.88]
2	24.71	10.74	21.14	11.46	52.00**	25.82
	[29.80]	[21.13]	[29.80]	[21.13]	[47.86]	[27.58]
3	13.97	9.83	9.68	5.37	26.17	15.14
	[15.49]	[14.26]	[15.49]	[14.26]	[29.80]	[21.13]
4	4.14	4.14	4.30	4.30	11.03	7.38
	[3.84]	[3.84]	[3.84]	[3.84]	[15.49]	[14.26]
5					3.65	3.65
					[3.84]	[3.84]

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

4.5. 벡터오차수정모형(VECM) 결과 – Part Ⅱ

4.3장과 마찬가지로 변수들이 공적분 관계에 있는 것을 확인하였기 때문에 벡터오차수정모형을 통해 변수들의 계수를 추정할 수 있다. <표 12>는 시계열에 확정적 추세가 없는 경우의 [7-a]부터 [12-a]까지의 VECM 결과를 보여주고 있다.

외환보유고(res)가 포함되지 않은 [7-a]부터 [9-a]의 경우, 교역재 대비 비교역재의 상대가격(tnt), 1인당 GDP(gpc), 교역조건(tot), 국제유가(oil), 실질이자율 차이(id), 글로벌 유동성(gl)은 모든 경우에 유의미하고 예상한 부호와 일치한 부호를 나타냈다.

외환보유고(res)가 포함된 [10-a]부터 [12-a]의 경우, 대부분의 경우 유의성과 부호가 예상과 일치한다. 하지만 [12-a]의 경우, 외환보유고의 부호는 (+)이나 그 유의성이 낮다. 이는 외환보유고가 글로벌 유동성 증가로 인한 자본의 유입을 이미 반영하고 있어, 유사한 정보를 공유한다는 점에서 발생했을 가능성이 있다.

<표 13>은 추세가 포함된 경우들로, [7-b]부터 [12-b]로 나타냈다. <표 13>에 의하면 외환보유고(res)가 포함되지 않은 [7-b]~[9-b]의 경우, 대부분의 변수들이 예상한 부호를 가지고 환율과 유의미한 관계를 가진다는 것을 알 수 있다. 또한, 추세가 포함되지 않은 모형과 같이, [12-b]에서도 외환보유고(res)의 부호는 일치하나 유의성이 떨어지는 것으로 확인되었다.

4.2장부터 4.5까지의 계량분석에 의하면, 외환보유고의 경우 예외 없이 모든 경우에서 환율과 양의 상관관계를 가진다는 결과를 보였다. 즉, 외환보유고가 증가할 경우 원화가 절상된다는 이론을 뒷받침하는 결과이다.

표 12 VECM 결과partⅡ_1 (no deterministic trend)[1)]

	[7-a]	[8-a]	[9-a]	[10-a]	[11-a]	[12-a]
q	1	1	1	1	1	1
tnt	-8.19 (1.13) [-7.25]		-1.88 (0.36) [-5.22]	-6.65 (1.28) [-5.18]		-1.34 (0.58) [-2.30]
gpc		-3.86 (1.01) [-3.83]			-2.31 (0.65) [-3.53]	
tot		-1.16 (0.44) [-2.62]			-3.20 (0.50) [-6.34]	
oil	1.06 (0.17) [6.21]		0.43 (0.06) [7.12]	1.91 (0.32) [5.92]		0.50 (0.12) [4.22]
id	-0.24 (0.03) [-9.66]	-0.13 (0.04) [-3.05]	-0.12 (0.01) [-11.33]	-0.32 (0.04) [7.90]	-0.22 (0.03) [-6.48]	-0.12 (0.02) [-7.12]
gl			-0.06 (0.01) [-7.45]			-0.08 0.01 [-5.99]
res				-1.16 (0.35) [-3.31]	-2.08 (0.44) [-4.74]	-0.36 (0.29) [-1.25]
c	32.23 (5.12) [6.30]	3.24 (2.511) [1.29]	3.96 (1.61) [2.47]	25.69 (5.83) [4.41]	13.61 (2.86) [4.77]	1.81 (2.51) [0.72]

1) ( )안의 숫자는 표준오차, [ ]안의 숫자는 t값을 의미

표 13 VECM 결과partⅡ_2 (with linear deterministic trend)[1)]

	[7-b]	[8-b]	[9-b]	[10-b]	[11-b]	[12-b]
q	1	1	1	1	1	1
tnt	-8.07 (1.12) [-7.20]		-1.88 (0.37) [-5.15]	-6.75 (1.32) [-5.13]		-1.44 (0.60) [-2.39]
gpc		-4.86 (1.12) [-4.34]			-2.37 (0.66) [-3.59]	
tot		-1.29 (0.49) [-2.64]			-3.17 (0.51) [-6.24]	
oil	1.04 (0.17) [6.14]		0.43 (0.06) [7.03]	1.94 (0.33) [5.88]		0.52 (0.12) [4.18]
id	-0.24 (0.03) [-9.64]	-0.18 (0.05) [-3.94]	-0.12 (0.01) [-11.19]	-0.33 (0.04) [-7.88]	-0.22 (0.03) [-6.43]	-0.12 (0.02) [-7.14]
gl			-0.06 (0.01) [-7.33]			-0.08 (0.01) [-5.61]
res				-1.21 (0.36) [-3.37]	-2.06 (0.44) [-4.66]	-0.36 (0.30) [-1.20]
c	31.76	4.16	3.96	26.30	13.58	2.29

1) ( )안의 숫자는 표준오차, [ ]안의 숫자는 t값을 의미

4.6. 공적분 검정과 벡터오차수정모형(VECM) 결과 - Part Ⅲ

4.2장부터 4.5장까지의 계량 분석을 통해 외환보유고가 환율과 양의 관계가 있음을 파악하였다. 이는 외환보유고 축적이 자본유입과 같은 역할을 하거나 위험 프리미엄을 낮추어 환율을 절상시켰다고 해석할 수 있다. 한편, 이번 장에서는 경상수지나 자본 유출입과 같은 변수를 넣어 이러한 역할을 통제한 경우의 외환보유고와 환율의 장기 관계 또한 파악해 보려고 한다.

이번 분석에서는 누적 경상수지(aca)를 변수로 채택했으며, 누적 경상수지를 GDP로 나눈 값을 사용하였다. 경상수지의 증가는 외화의 유입을 의미하며 실질환율을 절상시키므로 양의 관계를 예상하였다. 한편, 경상수지는 순해외자산, 교역조건, 이자율 차이와 유사한 정보를 가지고 있으므로, 교역재 대비 비교역재 상대가격과 경상수지와 외환보유고만 분석에 사용하였다.

단위근 검정 결과, 경상수지(aca)는 차분정상성 I(1)을 만족하였으므로 공적분 검정의 전제를 충족하였다. 다음은 관계식과 공적분 검정 결과이다. <표 14>와 <표 15>에 의하면, [13-a], [14-a], [14-b], [13-b] 모두 두 개의 공적분 관계가 있음을 확인 할 수 있다.

$$[13].\ q_{13} = \beta_{13_1} aca + \beta_{13_2} res + c_{13}$$

$$[14].\ q_{14} = \beta_{14_1} tnt + \beta_{14_2} aca + \beta_{14_3} res + c_{14}$$

표 14 공적분 검정 결과partⅢ_1 (no deterministic trend)

$H_0 = r$	[13-a]		[14-a]	
	trace	max	trace	max
0	66.40** [34.91]	37.45** [22.00]	87.93** [53.12]	45.97** [28.14]
1	28.95** [19.96]	20.88** [15.67]	41.96** [34.91]	23.32** [22.00]
2	8.06 [9.42]	8.06 [9.42]	18.63 [19.96]	12.92 [15.67]
3			18.18 [9.42]	5.71 [9.24]

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

표 15 공적분 검정 결과partⅢ_2 (with linear deterministic trend)

$H_0 = r$	[13-b]		[14-b]	
	trace	max	trace	max
0	50.27** [29.68]	29.05** [20.97]	74.23** [47.21]	38.22** [27.07]
1	21.22** [15.41]	19.68 ** [14.07]	36.01** [29.68]	23.31** [20.97]
2	1.53 [3.76]	1.53 [3.76]	12.69 [15.41]	12.62 [14.07]
3			0.06 [3.76]	0.06 [3.76]

1)시차는 AIC기준에 따라 결정
2)**는 5%유의수준에서 통계적으로 유의, [ ] 안의 숫자는 유의수준 5% 임계 값

<표16>와 <표 17>는 벡터오차수정모형 결과이다. <표 16>, <표 17>에 의하면 경상수지(aca)와 교역재 대비 비교역재 상대가격(tnt) 변수 모두 환율과 양의 관계를 가지며 통계적으로 유의미하였다. 경상수지(aca)를 포함시켜 자본 유출입 변수가 통제된 경우, 외환보유고(res)는 환율과 음의 관계를 가진다는 것을 알 수 있다. 이는 정부가 외환을 매

입하거나 매수하여 급격한 원화 절상과 절하를 방지하는 현상을 설명할 수 있다는 것을 의미한다.

또한, 외환보유고 축적의 중상주의적 동기를 설명 할 수 있다는 점에서 진익(2014)에서 환율과 외환보유고의 장기 관계에서 양의 관계를 가지므로 인해 중상주의적 동기의 설득력이 떨어진다고 한 주장과는 상이한 결과이다.

표 16 VECM 결과partⅢ_1

	[13-a]	[14-a]
q	1	1
tnt		-7.10 (0.91) [-7.80]
aca	-0.49 (0.20) [-2.51]	-0.96 (0.14) [-6.94]
res	0.79 (0.23) [3.42]	2.45 (0.21) [11.86]
con	-5.54 (0.13) [-42.81]	26.08 (4.06) [6.42]

표 17 VECM 결과partⅢ_2

	[13-b]	[14-b]
q	1	1
tnt		-6.94 (0.86) [-8.03]
aca	-0.68 (0.25) [-2.79]	-0.93 (0.13) [-7.08]
res	0.75 (0.29) [2.59]	2.41 (0.20) [12.30]
con	-5.40	25.51

1) ( )안의 숫자는 표준오차, [ ]안의 숫자는 t값을 의미

5. 행태균형환율(BEER) 추정

5장에서는 4장에서 추정된 공적분 계수들을 바탕으로 행태균형환율을 구하였다.

현재행태균형환율(beer_cur)의 경우는 경제변수들의 실제 값을 이용하였고, 장기행태균형환율(beer_per)의 경우는 거시경제변수들을 Hodrick-Prescott filter를 통해 평활화(smoothing)한 장기 값을 이용해서 계산하였다. 대부분의 경우 추세가 포함된 경우와 포함되지 않은 경우의 계수들이 비슷하므로, 행태균형환율 추정에는 추세가 포함되지 않은 경우의 계수를 사용한 균형환율 결과만 제시하였다.

우선, <그림 3>은 (Part Ⅰ)과 (Part Ⅱ)의 행태균형환율의 움직임을 보여주고 있다. 그래프를 보면, [3]번 균형환율을 제외하고는 외환보유고가 추가된 경우의 균형환율이 그렇지 않은 경우와 비교해서 변동성이 비슷하거나 감소한 것으로 나타났다.

외환보유고가 추가된 경우와 추가되지 않은 경우의 가장 큰 차이점은, 1990년대 후반부터 2000년대 중반까지 외환보유고가 추가된 경우의 균형환율이 그렇지 않은 경우보다 더 높은 수준의 균형환율을 보여주고 있다는 점이다. 이는 1998년도 이후 급격히 상승한 외환보유고 수준을 반영하고 있다고 볼 수 있다.

또한, 2000년대 중반 이후는 외환보유고가 추가되지 않은 경우의 균형환율 수준이 외환보유고가 변수로 포함된 경우보다 더 높다. 또한, 외환보유고가 포함되지 않은 경우는 균형환율이 2000년대 중반 이후 2015년까지 지속해서 하락하고 있으나, 외환보유고가 포함된 경우는 2010년 이후 다시 상승하는 양상을 보이고 있다. 이에 따라 2008년도 금융위기 이후, 실질실효환율이 외환보유고를 추가한 경우의 균형환율과 비슷하게 움직이고 있다.

(Part Ⅲ)의 결과를 나타내고 있는 <그림 4>를 참고하면, [13], [14]에서 나타난 균형환율은 (Part Ⅰ)과 (Part Ⅱ)와 달리 90년대 이후에도 하락하는 것을 확인할 수 있다. 이러한 균형환율의 움직임은 외환보유고가 급격히 상승하는 것을 반영하는 것이라고 할 수 있다. 또 다른 특이한 점은 [14]번 실질환율은 1997년 외환위기 이후 1997년 4분기에 저평가된 다음, 그 직후 분기인 1998년 1분기부터 2007년 3분기까지 고평가를 보여주고 있다. 이는 [1]부터 [13] 경우의 실질환율에 대한 평가와는 다른 양상이다.

그림 3 실질실효환율과 BEER - Part Ⅰ, Part Ⅱ

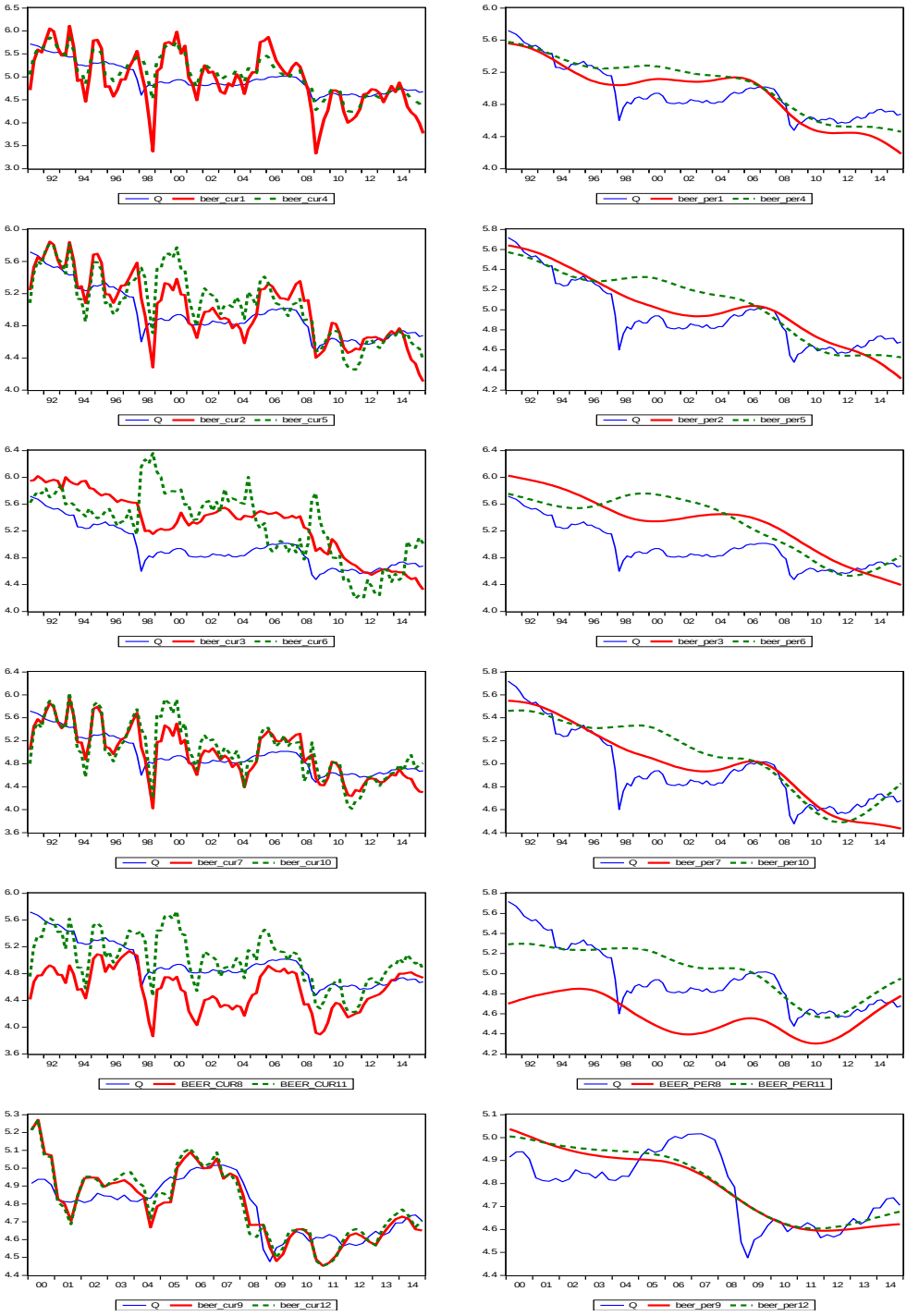
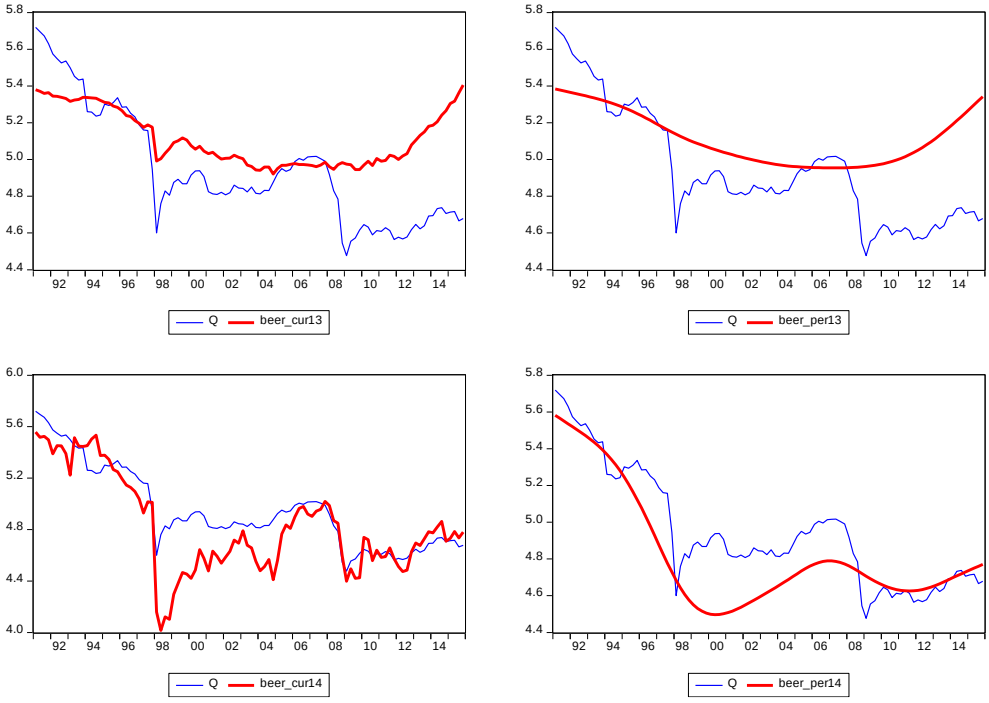


그림 4 실질실효환율과 BEER - Part Ⅲ



6. 현재 불일치와 장기 불일치

지금까지 공적분 검정과 VECM 분석을 통해 변수들과 환율의 장기 관계를 분석해 보았다. 이번 장에서는 VECM결과를 토대로 계산한 행태균형환율(BEER)과 실질실효환율과의 불일치 정도를 파악해보고자 한다.

현재불일치와 장기불일치를 다음과 같은 방식으로 도출하였다.

$$mis_{cur}(current\ misalignment) = \frac{reer - beer_{cur}}{beer_{cur}} \tag{14}$$

여기서 $beer_{cur}$는 경제변수들의 현재 값을 이용한 현재균형환율을 의미한다. 한편, 장기불일치는 다음과 같다.

$$mis_{per}(total\ misalignment) = \frac{reer - beer_{per}}{beer_{per}} \tag{15}$$

여기서 $beer_{per}$는 경제변수들이 장기 값을 이용한 장기균형환율, 즉 Hodrick-Prescott filter를 통해 평활화(smoothing)한 값을 이용해서 구한 균형환율 뜻한다.

행태균형환율 $beer_{cur}$과 $beer_{per}$을 도출하기 위한 계수로, 4.2 에서 분석한 [1]~[3], [4]~[6]까지의 관계식 중에서 모든 변수가 각자의 부호가 이론상의 예상 부호와 일치하는 경우인 [1-a]과 [2-a], 그리고 그에 상응하는 [4-a], [5-a]의 경우로 한정하여 분석하였다. 모든 파트의 불일치 정도는 부록에서 확인할 수 있다.

6.1. 현재 불일치

6.1.1. 환율 고평가

<그림 5>과 <그림 6>는 외환보유고가 제외된 경우와 포함된 경우의 실질실효환율($reer$)이 현재균형환율($beer_{cur}$)로부터 벗어난 정도를 보여주고 있다. 그 중 <그림 5>과 <그림 6>에서 붉은색으로 음영을 준 부분은 [1-a]와 [2-a], [4- a]와 [5-a]의 결과를 바탕으로 구해진 불일치 정도가 두 경우 모두 0보다 큰 기간을 의미한다.

<그림 5>과 <그림 6>를 참고하면, 환율을 고평가하는 시기의 흐름은 비슷한 것으로 나타났다. 특히 1997년 외환위기 전후 고평가되고, 2000년도 이후 균형환율에 가깝다가 2008년 금융위기 이후부터 2015년까지 고평가와 저평가가 반복적으로 나타나고 있다. 이는 기존 연구들의 일반적인 원화 균형환율 움직임과 일치한다.

한편, 외환보유고가 포함되지 않은 경우 고평가되는 폭이 외환보유고를 포함한 경우보다 더욱 크게 나타났다. <그림 5>의 mis_cur_1을 보면, 실질환율은 1998년 4분기에 42%, 2009년도 1분기에 34% 고평가되었으며, 이는 외환보유고가 포함된 경우 대부분의 기간 동안 고평가 정도가 10%를 넘지 않은 것과 대조된다.

또한, <그림 6>에서 2007년 2분기에 일시적인 고평가를 보임으로써, 외환보유고가 포함된 경우가 금융위기 전에 화폐가치가 고평가된다는 이전 연구들의 결과를 좀 더 뒷받침할 수 있다고 할 수 있다.

그림 5 현재불일치_고평가(외환보유고 제외)

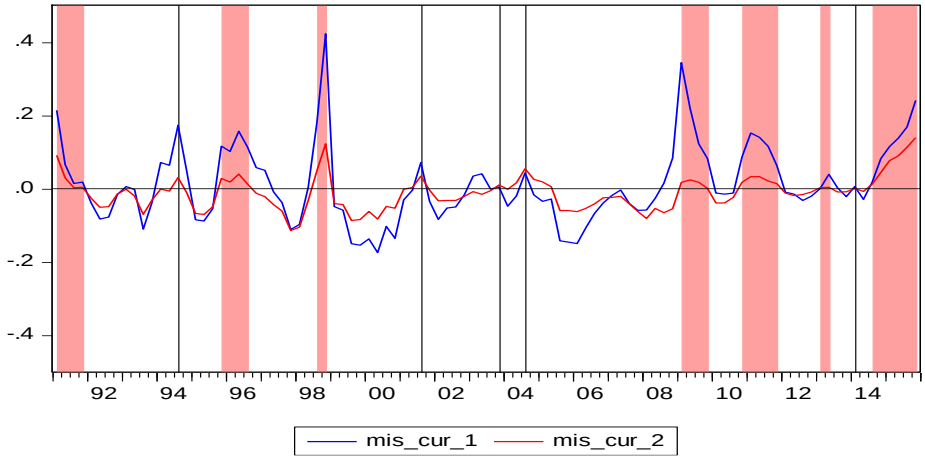
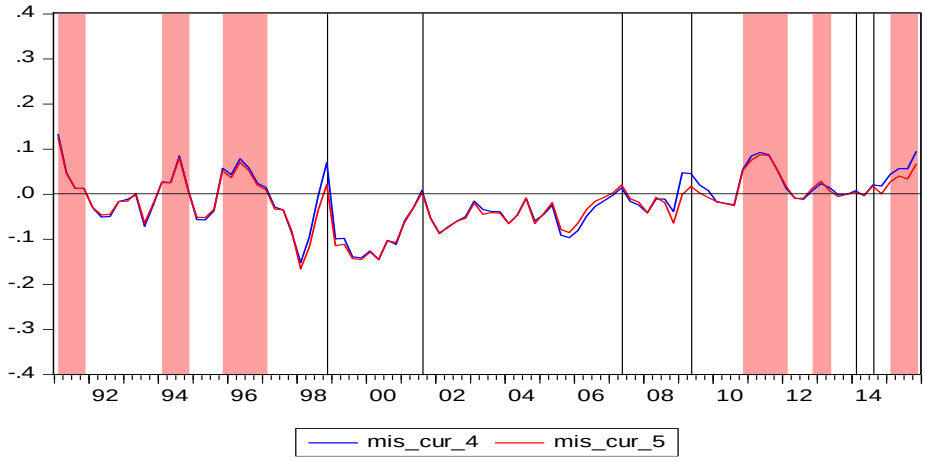


그림 6 현재불일치_고평가(외환보유고 추가)



6.1.2. 환율 저평가

<그림 7>과 <그림 8>는 <그림 5>과 <그림 6>와 동일한 그래프로, 파란색 음영부분은 실질실효환율이 현재균형환율보다 저평가된 기간을 의미한다.

고평가의 경우와 마찬가지로, <그림 5>과 <그림 6>으로부터 환율이 저평가하는 시기의 흐름은 비슷한 것으로 나타났다. 실질실효환율은 1997년 외환위기 직후 급격히 저평가되고, 2000년도 이후 균형환율에

가깝다가 2008년 금융위기 직후 급격히 저평가 되었다. 그 이후는 2014년까지 저평가되는 기간과 빈도가 줄어들고 있다. 이는 기존 연구들의 일반적인 원화환율 움직임과 일치한다.

그림 7 현재불일치_저평가(외환보유고 제외)

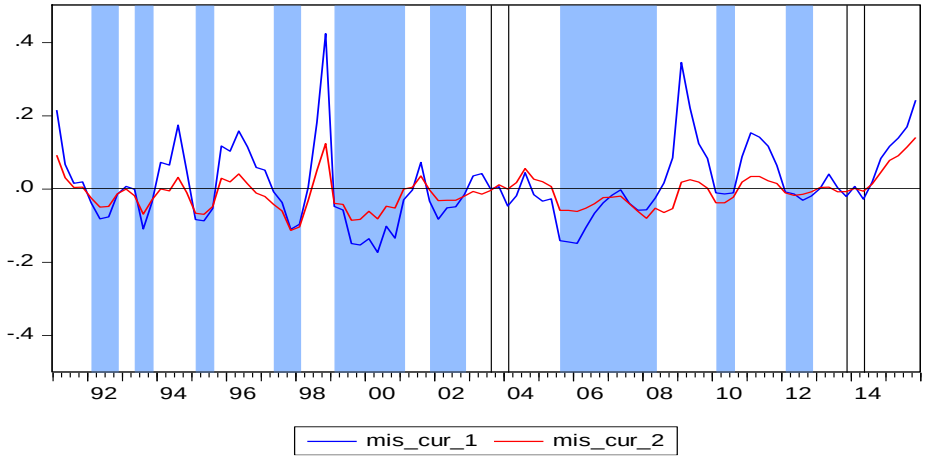
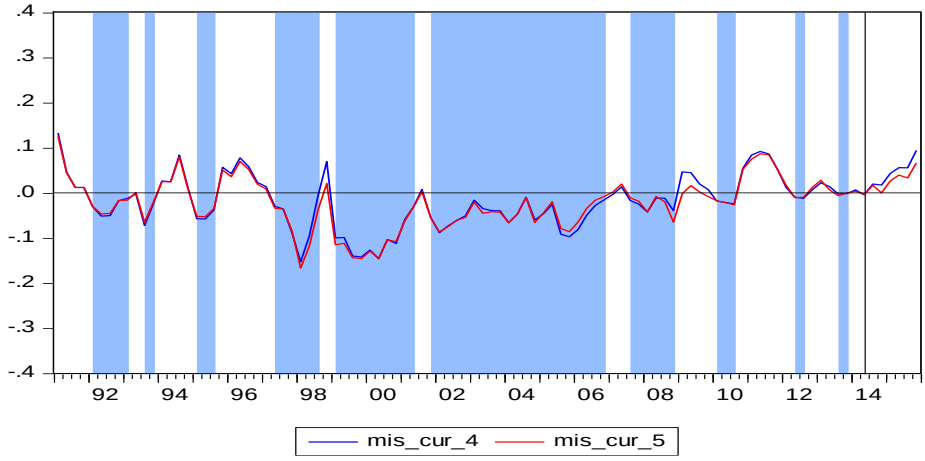


그림 8 현재불일치_저평가(외환보유고 추가)



6.2. 장기 불일치

6.2.1. 환율 고평가

<그림 9>과 <그림 10>는 외환보유고가 제외된 경우와 포함된 경우의 실질실효환율($reer$)이 장기균형환율($beer_{per}$)로부터 벗어난 정도를 보여주고 있다. 그 중 <그림 9>과 <그림 10>에서 붉은색으로 음영을 준 부분은 [1-a]와 [2-a], [4-a]와 [5-a]의 결과를 바탕으로 구해진 불일치 정도가 두 경우 모두 0보다 큰 기간을 의미한다.

그림 9 장기불일치_고평가(외환보유고 제외)

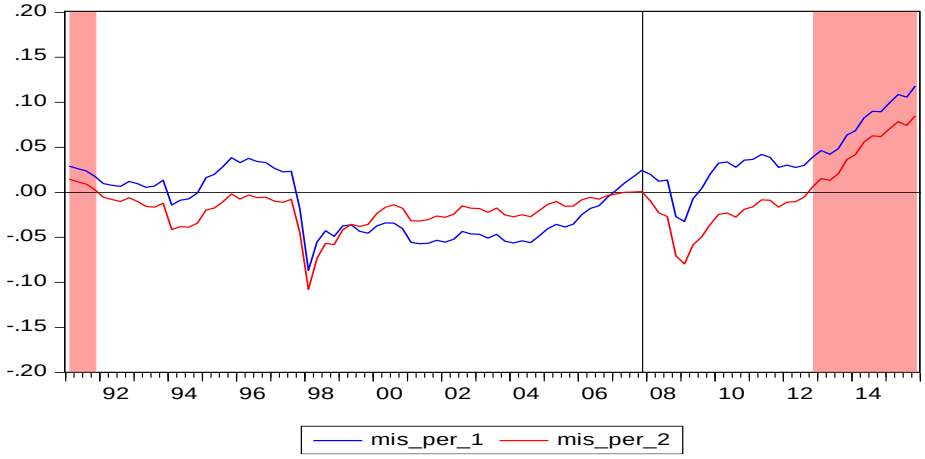
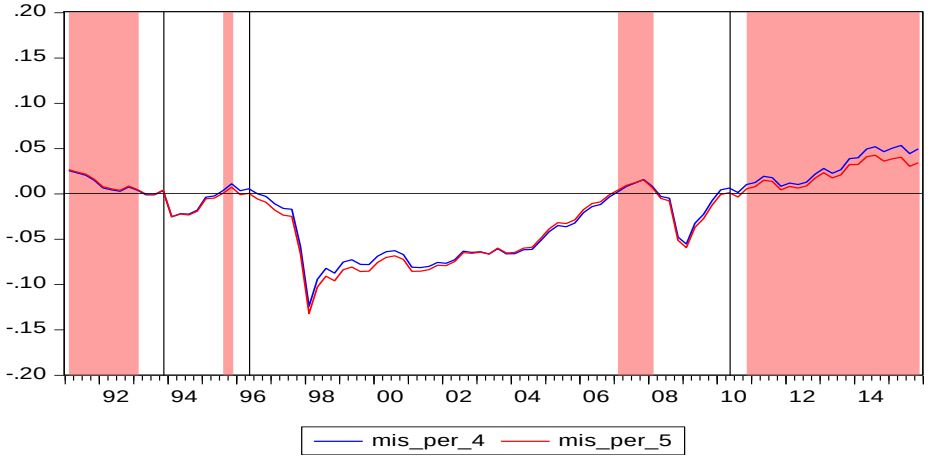


그림 10 장기불일치_고평가(외환보유고 추가)



장기불일치 정도는 그 폭이 현재불일치 정도보다는 작은 것으로 나타났다. 또한, <그림 9>의 경우 <그림 10>과 달리 1997년 외환위기 전후에 원화의 고평가가 되었다는 기존 연구들의 결과를 지지하지 못한다.

그러나 <그림 9>과 <그림 10>를 보면, 환율의 전반적인 움직임은 비슷하게 나타났고, 90년대 초반과 2012년도 이후 환율을 고평가하는 점은 일치하였다. 한편, 외환보유고를 추가했을 경우, 그렇지 않은 경우보다 환율이 고평가된 빈도가 높고 그 기간이 상대적으로 길게 나타났다. 또한, 2010년 이후 실질환율의 고평가 움직임을 봤을 때 <그림 9>의 경우에서는 2012년 이후 급격히 고평가된 반면, <그림 10>에서는 2010년도 후반부터 점진적으로 고평가 되고 있다.

6.2.2. 환율 저평가

<그림 11>과 <그림 12>는 <그림 9>과 <그림 10>와 동일한 그래프로, 파란색 음영부분은 실질실효환율이 장기균형환율보다 저평가된 기간을 의미한다.

<그림 11>을 보면, 환율의 장기불일치의 경우 1994년도와 2009년도에 일시적으로 저평가되었고, 1997년도 후반부터 2006년도까지는 장기적으로 저평가됨을 보였다. 이는 <그림 12>도 동일하나 그 빈도와 지속기간이 더욱 긴 것으로 나타났다. 이는 외환보유고가 지속으로 증가함으로써 양의 관계에 있는 균형환율이 증가하게 되고, 이는 $reer - beer_{per}$의 감소를 가져오므로 저평가 기조가 심화된 것으로 해석할 수 있다. 또한, 외환보유고를 추가한 경우의 실질환율은 1995년 후반부터 1996년 초반까지 고평가를 보인 뒤 1997년 외환위기 이전인 96년 후반부터 저평가를 보여주고 있다. 이는 앞서 분석한 현재불일치의 결과와 일치하지 않으며, 이로 인해 금융위기 직전에 통화가 고평가되었다는 선행 연구들의 결과도 뒷받침하지 못한다.

그림 11 장기불일치_저평가(외환보유고 제외)

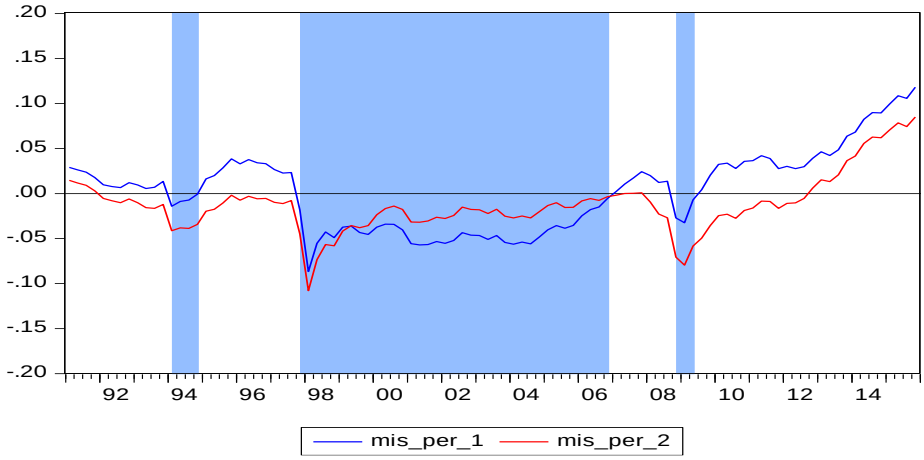
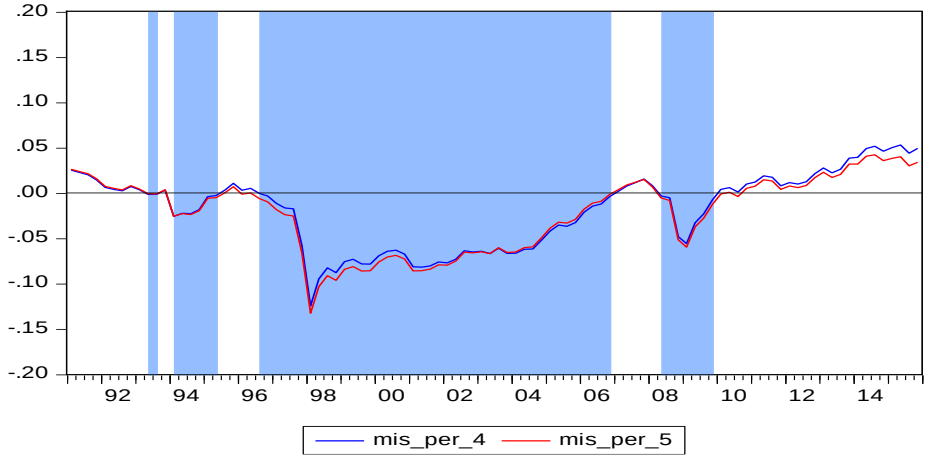


그림 12 장기불일치_저평가(외환보유고 추가)



7. 결론

본고는 환율과 기초 경제변수들과의 장기관계를 파악하고자 공적분 검정과 VECM 모형을 통해 행태균형환율(BEER)을 추정하였다. 또한, 추정된 행태균형환율과 실질실효환율의 차이를 분석하여 원화의 고평가/저평가 여부를 확인하였다.

4장에서는 환율을 결정하는 기초 경제변수들로 기존 연구들에서 고전적으로 사용되었던 교역재 대비 비교역재 상대가격, 교역조건, 순해외자산, 실질이자율차이를 변수로 채택하였다. 이에 본고에서는 외환보유고를 추가 변수로 채택하여 환율과 외환보유고의 관계를 실증적으로 확립하고자 하였다. 또한, 교역재 대비 비교역재 상대가격의 대용변수로 1인당 GDP를, 교역조건의 대용변수로 실질유가를 사용하였고 이와 더불어 글로벌 유동성을 추가로 채택하였다. 외환보유고를 추가한 경우와 추가하지 않은 경우를 나누어 분석함으로써 외환보유고와 환율의 관계가 여러 변수의 조합들에서도 유의미한지를 확인하였다.

4.3장(Part Ⅰ)과 4.5장(Part Ⅱ)에서는 교역재 대비 비교역재 상대가격, 교역조건, 실질이자율 차이, 1인당 GDP, 글로벌 유동성은 환율과 유의미한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났고, 국제유가는 유의미한 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 한편, 순해외자산은 변수조합에 따라 그 부호와 유의성이 상이한 것으로 나타났다. 또한, 모든 변수 조합에서 외환보유고는 환율과 양의 상관관계를 가지는 일치된 결과를 보였고, 글로벌 유동성이 포함된 [12]번 표기를 제외한 5개의 표기에서 유의성 조건을 만족하였다.

한편, 4.3장(Part Ⅲ)에서는 경상수지를 새로운 변수로 포함시켜 자본유출입 현상을 통제하였고, 이에 따라 외환보유고는 환율과 통계적으로 유의미한 음의 관계를 가진다는 것을 알 수 있다. 이로써 정부가 외환을 매입하거나 매수하여 급격한 원화 절상과 절하를 방지하는 현상을 설명할 수 있었다.

5장에서는 행태균형환율을 추정하였고, 6장에서는 추정된 행태균형환율을 바탕으로 현재불일치와 장기불일치를 분석함으로써 환율의 고평가/저평가 여부를 확인하였다. 외환보유고는 예상한 바와 같이 환율과 장기적으로 양의 상관관계를 가짐을 알 수 있었다. 또한, 외환보유고가 꾸준히 상승함에 따라 균형환율이 상방 이동하게 되고, 이로 인해 현재 불일치와 장기불일치 분석 시 원화가 저평가되는 시기가 증가하게 되었다. 가장 최근 데이터인 2015년도의 경우, 실질실효환율이 외환보유고를 고려한 균형환율과 불일치 정도가 작아 적정환율수준을 유지하고 있다고 볼 수 있다.

한편, 경상수지, 외환보유고, 생산성 차이 변수만으로 분석한 (Part Ⅲ)의 경우 90년대 이후에도 균형환율이 하락하는 것을 확인할 수 있다. 이는 외환보유고가 급격히 상승하는 것을 반영하는 것이라고 할 수 있다. 또 다른 특이한 점은 경상수지를 넣어 자본 유출입을 통제한 경우, 실질환율은 1997년 외환위기 이후 1997년 4분기에 저평가된 다음, 그 직후 분기인 1998년 1분기부터 2007년 3분기까지 고평가가 되었다는 점이다. 이는 (Part Ⅰ)과 (Part Ⅱ)에서 해당기간 동안 꾸준히 실질환율이 저평가되었다는 결론과 상반되는 결과이다.

참고문헌

강삼모•주상영 (2004), "동아시아 주요국 환율의 고평가 여부 분석: 한국, 태국, 싱가포르의 경우(Real Exchange Rate Misalignment in Korea, Singapore and Thailand – Using two different real exchange rates)" 『금융연구』, Vol.18(2), p.1

이상호 (2008), "원/달러 환율의 실질균형환율 추정과 평가", 『KIEP 산업 경제』, No.118호, pp.41-51

전선애•김정한 (2006), "원/달러 실질균형환율 추정: 행태균형환율 접근법", 『경제연구』, 24권 2호, pp.1-24

진익(2014), "벡터오차수정모형을 활용한 환율과 외환보유액 간 장단기 관계 분석", 『금융연구』, Vol.28(4), p.91

Aizenman, Joshua., Marion, Nancy (2003) "The high demand for international reserves in the Far East: What is going on?", Journal of The Japanese and International Economies, Vol.17(3), pp.370-400

Benassy-Quere, A., Bereau, S. and Migon, V. (2008), "How Robust are Estimated Equilibrium Exchange Rates? A Panel BEER Approach", CEP Working Paper, No. 2008-01

Calvo, G.A., Leonardo Leiderman and Carmen Relnhart (1993) "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors", International Monetary Fund, 93/10

Clark, P.B and MacDonald, R (1998), "Exchange Rates and Economic Fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs", International Monetary Fund

Dooley, Michael., Folkerts-Landau, David., Garber, Peter (2003), "An Essay on the Revived Bretton Woods System", NBER Working Paper Series, Sep 2003, p.9971

Edward. S (1988), "Exchange Rate, Devaluation, and Adjustment", The MIT press

Faruqee, Hamid (1994), Long-run Determinants of the Real Exchange Rate; A stock flow equilibrium approach, Vol.42 of Staff Papers, International Monetary Fund, pp.80-107

Gonçalves, F.M (2008), "Accumulating Foreign Reserves under Floating Exchange Rates", Washington, DC, International Monetary Fund, 08/96

Hinkle, Lawrence E and Montiel, P.J. (1999), "Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries", A World Bank Research Publication, Oxford University Press, pp.219.263

Hviding, K., M. Nowak and L. A. Ricci (2004) "Can Higher Reserves Help Reduce Exchange Rate Volatility?" IMF Working Paper WP/04/189.

Johansen, SØren (1995), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford: Oxford University Press

Lane, P.R and Milesi-Ferretti, G. (2001) "The external wealth of nations: measures of foreign assets and liabilities for industrial and developing countries", Journal of International Economics, Vol.55(2), pp.263-294

Lane, P.R and Milesi-Ferretti, G. (2002), "Long-run Determinants of the Irish Real Exchange Rate", Applied Economics,

Vol.34(5), pp.549-553

Lane, P.R., Milesi-Ferretti and Gian Maria (2004), "The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates", Review of Economics and Statistics, Vol.86(4), pp.841-857

MacDonald. R (1997), "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It", IMF Working Paper, 97/21

MacDonald. R (2004), "The Long-Run Real Effective Exchange Rate of Singapore: A Behavioural Approach", MAS Staff Paper No.36

Maeso-Fernandez, Francisco., Osbat, Chiara and Schnatz, Bernd (2002), "Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach", Australian Economic Papers, December 2002, Vol.41(4), pp.437-461

Williamson. J (1994), "Estimating equilibrium exchange rates", Washington, DC, Institute for International Economics

부록

그림 13 현재/장기 불일치 – (Part Ⅰ)

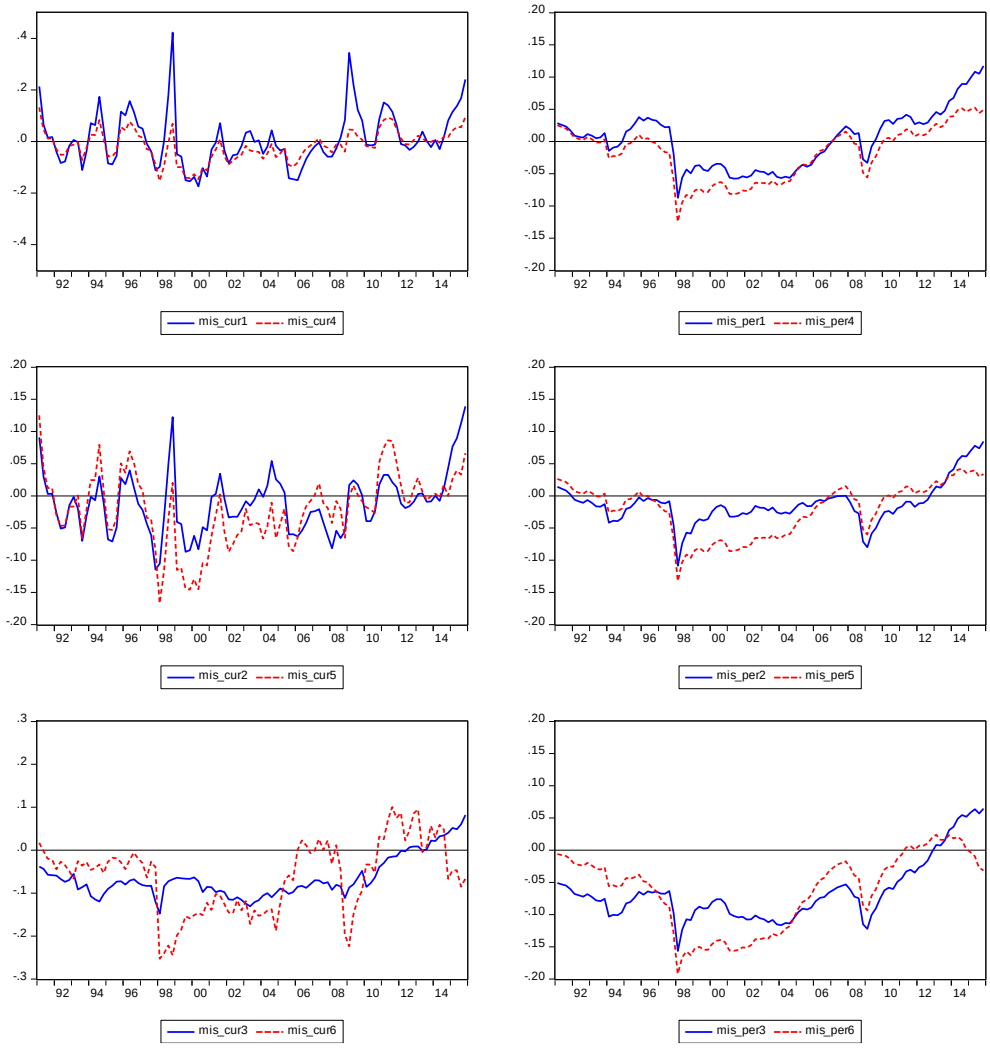
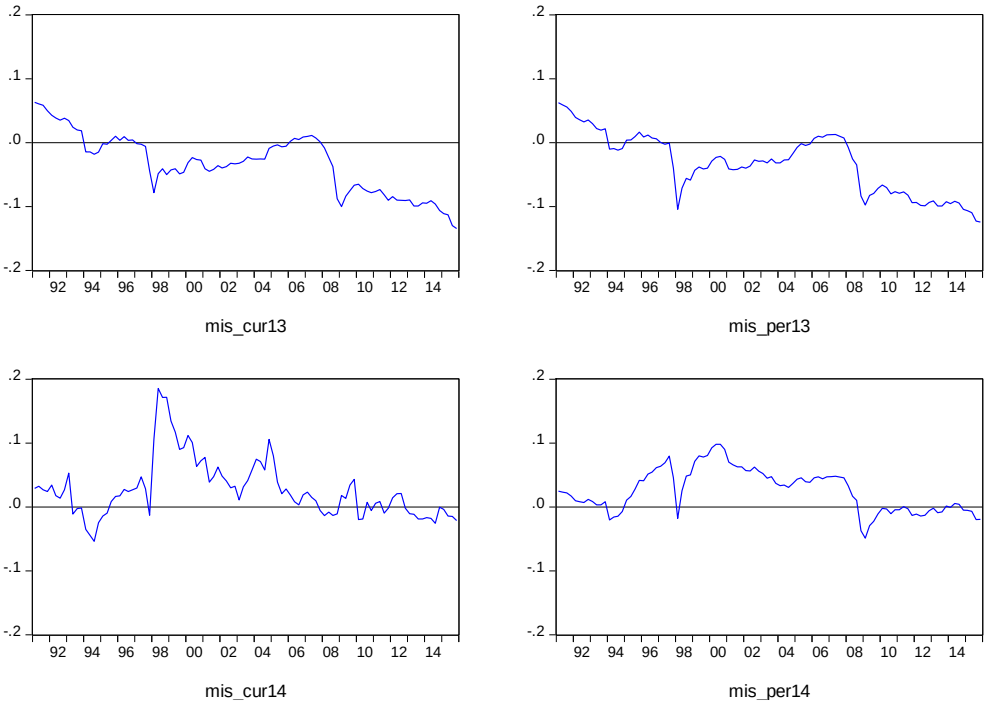


그림 14 현재/장기 불일치 – (Part Ⅱ)

그림 15 현재/장기 불일치 – (Part Ⅲ)



Abstract

Estimation of Equilibrium Exchange Rate and Misalignment Considering Foreign Reserve

– Using BEER Approach

The Graduate School of Economics
Seoul National University
Wonju, Son

Since Korea is a small open economy exposed to external shocks, it is necessary to investigate the movement of its exchange rate. This paper estimates the long-run relationship between macroeconomic fundamentals and the real exchange rate of Korean Won using BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) approach. With the traditional economic fundamentals such as the relative price of non-traded to traded goods, terms of trade, net foreign assets and real interest rate differential, this paper included foreign reserves as an additional variable. Johansen cointegration test and Vector Error Correction model were used to identify the existence of a long-run relationship and calculate the BEER. The current and permanent misalignment of the exchange rate is measured by the difference between the real effective exchange rate and the estimated BEER.

The result implies that there is a positive relationship between the real effective exchange rate and most of the variables including terms of trade, relative price of non-traded to traded goods, interest rate differential, GDP per capita and global liquidity and a negative

relationship with oil price. However, the sign and the significance of net foreign asset differ by variable combinations. In addition, it is found that the exchange rate and foreign reserve are positively related.

For the case of suppressing the effect of capital inflow by including current account as a variable, Korean exchange rate and foreign reserve are negatively related. It could explain the intervention of government in the foreign exchange market to prevent sudden rise or fall of the exchange rate.

With the calculation of BEER and misalignment, since there was a rapid accumulation of foreign reserve from the late-1990 to mid-2000, the BEER considering foreign reserve shifted upward. As a result, the real exchange rate had been overvalued longer for the corresponding period. The most recent data showed that the real exchange rate is not much misaligned from the BEER considering foreign reserve.

For the case of suppressing capital flow, the BEER continued to decline after the 1997 financial crisis. One peculiar result was that the undervalued exchange rate in 1997 quickly rose again and was overvalued from the first quarter of 1998 to the third quarter of 2007.

Keywords : BEER, Real effective exchange rate, Foreign reserve, Johansen cointegration test, VECM, Exchange rate misalignment

Student Number : 2014-20184