



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](#)

경제학석사 학위논문

불확실성 지표를 고려한  
원화 실질실효환율의 균형수준 추정  
- 행태적 균형환율 접근법 -

2013 년 2 월

서울대학교 대학원  
경제학부 경제학 전공  
이 광 원

**불확실성 지표를 고려한  
원화 실질실효환율의 균형수준 추정**  
**- 행태적 균형환율 접근법 -**

지도교수 김 소 영  
이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함

2013 년 2 월

서울대학교 대학원  
경제학부 경제학 전공  
이 광 원

이광원의 석사 학위논문을 인준함

2013 년 2 월

위 원 장               김 재 영           (인)  
부 위 원 장               김 소 영           (인)  
위       원               윤    택           (인)

## 국 문 초 록

본고에서는 불확실성에 따른 안전자산 선호가 주요 선진국 통화 대비 원화의 가치에 어떠한 영향을 미치는 지 살펴보았다. 구체적으로 행태적 균형환율 접근법을 이용하여 2000년 이후 미 달러화, 유로화 및 엔화 대비 원화 실질실효환율과 불확실성 지표 및 거시변수들 간의 장기균형 관계를 추정하였다. 그 결과 불확실성 확대는 원화 가치의 균형수준과 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉 불확실성 커질수록 안전자산 선호가 강해져 주요 선진국 통화 대비 원화의 가치가 하락한다는 사실을 실증적으로 확인할 수 있었다.

**주요어** : 불확실성, 안전자산, 실질실효환율, 행태적 균형환율,  
공적분, Johansen 검정

**학 번** : 2010 - 20183

# 목 차

제 1 장 서 론 .....	1
제 2 장 행태적 균형환율 .....	4
제 1 절 기존 연구 개관 .....	4
제 2 절 균형환율과 괴리수준 .....	6
제 3 절 거시경제변수의 채택 .....	8
제 3 장 실증분석 결과 .....	12
제 1 절 변수의 산출방식 및 추이 .....	12
제 2 절 단위근 검정 .....	15
제 3 절 Johansen 공적분 검정 결과 분석 .....	15
3.1. Johansen 공적분 검정 .....	15
3.2. 공적분 검정 결과 .....	17
제 4 절 결과 분석 .....	26
제 4 장 결 론 .....	32
참고문헌 .....	34
부 록 .....	37
Abstract .....	38

## 표 목 차

<표 3-1> 단위근 검정 결과 .....	15
<표 3-2> 공적분 개수 검정(VIX 포함) .....	18
<표 3-3> 공적분 관계식 계수(VIX 포함) .....	19
<표 3-4> 공적분 개수 검정(EMBI spread 포함) .....	20
<표 3-5> 공적분 관계식 계수(EMBI spread 포함) .....	21
<표 3-6> 공적분 개수 검정(TED spread 포함) .....	22
<표 3-7> 공적분 관계식 계수(TED spread 포함) .....	23
<표 3-8> 공적분 개수 검정(불확실성 지표 제외) .....	24
<표 3-9> 공적분 관계식 계수(불확실성 지표 제외) .....	25
<표 부록> 무역 가중치 .....	37

## 그 립 목 차

<그림 3-1> 변수 추이 .....	14
<그림 3-2> 현재균형환율(통화별 비교) .....	27
<그림 3-3> 충격반응함수(통화별 비교) .....	28
<그림 3-4> 장기균형환율 .....	29
<그림 3-5> 현재균형환율(불확실성 지표별 비교) .....	30
<그림 3-6> 충격반응함수(불확실성 지표별 비교) .....	31

## 제 1 장 서론

2000년대 후반 이후 국제금융시장의 불안을 야기했던 것은 대부분 선진국에서 시작된 거시경제(macroeconomic) 또는 금융(financial) 충격이었다. Lehman Brothers 파산으로 촉발된 2008년 글로벌 금융위기가 그러했으며 그리스에서부터 확산된 유로지역 국가채무문제 역시 그 예이다. 또한 주요 선진국 중 하나인 일본은 경기둔화가 지속되는 가운데 막대한 국가부채로 인한 위험에 노출되어 왔다.

그런데 이러한 국제금융시장의 불안 속에서 투자자들은 충격의 근원이었던 선진국의 통화 표시 자산 보유를 늘린 반면 상대적으로 견고한 성장세를 유지하고 있던 신흥시장국의 통화 표시 자산 보유는 오히려 줄었다. 그 결과 신흥시장국 통화는 거시경제지표와는 관계없이 상대적으로 절하되는 경향을 보였다.<sup>1)</sup> 이에 대해 경제학자들은 국제금융시장 불확실성에 따른 투자자의 안전자산(safe haven) 선호를 그 원인으로 지목하였다.

거시경제 또는 금융 충격은 시장의 불확실성을 증대시킨다(Bloom, 2009). 불확실성(Knight, 1921)<sup>2)</sup> 하에서는 전통적인 투자이론(Engle, 2004), 즉 투자자는 위험과 수익 간의 상충 관계(trade off)를 고려하여 자신의 효용을 극대화시키는 포트폴리오를 구성한다는 원칙이 성립되기 어렵다(Baur & McDermott, 2012). 왜냐하면 감정이나 본능적인 요소가

- 
- 1) 한국은행의 연차보고서(2011)에 따르면 유로지역 국가채무문제, S&P의 미국 국가신용등급 하향조정 등으로 국제금융시장 불안이 가중되었던 2011년에 신흥시장국 통화는 미달러화에 대해 전년말 대비 대부분 절하되었다.
  - 2) 위험과 달리 객관적인 확률분포에 대한 정보가 불완전해 유일한 기댓값을 얻기 어려운 상태(Alchian, 1950).

투자자의 선택에 중요한 영향을 끼치기 때문이다(Epstein & Wang, 1994; Loewenstein, 2000). 구체적으로 행태경제학(Tversky & Kahneman, 1974)에서 말하는 과민반응이나 과소반응으로 인해 가격의 변동성이 확대되고 쏠림현상이 발생할 수 있다(Dornbusch et al., 2000; Forbes & Rigobon, 2002).

따라서 불확실성 하에서는 자산 다변화(portfolio diversification)를 이용한 위험 감소 메커니즘이 제대로 작용하지 않을 가능성이 있다. 그 결과 투자자는 자산 가치의 변동이 적은 자산 즉 안전자산<sup>3)</sup>을 선호하게 된다. 외환시장에서는 기축통화인 미달러화나 막대한 대외자산을 보유하고 있는 일본의 엔화, 유로지역 국가채무문제에도 불구하고 독일과 프랑스가 견제하는 유로화가 안전자산으로 인식되고 있다.

우리나라는 경제에서 대외 부분이 차지하는 비중이 큰 소규모 개방경제로 여타 신흥시장국에 비해 환율경로를 통한 대외충격에 상대적으로 취약하다. 따라서 환율의 균형수준 즉 균형환율을 정확히 파악하여 현재 시장환율의 고평가 또는 저평가 여부 및 향후 환율의 움직임을 전망하는 것이 중요하다. 이것은 IMF 경제 위기의 교훈이기도 하다. 따라서 본고에서는 위에서 언급한 외환시장의 안전자산 선호를 고려하여 원화의 균형환율을 도출하고자 한다. 구체적으로 행태적 균형환율 접근법을 이용하여 미달러화, 유로화 및 엔화에 대한 원화의 실질환율이 불확실성을 비롯한 주요 거시변수들과 어떠한 장기적인 관계를 가지는 지 파악하여 균형관계를 추정한다.

이번 연구는 크게 두 가지 측면에서 의미를 가진다. 첫 번째로는 외환시장의 안전자산 선호 현상을 실증적으로 확인할 수 있다. 행태적 균형

---

3) 시장 불안기에 다른 자산 또는 포트폴리오와 음의 상관관계를 가지거나 상관관계가 영에 가까운 자산(Baur & Lucey, 2010)



환율 접근법에서 불확실성과 원화의 균형실질환율이 가지는 장기적 균형 관계가 계수로 표현되는데 이 계수의 부호와 유의성을 확인함으로써 안전자산 선호가 실재하는 지 판단할 수 있다. 두 번째로 불확실성 계수가 유의하다면 더욱 정교한 균형환율 추정이 가능하다. 기존의 행태적 균형환율 접근법에서는 균형환율과 장기적 관계를 가지는 요소로 교역조건, 순대외자산과 같은 거시변수만을 고려하였다. 하지만 위에서 살펴보았듯이 불확실성 역시 투자자의 투자 행태에 영향을 줌으로써 통화 가치에 영향을 미칠 수 있는 만큼 고려대상이 되어야 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 이어질 2장에서는 행태적 균형환율 접근법에 대한 기존 연구 개관 및 이론적 설명이 이루어진다. 그리고 3장에서는 모형 추정에 사용된 Johansen 검정법을 살펴보고 실증분석 결과를 제시한다. 마지막 4장에서 앞의 논의를 정리하면서 결론을 맺을 것이다.

## 제 2 장 행태적 균형환율

### 제 1 절 기존 연구 개관

서론에서 살펴보았듯이 균형환율의 파악이 중요하고 이에 대한 학계의 논의는 예전부터 계속되어 왔지만 그것을 계산하는 통일된 방법론은 아직 정립되지 않았다. 기존의 방법론 중 가장 일반적인 것이 구매력평가(Purchasing Power Parity)이다. 구매력평가에서는 실질환율이 고정되어 있고 양국의 물가상승률 차이가 명목환율을 변화시킨다.

구매력평가는 상대적으로 간단하게 균형환율을 계산할 수 있다는 장점을 가지고 있지만 몇 가지 한계점을 보인다. 그 중 하나는 소위 구매력평가 수수께끼(PPP Puzzle)라고 불리는 것으로 실질환율이 단기적으로는 높은 변동성을 가지는 반면 장기적으로는 균형수준으로 3년에서 5년의 반감기를 가지고 느리게 회귀하는 상반된 모습을 보이고 있다는 것이다(Rogoff, 1996). 또한 기준년도 및 물가지수 선정 방식에 따라 현재시점에서 산출된 균형환율이 달라진다는 점, 통화 간 상호작용을 고려하고 있지 않다는 측면 등이 또 다른 한계로 지적된다.

이에 따라 균형환율의 움직임을 물가상승률과 같은 상대가격이 아니라 거시경제변수와 연관시켜 설명하려는 시도들이 나타났다. 대표적인 것이 기초균형환율(Fundamental Equilibrium Exchange Rate) 접근법과 행태적 균형환율(Behavioral Equilibrium Exchange Rate) 접근법이다. 이 두 접근법 모두 구매력평가와는 달리 실질환율이 시간에 따라 달라짐을 전

제로 한다.

이중 행태적 균형환율 접근법은 실질환율이 다른 거시변수들과 가지는 계량적 관계를 통해 균형환율을 도출해낸다(Clark and MacDonald, 1999). 모형은 통해 실질환율과 거시변수들 간의 안정적인 관계를 추정하여 균형환율을 구해내는 것이다. 모형에서 실질환율과 개별 거시변수들과의 관계가 계수로 표현되기 때문에 개별 거시변수가 균형실질환율에 미치는 영향을 파악하기 쉬운 장점이 있다.

Clark & MacDonald(1999)는 미달러화, 독일 마르크화, 엔화에 대해 교역조건, 비교역재 대비 교역재 가격, 순대외자산 등의 거시변수 자료를 이용하여 1960년부터 1996년까지의 연간 균형실질실효환율을 도출하였다. 그리고 계량 분석에는 Johansen 검정법이 이용되었다. 이후 많은 연구들이 비슷한 방법론을 채택하여 균형환율을 추정하였다. MacDonald & Dias(2007) 역시 Johansen 검정법을 사용했지만 미국, 중국 등 주요 10개국 통화로 대상을 확장시켰고 순대외자산 대신 GDP대비 순수출을, 비교역재 대비 교역재 가격 대신 생산성을 거시변수로 사용하여 1988년 1분기부터 2006년 1분기까지의 균형실질실효환율을 도출하였다. 그리고 Kariya & Hebner(2011)는 기존 연구들과 달리 Dynamic OLS를 이용하여 주요 17개국의 실질실효균형환율을 계산해 냈다. 거시변수로는 교역조건, 생산성 그리고 순대외자산을 사용하였다.

원화의 경우 강삼모·주상영(2004)이 교역조건과 외환보유고 자료를 이용하여 1988년 1월부터 2000년 10월까지의 미달러화 대비 균형실질환율과 10개국 통화를 대상으로 한 균형실질실효환율을 도출하였다. 특징적인 점이라면 교역조건과 외환보유고를 이용한 균형환율 이외에 구매력평가를 통한 균형환율도 고려하였으며 태국 바트화와 싱가포르 달러화의 균형환율도 같은 방식으로 추정하여 원화와 비교하였다. 전선애·김정한

(2006)은 Clark & MacDonald(1998)에서 사용된 거시변수에 우리나라의 경제개방도 및 자산가격을 추가하여 1973년 1분기부터 2003년 4분기까지의 미달러화 대비 실질환율을 계산하였다. 그리고 상태 공간 모형을 이용해 원달러 실질환율의 영구적 요소를 추출하여 행태적 균형환율과 비교하였다.

## 제 2 절 균형환율과 괴리수준

행태적 균형환율 접근법에서는 현재의 시장환율과 거시경제변수들 간의 관계를 축약식(reduced-form equation)으로 표현한다. 대표적으로 Clark and MacDonald(1999)는 실질환율( $q_t$ )을 아래와 같이 나타냈다.

$$q_t = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t} + \gamma' T_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서  $Z_{1t}$ ,  $Z_{2t}$ ,  $T_t$ 는 각각 그 영향이 장기적, 중기적, 단기적으로 지속될 것으로 예상되는 거시경제변수의 벡터를 의미하며  $\epsilon_t$ 는 랜덤오차항이다. 그리고 현재균형환율(current equilibrium rate,  $q_t^*$ )을 다음과 같이 정의한다.

$$q_t^* = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t} \quad (2)$$

즉 현재균형환율은 단기적 요인과 오차의 영향이 중립적인 상태의 환율이다. 이를 이용하여 시장환율과 현재균형환율 간의 괴리를 나타내는 단

기괴리수준(current misalignment, cm)을 아래와 같이 정의할 수 있다.

$$cm \equiv q_t - q_t^* = \gamma' T_t + \epsilon_t \quad (3)$$

위의 식에서 볼 수 있듯이 단기괴리수준은 일시적 요인과 오차의 합으로 표현된다.

한편 거시경제변수들에도 장기균형 수준이 존재할 것이다. 거시경제변수들이 이러한 장기균형에 있을 때의 균형환율을 장기균형환율(total equilibrium rate,  $q^{**}_t$ )이라고 정의하고 아래와 같이 나타낸다.<sup>4)</sup>

$$q_t^{**} \equiv \beta'_1 \overline{Z}_{1t} + \beta'_2 \overline{Z}_{2t} \quad (4)$$

이때  $\overline{Z}_{1t}$ ,  $\overline{Z}_{2t}$ 는 해당 거시변수들의 장기균형 수준으로 이루어진 벡터이다. 그리고 시장환율과 장기균형환율 간의 괴리인 장기괴리수준(total misalignment, tm)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} tm &\equiv q_t - q_t^{**} \\ &= q_t - \beta'_1 \overline{Z}_{1t} - \beta'_2 \overline{Z}_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

그리고 식 (5)에 현재균형환율을 더하고 빼면 장기괴리수준은 아래와 같이 표현된다.

---

4) 이는 거시경제변수들이 대내외 균형일 때의 환율을 균형환율로 정의하는 기초균형환율 접근법과 상통하는 면이 있다.

$$\begin{aligned}
tm &= (q_t - q_t^*) + [\beta'_1(Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta'_2(Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})] \\
&= \gamma' T_t + \epsilon_t + [\beta'_1(Z_{1t} - \overline{Z_{1t}}) + \beta'_2(Z_{2t} - \overline{Z_{2t}})]
\end{aligned} \tag{6}$$

즉 장기괴리는 단기적 요인과 오차 뿐만 아니라 중장기 요인이 그것의 장기균형에서 괴리되면서도 발생한다.

### 제 3 절 거시경제변수의 채택

위에서 살펴본 균형환율과 괴리수준을 계산하기 위해서는 실질환율에 영향을 끼치는 거시경제변수( $Z_{1t}$ ,  $Z_{2t}$ )가 어떤 것들이 있는 지 파악해야 한다. 먼저 유위험이자율평형 조건(uncovered interest parity)을 살펴보자.<sup>5)</sup>

$$E[S_{t+k} - S_t] = i_t - i_t^* - \pi_t \tag{7}$$

여기서  $S_t$ 는  $t$  시점에서의 외국통화단위로 표시한 자국통화의 명목가치를,  $i_t$ 는 만기가  $t+k$ 인 국내 채권의 명목이자율을,  $i_t^*$ 는 동일한 만기를 가진 외국 채권의 명목이자율을,  $\pi_t$ 는 리스크프리미엄을 나타낸다.

그리고 식 (7)에  $t+k$ 기 기대인플레이션에 대한 국내외 차이 ( $\Delta P_{t+k}^e - \Delta P_{t+k}^{e*}$ )를 양변에 빼주면 아래와 같은 식이 된다.

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

5) Isard(1983), Meese and Rogoff(1988), Clark and MacDonald(1999) 등

이때  $q_t$ 는  $t$ 시점에서 외국통화단위로 표시한 자국통화의 실질가치,  $r_t$ 는 만기가  $t+k$ 인 국내 채권의 실질이자율을,  $r_t^*$ 는 동일한 만기를 가진 외국 채권의 실질이자율을 의미한다.

그런데 시장참여자들의 합리적 기대 하에서  $t+k$ 시점에 대한  $t$ 시점의 기대실질환율  $E_t[q_{t+k}]$ 는 장기균형환율( $q^{**}$ )과 같게 된다. 그 결과를 식 (8)에 반영하면 다음과 같다.

$$q_t = q_t^{**} + (r_t - r_t^*) - \pi_t \quad (9)$$

여기서 어떤 거시경제변수가 장기균형환율( $q^{**}$ )에 영향을 미치는 지에 대한 판단은 연구에 따라 차이를 보인다. Clark and MacDonald(1999)는 교역조건, 비교역재 대비 교역재의 가격비율, 순대외자산을 그러한 변수로 선택하였고 MacDonald and Dias(2007)는 순수출, 교역조건, 생산성 증가의 차이를 채택하였다. 그리고 Kariya & Hebner(2011)는 교역조건, 생산성 그리고 순대외자산을 사용하였다. 국내 연구의 경우 강삼모·주상영(2004)은 교역조건과 외환보유고를 사용하였고 전선애·김정환(2006)은 생산성 증가의 차이, 교역조건, 순대외자산, 실질유가, 경제의 개방도, 정부지출, 자산가격을 이용하였다.

본고에서는 장기균형환율에 영향을 미치는 거시경제변수로 Clark and MacDonald(1999)에서 사용된 교역조건( $tot$ ), 비교역재 대비 교역재의 가격비율( $tnt$ ) 그리고 순대외자산( $nfa$ )을 선택하였다. 이 세 가지 변수가 환율에 미치는 영향은 이론적으로 정립이 되어 있고 실증적으로도 여러 연구들에서 유의미하게 나타난다.

구체적으로 교역조건이 상승하면 부와 소득효과로 자국 통화가 절상된다. 가계는 구매력이 증가함에 따라 소비를 늘리고 기업은 고정자산에 대한 투자를 증대시킨다. 자본제약 하에서 기업의 투자 확대는 이자율 상승을 가져오고 그 결과 대외로부터의 직접투자, 포트폴리오 투자 등이 늘어나 자국 통화의 가치가 올라간다.

비교역재 대비 교역재의 가격비율은 Balassa-Samuelson 효과를 반영하기 위해 사용되었다. Balassa-Samuelson에 따르면 선진국일수록 비교역재와 교역재의 가격 차이가 적다. 이는 교역재 부분의 높은 생산성이 임금에 반영되어 신흥시장국에 비해 비교역재 부분의 가격이 높기 때문이다. 따라서 국내 교역재 부분의 생산성이 증가하면 국내 임금 및 비교역재 부분의 가격 상승이 이루어져 비교역재 대비 교역재 가격 비율이 낮아진다. 한편 생산성 증가는 자국의 부와 소득을 증대시켜 자국 통화의 절상으로 이어진다. 따라서 비교역재 대비 교역재 가격과 환율은 양의 관계를 가진다.

마지막으로 순대외자산이 증가하면 대외자산으로부터 발생하여 소득이 늘어난다. 이러한 대외자산으로부터의 소득이 국내로 유입될 경우 자국 통화에 대한 수요가 상대적으로 증대되어 자국 통화가 절상된다.

본고에서는 위의 변수들 이외에 불확실성 변수를 추가하였다. 서론에서 언급했듯이 불확실성하에서는 과민반응이나 과소반응과 같은 투자자들의 비이성적 행태로 인해 가격변동성이 커진다. 이를 근거로 불확실성을 나타내는 변수로 국제금융시장의 가격변동성을 나타내는 대표적인 지표인 VIX지수<sup>6)</sup>를 사용하였다(Coudert, Couharde & Mignon, 2010). 그리고 VIX지수 이외에 신흥시장국의 상대적인 투자 위험도 지표인

---

6) S&P 500지수 옵션과 관련해 향후 30일 간의 변동성에 대한 투자기대지수



EMBI(Emerging Market Bond Index) spread<sup>7)</sup>와 국제단기자금시장의 자금조달 여건 지표인 TED spread<sup>8)</sup>를 추가하였다.

VIX지수, EMBI spread 및 TED spread는 선진국 통화의 가치와는 양의 관계를 가지는 반면 신흥시장국 통화 가치와는 음의 관계를 가질 것이라고 예상할 수 있다. 본고에서 미달러화, 유로화, 엔화 대비 원화의 실질실효환율을 대상으로 하기 때문에 불확실성 지표와 원화 환율은 음의 관계를 가진다.

앞에서 언급한 환율과 변수들 간의 관계를 정리하면 다음과 같다.<sup>9)</sup>

$$q = f(r - r^*, tot, tnt, nfa, uncern) \quad (10)$$

---

7) J.P. Morgan에서 산출한 지표로 신흥시장국을 대표하는 채권 Index인 EMBI와 안전자산이라고 할 수 있는 선진국 채권 Index간의 금리차

8) 미국 국채 3개월 수익률과 3개월 LIBOR 금리 간의 차이

9) r-r\*: 실질이자율 차이, tot: 교역조건, nfa: 순대외자산, uncern: 불확실성 지표

## 제 3 장 실증분석 결과

### 제 1 절 변수의 산출방식 및 추이

본고의 분석에 사용된 변수는 실질실효환율( $q$ ), 실질이자율 차이( $r-r^*$ ), 교역조건( $tot$ ), 비교역재 대비 교역재 가격( $tnt$ ), 순대외자산( $nfa$ ) 그리고 VIX지수( $vix$ )이다. 먼저 실질실효환율( $q$ )은 각 외국통화단위로 표시된 원화의 명목가치를 소비자물가지수로 조정한 후 가중치<sup>10)</sup>를 주어 합산하였다. 그리고 합산된 값에 로그를 취했다. 실질이자율( $r-r^*$ ) 역시 각국의 명목이자율을 CPI로 조정한 후 한국의 각 국 대비 이자율 차이를 가중치로 합산하였다. 비교역재 대비 교역재 가격은 교역재 가격의 대응변수는 CPI, 비교역재 가격의 대응변수는 PPI를 이용하여 계산하였으며 한국 수치 대비 각 국 수치의 비율을 가중치로 합산한 후 로그를 취했다.

순대외자산( $nfa$ )의 경우 순대외투자수익을 대응변수로 사용하였다. 그 이유는 대외자산의 경우 자국통화로 표시되는 반면 대외부채는 대외통화로 표시되어 환율과 역의 인과관계가 발생할 수 있기 때문이다(Kariya & Hebner, 2011). 순대외자산 변수의 산출 방법은 먼저 각국의 무역량 대비 순대외투자수익 비율을 계산한 다음 한국의 각국 대비 차이를 가중치를 두어 합산했다. 마지막으로 VIX지수( $vix$ )는 지수값에 로그를 취했다.

변수의 움직임을 살펴보면 먼저 실질실효환율( $q$ )의 경우 2000년 중반까

---

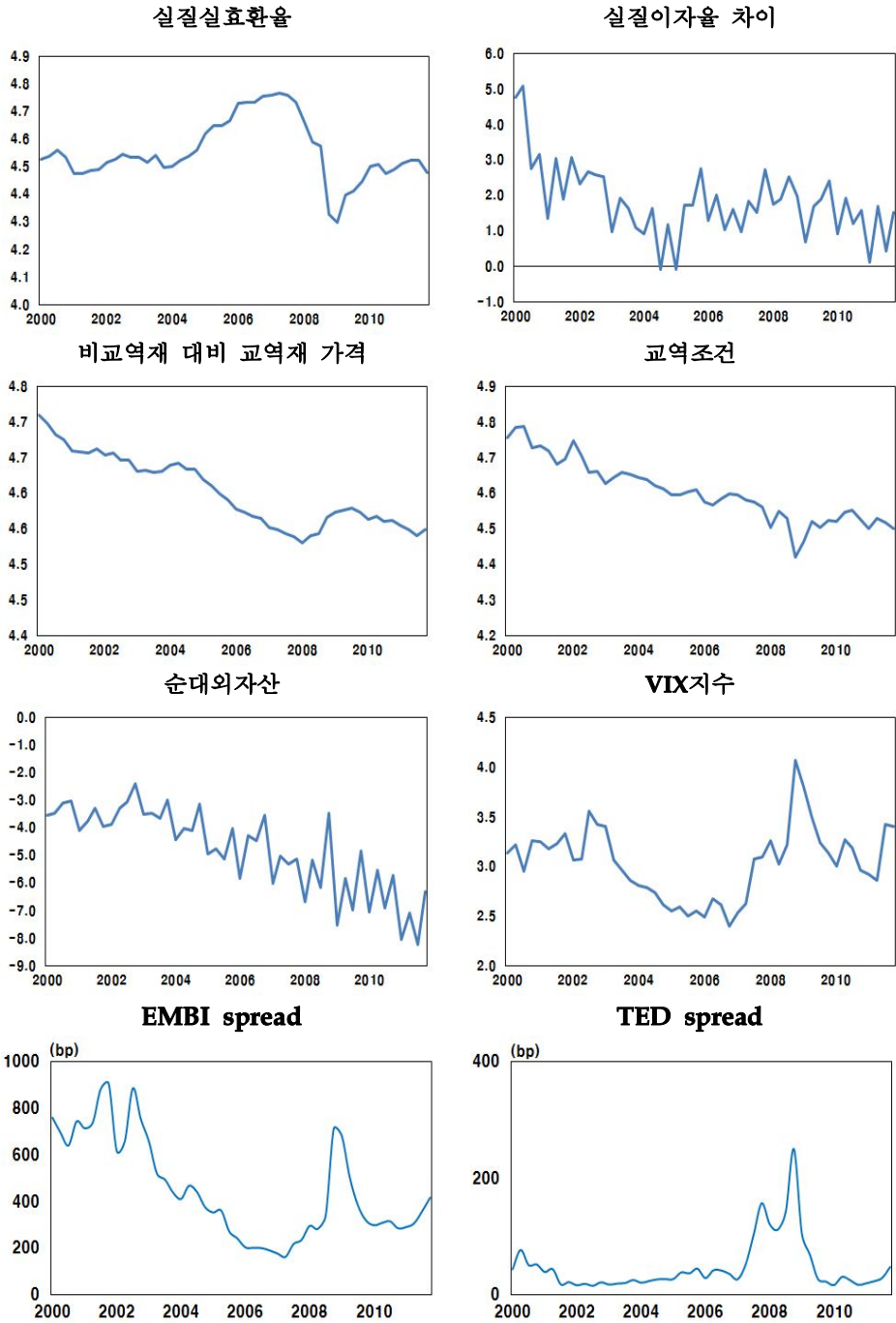
10) BIS가 주요 27국을 대상으로 하여 무역량을 기준으로 산정한 narrow indices를 이용하여 산출

지 오름세를 유지하다가 글로벌 금융위기가 발생하면서 빠르게 감소하였다. 이후 위기가 다소 완화되면서 상승세로 반전하였으나 작년 하반기 이후 유로지역 국가채무문제 등의 여파로 다시 하락세로 돌아섰다. 그리고 실질이자율 차이( $r-r^*$ )는 대상기간 동안 다소 큰 변동성을 유지하였다. 2000년대 중반까지 빠르게 하락하는 모습을 보였으며 최근에는 세계경제의 저금리 기조에 따라 하향 추세를 나타내고 있다. 비교역재 대비 교역재 가격( $tnt$ )은 글로벌 금융위기 전까지 하락세를 보였고 이는 우리나라의 생산성 증대 추세를 반영한 것이다. 하지만 글로벌 금융위기 이후 다소 상승하였다가 현재는 완만하게 하락하는 모습이다.

교역조건( $tot$ )은 2000년부터 지금까지 하락세를 유지하였다. 주요 수출 품목인 전기·전자제품의 가격은 떨어진 반면 원유, 철강 등 주요 수입품인 원자재 가격이 상승세를 지속한 데 따른 결과이다. 순대외자산( $nfa$ )은 실질이자율 차이와 마찬가지로 다소 높은 변동성을 보였는데 전체적으로는 하락 추세를 나타냈다.

VIX지수는 글로벌 금융위기 이전까지는 하락세를 보이다가 이후 급등하였고 금융위기가 다소 진정되면서 하락하는 듯 하였으나 유로지역 국가채무문제가 심화되면서 다시 가파르게 상승하였다. 그리고 EMBI spread 역시 금융위기 이전까지 하락하는 추세를 나타냈지만 글로벌 금융위기, 유로지역 국가채무문제 등 국제금융시장의 충격이 발생했을 때 급증하는 모습을 보였다. TED spread의 경우 글로벌 금융위기 이외에는 비슷한 수준을 유지했다.

<그림 3-1> 변수 추이



출처 : IMF IFS, Bloomberg

## 제 2 절 단위근 검정

변수들 사이의 장기적 균형관계를 확인하기에 앞서 각 변수의 안정성에 대해 검정하였다. 검정에는 Augmented Dickey-Fuller Test를 사용하였으며 그 결과는 표 1과 같다. 검정 결과 실질이자율 차이를 제외한 모든 변수가 유의한 수준에서 불안정한(non-stationary) 것으로 판명되었다. 하지만 이 변수들을 1차 차분 시 비교역재 대비 교역재 가격은 10% 유의수준에서, 나머지는 1% 유의수준에서 안정적(stationary)으로 나타났다.

**<표 3-1> 단위근 검정<sup>1)</sup> 결과<sup>2)</sup>**

	수준변수		차분변수	
	t값	시차 <sup>3)</sup>	t값	시차 <sup>3)</sup>
실질실효환율	-1.438	0	-5.171***	0
실질이자율 차이	-4.450***	1	-15.544***	0
비교역재 대비 교역재 가격	-1.320	2	-2.760*	1
교역조건	-2.121	2	-8.501***	1
순대외자산	0.740	3	-10.004***	2
VIX지수	-2.198	0	-6.946***	0

주 : 1) Augmented Dickey-Fuller test

2) \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

3) SC(Schwarz Info Criterion) 기준, 최대값은 9

## 제 3 절 Johansen 공적분 검정 결과 분석

### 3.1. Johansen 공적분 검정

불안정한 변수들 간 장기의 안정적 관계를 찾아내기 위해 많이 쓰이는 것이 Johansen 검정법(Johansen, 1995)이다. 먼저 I(1)인 n개의 변수들로

이루어진 열벡터  $x_t$ 에 대한  $p$ 차 벡터자기회귀(Vector Auto Regressive, VAR)모형을 생각해 보자.<sup>11)</sup>

$$x_t = \eta + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \epsilon_t \quad (11)$$

이때  $\eta$ 는 상수로 이루어진  $(n \times 1)$ 의 열벡터,  $\epsilon_t$ 는 백색잡음(white noise)이다. 그리고 식 (11)을 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)으로 표현하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \eta + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \\ ; \Pi &= \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \end{aligned} \quad (12)$$

만약  $\Pi$ 의 계수가  $r (< n)$ 이면  $\Pi = \alpha \beta'$ 이고  $\beta' x_t$ 가 안정적인(stationary) 관계를 보이게 하는  $(n \times r)$ 인 행렬  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 존재한다. 이때  $r$ 은 장기의 안정적 관계 즉 공적분관계의 개수이고  $\alpha$ 의 각 항은 조정계수,  $\beta$ 의 각 열은 공적분 벡터이다. Johansen은 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 공적분의 개수에 대한 검정통계량으로 우도비율 검정통계량(likelihood ratio test statistics)을 사용하였다.

---

11) Johansen 검정 시 실질이자율 차이와 같은  $I(0)$ 인 변수들이 포함되더라도  $I(0)$ 인 변수 자체가 하나의 안정된 cointegration 관계를 가지기 때문에 문제가 발생하지 않는다 (Hjalmarsson and Pär Österholm, 2007).

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (14)$$

여기서 T는 샘플의 크기이고  $\hat{\lambda}_i$ 는 I번째 큰 특성근(eigen value)이다. 이때 첫 번째 trace 통계량( $J_{trace}$ )의 귀무가설은 ‘공적분의 개수가 r보다 작거나 같다.’이고 대립가설은 ‘공적분의 개수가 r보다 크다.’인 반면  $J_{trace}$  통계량의 귀무가설은 ‘공적분의 개수가 r이다.’이고 대립가설은 ‘공적분의 개수가 r+1이다.’이다. 또한 상수항이나 시간추세 포함 유무에 따라 기각역이 달라진다.

## 3.2. 공적분 검정 결과

### 3.2.1. VIX지수가 포함된 경우

먼저 식(10)에서 공적분 관계를 파악해 보았다. 공적분 개수 검정 결과는 <표 3-2>와 같다. 5% 유의수준에서 trace 검정통계량 기준으로 판단했을 때 데이터에 추세가 없고 공적분 관계에 절편 및 추세가 없는 경우 case 1을 제외하고는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 case 2와 case 3는 1개의 공적분 관계가, case 4와 case 5의 경우 2개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 3-2> 공적분<sup>1)</sup> 개수 검정<sup>2)</sup>

		Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
데이터	추세	X	X	Linear	Linear	Quadratic
공적분	절편	X	O	O	O	O
	추세	X	X	X	O	O
Trace		0	1	1	2	2
Max-Eigen value		0	1	1	1	2

주 : 1) 시차는 SC(Schwarz Info Criterion) 기준에 따라 1로 설정  
 2) 5% 유의수준, MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

공적분 관계식을 얻기 위해 두 가지 가정을 부여하였다. 먼저 실질실효 환율(q)의 계수는 1로 제한했다. 이는 식(10)과 같이 실질실효환율을 종 속변수로 하는 공적분 관계식을 쉽게 얻기 위해서 이다. 그리고 실질이 자율 차이(r-r\*)의 계수는 0으로 두었다. 실질이자율 차이는 II장에서 보 았듯이 장기균형환율(q\*\*)에 영향을 주는 변수로 설정되지 않았기 때문에 공적분 관계식에서 제외하였다.

추정된 공적분 관계식은 <표 3-3>과 같다. 이때 case 1을 제외한 모든 case에서 이론과 부합하는 계수의 부호가 나타났다. 데이터와 공적분 관 계식에 추세가 없고 공적분 관계식에 절편은 존재하는 case 2를 자료와 부합하다고 판단하여 채택하였다. case 2의 추정된 계수를 이용하여 현 재균형환율식을 나타내면 아래와 같다.

$$\ln q_t^{**} = 19.798 - 4.370 \cdot \ln tnt_t + 1.183 \cdot \ln tot_t + 0.061 \cdot nfa_t - 0.101 \cdot \ln vix_t \quad (15)$$

[-17.369] [12.783] [-6.287] [-6.847] [4.592]



<표 3-3> 공적분 관계식 계수<sup>1)</sup>

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
q	1	<b>1</b>	1	1	1
tnt	-17.45182 (3.81284) [-4.57712]	<b>4.369603</b> <b>(0.34183)</b> <b>[ 12.7830]</b>	4.404037 (0.34656) [ 12.7080]	4.425153 (0.22186) [ 19.9458]	4.417750 (0.22376) [ 19.7435]
tot	16.18473 (3.68469) [ 4.39243]	<b>-1.182840</b> <b>(0.18814)</b> <b>[-6.28701]</b>	-1.210327 (0.19074) [-6.34536]	-0.354068 (0.14875) [-2.38032]	-0.364661 (0.15002) [-2.43072]
nfa	-0.386628 (0.11497) [-3.36293]	<b>-0.060860</b> <b>(0.00889)</b> <b>[-6.84663]</b>	-0.060882 (0.00901) [-6.75560]	-0.010364 (0.00808) [-1.28240]	-0.010361 (0.00815) [-1.27116]
vix	-0.133605 (0.39605) [-0.33735]	<b>0.101306</b> <b>(0.02206)</b> <b>[ 4.59243]</b>	0.101367 (0.02236) [ 4.53252]	0.125850 (0.01364) [ 9.22930]	0.125117 (0.01375) [ 9.09772]
절편		<b>-19.79754</b>	-19.84870	-23.95630	-23.89273
추세				0.009630	0.010507
조정계수	-0.032634 (0.01216) [-2.68296]	<b>0.313695</b> <b>(0.19706)</b> <b>[ 1.59189]</b>	0.321115 (0.20089) [ 1.59846]	0.347136 (0.23348) [ 1.48679]	0.349444 (0.25010) [ 1.39719]

주 : 1) ( )는 표준편차, [ ]는 t값

### 3.2.2. EMBI spread가 포함된 경우

이번에는 식(10)에 VIX지수 대신 EMBI spread를 포함시켜 공적분 관계를 추정해보았다. 먼저 공적분 개수 검정 결과는 <표 3-4>와 같다. 5% 유의수준에서 trace 검정통계량 기준으로 보았을 때 case 1, case 4일 때는 하나의 공적분 관계가 나타났으며 나머지 경우에는 2개의 공적분 관계가 존재했다.

그리고 공적분 관계식 계수 추정에서는 case 2와 case 3에서 예상한 부호의 계수를 얻을 수 있었다. 마찬가지로 case 2를 가장 적절한 가정이 라고 선택하여 공적분 관계식을 표현하면 아래와 같다.

$$\ln q_t^{**} = 15.516 - 4.289*Intnt_t + 1.979*Intot_t + 0.044*nfa_t - 0.0003*embt_t \quad (16)$$

[-7.229] [7.485]            [-7.742]            [-3.727]            [4.015]

<표 3-4> 공적분<sup>1)</sup> 개수 검정<sup>2)</sup>

		Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
데이터	추세	X	X	Linear	Linear	Quadratic
공적분	절편	X	O	O	O	O
	추세	X	X	X	O	O
Trace		1	2	2	1	2
Max-Eigen value		1	0	0	1	1

주 : 1) 시차는 SC(Schwarz Info Criterion) 기준에 따라 1로 설정  
 2) 5% 유의수준, MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

<표 3-5> 공적분 관계식 계수<sup>1)</sup>

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
q	1	<b>1</b>	1	1	1
tnt	4.701849 (1.01812) [ 4.61816]	<b>4.289373</b> <b>(0.57306)</b> <b>[ 7.48504]</b>	4.289837 (0.58026) [ 7.39300]	4.112850 (0.34520) [ 11.9144]	4.094402 (0.35058) [ 11.6790]
tot	-5.689017 (0.99634) [-5.70992]	<b>-1.978553</b> <b>(0.25556)</b> <b>[-7.74191]</b>	-1.989914 (0.25877) [-7.68979]	-0.732082 (0.20228) [-3.61914]	-0.786366 (0.20543) [-3.82790]
nfa	0.093189 (0.03685) [ 2.52906]	<b>-0.044328</b> <b>(0.01190)</b> <b>[-3.72652]</b>	-0.044697 (0.01204) [-3.71093]	0.001896 (0.01098) [ 0.17266]	0.001507 (0.01115) [ 0.13511]
embi	0.000939 (0.00019) [ 4.93829]	<b>0.000291</b> <b>(7.2E-05)</b> <b>[ 4.01511]</b>	0.000293 (7.3E-05) [ 3.99422]	0.000314 (4.5E-05) [ 7.01003]	0.000316 (4.5E-05) [ 6.95231]
절편		<b>-15.51594</b>	-15.48017	-20.51164	-20.19626
추세				0.010961	0.011636
조정계수	-369.3400 (64.7989) [-5.69978]	<b>-1240.478</b> <b>(251.442)</b> <b>[-4.93345]</b>	-1237.027 (255.719) [-4.83744]	-1610.949 (352.630) [-4.56838]	-1691.104 (366.966) [-4.60834]

주 : 1) ( )는 표준편차, [ ]는 t값

### 3.2.3. TED spread가 포함된 경우

그리고 식(10)에 TED spread를 포함시켜 공적분 관계를 추정해보았다. 먼저 공적분 개수 검정 결과는 <표 3-6>와 같다. 5% 유의수준에서 trace 검정통계량 기준으로 보았을 때 case 1일 때는 공적분 관계가 나타나지 않았고, case 2와 case 3일 때는 하나의 공적분 관계가 나타났으며 나머지 경우에는 2개의 공적분 관계가 존재했다.

한편 공적분 관계식 계수 추정에서는 모든 case에서 예상한 부호의 계수를 얻을 수 없었다. 특히 case 2와 case 3에서는 TED spread 이외 변수들의 계수는 앞에서 살펴본 것과 같은 부호로 추정되었으나 TED spread는 음의 상관관계를 가질 것이라는 예상과 달리 양의 상관관계를 가진다고 나타났다. case 2의 공적분 관계식을 표현하면 아래와 같다.

$$\ln q_t^{**} = 18.960 - 4.834 * \ln tnt_t + 1.743 * \ln tot_t + 0.055 * nfa_t + 0.001 * ted_t \quad (17)$$

[-12.203][10.628]      [-6.430]      [-4.529]      [-4.918]

<표 3-6> 공적분<sup>1)</sup> 개수 검정<sup>2)</sup>

		Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
데이터	추세	X	X	Linear	Linear	Quadratic
공적분	절편	X	O	O	O	O
	추세	X	X	X	O	O
Trace		2	1	1	2	2
Max-Eigen value		0	1	1	2	2

주 : 1) 시차는 SC(Schwarz Info Criterion) 기준에 따라 1로 설정  
 2) 5% 유의수준, MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

<표 3-7> 공적분 관계식 계수<sup>1)</sup>

	Case 1	<b>Case 2</b>	Case 3	Case 4	Case 5
q	1	<b>1</b>	1	1	1
tnt	2.247883 (1.11876) [ 2.00926]	<b>4.833641</b> <b>(0.45479)</b> <b>[ 10.6283]</b>	4.829992 (0.45561) [ 10.6013]	-0.074607 (2.04141) [-0.03655]	1.518105 (1.50916) [ 1.00592]
tot	-3.121314 (1.09661) [-2.84632]	<b>-1.743474</b> <b>(0.27114)</b> <b>[-6.43014]</b>	-1.720258 (0.27163) [-6.33313]	-10.57654 (1.59208) [-6.64321]	-7.773090 (1.17699) [-6.60422]
nfa	0.063851 (0.03377) [ 1.89099]	<b>-0.054858</b> <b>(0.01211)</b> <b>[-4.52901]</b>	-0.055307 (0.01213) [-4.55788]	-0.467535 (0.08044) [-5.81203]	-0.342140 (0.05947) [-5.75322]
ted	-0.005645 (0.00106) [-5.31565]	<b>-0.001320</b> <b>(0.00027)</b> <b>[-4.91837]</b>	-0.001290 (0.00027) [-4.79589]	-0.008078 (0.00126) [-6.42669]	-0.005899 (0.00093) [-6.34820]
절편		<b>-18.96049</b>	-19.06600	44.96218	24.52636
추세				-0.095549	-0.067052
조정계수	0.092901 (0.03347) [ 2.77585]	<b>0.410355</b> <b>(0.10137)</b> <b>[ 4.04819]</b>	0.419282 (0.10398) [ 4.03224]	0.041707 (0.02632) [ 1.58485]	0.068909 (0.03619) [ 1.90402]

주 : 1) ( )는 표준편차, [ ]는 t값

### 3.2.4. 불확실성 지표가 제외된 경우

불확실성 지표의 영향을 파악하기 위해서 식(10)에서 거시변수만을 포함시켜 공적분 관계를 추정해보았다. 먼저 공적분 개수 검정 결과는 <표 3-8>과 같다. 5% 유의수준에서 trace 검정통계량 기준으로 보았을 때 case 1일 때는 공적분 관계가 존재하지 않으며 case 2, case 3 그리고 case 4는 1개 공적분 관계를 가지며 case 5에서는 공적분 관계가 2개 존재하였다.

그리고 공적분 관계식 계수 추정에서는 case 1을 제외하고는 모두 예상한 부호의 계수를 얻을 수 있었다. 마찬가지로 case 2를 가장 적절한 가정이라고 선택하여 공적분 관계식을 표현하면 아래와 같다.

$$\ln q_t^{**} = 23.724 - 5.724 * \ln tnt_t + 1.631 * \ln tot_t + 0.076 * nfa_t \quad (18)$$

[-13.586] [11.254] [-5.273] [-5.317]

<표 3-8> 공적분<sup>1)</sup> 개수 검정<sup>2)</sup>

		Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
데이터	추세	X	X	Linear	Linear	Quadratic
공적분	절편	X	O	O	O	O
	추세	X	X	X	O	O
Trace		0	1	1	1	2
Max-Eigen value		0	0	1	1	1

주 : 1) 시차는 SC(Schwarz Info Criterion) 기준에 따라 1로 설정  
 2) 5% 유의수준, MacKinnon-Haug-Michelis(1999)

<표 3-9> 공적분 관계식 계수<sup>1)</sup>

	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5
q	1	<b>1</b>	1	1	1
tnt	-24.79867 (5.78591) [-4.28605]	<b>5.724096</b> <b>(0.50865)</b> <b>[ 11.2535]</b>	5.807662 (0.51795) [ 11.2128]	6.286908 (0.55088) [ 11.4125]	6.249497 (0.54129) [ 11.5456]
tot	23.46112 (5.67589) [ 4.13347]	<b>-1.631149</b> <b>(0.30932)</b> <b>[-5.27339]</b>	-1.701296 (0.31497) [-5.40145]	-0.809494 (0.39802) [-2.03381]	-1.151512 (0.39109) [-2.94438]
nfa	-0.419780 (0.17496) [-2.39932]	<b>-0.075762</b> <b>(0.01425)</b> <b>[-5.31735]</b>	-0.075619 (0.01451) [-5.21206]	-0.017366 (0.02130) [-0.81527]	-0.027582 (0.02093) [-1.31782]
절편		<b>-23.72392</b>	-23.80970	-30.12012	-28.39894
추세				0.011367	0.010414
조정계수	-0.022568 (0.00895) [-2.52220]	<b>0.333751</b> <b>(0.13157)</b> <b>[ 2.53664]</b>	0.337356 (0.13265) [ 2.54322]	0.362821 (0.12491) [ 2.90472]	0.403907 (0.13634) [ 2.96250]

주 : 1) ( )는 표준편차, [ ]는 t값

## 제 4 절 결과 분석

### 4.1. 통화별 분석

먼저 식 (15)를 이용하여 현재균형환율( $q^*$ )을 도출하고 이것을 <그림 3-2>의 첫 번째 그림과 같이 시장환율과 비교해 보았다. 시장환율은 2000년대 중반부터 글로벌 금융위기 이전까지 균형수준을 상회하며 고평가된 모습을 보였다. 하지만 금융위기 이후부터는 균형수준을 밑돌며 저평가 기조로 전환하였다. 그리고 최근 들어 현재균형환율이 상대적으로 큰 폭의 변동성을 보임에 따라 시장환율은 균형수준에 대해 상회와 하회를 교차하였다.

각 통화별로 불확실성 변수가 미치는 영향을 살펴보기 위해 통화별 실질환율과 거시변수 및 VIX지수가 가지는 관계를 파악해 보았다. 그리고 <그림 3-2>에서와 같이 그 관계로부터 얻은 현재균형환율을 시장환율과 비교하였다. 그 결과 통화별로 거시변수 및 VIX지수와 맺는 장기관계가 서로 다른 양상을 보였다.

먼저 미달러화의 경우 식(19)에서 보는 바와 같이 VIX지수와 원달러 실질환율이 유의하게 음의 상관관계를 가지는 것으로 추정되었다. 그리고 시장환율이 대상기간 내내 현재균형환율을 밑돌며 저평가되는 모습을 보였다. 반면 유로화나 엔화의 경우 VIX지수와 음의 상관관계가 뚜렷하게 나타나지 않았다. 그리고 최근 들어 유로화 대비 원화는 상대적으로 고평가되어 있는 반면 엔화 대비 원화는 저평가되어 있다.



<미 달러화>

$$\ln q_t^{**} = 16.814 - 3.701 \cdot \ln tnt_t + 1.118 \cdot \ln tot_t + 0.028 \cdot nfa_t - 0.061 \cdot \ln vix_t \quad (19)$$

[-16.468] [9.572] [-5.968] [-3.679] [2.145]

<유로화>

$$\ln q_t^{**} = 10.540 - 2.090 \cdot \ln tnt_t + 0.771 \cdot \ln tot_t - 0.356 \cdot nfa_t - 0.293 \cdot \ln vix_t \quad (20)$$

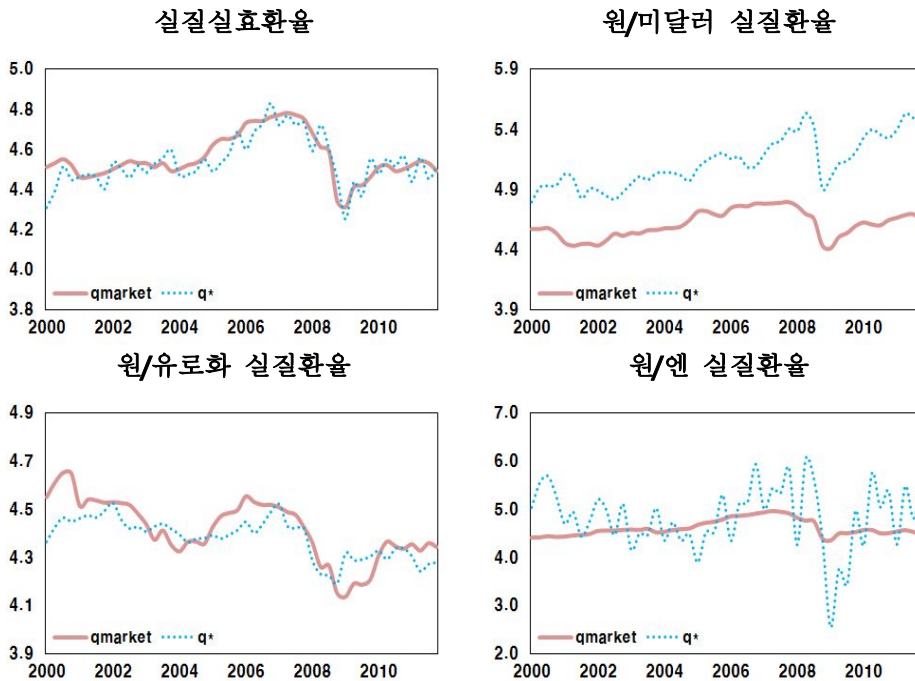
[-6.300] [4.774] [-8.512] [1.854] [1.052]

<엔화>

$$\ln q_t^{**} = -25.921 - 5.996 \cdot \ln tnt_t + 13.084 \cdot \ln tot_t + 0.220 \cdot nfa_t + 0.044 \cdot \ln vix_t \quad (21)$$

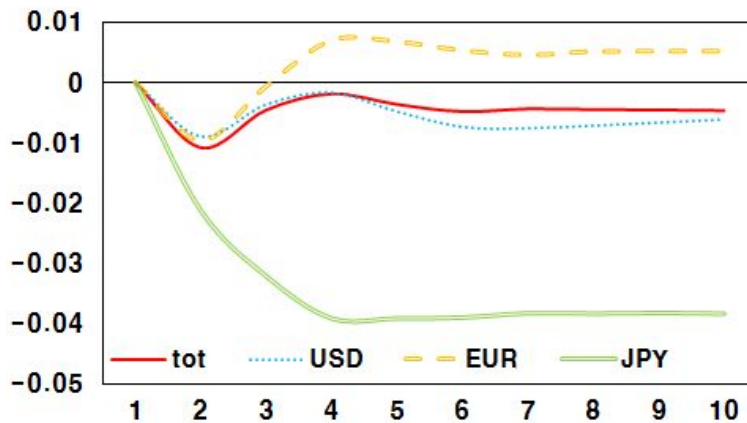
[19.624] [1.517] [-5.698] [-3.148] [-0.146]

<그림 3-2> 현재균형환율



<그림 3-3>은 VIX지수의 충격(shock)이 실질실효환율과 각 통화의 실질 환율에 미치는 영향을 나타내었다. 그림에서 나타나듯이 VIX지수 충격은 실질실효환율(tot), 미달러화 대비 실질환율(USD), 엔화 대비 실질환율(JPY) 등을 감소시켰다. 반면 유로화 대비 실질환율(EUR)은 VIX지수 충격에 대해 초반에는 감소하였다가 추후에 다시 양의 반응으로 전환하였다. 이는 최근 유로지역 국가채무 문제로 인해 미달러화나 엔화에 비해 안전자산으로서의 인식이 약화되고 있는 유로화의 모습을 나타낸다고 할 수 있다.

<그림 3-3> 충격반응함수

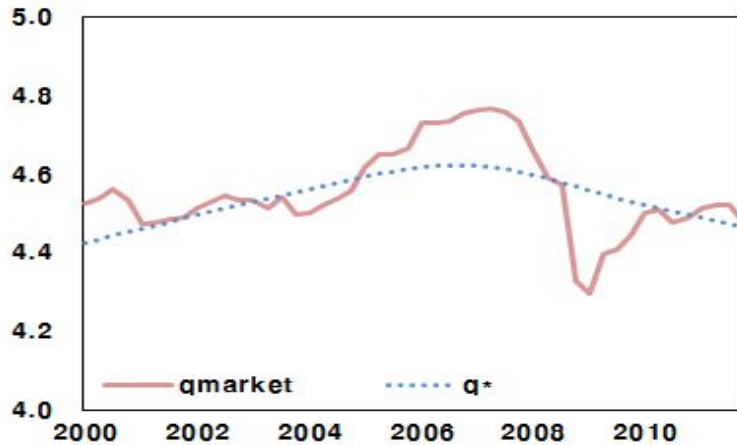


주 : Impulse response to Cholesky (d.f. adjusted) one S.D. Innovations

한편 장기균형환율은 제 2 장에서 살펴본 것과 같이 개별 거시변수들이 균형상태에 있을 때의 균형상태를 의미한다. 여기서 개별 거시변수들의 균형상태에 대한 대용변수로 Hodrick-Prescott Filter를 적용한 변수 값을 사용하였다. 이와 같은 과정을 거쳐 도출된 장기균형환율은 <그림 3-4>와 같다. <그림 3-4>를 보면 2000년대 중반부터 글로벌 금융위기 이전까지는 시장환율이 장기균형환율을 상회하다가 위기가 심화되면서 시장환율이 균형수준을 빠르게 밀돌았다. 그리고 이후 글로벌 금융위기가 다소

진정되면서 균형수준으로 회복 후 다소 고평가 되기도 했지만 2011년 말 들어 다시 균형수준으로 회귀하였다.

<그림 3-4> 장기균형환율



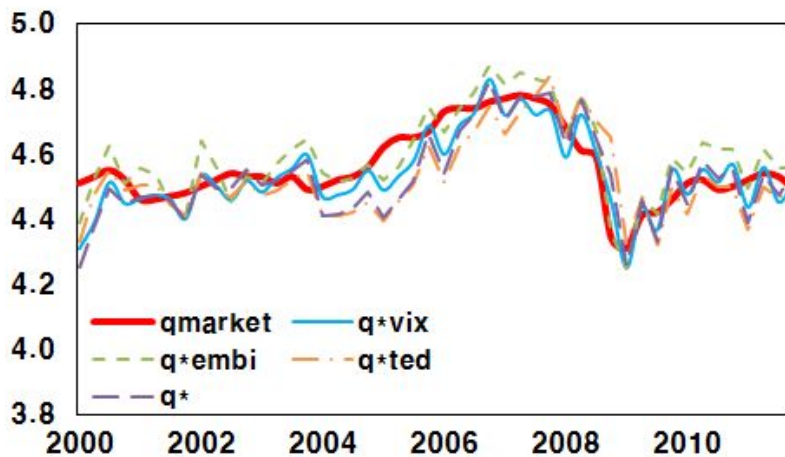
## 4.2. 불확실성 지표별 분석

통화 뿐만 아니라 불확실성 지표별로도 결과의 차이를 보였다. 위의 3.2.에서 살펴보았듯이 VIX지수와 EMBI spread는 예상했던 대로 원화 실질실효환율과 유의하게 음의 상관관계를 가졌지만 TED spread의 경우 오히려 양의 상관관계가 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 글로벌 금융 위기 이후 주요 선진국 중앙은행이 초저금리를 지속하는 가운데 양적완화 정책을 펼침으로써 전세계적으로 저금리 기조가 유지되고 있는 데 기인할 가능성이 있다. 즉 주식시장 및 신흥시장국의 채권가격 변동성에 비해 선진국의 국채시장 등 채권시장 변동성이 정책적 요인으로 인해 낮아지게 됨으로써 시장의 불확실성을 충분히 반영하지 못했을 여지가 있

다.

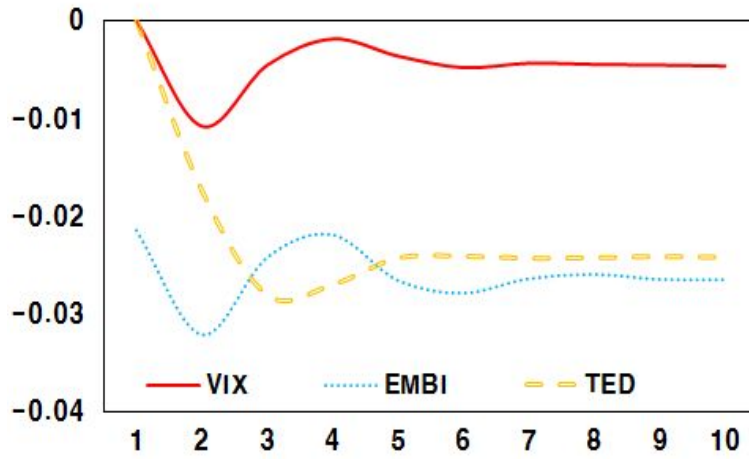
<그림 3-5>에는 불확실성 지표별 현재균형환율과 불확실성 지표를 포함하지 않았을 때의 현재균형환율( $q^*$ )을 시장균형 환율과 비교하여 나타내었다. 그림에서 각 현재균형환율을 대부분은 비슷한 움직임을 나타내었다. 다만 불확실성이 증대되는 시기에는 불확실성 지표를 포함한 현재균형환율이 불확실성을 제외한 현재균형환율보다 낮은 수준인 반면에 불확실성이 해소되는 시기에는 그 반대의 모습을 보임으로써 불확실성 지표와 균형환율간 음의 상관관계를 확인할 수 있다.

<그림 3-5> 현재균형환율



마지막으로 불확실성 지표의 shock이 실질실효환율에 어떠한 영향을 주는 지 살펴보았다. <그림 3-6>에서 나타나듯이 VIX지수, EMBI spread, TED spread 모두 불확실성 지표의 충격이 실질실효환율을 감소시키는 모습을 보였다.

<그림 3-6> 충격반응함수



주 : Impulse response to Cholesky (d.f. adjusted) one S.D. Innovations

## 제 4 장 결론

본고는 2000년대 들어 선진국으로부터의 거시경제 및 금융 충격이 빈번해짐에도 불구하고 외환시장에서 선진국 통화에 대한 수요가 지속되는 점에 의문을 가지고 시작하였다. 이러한 현상을 설명하는 가장 일반적인 방식이 불확실성 확대에 따른 안전자산 선호에 그 원인을 찾는 것인데 본고의 목적은 그러한 안전자산 선호를 실증적으로 확인해보고자 함이었다.

그러한 목적을 달성하기 위해 행태적균형환율 접근법을 이용하여 미달러화, 유로화 및 엔화 대비 원화의 실질실효환율이 불확실성 지표와 맺는 장기적인 관계를 파악하였다. 그리고 그것을 통화별, 불확실성 지표별로 분석해보았다.

결론적으로 대표적인 불확실성 지표인 VIX지수와 원화의 실질실효환율 간 유의미한 음의 상관관계를 확인할 수 있었다. 통화별로 분석해 보았을 때 안전자산 선호가 가장 뚜렷하게 나타나는 통화는 미 달러화였다. 또한 통화별로 균형환율과 시장환율간의 괴리가 다른 모습을 보였다. 그리고 충격반응 분석에서는 미달러화 및 엔화는 불확실성 충격에 대해 음의 반응을 보인 반면 유로화는 감소하였다가 다시 증가하는 행태를 나타냈다.

불확실성 지표별로 분석해 보았을 때 VIX지수와 EMBI spread는 예상했던 대로 환율과 음의 상관관계를 보였다. 반면 TED spread는 오히려 양의 상관관계를 보였는데 이것은 선진국 중앙은행의 초저금리 기조 및 양적완화에 따른 정책적 영향이 반영된 결과로 보인다. 그리고 각 지표

들에 해당되는 균형환율은 비슷한 움직임을 나타냈지만 수준의 차이는 존재했다.

이번 연구를 통해 선진국 통화 대비 원화의 가치가 거시변수 뿐만 아니라 불확실성 정도에 따라서도 영향을 받는다는 사실을 확인할 수 있었다. 서론에서도 언급했듯이 우리나라는 경제 체질상 균형환율 수준을 정확히 파악하고 향후 환율의 움직임을 전망하는 것이 중요하다. 따라서 본고의 결과와 같이 불확실성을 고려하여 환율의 향후 움직임을 예측하는 것이 중요하다.

## 참고문헌

- 강상모·주상영, 2004, “동아시아 주요국 환율의 고평가 여부 분석: 한국, 태국, 싱가포르의 경우”, 『금융연구』 18권 2호, 한국금융연구원, 1-28.
- 이충렬, 1998, “우리나라의 기본균형환율 추정”, 『계량경제학보』 8권, 159-189.
- 전선애·김정환, 2006, “원/달러 실질균형환율 추정: 행태균형환율 접근법”, 『경제연구』 24권 2호, 1-24.
- Barrel, R. and J.W. I. Veld, 1991, "FEERs and the Path to EMU", *National Institute Economic Review*, 51-58.
- Baur D.G. and LUCEY B.M., 2010, "Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold", *Financial Review*, Vol. 45, pp. 217-229.
- Baur D.G. and MacDermott T.K., 2010, "Is gold a safe haven? International evidence", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, pp. 1886-1898.
- Clark, P.B. and R. MacDonald, 1999, "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs", Chapter 10 in *Equilibrium Exchange Rates*, R. MacDonald, and J.L. Stein (eds.), *Kluwer Academic Publishers*, London, U.K..
- Fernandez, Francisco Maesot, Chiara Osbat, and Bernd Schnatz, 2001, "Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A



- BEER/PEER Approach", *European Central Bank Working Paper Series* No. 85, November.
- Hjalmarsson and Pär Österholm, 2007, "Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated", *IMF Working Paper* No. 07/141
- Johansen, Soren, 1995, "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford: *Oxford University press*.
- \_\_\_\_\_ and K. Juselius, 1992, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 169-210.
- Kariya, Justin and Hebner, Kevin, 2011, "Enhancements to J.P. Morgan's Long-term Fair Value Model", *Global FX Strategy*, J.P. Morgan,
- Klau, Marc and Fung, San Sau, 2006, "The new BIS effective exchange rate indices", *BIS Quarterly Review*
- Iossifov, Plamen and Loukoianova, Elena, "Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana", *IMF Working Paper* No. 07/155
- MacDonald, Ronald and J.L. Stein (eds), 1999, "Equilibrium Exchange Rates", *Kluwer Academic Publishers*, London, U.K..
- MacDonald, Ronald and Dias, Preethike, 2007, "Behavioural equilibrium exchange rate estimates and implied exchange adjustments for ten countries", *Peterson Institute of International Economics*

- Sachs, Jeffrey, Aaron Tornell and Andes Velasco, 1996, "The Mexico Peso Crisis: Sudden Death or Death Foretold?", *Journal of International Economics* 41, 265-283.
- Ricci, Luca Antonio, Milesi-Ferretti, Gian Maria and Lee, Jaewoo, "Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective", *IMF Working Paper* No. 08/13
- Rogoff, Kenneth, "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature* Vol. XXXIV, pp. 647-668.
- Williamson, John (ed), 1994, "Estimating Equilibrium Exchange Rates", *Washington, Institute for International Economics*.
- Wren-Lewis, Simon, P. Westaway, S. Soteri, and R. Barrell, 1991, "Evaluating the U.K.'s Choice of Entry Rate Into the ERM", *Manchester School*, Vol. 59 Supplement.

## 부 록 - 무역 가중치

원화의 실질실효환율을 계산에 이용된 국별 무역 가중치는 아래와 같다. 아래의 수치들은 BIS의 narrow basket weight를 기초로 산출하였다. BIS에서는 Armington(1969)에 근거하여 단일 재화, 대체 탄력성 일정, 거시 변수에 대한 명목환율 변화의 영향 제외 등을 가정으로 주요 27개국 (narrow basket)과 61개국(broad basket)을 대상으로 각각 무역 가중치 및 실효환율을 산출하고 있다.

### < 표 부록 >

(%)

연도	미국	유로지역	일본
2000~2001	41.4	22.9	35.7
2002~2004	36.0	26.6	37.4
2005~2007	32.2	30.2	37.6
2008~2011	30.4	31.3	38.2

## **Abstract**

# **Estimation of Korean Won(KRW)'s Real Effective Equilibrium Exchange Rate Considering Volatility Index**

**- Behavioral Equilibrium Exchange Rates Approach -**

**KWANG WON, LEE  
The Graduate School of Economics  
Seoul National University**

This paper focuses on the movement of Korean Won(KRW) exchange rate can be related to the rise and fall in uncertainty(volatility) in the international financial market; flow to safe haven currencies like US dollar, Japan yen may therefore explain some of the movements. The analysis in this paper focuses on the computation of Behavioral Equilibrium Exchange Rates (BEER), which links the exchange rate of Korean won against world's major currencies to a broad set of economic fundamentals and volatility index. In conclusion, increase in uncertainty is negatively correlated with the equilibrium exchange rate of Korean won. A main implication of this paper is that, high uncertainty and risk aversion leads to the depreciation of Korean won exchange rate against world's major currencies where some currencies -

often dubbed “safe haven currencies” – appear more attractive than others.

.....

**Keywords** : **Uncertainty, Safe-haven effect, Real effective exchange rate, Behavioral equilibrium exchange rate, Cointegration, Johansen test**

***Student Number*** : **2010 - 20183**