

# 원/달러 환율의 레짐 변화와 변동요인\*

박재진\*\*

3-상태 마코프 국면전환모형을 이용하여 원/달러 환율을 환율안정레짐(I), 환율변동레짐(II), 환율급변동레짐(III) 등 세 가지 레짐으로 구분하는 실증분석을 하였다. 원/달러 환율변동률을 피설명변수로 하고 국제수지통계를 이용한 외환수급 대리변수를 설명변수로 사용하였다.

추정결과 세 가지 레짐이 뚜렷하게 식별되어 환율안정레짐은 2000년대 대부분의 기간 중에, 환율변동레짐은 1990년대 대부분의 기간 중에, 환율급변동레짐은 1997년 아시아 외환위기 및 2008년 글로벌 금융위기 기간 중에 나타났다. 각 레짐이 유지될 확률은 레짐I, 레짐II 및 레짐III 각각 95.8%, 97.5%, 83.6%로 나타나고, 2000년대 들어 환율급변동레짐으로 전환될 확률은 16.3%로 나타났다. 이는 어느 정도 외환위기 발생 가능성이 상시 있음을 시사하는 것이다. 아울러 각 레짐별로 환율변동요인이 달라짐은 물론 동일한 환율변동요인도 레짐이 달라질 때 환율에 미치는 영향력도 달라지는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 원/달러 환율, 환율레짐, 환율변동률, 3-상태 마코프 국면전환모형, 국제수지

경제학문헌목록 주제분류: C22, F31, F47

## I. 서론

1997년 외환위기를 경험한 이후 우리나라는 2008년 글로벌 금융위기로 또 다시 외환위기에 버금가는 원/달러 환율의 급등을 경험하였다. 이는 우리나라의 외환보유액이 대폭 증가하였음에도 불구하고 우리 경제가 세계경제의 여건 변화에 매우 큰 영향을 받는 체질로 변화하였기 때문인 것으로 보인다. 이러한 외환위기 또는 급격한 환율 변화는 경제 전반에 매우 심각한 영향을 미친다는 점

\* 본 논문에 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원 두 분과 고려대학교 김창진 교수님, 명지대학교 최창규 교수님 및 이명훈 교수님, 그리고 본 논문이 최종 완결되어 수록될 수 있도록 많은 도움을 주신 이연호 편집위원장님 및 편집위원께 감사의 말씀을 드립니다.

\*\* 한국은행 외자운용원 계량분석팀장, 전화: (02) 759-5203, E-mail: jjinpark@bok.or.kr  
논문투고일: 2011. 12. 7 수정일: 2012. 1. 22 게재확정일: 2012. 2. 1

에서 오래 전부터 그 원인과 예측을 관한 연구가 지속되어 왔다. 그러나 경제 발전과 더불어 경제현상이 복잡해지면서 이에 관한 연구도 점차 복잡, 다양해져 왔다.

1997년 우리나라 외환위기에 관한 연구로는 1990년대까지는 박대근·이창용(1998), 최창규(1998), 박원암·최공필(1998, 1999), 백웅기·정지만(1999) 등이 있다. 이들의 연구결과를 개략적으로 요약하면 우리나라의 외환위기 원인이, ① 원화의 고평가, 과잉투자, 경상수지 적자 등 기초경제변수의 취약, ② 부족한 외환보유액 수준 등 외환정책 수단의 미흡, ③ 외채구조의 단기화 등 경제구조의 취약, ④ 경제관련 법률 등 제도의 미비, ⑤ 기타 과잉대출, 차입경영, 관치금융 등 취약한 경제 관행 등에 있었음을 지적하고 있다. 그러나 외환위기를 식별하고 예측하는 연구에 있어서 이러한 모든 요인을 동시에 사용하기가 쉽지 않은 데다 사후적으로 관측되는 위기를 더미변수나 시장압력지수 등으로 식별할 경우 자의적인 기준으로 인하여 예측이 적절한지를 검증하기가 쉽지 않다는 점이 단점으로 지적되고 있다.

이에 따라 2000년대 들어서는 이러한 단점을 개선하기 위한 노력이 진행되어 왔다. 김명직(2000)과 유지성·김권식(2004) 등은 외환위기를 자의적인 기준이 아닌 확률모형을 사용함으로써 외환위기 식별면에서 보다 객관적인 방법을 사용하였다. 하지만 이러한 방법론의 개선에도 불구하고 앞서 외환위기 원인을 객관적으로 지적할 수 있는 설명력은 크게 개선되지 않은 것으로 보인다.

따라서 본 논문에서는 앞서 이루어진 연구들의 장점들을 결합하여 실증분석을 실시하고자 하였다. 즉, 확률모형으로 외환위기 시기 등으로 구분되는 환율레짐을 식별하되 동 레짐별 환율변동요인을 회귀분석 방법을 통해 객관적으로 규명하고자 하였다. 구체적인 실증모형으로는 원/달러 환율변동률을 피설명변수로 하고 그 원인이 되는 변수를 설명변수로 하는 3-상태 Markov 국면전환모형을 사용하였다. 본 논문의 내용은 제Ⅱ절에서는 마코프 국면전환모형을 이용하여 외환위기에 관한 내용을 포함한 환율레짐에 관한 연구로서 국내외 사례를 소개하고, 제Ⅲ절에서는 실증분석에 사용한 추정방정식의 내용과 이용자료, 그리고 실증분석 결과를 설명하였다. 제Ⅳ절에서는 결론으로서 실증분석 결과를 요약하고 정책적 시사점과 연구 성과 등을 간략히 언급하였다.

## II. 환율레짐 변화에 관한 선행 연구

### 1. 해외연구 개관

마코프 국면전환모형을 이용하여 환율레짐에 관하여 연구한 해외의 사례로는 유럽통화시스템(European Monetary System: EMS)에서의 투기적 공격에 관한 연구와 아시아의 외환위기에 관한 연구 등이 있다.<sup>1)</sup>

먼저 Peria(1999)는 1979~1993년 기간 중 유럽통화시스템에 대한 투기적 공격을 연구하였다. 분석결과 시간가변 전이확률을 가진 Markov 국면전환모형이 투기적 공격 사례의 대부분을 포착하는 것으로 분석하였다. 아울러 경제기초변수와 시장의 기대가 모두 안정 상태에서 투기적 상태로 전이하는 확률을 결정한다고 보았으며, 이들 변수 중 재정적자가 가장 중요한 역할을 하는 것으로 평가하였다.

아시아 외환위기에 관한 환율레짐 연구는 2000년대 들어 활발해졌다. 먼저 Mariano, Gultekin, and Tan(2002)은 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 태국 등 4개국의 미달러화에 대한 환율레짐 변화를 분석하였다. 실증분석 결과 1981년과 1984년에는 태국이, 1997년에는 말레이시아와 태국이 강한 외환위기 징후를 나타낸 것으로 분석하였다. 아울러 환율변동레짐으로 전환시키는 가장 중요한 변수는 추세치에서 평가절상된 실질환율의 상태라고 지적하였다. Caporale and Spagnolo(2004)는 인도네시아, 한국, 태국 등 3개국의 미달러화에 대한 각국의 환율레짐 변화 여부를 실증분석하였다. 추정결과 1997년에 환율레짐 변화가 발생한 것으로 결론을 내렸다. Ismail and Isa(2007)는 영국 파운드화, 호주 달러화, 싱가포르 달러화, 그리고 일본 엔화 등 4개국 통화에 대한 말레이시아 링기트화 환율의 레짐 변화 여부를 추정하였다. 추정결과 상기 4개 통화에 대한 말레이시아 링기트화 환율이 1992년 유럽 금융위기와 1997년 아시아 외환위기에 레짐 변화가 있었던 것으로 결론을 내렸다. Ford, Santoso, and Horsewood(2007)는 인도네시아, 한국, 말레이시아, 태국 등 4개국의 외환위기 발생 여부를 연구하였다. 외환위기 측정자료로 외환시장압력지수를 사용하여 1997년 아시아 외환위기를 어느 정도 설명할 수 있는지를 분석하였다. 주요 설명변수로는 통

1) 중남미 일부 국가의 외환위기에 관한 연구도 있으나 아시아 외환위기를 중심으로 한 연구에 중점을 두었다.

화량(M2) 대비 외환보유액 비율, 국내 신용증가율, 실질환율 등을 사용하였다. 추정결과 실질환율이 외환위기에 가장 중요한 영향을 미치는 것으로 평가하였다. Brunetti, Mariano, Scotti, and Tan(2007)은 태국, 싱가포르, 필리핀, 말레이시아 등 4개국의 미달러화 대비 환율 변동성<sup>2)</sup>을 두 개의 레짐으로 구분하여 외환위기에 대해 연구하였다. 실증분석 결과 외환위기시 각국의 환율변동이 뚜렷하여 환율레짐의 변화가 나타난 것으로 결론을 내리고 이의 주요 요인을 실질실효환율, M2 대비 외환보유액 비율, 은행주수익률 등이라고 지적하였다.

## 2. 국내 연구 개관

마코프 국면전환모형을 사용하여 우리나라 외환위기에 관한 연구실적을 보면 2-상태 마코프 국면전환모형을 사용한 연구로서 김봉한·전선애(2002)와 박재진(2011)이 있으며 3-상태 국면전환모형을 사용한 연구로는 김명직(2000)과 홍승재·강규호(2004), 유지성·김권식(2004) 등이 있다.

상기 환율레짐 분석 사례 중 외환위기를 보다 상세히 식별할 수 있는 3-상태 마코프 스위칭 국면전환모형을 사용하여 연구한 결과만을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 김명직(2000)은 더미변수를 사용하거나 시장압력지수를 사용하여 외환위기를 식별하고 있는 기존연구들이 실제 위기를 적절히 식별하기 어렵다는 점을 개선하고자 현재 시점이 위기에 속할 확률을 추출할 수 있는 확률모형인 3-상태 마코프 국면전환모형을 사용하여 원/달러 환율레짐을 설명하고자 하였다. 1980년 1월부터 1998년 4월까지의 환율레짐을 평가절하, 평가절상, 위기국면 등 세 가지 국면으로 구분하여 외환위기를 식별하는 한편, KLR 위기선행지수<sup>3)</sup>를 외환위기 선행지수로 사용하여 외환위기의 예측 가능성도 분석하였다. 실증분석 결과 월별 환율변동이 이들 3개 국면과 일치하는 것으로 결론을 내렸다. 또한 1997년 대부분의 기간 중에 환율 절하국면에서 위기국면으로 전이될 확률이 평균보다 약 3배 이상 높게 나타난 점을 들어 외환위기 예측에 동 선행지수가 유용한 것으로 평가하고, 이러한 국면전환 현상이 실제 외환위기의 출발점인 1997년 10~12월보다 약 7개월 선행한다고 지적하였다.

2) 환율변동성 변수를 range 개념을 이용하여 다음과 같이 사용하였다.

$$l = \max[\ln(P_n)] - \min[\ln(P_n)] \quad (0 \leq n \leq N)$$

$$\sigma_{i,t} = \sqrt{\pi/8} \times l$$

3) 박원암·최공필(1998)이 작성한 KLR 위기선행지수를 사용하였다.

홍승제·강규호(2004)는 3-상태 마코프 국면전환 GARCH(1,1) 모형을 이용하여 경제레짐 변화시점을 외환위기 이전기간, 진행기간, 이후기간 등 세 기간으로 구분하여 분석하였다. 설명변수는 우리나라의 금융자산가격변수인 일별 회사채수익률, 종합주가지수, 원/달러 환율 등 3개 변수를 종합한 지수를 사용하고 1994년 1월부터 2002년 12월까지의 기간을 대상으로 추정하였다. 95%의 신뢰구간을 이용하여 환율레짐 변화시점을 추정한 결과 외환위기 시작 시점은 1997년 9~10월, 종료 시점은 1999년 2~4월인 것으로 결론을 내렸다.

유지성·김권식(2004)은 3-상태 마코프 국면전환모형을 사용하여 외환위기 전후 세 기간의 원/달러 실질환율의 레짐 변화와 동 변화요인을 실증분석하였다. 실질환율을 변화시키는 요소를 영구적 및 일시적 충격요소 두 가지로 구분하고 영구적 충격요소는 총공급 충격, 생산성 충격, 외환시장의 제도적 변화에 의한 충격 등에 의해, 일시적 충격요소는 통화충격 등에 의해 변하는 것으로 보았다. 즉, 실질실효환율이 추세적 부분과 자기회귀(AR) 과정을 따르는 안정적인 순환 부분으로 구성되는 것으로 보았는데 추세적 부분은 영구적 충격요소에 의해, 안정적인 순환부분은 추세적 부분과 실제 실질환율과의 괴리로서 나타나는 일시적 충격요소에 의해 영향을 받는 것으로 가정하였다. 1990년 3월부터 2003년 6월까지의 기간을 대상으로 실증분석한 결과 외환위기 이전에는 실질실효환율이 주로 일시적 충격요소에 의해 영향을 받았으나, 외환위기 이후에는 주로 영구적 충격요소에 의해 영향을 받은 것으로 평가하였다. 또한 외환위기 진행기간 중에는 일시적 충격 영향이 더욱 커진 것으로 분석하고 이의 원인을 포트폴리오투자 등 자본유출입의 급격한 변화 때문인 것으로 해석하였다.

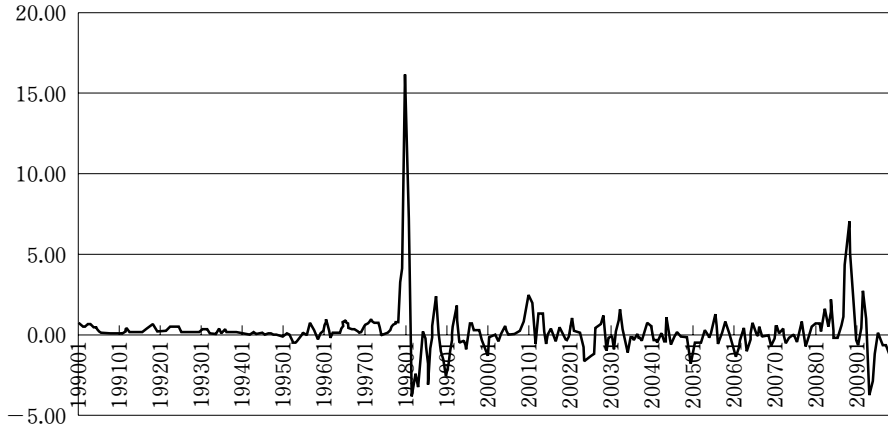
### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 추정방정식

우리나라의 원/달러 환율은 외환위기 및 글로벌 금융위기 기간 중에 변동률이 뚜렷하게 높은 것으로 나타나고 있다(<그림 1> 참조). 따라서 본 논문은 이와 같은 원/달러 환율 변동의 레짐을 구분하고 각 레짐별로 변동요인이 무엇인지를 규명하고자 하였다.

이를 위해 앞서 우리나라 외환위기에 대해 연구한 김명직(2000), 홍승제·강

42 월/달러 환율의 레짐 변화와 변동요인



<그림 1> 원/달러 환율변동률 추이

<표 1> 원/달러 환율변동률<sup>1)</sup>의 주요 통계적 특징(1990~2009년 중)

평균	표준편차	첨도	왜도
0.0989	1.5108	53.4179	5.4385

주: 원/달러 환율(월평균)의 로그값을 전기 대비 차분하고 이를 백분율(%)로 함.

규호(2004), 유지성·김권식(2004) 등이 활용한 연구방법으로서 세 가지의 환율 레짐을 식별하는 데 유용한 3-상태 마코프 국면전환모형을 이용하였다. 다만, 기존연구와 차별화하기 위하여 본 논문은 세 가지 환율레짐을 식별함과 동시에 각 레짐별로 환율변동에 영향을 미친 요인이 무엇인지를 통계분석을 통해 구체적으로 규명하고자 하였다. 즉, 원/달러 환율변동률을 피설명변수로 하고, 여러 개의 설명변수를 공통요인으로 하는 3-상태 마코프 국면전환모형 회귀분석을 실시한 후 각 레짐별로 통계적으로 유의한 설명변수를 각 레짐별 환율변동요인으로 식별하고자 하였다. 이때 통계적으로 유의한 설명변수가 각 레짐별로 다르다면 각 레짐별 환율변동요인이 다르다고 할 수 있을 것이다.<sup>4)</sup> 아울러 각 레짐별 환율변동요인을 유지성·김권식(2004)이 사용한 일시적 및 영구적 요소보다 훨씬 구체화된 통계를 설명변수로 사용하였다.

구체적인 실증분석을 하기 위해 먼저 원/달러 환율레짐을 ① 환율변동률이 상당히 낮은 시기를 나타내는 환율안정레짐(레짐I), ② 환율변동률이 중간 수준의 시기를 나타내는 환율변동레짐(레짐II), 그리고 ③ 외환위기 시기 등과 같이

4) 2-상태 마코프 스위칭 국면전환모형에 의한 원/달러 환율레짐 결정요인에 관한 분석은 박재진(2011) 참조.

환율변동률이 극심하게 높은 시기를 나타내는 환율급변동레짐(레짐Ⅲ) 등 세 가지 레짐으로 구분하였다.

이에 맞추어 실증분석모형은 3-상태 1차 Markov Process에 의해 변동하는 비관측 상태변수( $s_t$ )에 의해 의존하는 것으로 하여 다음과 같이 구성하였다.<sup>5)</sup> 원/달러 환율변동률  $y_t$ 를 피설명변수로 하고, 이에 대한 설명변수는  $k$ 개의 변수를 갖는 벡터로서  $x_t = (\{x_{1t}, \dots, x_{kt}\})$ 로 하였다.  $x_t$ 의 회귀계수인  $\beta$ 도 (1,  $k$ )벡터로 하되 3-상태의 비관측변수( $S_t \in 0, 1, 2$ )에 의존되도록 하여  $\beta(s_t) = (\beta_1(s_{1t}), \dots, \beta_k(s_t))$ 로 표시하였다. 이에 따라 추정방정식을 다음과 같이 구성하였다.

$$\begin{cases} y_t = x_t \beta'(s_t) + u_t \\ u_t | s_t \sim N(0, \sigma^2(s_t)) \end{cases} \quad (1)$$

여기서,  $y_t$ : 원/달러 명목환율의 log값의 1차 차분  $\times 100(\%)$   
 $x_t$ : 설명변수  
 $\beta(s_t)$ : 추정계수  
 $u_t$ : 오차항  
 $\sigma^2(s_t)$ : 오차항의 분산  
 $s_t$ : 비관측변수,  $S_t \in \{0, 1, 2\}$

오차항의 분산을 다음과 같이 상태( $s_t$ )의 함수로 하였다.

$$\sigma(s_t) = \begin{cases} \sigma_0 & \text{if } s_t = 0 \\ \sigma_1 & \text{if } s_t = 1 \\ \sigma_2 & \text{if } s_t = 2 \end{cases} \quad (2)$$

$y$ 의 평균( $\mu(s_t) = x \beta'(s_t)$ )은 상태변수로서 조건부 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} f(y_t | s_t = j, I_{t-1}, \theta) \\ = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \cdot \det(\sigma_{s_t,j}^{-1}) \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_{s_t,j})' \sigma_{s_t,j}^{-\frac{1}{2}} (y_t - \mu_{s_t,j})}{2}\right) \end{aligned} \quad (3)$$

여기서,  $I_{t-1} (= y_{t-1}, \dots, y_1)$ :  $t-1$ 기까지의 정보집합  
 $\theta$ : 모수벡터  
 $\sigma_{s_t,j}$ :  $s_t = j$ 인 경우의 표준편차

전이확률은 상태변수  $s_t$ 의 dynamics를 결정하는 것으로서 1기 전의 상태  $i$ 에서 급기의 상태  $j$ 로 전이할 확률을 나타낸다.

5) Krolzig(1998) 및 Bellone(2005) 참조.

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (i, j = 0, 1, 2) \quad (4)$$

한편, 설명변수로는 외환시장에서 환율변동에 직접적인 영향을 미치는 요인이 외환수급이라고 보고 이를 나타내는 대리변수로서 우리나라의 대외거래통계, 즉 국제수지통계를 이용하여 외환수급을 나타내는 변수로 활용하였다.<sup>6)</sup> 먼저 대외거래 중 실물거래의 결과로서 나타나는 외환수급으로는 국제수지통계 중 상품수지가 있으며, 금융거래의 결과로 나타나는 외환수급으로는 자본수지가 있다. 자본수지는 크게 투자수지와 기타자본수지로 구분되며 투자수지는 다시 직접투자, 증권투자, 기타투자로 구분되는 바 본 논문에서는 외화자금 거래 규모가 크고 거래빈도도 높은 증권투자수지와 기타투자수지만을 외환수급변수로 선택하고 해외 직접투자 및 외국인 직접투자 등은 외환수급 이외에 실물의 이전도 포함함에 따라 환율에 미치는 영향이 여타 외환수급변수와 다른 점을 고려하여 설명변수에서 제외하였다.<sup>7)</sup>

또한 상기 변수 중에서 국내외 거래 주체의 분리가 가능한 변수는 다시 유출입으로 재분류하였다. 예를 들어, 증권투자수지, 상품수지, 기타투자수지 등 3가지 변수를 각각 증권투자부채(유입)와 증권투자자산(유출), 수출과 수입, 기타투자부채(유입)와 기타투자자산(유출)으로 재분류하였다. 이처럼 이들 변수를 분리한 이유는 각 유출입 또는 수출입 거래의 주체가 내국인 및 외국인으로 서로 달라 이들의 거래동기나 행태가 상이하어 각 변수가 환율변동에 미치는 영향도 다르게 나타날 수 있을 것으로 기대하였기 때문이다.

이를 보다 구체적으로 설명하면 실물거래변수로는 국내상품에 대한 외국의 수요로서 수출을, 외국상품에 대한 국내수요로서 수입을 사용하였다. 금융거래 변수로는 국내 주식 및 채권에 대한 외국인의 투자자금과 외국 주식 및 채권에 대한 국내투자자의 투자자금을 나타내는 증권투자부채 및 증권투자자산을 사용하였다. 이는 내외금리차, 국내외 주가상승률 기대 등에 의해 변동하는 대표적인 금융변수이다. 또 다른 금융변수로는 국내금융기관의 대외부문 대출 또는

6) 기존연구들이 국내외 물가, 통화량, 금리 등 주요 거시경제변수나 실질환율 또는 균형환율과의 괴리 등을 환율변동요인으로 사용하는 경우가 많으나 경제·사회구조 변화 등 다양한 원인에 의해 양자 간의 관계가 일관성이 잘 나타나지 않는 경우가 많은 점과 환율이 외환시장에서 외환수급에 의해 직접 결정되는 점(국제수지접근법)을 고려하여 외환수급을 나타내는 변수를 환율변동요인으로 사용하고자 하였다.

7) 직접투자수지는 금융거래 뿐 아니라 실물투자도 상당 부분 포함하고 있어 외환시장에 미치는 영향이 여타 변수와 다르고 그 영향도 제한적일 것으로 판단되어, 이를 제외하고 모형을 추정함에 있어서도 큰 무리가 없을 것으로 보았으며 기타자본수지도 거래비중이 낮은 점 등을 고려하여 생략하였다.



차입금의 변동을 나타내는 기타투자부채 및 기타투자자산을 사용하였다. 이는 주로 국내 또는 해외 기업 등의 생산 또는 투자활동에 필요한 외화자금을 공급하는 대차거래라 할 수 있다.

따라서 이들 변수들을 설명변수로 하여 환율변동을 실증분석한 결과 이들 추정계수가 통계적 유의성을 가진다면 각 환율레짐별로 어떤 변수가 환율변동에 어느 정도 영향을 미치는지를 분석할 수 있게 된다. 다시 말하면, 각 레짐별 환율변동요인이 다르게 나타난다면 이는 각 레짐별로 환율변동요인이 달라짐을 의미하며 환율안정을 위한 외환정책 수단도 달라질 수 있음을 시사한다.

이 밖에 환율변동에 영향을 줄 수 있는 변수로서 정책변수를 추가하였다. 외환시장 상황이 급변할 때 외환시장 안정을 위해 외환당국이 외환시장 개입을 실시하는 데 이러한 시장개입이 환율에 상당한 영향을 줄 수 있기 때문에 이를 정책변수로서 추가하였다. 즉, 중앙은행의 시장개입에 따라 중앙은행의 준비자산이 변동한다는 점에서 이를 정책변수로 사용하였다. 이에 따라 구체적인 추정방정식은 다음과 같이 설정하였다.

$$y_t = c(s_t) + \beta_1(s_t)x_{1,t} + \beta_2(s_t)x_{2,t} + \beta_3(s_t)x_{3,t} + \beta_4(s_t)x_{4,t} + \beta_5(s_t)x_{5,t} + \beta_6(s_t)x_{6,t} + \beta_7(s_t)x_{7,t} + u_t$$

$$s_t \in \{0, 1, 2\} \tag{5}$$

여기서,  $y_t$ : 원/달러 환율(log값)의 전기 대비 차분값  $\times 100$

$c$ : 상수(CONST)

$x_1$ : 정책변수(준비자산 변동/명목GDP)(POLICY)

$x_2$ : 증권투자부채/명목GDP(PORT\_L)

$x_3$ : 증권투자자산/명목GDP(PORT\_A)

$x_4$ : 수출/명목GDP(EXP)

$x_5$ : 수입/명목GDP(IMP)

$x_6$ : 기타투자부채/명목GDP(OTHR\_L)

$x_7$ : 기타투자자산/명목GDP(OTHR\_A)

## 2. 이용자료

앞서의 모형 추정에 사용한 자료는 다음과 같다. 먼저 피설명변수인 환율은 월별 평균환율의 전월 대비 변동률(환율의 log값을 전기 대비 차분한 후 100을 곱함)을 사용하였다. 수출입변수는 통관기준통계<sup>8)</sup>를 사용하고, 증권투자수지는

8) 소유권 이전을 기준으로 하는 국제수지통계상 상품수지보다는 실제 수출입금융의 활용이

#### 46 월/달러 환율의 레짐 변화와 변동요인

주식 및 채권투자를 포함한 통계를 사용하였다. 기타투자수지는 직접투자와 증권투자에 포함되지 않는 금융기관의 대외 금융거래로서 금융기관의 대출 및 차입, 무역관련 신용, 현금 및 예금 등의 거래를 포함하고 있다. 여기서 수출금융 및 수입금융을 나타내는 무역관련 신용은 수출 및 수입과 중복되므로 제외하였다. 정책변수는 국제수지통계 항목 중 준비자산 증감을 사용하였다.<sup>9)</sup> 준비자산 증감은 외환당국이 외환시장에서 매입개입을 하는 경우 외환시장에서 외화유동성이 유출되고, 매도개입시에는 외환시장에 외화유동성이 공급되는 것으로 보았다.

한편, 이들 변수는 달러화로 표시된 유량변수로서 경제규모가 확대될수록 그 규모도 같이 커지는 점을 반영하여 이들 변수 모두를 경상GDP(원계열, 달러화로 환산)로 나눈 값에다 설명변수와 마찬가지로 100을 곱하여 백분율로 사용하였다.<sup>10)</sup>

데이터의 표본기간은 시장평균환율제도가 도입되어 우리나라 환율이 시장메커니즘을 반영하기 시작한 1990년 초부터 최근의 글로벌 금융위기를 포함한 2009년까지 20년간으로 하였다. 사용통계의 주기는 월별로 하였다. 그리고 각 설명변수의 단위는 백만 달러로 하고 명목GDP도 백만 달러로 조정된 수치를 사용하였다.

### 3. 실증분석 결과

#### 1) 단위근 검정

실증분석모형을 추정하기 전에 시계열의 안정성 여부를 파악하기 위하여 사용자료의 단위근 여부를 먼저 검정하였다. 단위근 검정결과 <표 2>와 같이 수출변수 및 수입변수가 단위근이 있어 시계열이 불안정한 것으로 나타났다. 이에 따라 이들 변수의 시계열이 안정되는 1차 차분한 자료를 사용하고 나머지 변수들은 그대로 사용하였다. 따라서 수출변수 및 수입변수의 표기는 각각 EXP 및 IMP에서 EXP(D)와 IMP(D)로 변경하여 사용하였다.

주로 발생하는 시기인 통관기준 수출입을 외환수급을 대리하는 변수로서 사용하였다.

9) 국제수지통계 중 준비자산 증감은 외환당국의 외환매매, 원/달러 이외 기타 통화 간 환율변동, 외화자산의 국외운용 결과 발생하는 수익 등으로 변동하는데 이를 구체적으로 분해할 수 없어 동 수치를 그대로 사용하였다.

10) GDP가 분기별 수치로 발표됨에 따라 이를 3등분하여 월평균 원/달러 환율로 나눔으로써 달러화 가치로 전환하였다.

〈표 2〉 추정자료의 단위근 검정결과

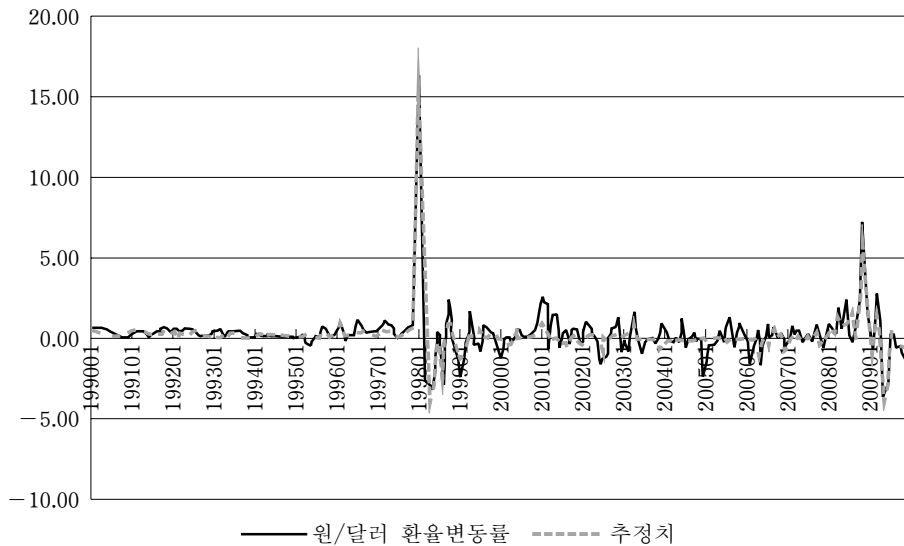
시계열	ADF	critical value <sup>1)</sup>		PP	critical value <sup>1)</sup>	
		1%	5%		1%	5%
EX-rate	-10.9690	1%	-3.4577	-8.4286	1%	-3.4576
		5%	-2.8735		5%	-2.8734
		10%	-2.5732		10%	-2.5732
POLICY	-7.7552	1%	-3.4588	-8.4241	1%	-3.4576
		5%	-2.8739		5%	-2.8734
		10%	-2.5734		10%	-2.5732
PORT_L	-5.9812	1%	-3.4595	-10.0000	1%	-3.4576
		5%	-2.8743		5%	-2.8734
		10%	-2.5736		10%	-2.5732
PORT_A	-4.2057	1%	-3.4592	-8.4128	1%	-3.4576
		5%	-2.8741		5%	-2.8734
		10%	-2.5736		10%	-2.5732
EXP	-0.7826	1%	-3.4603	-2.5605	1%	-3.4576
		5%	-2.8746		5%	-2.8734
		10%	-2.5738		10%	-2.5732
EXP(D)	-5.1172	1%	-3.4603	-32.7367	1%	-3.4578
		5%	-2.8746		5%	-2.8735
		10%	-2.5738		10%	-2.5732
IMP	-0.7751	1%	-3.4603	-2.3966	1%	-3.4576
		5%	-2.8746		5%	-2.8734
		10%	-2.5738		10%	-2.5732
IMP(D)	-5.1107	1%	-3.4603	-24.483	1%	-3.4578
		5%	-2.8746		5%	-2.8735
		10%	-2.5738		10%	-2.5732
OTHR_L	-4.6698	1%	-3.4594	-15.5720	1%	-3.4576
		5%	-2.8742		5%	-2.8734
		10%	-2.5736		10%	-2.5732
OTHR_A	-4.0199	1%	-3.4594	-11.5481	1%	-3.4576
		5%	-2.8742		5%	-2.8734
		10%	-2.5736		10%	-2.5732

주: 1) MacKinnon(1996)의 임계치임.

2) 추정결과

앞서 자료를 사용하여 3-상태 마코프 국면전환모형을 추정한 결과 추정치가 실적치를 매우 잘 반영하고 있으며 외환위기 시기 등(레짐Ⅲ)도 잘 식별하는 것으로 나타났다(〈그림 2〉 참조). 즉, 환율변동률이 가장 낮은 환율안정레짐(레짐 I)은 2000년대 대부분에 걸쳐 나타나고, 환율변동률이 이보다 높은 중간 수준으로 나타나는 환율변동레짐(레짐Ⅱ)은 1990년대 대부분에 걸쳐 나타났으며, 환율변동률이 가장 크고 극심한 환율급변동레짐(레짐Ⅲ)은 외환위기 및 글로벌 금융위기 시기에 주로 나타났다(추정결과와 filtering 및 smoothing 확률은 〈부록 2〉 참조).

이들 기간의 특징을 보다 구체적으로 보기 위해 모형 추정 후 확률이 가장 크게 나타난 레짐으로 각 추정대상 기간을 재분류하여 각 레짐별 환율변동률의 평균과 표준편차를 비교해 보았다. 먼저 레짐별 환율변동률 평균은 환율안정레짐(2000년대) 시기는 0.01%, 환율변동레짐(1990년대) 시기는 0.10%, 환율급변동레짐(레짐Ⅲ) 시기는 0.52%로 각각 나타나 앞서의 레짐별 구분을 뚜렷하게 뒷받침하였다. 그러나 이들 각 레짐의 환율변동률의 표준편차는 앞서의 구분과 달리 환율안정레짐(레짐 I) 시기(2000년대)에는 1.17%, 환율변동레짐(레짐Ⅱ) 시기(1990년대)에는 0.32%, 환율급변동레짐(레짐Ⅲ) 시기에는 4.45%로 나타났다.



〈그림 2〉 원/달러 환율변동률 및 3-상태 마코프 국면전환모형 추정치 추이

이와 같이 레짐별 환율변동률의 평균과 표준편차가 다르게 나타난 것은 다음과 같은 이유에 기인한 것으로 보인다. 먼저, 환율변동률 평균면에서 보면 환율안정레짐 시기(2000년대)가 환율변동레짐 시기(1990년대)보다 낮게 나타난 것은, 1990년대는 경상수지 적자를 주로 기록하여 상대적으로 환율상승률이 높았으나 2000년대에는 경상수지 흑자 등으로 환율 하락 압력이 높아 상대적으로 환율상승률이 낮았기 때문인 것으로 풀이된다. 그러나 환율변동성(환율변동률 표준편차) 면에서 환율안정레짐 시기(2000년대)가 환율변동레짐 시기(1990년대)보다 높아진 것은 1990년대에는 외환자본거래에 대한 규제가 지속되었던 데다 시장평균환율제도의 운용으로 일일 환율변동폭이 제한되어 있었으나, 외환위기 발생 이후인 2000년대는 시장평균환율제도에서 자유변동환율제도로 전환된 데다 외환·자본거래 자유화 진전으로 외환거래가 크게 확대된 데 기인한 것으로 풀이된다. 한편, 레짐Ⅲ 시기는 환율변동률 뿐만 아니라 환율변동성도 매우 큰 것으로 나타났는데 이는 동 시기가 외환위기 및 글로벌 금융위기가 발생한 시기로서 외환투기 등 시장참가자의 행태가 평상시와 크게 달라지는 등 환율변동면에서 상당한 구조변화가 발생한 데 기인한 것으로 풀이된다.

또한 모형 추정결과 각 레짐이 지속될 확률을 보면 <표 3>과 같이 1990년대의 환율변동레짐(레짐Ⅱ)이 유지될 확률은 97.5%, 2000년대의 환율안정레짐(레짐Ⅰ)이 유지될 확률은 95.8%로 매우 높게 나타나 각 레짐이 다른 레짐으로 쉽게 전환되지 않는 것으로 나타났다. 외환위기 등 환율급변동레짐(레짐Ⅲ)이 유지될 확률은 83.6%로 나타나 앞서의 레짐에 비해 상대적으로 낮기는 하나 매우 높은 수준으로서, 동 레짐 역시 일단 외환위기에 진입하면 평상시로 쉽게

<표 3> 3-상태 마코프 국면전환모형 추정결과 전이확률

레짐		$s_t=j$		
		1990년대 등 (레짐Ⅱ)	2000년대 등 (레짐Ⅰ)	외환위기 등 (레짐Ⅲ)
$s_{t-1}=j$	1990년대 등 (레짐Ⅱ)	0.975 (60.93)	0.030 (1.52)	0.001 (-)
	2000년대 등 (레짐Ⅰ)	0.011 (0.88)	0.958 (40.32)	0.163 (2.14)
	외환위기 등 (레짐Ⅲ)	0.014 (-)	0.012 (-)	0.836 (-)

주: ( ) 안은  $t-1$  값, log 우도함수값은 -203.80임.

〈표 4〉 3-상태 마코프모형에 의한 환율변동요인 추정결과

변수		1990년대 등		2000년대 등		외환위기 시기 등	
		레짐II		레짐I		레짐III	
		추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값
BETA	CONST	0.209***	5.15	0.298***	3.15	1.774*	1.74
	POLICY	0.053***	4.19	0.092***	3.62	0.154	1.35
	PORT_L	0.000	0.03	0.008	0.25	-0.092	-1.27
	PORT_A	0.056***	3.13	0.152***	3.19	0.877**	2.21
	EXP(D) <sup>2)</sup>	0.004	0.40	0.116***	3.22	-0.092	0.74
	IMP(D) <sup>2)</sup>	0.007	0.55	-0.045	-1.00	0.733***	3.14
	OTHR_L	0.046***	3.02	-0.006	-0.20	0.061	0.86
	OTHR_A	0.031**	2.42	0.001	0.51	0.177	0.39
잔차의 분산		0.033	5.78	0.539	6.88	4.972	3.00
Log Likelihood		-203.804					
DF		207					
JB <sup>2)</sup>	H <sub>0</sub> : Nor (p-value)	2,634.928*** (0.000)					

주: 1) \*\*\*p<.01, \*\*p<.05, \*p<.10.  
 2) ( ) 안의 D는 1차 차분을 의미함.  
 3) Jarque Bera 검정(H0: 잔차가 정규분포 포함), \*\*\*p<.01.

전환되지 않음을 보여주었다.<sup>11)</sup> 그런데 2000년대(레짐I) 들어 환율급변동레짐(레짐III)으로 전환될 확률은 16.3%로 매우 낮게 나타났는데 이는 평상시에 외환위기를 크게 우려할 수준은 아니나 어느 정도 가능성은 있음을 시사하는 것이다. 이는 1990년대에 외환위기로 전환된 확률보다 상당히 높아진 것으로서 2000년대 들어 경상수지 흑자 등으로 환율변동률이 낮아졌음에도 불구하고 자유변동환율제 도입과 외환·자본 자유화에 따른 환율변동성의 증대가 이러한 가능성을 높인 것으로 풀이된다.

한편, 3-상태 마코프 국면전환모형에 의한 환율변동요인을 추정한 결과 각 레짐별 추정결과는 〈표 4〉와 같이 나타났다. 추정결과에 대한 설명의 편의를

11) 김명직(2000)은 1980년 1월부터 1998년 4월까지 원/달러 기준환율의 변동률(%)을 3-상태 마코프 국면전환모형을 이용하여 전이확률을 추정한 결과 평가절상이 유지될 확률은 95.1%, 평가절하가 유지될 확률은 94.3%, 위기국면이 유지될 확률은 58.4%가 됨을 보였다.

위하여 연대순으로 표기하였다.

실증분석 결과 주요 특징을 보면 다음과 같다. 먼저 환율레짐이 달라지면 통계적으로 유의한 설명변수가 크게 달라지는 것으로 나타났다. 예를 들어, 각 레짐별로 추정결과를 보면 1990년대 등의 시기(레짐II)에는 정책변수(POLICY), 증권투자자산(유출)변수(PORT\_A), 기타투자부채(유입)변수(OTHR\_L) 및 기타투자자산(유출)변수(OTHR\_A)가 통계적으로 유의한 것으로 나타나고, 2000년대 대부분의 시기(레짐I)에는 정책변수(POLICY), 증권투자자산(유출)변수(PORT\_A) 이외에 수출변수(EXP(D))가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러나 이 기간 중에는 앞서 통계적으로 유의했던 설명변수인 기타투자부채(유입)변수(OTHR\_L) 및 기타투자자산(유출)변수(OTHR\_A)는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한편, 외환위기 시기 등(레짐III)에는 증권투자자산(유출)변수(PORT\_A)와 수입변수(IMP(D))만이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이처럼 각 레짐별로 환율변동률과 통계적으로 유의한 설명변수가 크게 다른 것으로 나타나 각 레짐별 환율변동요인이 뚜렷이 달라지는 것으로 나타났다.

다음으로 각 설명변수가 레짐이 변화함에 따라 환율변동률에 어떤 영향을 미쳤는지를 보았다. 먼저 정책변수(POLICY)는 레짐II에서 레짐I으로 전환(1990년대에서 2000년대로 전환)될 때 계수가 계속 플러스로 나타난 반면 레짐III로 전환할 시에는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이는 레짐I 및 레짐II 시기에는 정책당국이 수출 증대 또는 외환보유액 확충 목적으로 외환시장 매입개입을 주로 실시함으로써 양 시기 모두 환율을 상승시키는 방향으로 영향을 미쳤으나, 레짐III 시기에는 외환위기 시기 등으로 환율이 급격히 변화하는 환경 하에서 정책당국의 일관성 있는 외환시장 개입 여부가 불확실한 데다 글로벌 금융위기사 중앙은행 간 통화스왑계약 체결, 외국환은행의 대외채무에 대한 정부의 지급보증 등 외환시장 안정정책의 영향 등으로 동 효과가 뚜렷하지 않았기 때문인 것으로 보인다.

증권투자자산(유출)변수(PORT\_A)는 원/달러 환율변동성이 확대되는 방향으로 진전될수록(레짐II→레짐I→레짐III) 환율에 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다( $\beta_{PORT-A}$ : 1990년대 0.056\*\*\*→2000년대 0.152\*\*\*→외환위기 등 0.877\*\*\*). 이는 자본자유화 진전으로 2000년대 들어 그 효과가 커진 데다 외환위기 등의 시기에는 외환시장에서 외화유동성이 크게 줄어들어 동 변수의 환율상승 효과가 대폭 확대되기 때문인 것으로 풀이된다.

수출(증가)변수(EXP(D))는 2000년대에는 환율변동률과 통계적으로 유의한 것

으로 나타났으나 외환위기 등의 시기에는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 통계적으로 유의한 것으로 나타난 2000년대에 동 변수의 부호가 플러스(+)로 나타났는데 이는 수출증가폭이 확대(+)될수록 환율하락폭(-)은 오히려 줄어드는(-) 것을 의미한다. 즉, 수출증가폭 확대로 환율이 지나치게 하락할 경우 경제에 미치는 부정적 영향을 완화하기 위하여 정부가 외환시장 개입정책 이외에도 다양한 환율안정정책을 사용함으로써 환율하락폭이 줄어들기 때문인 것으로 이해된다. 한편, 레짐Ⅲ 시기에 수출(증가)과 환율과의 관계가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 것은 외환위기 시기 등에 있어서는 외화유동성 부족에 따른 수출금융 활용의 제약 등으로 수출이 평상시보다 원활하지 못한 데 기인한 것으로 보인다.

수입(증가)변수( $IMP(D)$ )는 레짐Ⅰ 및 레짐Ⅱ 시기에는 환율과의 관계가 뚜렷하지 않았으나 레짐Ⅲ 시기에는 환율과의 관계가 뚜렷해지는 것으로 나타났다. 이는 평상시에는 수입증가폭이 확대되어도 환율과의 관계가 뚜렷하지 않으나 외환위기 시기 등의 경우에는 수입이 크게 줄어들면서 환율을 크게 하락시키는 영향이 뚜렷하기 때문인 것으로 보인다. 즉, 외환위기 시기 등에는 외화유동성 부족 등으로 국내외 수입금융 공여자가 이를 대폭 축소하거나 오히려 환수함에 따라 수입업자의 수입금융 이용이 크게 제약되면서 수입이 대폭 감소(-)함과 함께 환율이 크게 하락(-)하기 때문인 것으로 풀이된다.

한편, 기타투자부채(유입)( $OTHR_L$ ) 및 기타투자자산(유출)( $OTHR_A$ ) 변수 모두 1990년대에는 통계적으로 유의했으나 2000년 이후에는 통계적인 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이는 외국인 증권투자가 활성화되기 이전인 1990년대에는 금융기관의 대차에 의한 자금의 유출입이 주로 이루어짐으로써 이들 변수가 환율에 미치는 영향이 뚜렷했었으나, 외환위기 이후 외환·자본 자유화로 외국인 증권투자자금의 유출입이 활성화되면서 금융기관의 대차에 의한 외화자금 유출입이 줄어들어 따라 동 변수가 환율변동에 미치는 영향도 약화된 데 기인한 것으로 보인다.

한편, 이들 변수가 통계적인 유의성이 있는 것으로 나타난 1990년대에 이들 변수의 부호가 모두 플러스(+)로 나타났는데 그 이유를 설명하면 다음과 같다. 먼저 기타투자부채(유입)변수가 부호가 '+'로 나타난 것은 환율이 상승하면 국내에서 외환이 부족함을 의미하므로 해외에서 외화를 조달하여 국내에 외화를 공급하기 위해서는 기타투자부채 증가를 통해 외화조달을 확대해야 함을 의미한다. 즉, 환율상승(+)과 기타투자부채(유입)(+)의 증가(+)와는 매우 밀



접한 양(‘+’)의 관계가 있었음을 보여주는 것이다. 한편, 기타투자자산(유출)변수 또한 부호가 ‘+’로 나타난 것은 마찬가지로 환율이 상승하면 국내에서 외환이 부족함을 의미하므로 국내에서 부족한 외화를 국내에서 사용하기 위해서는 해외에 대한 외화공급을 축소해야 함을 의미한다. 즉, 환율상승(‘+’)이 기타투자자산(유출)(‘-’)의 감소(‘-’)와 밀접한 관계가 있었던 것으로 풀이된다.

#### IV. 결 론

본 논문은 3-상태 마코프 국면전환모형을 이용하여 원/달러 환율의 레짐변화와 결정요인을 분석하였다. 환율변동을 설명하는 변수로는 외환수급을 나타내는 대리변수로서 국제수지통계를 일부 조정하여 사용하였다. 실증분석 결과 추정모형이 세 가지의 원/달러 환율레짐 변화를 잘 식별하는 것으로 나타났다. 이는 기존의 연구가 아시아 외환위기에 대해서만 식별한 점과 달리 2008년 글로벌 금융위기시의 원/달러 환율의 레짐변화도 식별하였다. 또한 실증분석을 통해 얻어진 주요 연구결과는 확률모형을 이용하여 원/달러 환율레짐을 식별함과 동시에 각 레짐별 환율변동요인도 식별할 수 있었다. 아울러 추정결과 환율레짐이 변화하면 환율변동요인도 달라질 뿐만 아니라 각 설명변수가 레짐이 변화함에 따라 환율에 미치는 영향력도 달라짐을 알 수 있었다.

이러한 실증분석 결과의 주요 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 환율안정레짐과 환율변동레짐이 유지될 확률이 각각 95.8% 및 97.5%로 매우 높은 것으로 나타났을 뿐만 아니라, 레짐Ⅲ가 유지될 확률도 83.6%로 나타나 외환위기가 일단 발생하면 위기 상태(레짐Ⅲ)가 상당기간 지속되는 것으로 나타났다. 한편, 2000년대 들어 레짐Ⅲ(외환위기 등)로 전환될 확률이 16.3%로 나타나 환율급변동레짐으로 전환될 가능성이 낮기는 하지만 어느 정도 상시 가능성은 있는 것으로 나타났다.

둘째, 1990년대 대부분은 환율변동레짐으로 2000년대의 대부분은 환율안정레짐으로 나타났는 바 이는 1990년대는 경상수지 적자 등으로 환율상승률이 다소 높았던 데 반해, 2000년대는 경상수지 흑자 등으로 환율상승 압력이 1990년대보다 낮았던 데 주로 기인한 것으로 보인다. 그러나 1990년대보다 2000년대의 환율변동성이 더 높아졌는데 이는 1990년대에는 시장평균환율제 운영 및 외환자본거래 규제 등으로 환율변동이 규제되었으나, 2000년대는 자유변동환율제

도입과 외환·자본 자유화 진전으로 환율변동성이 훨씬 높아진 데 기인한 것으로 풀이된다.

셋째, 각 레짐별로 보면 1990년대는 외환당국의 시장개입, 증권투자자산(유출)변수 및 기타투자자산(유출) 및 기타투자부채(유입)변수가, 2000년대는 외환당국의 시장개입, 증권투자자산(유출)변수, 수출변수가, 그 밖의 외환위기 시기 등(레짐Ⅲ)에는 주로 증권투자자산(유출)변수와 수입변수가 주요 환율변동요인을 요인으로 나타나 레짐별 환율변동요인이 상당히 달라지는 것으로 나타났다.

넷째, 각 설명변수의 계수가 레짐이 변화하면 크게 달라지는 것으로 나타났는데 이는 레짐별로 환율에 미치는 영향력이 달라짐을 의미한다. 특히, 외환시장에서 외화유동성 부족이 심화되는 외환위기 시기 등에는 그 현상이 매우 뚜렷한 것으로 나타났다.

이와 같은 실증분석 결과를 기초로 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다. 첫째, 글로벌 금융위기 시기도 원/달러 환율이 급변동하는 레짐으로 식별되었는 바 이는 1990년대 말 외환위기 시기와 달리 기업의 재무구조도 건전하고 국가의 외환보유액 규모가 매우 컸음에도 불구하고 발생한 것으로, 국내문제가 아닌 해외문제로 인해 환율급변동성이 올 수도 있음을 보여주는 것이다. 최근에도 유럽의 재정위기 우려가 원/달러 환율의 변동을 확대시키고 있는 점도 이를 뒷받침하고 있다. 따라서 이는 평상시에도 국제금융 환경의 변화에 의한 원/달러 환율의 급변동 가능성에 대비해야 함을 시사하는 것이다.

둘째, 원/달러 환율이 일단 환율급변동레짐으로 전환되면 그 아래 단계로 다시 회복될 확률이 낮다는 점에서 환율급변동레짐으로 전환되기 이전에 원/달러 환율을 안정화시킬 수 있는 방안을 사전에 구축할 필요가 있음을 시사하는 것이다.

셋째, 원/달러 환율변동요인을 국제수지통계를 이용한 외환수급으로 추정할 수 있게 된 점을 고려할 때 추정된 환율변동요인과 관련한 정책수단을 개발하면 외환위기를 사전에 예방하는 데 크게 도움이 될 것으로 기대된다. 예를 들어, 세계 각국은 글로벌 금융위기 이후 외환자본거래에 대한 규제를 강화하고 있는 바 증권거래(말레이시아), 외국인 주식투자(대만), 외국인 채권투자(인도네시아, 태국, 페루) 뿐만 아니라 외화대출금(스페인), 선물 및 스왑거래(스페인, 아일랜드) 및 외화예금(말레이시아) 등에 대해서도 규제하고 있다. 더욱이 일부 국가(중국, 태국)는 국내외 송금도 제한하는 정책을 실시하는<sup>12)</sup> 등 대부분의 국

12) 한국은행(2010).

가가 규제수단을 보유하고 있으므로 우리나라도 이러한 정책수단을 개발할 필요가 있다 하겠다.

마지막으로, 본 연구가 환율레짐마다 환율변동요인이 다르고 각 환율변동요인이 환율에 미치는 영향력이 레짐마다 달라진다는 점을 실증분석을 통해 확인할 수 있었다는 점이 원/달러 환율레짐 연구에 새로 기여한 점이라면, 앞으로는 외환수급 대리변수의 개발, 최근 진전을 보이고 있는 내생성 문제를 해결한 마코프 국면전환모형을 이용한 원/달러 환율에 관한 연구 등이 향후 연구과제라 하겠다.

## 참 고 문 헌

- 김명직, “확률모형에 의한 외환위기의 식별과 예측,” 『증권학회지』, 한국증권학회, 2000, 301~329.
- 김봉한·전선애, “한국의 외환위기에 대한 연구: 동남아로부터의 전염효과를 중심으로,” 『한국경제연구』 제8권, 한국경제학회, 2002. 6.
- 박대근·이창용, “한국의 외환위기: 전개과정과 교훈,” 『한국경제학회 심포지움 발표자료』, 1998. 3.
- 박원암·최공필, “한국 외환위기의 원인과 예측가능성,” 『한국경제의 분석』 제4권 제2호, 1998. 12.
- \_\_\_\_\_, “신호접근법에 의한 외환위기 예측,” 『계량경제학보』 제9집, 1998.
- \_\_\_\_\_, “한국 외환위기의 원인에 관한 실증분석,” 『국제경제연구』 제5권 제3호, 1999. 12.
- 박재진, “국면전환모형을 이용한 원/달러 환율의 결정요인 분석,” 명지대학교 경제학과 박사학위논문, 2011. 2.
- 백웅기·정지만, “은행위기의 원인과 예측가능성-한국의 경우를 중심으로,” 『한국경제의 분석과 전망 패널』 발표논문, 1999.
- 유지성·김권식, “국면전환모형을 이용한 실질 원/달러 환율의 변동요인 분석,” 『경제연구』 제25권 제1호, 2004. 5.
- 최창규, “투기적 공격이론과 한국의 외환위기,” 『한국은행 경제분석』 제4권 제2호, 1998. 11.
- 한국은행, 1997년 중 외환시장 동향, 2000년 중 외환시장 동향, 2008년 중 1/4

- 분기, 2/4분기, 3/4분기 및 2008년 중 외환시장 동향, 2009년 중 외환시장 동향 각호.
- \_\_\_\_\_, 『우리나라의 외환제도와 외환시장』, 2010. 12.
- 홍승제·강규호, “마크프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정,” 『금융경제연구』, 2004. 1.
- Bellone, B., “Classical Estimation of Multivariate Markov-Switching Models Using MSVARlib,” 2005, mimeo.
- Brunetti, C., R. S. Mariano, C. Scotti, and A. H. H. Tan, “Markov Switching GARCH Models of Currency Turmoil in Southeast Asia,” *International Financial Discussion Paper*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2007.
- Caporale, G.M. and N. Spagnolo, “Modelling East Asian Exchange Rates: A Markov-switching Approach,” *Applied Financial Economics*, 14, 2004, 233~242.
- Ford, J.L., B. Santoso, and N.J. Horsewood, “Asian Currency Crises: Do Fundamentals Still Matter? A Markov-Switching Approach to Causes and Timing,” Discussion Paper 07-07, University of Birmingham, 2007.
- Ismail, M. T. and Z. Isa, “Detecting Regime Shifts in Malaysian Exchange Rates,” *Journal of Fundamental Sciences* 3, 2007, 211~224.
- Krolzig, H. M., “Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for OX,” *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College*, Oxford, 1998.
- Mariano, R. S., A. G. Abiad, B. Gultekin, T. Shabbir, and A. Tan, “Markov Chains In Predictive Models of Currency Crises—With Applications to Southeast Asia,” PIER Working Paper 02-013, 2002.
- Peria, M. S. M., “A Regime-Switching Approach to Studying Speculative Attacks: A Focus on European Monetary System Crises,” Policy Research Working Paper 2132, 1999.

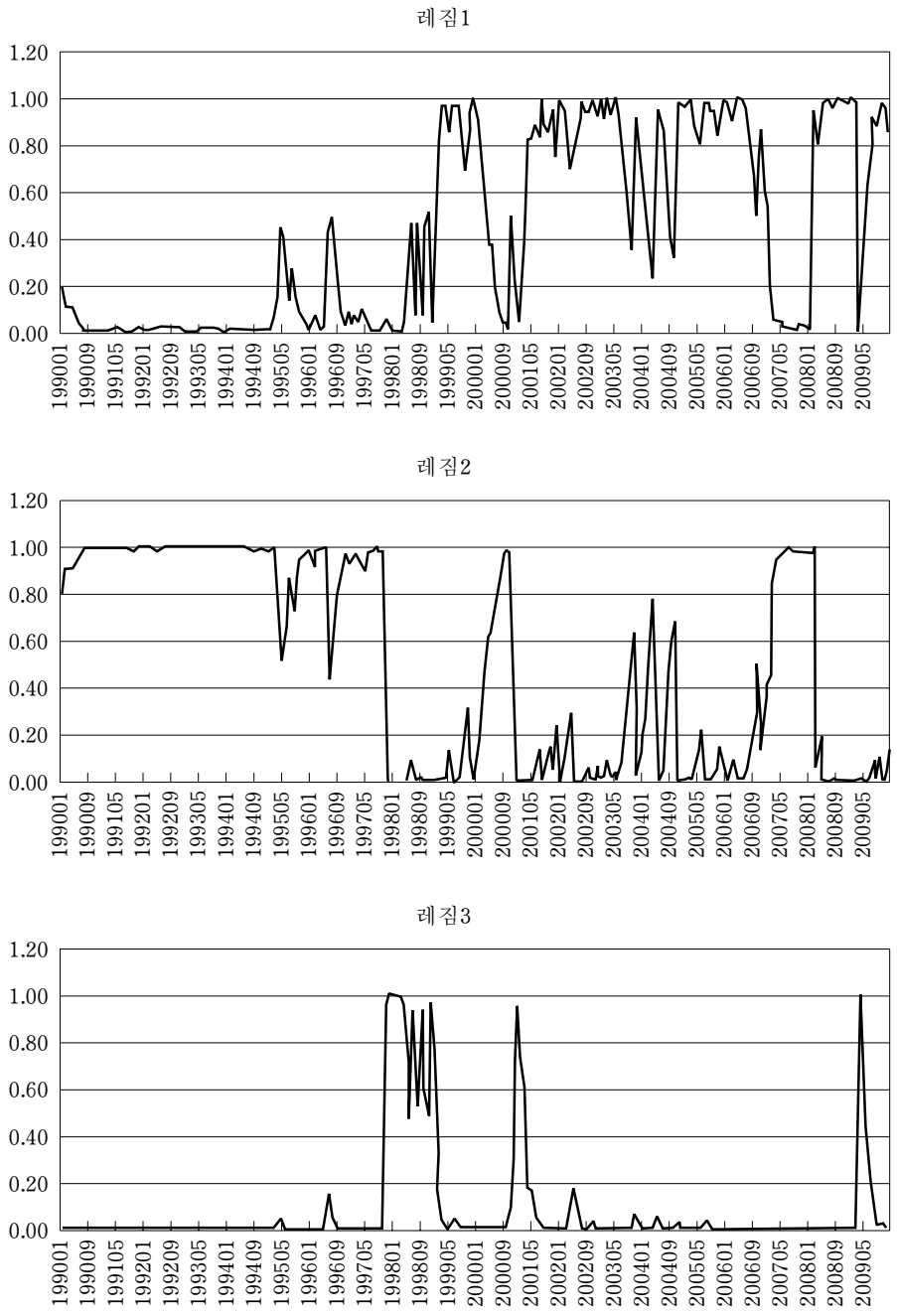
부 록

<부표 1> 마코프 국면전환모형을 이용한 환율 관련 국내외 연구 개관

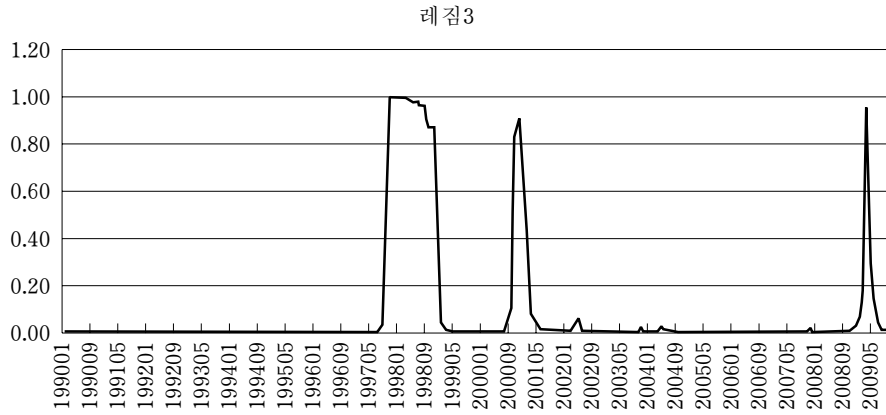
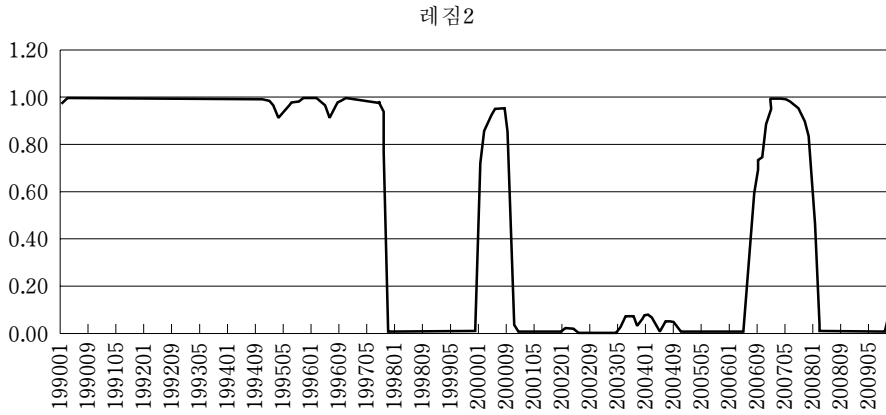
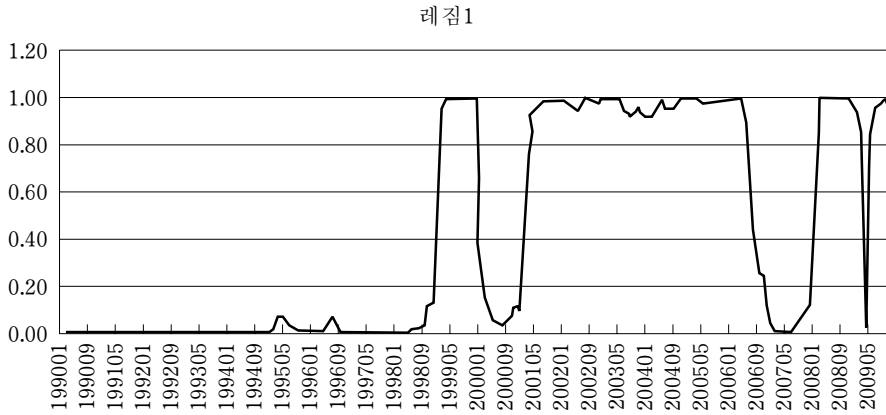
연도	저자	MS모형	통화 <sup>1)</sup>	기간(주기)	주요 내용	기타	
해외연구	1999	Peria	MS-AR(4) MS-VAR(1)	벨기에, 덴마크, 프랑스, 아일랜드, 스페인, 영국 통화	1979~1993 (월)	투기적 공격을 MS모형으로 포착 경제기초여건과 시장기대 모두 정적 상태에서 투기적 상태로의 전이확률 결정 MS모형이 외환위기 예측에 유용	
	2002	Mariano, Gultekin	MS-mean-variance	인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 태국	1974.1~1998.12 (월)	MS모형으로 외환위기 사전 징후 발견 태국, 말레이시아: 외환위기 징후 발견 인도네시아, 필리핀: 외환위기 약한 징후 발견	
	2004	Caporale & Spagnolo	MS-mean-variance	인도네시아, 한국, 태국	1970.1~2001.5 (월)	1997년 동아시아에서 레짐변화 발생 MS모형으로 환율변동의 평균 및 분산의 이산적인 구조변화 포착 가능	
	2007	Ismail & Isa	MS-AR	GBP, YEN, 호주 달러화, 싱가포르 달러/말레이시아 링기트화	1990.2~2005.6 (월)	4개 통화에 대해 말레이시아 링기트화 환율의 레짐변화 발견(1992년 유럽 금융위기시, 1997년 아시아 외환위기시)	
	2007	Ford Santoso & Horsewood	MS-TGARCH	인도네시아, 한국, 말레이시아, 태국	1973.2~1999.11 (월)	MS-TGARCH 모형이 기존의 logit 모형 및 단일 GARCH 모형보다 우월	
	2007	Brunetti, Mariano, Scotti, Tan	MS-GARCH	말레이시아, 싱가포르, 태국, 필리핀	1984.11~2001.12 (월)	외환위기시 환율변동성 증가 환율변동성과 레짐 전이확률에 실질실효 환율, M2 대비 외환보유액 비율, 은행주 수익률, 주식수익률 등이 영향	
국내연구	1999	김봉한 전선애	MS-AR(1)	외환시장 압력지수	1985.1~1998.12 (월)	우리나라의 외환위기가 외국의 외환시장 압력지수의 변화에 의해 전염되지 않은 것으로 결론	
	2000	김명직	3-상태 MS-일반화 해밀튼모형	원/달러	1980.1~1998.4 (월)	외환위기 출발점이 외환위기 발생시점보다 약 7개월 선행, 외환위기 전환시 원/달러 절하국면의 확률에 비해 외환위기로 전이될 확률이 약 3배 이상	
	2004	홍승제 강규호	3-상태 MS-GARCH	원/달러	1994.1~2002.12(일)	외환위기 시작점은 1997.9~10월, 외환위기 종료시점은 1999.2~4월	
	2004	유지성 김권식	3-상태MS	원/달러 실질환율	1990.3~2003.6 (월)	<실질환율의 변동요인> 외환위기 이전: 통화적 충격 등 일시적 요소, 외환위기 이후: 총공급 충격 등 영구적 요소	
	2011	박재진	2-상태MS	원/달러	1990.1~2009.12	원/달러 환율 주요 결정요인: 증권투자자금유출입, 수출입, 기타투자자산 및 부채, 준비자산 증감 등	

주: 1) 상대통화를 명시하지 않는 경우 USD임.

A1. 3-상태 마코프 국면전환모형 추정결과 Filtering 확률 추이



A2. 3-상태 마코프 국면전환모형 추정결과 Smoothing 확률 추이



[Abstract]

## The Regime Change in the Korean Won Exchange Rate and Its Determinants

Jae Jin Park\*

The main purpose of this paper is to identify the determinants of KRW/USD exchange rate variability using 3-state Markov switching model. To do this, KRW/USD regime is classified into 3 regimes such as the stable regime, the volatile regime and the turbulent regime(or crisis regime). Those regimes represent low, middle and high exchange rate change respectively during the each period. To explain the variability of KRW/USD exchange rate, the items of Balance of Payments are used as proxy variables of foreign exchange demand and supply, such as change in reserve (as the policy variable), export and import, inflows and outflows of portfolio investment and other investment.

The analysis reveals the following findings. Firstly, the probabilities of maintaining the stable and volatile exchange rate regime are so high that they shows that those regimes are not able to easily moved into other regimes. However, after entering into the 2000s, the probability of transferring to the turbulent regime is relatively very low, but it shows that the regime would not be easily stabilized, if it happens. Secondly, the determinants of KRW/USD exchange rate variability has changed in the different regimes. During the most of the 1990s, the determinants are the change in reserve(policy variable), outflows of portfolio investment, and the inflows and outflows of other investment. However, during the most of the 2000s, those are policy variable, outflows of portfolio investment, and export. However, under the turbulent regime, those are outflows of portfolio investment and import.

**Keywords:** KRW/USD, exchange rate variability, exchange rate regime change, 3-state Markov switching model, Foreign Exchange Rate Policy

**JEL Classification:** C22, F31, F47

---

\* Head of Quantitative Analysis Team, Foreign Reserve Management Group, The Bank of Korea,  
Tel: 82-2-759-5203, E-mail: jjinpark@bok.or.kr