

# 동아시아 국가의 사실상 환율제도에 대한 실증연구\*

金 尚 煥\*\*

본 연구는 Frankel and Wei(1994)의 환율회귀모형에 구조변화(structural change) 검증방법을 적용하여 사실상의(de facto) 환율제도가 시간에 따라 어떠한 변화를 보이는가를 분석하였다. 한국과 태국 등 동아시아 5개국의 환율제도를 분석한 결과, 경직적인 환율제도가 운용되던 아시아 금융위기 이전기간이나 변동환율제도로 전환한 위기 이후기간 모두 각국 정부는 공식적인(de jure) 환율제도에 구애받지 않고 대내외 경제여건에 따라 신축적으로 사실상의 환율제도를 운용하여 왔던 것으로 분석되었다. 특히, 위기 이후의 구조변화패턴을 보면, 분석대상 국가 모두에서 엔화의 비중이 뚜렷하게 높아지는 모습을 보였으나 2006년 이후 국제금융시장이 불안해지면서 다시 달러화에 대한 고정화 정도가 강해지는 양상을 보이고 있다. 따라서 위기 이후 동아시아 지역에서 엔화의 영향력이 강화되었던 것은 사실이지만 국제금융시장이 안정된 상황에 국한된 현상으로 이해하여야 할 것이다.

핵심주제어: 사실상의 환율제도, Frankel-Wei 회귀분석, 구조변화  
경제학문헌목록 주제분류: C4, F3

## I. 서 론

일반적으로 최적 환율제도에 대해 논의할 때 고정환율제와 자유변동환율제를 양 극단의 환율제도로 놓고 Crawling Band와 Crawling Peg 등을 중간단계 환율제도(intermediate regime)로 구분한다. Fisher(2001)는 자본시장이 개방된 국가가 중간단계의 환율제도를 채택할 경우 자본의 급격한 유출입으로 인해 금융위기의 가능성이 높아지기 때문에 중간단계제도는 지속적인 유지가 어렵다고 주장하였다. 이는 자본자유화가 시행되고 있을 경우 양 극단에 해당하는 환율제도,

\* 본 연구는 2008년 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었다. 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사위원께 감사드린다.

\*\* 충북대학교 사회과학대학 경제학과, 전화: (043) 261-2214, 팩스: (042) 271-1713, E-mail: swkim7@chungbuk.ac.kr

논문투고일: 2009. 4. 16 수정일: 2009. 5. 15 게재확정일: 2009. 6. 25

즉 완전한 고정환율제도 또는 자유변동환율제도만이 지속가능하다는 점에서 양극단해(two corner solution)이론으로 불리고 있다.

실제로 아시아와 남미의 신흥시장국들은 금융위기 이후 대부분 기존의 중간단계 환율제도를 포기하고 변동환율제도로 전환하였다. 반면, 말레이시아는 1998년 9월 중간단계제도인 관리변동환율제도를 포기하고 고정환율제도를 선택하였고, 홍콩도 통화위원회제도(currency board system)라는 고정환율제도를 동아시아 위기 이후에도 유지하고 있다. IMF의 「외환제도에 관한 연차보고서(Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions)」에 의하면, 양극단의 환율제도를 채택한 국가의 비중은 1990년 38.3%에서 2003년 69%로 크게 증가한 것으로 나타났다. 이처럼 각국이 대외적으로 선언한 환율제도를 기준으로 보면 양극단해이론은 현실적인 설득력이 있는 것처럼 보인다.

그러나 최근의 실증연구에 의하면, 신흥시장국들이 실제로 운용하고 있는 ‘사실상의 환율제도(de facto exchange rate regime)’가 공식적으로 선언한 ‘법적 환율제도(de jure exchange rate regime)’와 다른 것으로 밝혀지고 있다. 예를 들어, Calvo and Reinhart(2002)는 많은 신흥시장국들이 대외적으로는 자유변동환율제도의 시행을 공언하면서도 실제로는 관리변동환율제도처럼 환율정책을 운용하는 소위 자유변동환율에 대한 두려움(fear of floating) 현상을 보이고 있다고 지적하였다. Obstfeld and Rogoff(1995)에 의하면 고정환율제도를 선택한 경우에도 대부분의 국가들이 고정환율을 5년 이상 유지하지 않는 것으로 나타났다. 이처럼 많은 국가들이 대외적으로는 양극단의 환율제도를 선택하는 것처럼 선언해 놓고 실질적으로는 중간단계의 환율제도를 시행하고 있다는 실증분석 결과들은 ‘사실상의 환율제도’를 보다 객관적으로 구별해 낼 수 있는 통계적 분석방법에 대한 학술적 관심을 높이는 계기가 되었다(Ghosh, Gulde, and Wolf, 2002; Calvo and Reinhart, 2002; Levy-Yeyati and Sturzenegger, 2003; Reinhart and Rogoff, 2004).

본 연구는 동아시아 5개 국가의 환율제도를 분석대상으로 하여, 환율제도 분류를 위한 가장 대표적인 방법인 Frankel and Wei(1994)의 환율회귀모형에 구조변화(structural change) 검증방법을 적용함으로써 사실상의 환율제도의 시기별 변화를 분석하고자 한다. 단순회귀모형이라는 Frankel and Wei 회귀모형의 기본 틀은 유지하되, 구조변화 검증방법을 회귀모형의 모수에 적용함으로써 환율제도가 시기별로 다르게 운용되었는가를 검증하고 환율제도의 변화시점을 추정하기로 한다. 신흥시장국들은 환위험 헤지수단이 부족하고 외환시장이 협소

하여 외부 충격에 취약하다. 따라서 이들 정부는 외부여건에 따라 외환시장에 적극적으로 개입하여 내부적으로 정한 목표환율에서의 이탈을 억제하기도 하고 때로는 환율이 시장의 수급에 따라 결정되도록 시장개입을 자제하기도 한다. 또한 국내 경기와 경상수지 등을 조절하기 위해 외환시장에 적극적으로 개입하여 환율을 정부가 원하는 방향으로 조절하기도 한다. 즉, 신흥시장국들은 대외적인 여건변화와 국내 경제상황 등 시기별 상황을 반영하여 환율제도를 운용하는 것이 일반적이다. 따라서 구조변화 분석방법을 이용하여 환율제도의 시기별 변화를 분석한 본 연구는 표본기간 내내 하나의 환율제도가 지속된 것으로 가정한 선행연구들의 한계를 해결할 수 있다는 학술적 의의를 갖는다. 또한 금융국제화 추세를 고려할 때 각국 정부가 환율제도를 시기별로 어떻게 운용하고 있는가를 판별하는 작업은 학문적인 측면뿐 아니라 정책적으로도 매우 의미가 크다고 할 수 있다.

본 연구는 제II절에서 사실상의 환율제도에 관한 선행 연구문헌에서 사용된 연구방법을 정리하고 연구결과를 검토하며, 제III절에서는 환율제도 연구에서 일반적으로 이용되는 환율회귀모형에 대해 설명한 다음 환율제도의 구조적 변화를 검증하고 구조변화의 시점을 추정하는 계량분석방법들을 정리하였다. 제IV절에서는 본 연구에서 사용된 자료에 대해 설명한 다음 실증분석 결과를 설명하고, 제V절에서 분석결과를 간략하게 정리한 후 본 연구의 의의에 대해 설명하면서 결론을 맺는다.

## II. 선행 연구문헌의 연구방법과 분석결과

본절에서는 환율제도에 대한 선행연구들이 사실상의 환율제도를 분류하기 위해 이용한 통계적 분석방법들과 실증분석 결과를 개관한 다음, 본 논문의 분석대상인 동아시아 국가들에 대한 국내 선행연구들의 분석결과를 간단하게 정리하고자 한다.

먼저 기존 연구문헌들이 사실상의 환율제도를 분류하기 위해 이용한 방법에 대해 살펴보기로 하자. 분류방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있는데, 첫째는 대외지급준비금(*foreign reserves*)의 변동성에 비교한 환율변동성의 상대적 크기를 분류기준으로 삼는 방법으로 Levy-Yeyati and Sturzenegger(2003), Reinhart and Rogoff(2004) 등이 여기에 해당한다. 이들은 환율의 변동성이 지급준비금의

변동성에 비해 상대적으로 작으면 사실상의 고정환율제도로, 환율의 변동성이 지급준비금에 비해 상대적으로 크면 사실상의 변동환율제도로 구분하였다. 이 방법은 분석대상 국가의 환율이 미 달러화나 유로화 등 특정 통화에 대해 고정되어 있을 것으로 판단되는 경우에 적절하다. 이 분류방법을 이용한 연구문헌들의 실증분석 결과를 요약하면, 고정환율제도는 통화위원회(currency board) 제도를 법적으로 채택한 일부 국가들에서, 자유변동환율제도는 미국 등 소수의 선진국에서만 운용될 뿐 나머지 대부분의 국가들은 명확하게 분류하기 어려운 중간단계의 애매모호한 환율제도를 운용하고 있는 것으로 나타났다.

두 번째 방법은 통화바스켓에 대해 환율을 고정시키는 국가의 환율제도를 분류하는 데에 적절하며, 바스켓을 구성하는 통화 각각에 대한 가중치를 기준으로 사실상의 환율제도를 판별하는 방법이다. 이 가중치는 일반적으로 환율회귀모형에 의해 추정된다. 환율회귀모형은 Haldane and Hall(1991)이 처음 시도하였지만 Frankel and Wei(1994)를 계기로 환율제도에 관한 많은 실증연구에서 활용되기 시작하였기 때문에 Frankel-Wei 회귀모형이라 불리기도 한다. Frankel and Wei의 환율회귀모형(이하 F-W 회귀모형으로 표기)은 다음과 같은 선형회귀모형으로 정의된다.

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

여기에서  $y_i$ 는 분석대상 환율의 변화율,  $x_i = (1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})'$ 는 통화바스켓을 구성하는  $k$ 개 통화의 환율변화율과 상수항을 나타내는 벡터이고,  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ 는 상수항과 환율변수들에 대한 회귀계수벡터이다. 국가  $i$ 의 사실상의 환율제도는 회귀계수 추정치가 특정 통화에 대해서만 유의적인 1.0의 값을 갖는지, 다수의 통화에 대해 유의적인지를 근거로 분류한다.

두 번째 분류방법은 Frankel and Wei(1994), Ohno(1999), McKinnon(2000), Frankel, Fajnzylber, Schmukler, and Servén(2001), Bénassy-Quéré and Mignon(2006), Frankel and Wei(2007) 등을 비롯한 많은 실증분석에서 이용되었고, 국내에서도 Moon(2002), 김재영(2006)에서 우리나라를 포함한 동아시아 국가들의 환율제도를 분석하는 데에 이용된 바 있다. 이들 연구문헌들은 동일한 국가에 대해 사실상의 환율제도를 서로 다르게 분류하는 경우가 많은데, 이는 환율제도를 분류하기 위한 추정치  $\hat{\beta}$ 의 기준치 선택이나 표본기간 등에 따라 서로 다른 분류가 가능하기 때문이다. 상반된 분류가 발생한 또 다른 원인으로서는 기존의 실증분석 연구들이 F-W 회귀식 (1)을 분석기간 전체에 대해 추정하여 구한

계수추정치를 이용하여 사실상의 환율제도를 분류한 사실을 들 수 있다. 표본기간 전체에 대한 F-W 회귀모형은 분석대상 국가들이 표본기간 내내 환율제도를 한 가지 방식으로만 운용하고 있다는 전제하에서만 의미를 갖는다. 그러나 대부분의 국가들은 대내외 경제환경에 따라 환율제도를 신축적으로 운용하고 있기 때문에 표본기간 전체에 대한 F-W 회귀모형에 의존한 기존의 연구문헌에서는 신뢰할만한 결과를 기대하기 어렵고, 따라서 연구자에 따라 서로 상반된 결과가 도출되기 쉬운 것이다.

이러한 문제점을 해결하기 위해 시간에 따른 환율제도의 변화를 분석한 연구들이 발표되고 있어 이를 간단하게 정리하고자 한다.<sup>1)</sup> 먼저 Ogawa and Yang (2008)은 1990년 1월부터 2004년 4월까지의 동아시아 10개국 환율을 이용하여 환율이 어느 정도 신축적으로 결정되는가를 분석하였다. 환율결정과정의 신축성은 미 달러화에 대한 고정화 정도(degree of pegging)로 평가될 수 있으므로 이들은 다른 연구에서와 같이 F-W 회귀식에서의 미 달러화에 대한 계수추정값을 핵심 분석대상으로 삼았다. 이 연구가 기존 문헌과 차별화되는 점은 식 (1)을 반복 최소자승추정법(recursive least squares estimation)으로 추정함으로써 미 달러화에 대한 고정화(pegging) 정도가 시간에 따라 변화하는 양상을 보였다는 데에 있다. 분석결과를 보면 동아시아 지역의 위기경험국들에서 1997년 이후 달러화 계수추정치들이 뚜렷하게 작아지는 것으로 나타나 외환위기 당시 환율제도의 신축성에 구조적 변화가 발생하였고, 달러화에 대한 고정화 정도가 크게 낮아졌다. 국내에서는 김봉한·정세은(2007)이 동아시아 국가를 대상으로 엔화와의 동조화 정도가 외환위기를 계기로 변화하였는가를 검토하기 위해 F-W 회귀모형을 가변회귀방식으로 추정하였다. 계수추정치들의 시간에 따른 변화를 측정할 결과, 2000~2001년 중 분석대상국 모두에서 엔화와의 동조성이 미 달러화와의 동조성에 비해 크게 강화되었음을 확인하였다.

동아시아 국가의 환율제도에 관한 국내의 연구결과를 개관해 보면, 외환위기 이후 엔화와의 동조성과 환율제도의 신축성이 강화된 것으로 요약될 수 있다. 동아시아 위기 이전의 환율제도를 분석한 김태준·유재원(2001)에서는 홍콩, 인

1) Klein and Shambaugh(2008)도 전 세계 125개국을 대상으로 환율제도의 동학적 변화패턴을 분석하였다. 이들은 환율제도를 생존분석방법(survival analysis)을 이용하여 양극단의 환율제도를 공식적으로 채택한 국가들이 얼마나 오랜 기간 동안 법적인 환율제도를 지속하였는가를 분석하였다. 고정환율제도를 선언하였던 국가들 중 반 이상이 2년 이내에 고정환율을 포기한 것으로 나타났으며, 변동환율제도를 선택한 국가들도 대부분 짧은 기간 내에 정부의 적극적인 시장개입이 발생하게 됨을 보였다.

도네시아, 한국과 필리핀 등에서 사실상의 달러페그제가 운용되었던 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 전후의 환율제도를 비교·분석한 신동규·김동엽(2004), 김재영(2006), Kim(2007)은 외환위기 이후 완전한 자유변동환율제도가 시행되고 있다고 보기는 어렵지만 환율이 위기 이전에 비해 훨씬 신축적으로 결정되고 있다고 주장하였다. Moon(2002), 김재영(2006)과 김봉한·정세은(2007)은 동아시아 외환시장에 Frankel and Wei 회귀분석을 한 결과 달러화의 비중이 낮아지고 대신 엔화의 영향력이 크게 강화되었음을 보였다.

### Ⅲ. 계량분석방법

본 연구에서는 앞에서 언급한 선행연구의 한계를 해결하고 분석대상 국가의 시기별 환율제도 변화를 계량적으로 분석하기 위해 구조변화 검증방법을 이용하기로 한다. 여기에 소개된 구조변화 분석방법은 환율제도의 시기별 구조변화를 검증하고 추정할 수 있을 뿐 아니라 경험적 변동과정(empirical fluctuation process)을 이용하여 구조변화의 원인도 분석할 수 있는 장점이 있다. 시간에 걸친 환율제도의 변화를 포착하기 위해서는 제Ⅱ절에서 소개한 김봉한·정세은(2007)과 Ogawa and Yang(2008)의 반복 최소자승법 또는 가변회귀모형을 이용할 수도 있다. 그러나 이들 연구들은 시간에 따른 계수추정치 변화를 그래프로 보임으로써 환율제도의 개략적인 변화양상을 시각적으로 확인하는 데에 그치고 구체적으로 어느 시점부터 환율제도에 구조적 변화가 발생하였는가에 대해서는 해답을 제시하지 못하고 있다. 본 연구에서는 연구자의 자의적인 판단에 의존하지 않고 구조변화의 구체적인 시점을 제시하기 위해 단락점(breakpoints) 추정방법을 이용하기로 한다.

본 연구의 실증분석 방법은 다음의 질문에 대한 구체적인 답을 제시하는 데에 적절하다. 첫째, 주어진 환율제도가 특정 기간 동안 안정적으로 유지되고 있는가? 둘째, 안정적이지 않다면 환율제도가 언제(when) 그리고 어떻게(how) 변화하였는가? 환율제도의 안정성에 대한 첫 번째 질문에 대해서는 구조변화 검증방법(Andrew, 1993; Hansen, 2001; Zeileis, 2005)을 이용하여 분석하고, 두 번째 질문은 구조변화의 시점발견(dating structural changes)이라고도 하는 단락점 추정방법(Bai, 1997; Bai and Perron, 2003)을 통해 검토하기로 한다. 구조변화 분석방법들은 주로 회귀모형계수에 대해 적용되어 왔다. 그런데 환율제도의

구조변화를 포착하는 데에는 환율회귀모형의 계수뿐만 아니라 오차항 분산의 구조변화도 중요한 의미를 갖는다. 환율모형의 오차항 분산은 환율변화의 신축성 또는 외환시장의 불안정성 등을 측정하므로 사실상의 환율제도를 포착하는 데에 중요한 정보를 제공하기 때문이다. 따라서 본 연구는 회귀모형의 계수뿐만 아니라 오차항 분산도 분석대상 모수에 포함되도록 기존의 구조변화 분석방법을 확대·변형하여 이용하였다.

이하에서는 본 연구에서 사용된 환율회귀모형을 개략적으로 설명하고 환율회귀모형의 구조변화 검증방법과 구조변화의 시점추정방법을 간략하게 설명하기로 한다.

## 1. 환율회귀모형

본 연구에서 이용한 F-W 회귀식은 바스켓 구성통화로 달러화, 엔화, 유로화를 포함시키고 환율데이터는 다음과 같이 로그변화율로 변환하여 회귀분석에 이용하였다.

$$\begin{aligned} \Delta \log e_i^{\text{home/SFR}} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log e^{\text{USD/SFR}} + \beta_2 \Delta \log e^{\text{YEN/SFR}} \\ & + \beta_3 \Delta \log e^{\text{EUR/SFR}} + \varepsilon_i. \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)에서  $e_i^{\text{home/SFR}}$ 는 국가  $i$ 의 스위스 프랑에 대한 환율을 나타낸다. 각 통화의 환율을 산출하는 데에 이용되는 기준통화로는 스위스 프랑과 같이 분석대상 통화와의 연관성이 낮으면서도 거래가 활발한 통화가 주로 이용되는데 SDR이나 금 등이 이용되기도 한다.<sup>2)</sup>

국가  $i$ 가 특정 통화에 대해 고정환율제도를 유지할 경우 해당 통화에 대한 회귀계수는 1의 값을 갖고 나머지 계수들은 0의 값을 갖게 되며, 오차항의 분산  $\sigma_\varepsilon^2$ 도 0에 가까운 매우 작은 값을 갖게 된다(이론적으로는  $\sigma_\varepsilon^2=0$ ). 중간단계 환율제도에 해당하는 바스켓환율제도에서는 회귀계수  $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$ 가 바스켓을 구성하는 통화에 대한 가중치로서의 의미를 갖고 통계적으로 유의적으로 나타나게 되며,  $\sigma_\varepsilon^2$ 은 바스켓환율에서 벗어날 수 있는 신축성 범위에 의해 결정된다. 자유변동환율제도의 경우에는  $\sigma_\varepsilon^2$ 이 커지고  $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$ 는 분석대상 국가와 미국, 일본, 유럽과의 경상수지와 자본수지 관계를 반영하여 결정될 것이다.

2) 일반적으로 기준통화의 선택이 분석결과에 크게 영향을 미치지 않는 것으로 알려져 있다 (Frankel and Wei, 1994, 2007).

## 2. 구조변화 검증방법

구조변화 검증은 모수  $\theta$ 가 시간  $i=1, 2, \dots, n$ 에 걸쳐 안정적이라는 다음의 귀무가설을 검증한다.

$$H_0: \theta_i = \theta_0, \quad i=1, 2, \dots, n.$$

기존의 구조변화 검증방법들(Hansen, 2001; Zeileis, 2005)은 오차항의 분산  $\sigma_\varepsilon^2$ 은 장애모수(nuisance parameter)로 처리하고 회귀계수  $\beta$ 의 안정성만을 검증한다. 그런데 환율모형의 구조변화를 검증하기 위해서는 식 (2)의 회귀계수  $\beta$ 뿐만 아니라 오차항의 분산  $\sigma_\varepsilon^2$ 에 대해서도 구조변화 검증을 해야 한다. 본 연구에서는 모수추정에 필요한 추정식(estimated functions)을 이용하여 검증통계량을 도출하였는데, 이 방식은 분산  $\sigma_\varepsilon^2$ 을 분석대상 모수로 통합하는 데에 편리한 장점이 있다.

구조변화 검증은 다음과 같은 단계를 거쳐 도출된다. 첫째, 구조변화를 검증하고자 하는 모형을 추정하고, 둘째 M-추정 스코어(M-estimation scores)의 누적합(cumulative sum)으로부터 시간에 따른 변화를 포착할 수 있는 경험적 변동과정(empirical fluctuation process)을 도출하고, 셋째 경험적 변동과정을 scalar값으로 요약한 검증통계량을 도출한다.

첫째 단계에서는 다음과 같이 M-추정 스코어를 이용하여 모수( $\beta, \sigma_\varepsilon^2$ )를 추정한다.

$$\psi_\beta(y_i, x_i, \hat{\beta}) = (y_i - x_i' \hat{\beta}) x_i = 0, \quad (3)$$

$$\psi_{\sigma_\varepsilon^2}(y_i, x_i, \hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon^2) = (y_i - x_i' \hat{\beta})^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2 = 0. \quad (4)$$

위의 추정방법은 최소자승추정, 최우추정법, 도구변수추정법과 GMM 등 다양한 추정방법들을 포괄한다.

둘째, 모수의 안정성은 위의 M-추정 스코어에 추정치를 대입한 경험적 스코어(empirical score)가

$$\hat{\psi}_i = (\psi_\beta(y_i, x_i, \hat{\beta}), \psi_{\sigma_\varepsilon^2}(y_i, x_i, \hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon^2))' \quad (5)$$

평균인 0에서 어느 정도 괴리를 보이는가를 평가함으로써 검증한다. 모수( $\beta, \sigma_\varepsilon^2$ )가 안정적인 귀무가설하에는  $\hat{\psi}_i$ 가 0의 평균을 갖지만 대립가설에서는 구조변



화 기간 중 0에서 체계적인 괴리를 보일 것이다. 경험적 스코어의 0으로부터의 괴리는 누적합과정  $W_n(t) = n^{-1/2} \sum_{i=1}^{[nt]} \hat{\psi}_i$  ( $0 \leq t \leq 1$ )을 공분산행렬 추정치  $\hat{V}$ 로 표준화한 경험적 변동과정(empirical fluctuation process: EFP)으로 측정한다.

$$efp(t) = (n\hat{V})^{-1/2} \sum_{i=1}^{[nt]} \hat{\psi}_i, \quad (0 \leq t \leq 1). \quad (6)$$

여기에서  $[x]$ 는  $x$ 보다 작거나 같은 정수를 나타낸다. 모수가 안정적인 귀무가설하에서 경험적 변동과정(EFP)은 Brownian bridge  $W^0(t)$  ( $t \in [0, 1]$ )를 따르게 된다.

셋째, 경험적 변동과정은 시간에 따른 변화를 그래프로 그림으로써 시각적으로 모수의 구조변화 여부를 판단하는 데에 직접 이용될 수 있다. 그러나 통계적 추론을 위해서는 변동과정에 범함수(functional)를 적용하여 scalar값의 검증 통계량으로 변환하여야 한다. 다양한 범함수를 고려할 수 있는데, 아래의  $S_{dmax}$ 와 같이 변동과정을 시간과 모수에 대해 최대화한 double maximum 방식을 이용하거나 Nyblom-Hansen의 Cramer-von Mises 통계량  $S_{CvM}$ 과 Andrew(1993)의 sup LM 통계량  $S_{LM}$ 에서 이용된 범함수가 자주 이용된다.

$$\begin{aligned} S_{dmax} &= \sup_{t \in [0, 1]} \|efp(t)\|_{\infty}, \\ S_{CvM} &= n^{-1} \sum_{i=1}^n \|efp(i/n)\|_2^2, \\ S_{LM} &= \sup_{t \in \Pi} \frac{\|efp(t)\|_2^2}{t(1-t)}. \end{aligned} \quad (7)$$

위의 마지막 통계량의  $\Pi$ 는 관측치들 중 일부를 절사(trim)함에 따라 형성된  $[0, 1]$ 의 부분집합을 나타낸다.

### 3. 구조변화의 시점측정

환율회귀모형의 구조변화를 검증하여 계수의 불안정성이 확인되었을 경우 사실상의 환율제도가 어느 시점에 변하였는가를 알기 위해서는 구조변화의 단락점(break point)을 추정하여야 한다. 구조변화의 시점추정(dating)은 개략적으로 다음의 단계를 거쳐 이루어진다. 첫째 단계는 분석기간 중 구조변화가 최대  $M$ 번 발생할 수 있다고 가정하고 각각의 구조변화 횟수  $m=0, 1, 2, \dots, M$ 에 대해 최적의 부분기간을 추정한다. 즉,  $m=0$ 일 때는 표본기간 전체에 대한 우

도를 구하고,  $m=1$ 일 때는 표본기간을 2개의 부분기간으로 나눌 수 있는 모든 경우에 대해 로그우도를 최대화하는 최적 부분기간  $(1, i_1), (i_1, n)$ 을 구한다.  $m=2$ 인 경우에는 표본기간을 3개의 부분기간으로 나눌 모든 가능한 부분기간 조합에 대해 우도최대화를 하여 최적 부분기간  $(1, i_1), (i_1, i_2), (i_2, n)$ 을 구한다. 이러한 과정을 최대 구조변화 횟수  $m=M$ 까지 반복한다. 둘째 단계에서는 구조변화 횟수  $m$ 이 많아짐에 따라 우도가 높아지는 문제점을 보완하기 위해 구조변화 횟수에 대해 페널티(penalty)를 준 정보기준(information criteria)을 기준으로 최적의 구조변화 횟수  $m^*$ 을 구한다. 이에 해당하는 최적 부분기간  $(1, i_1), (i_1, i_2), \dots, (i_{m^*}, n)$ 는 첫째 단계에서 구한 부분기간을 이용하면 된다. 구체적으로 첫째 단계에서는  $m(=0, 1, 2, \dots, M)$ 번의 구조변화를 가정하여 전체 표본기간을  $m+1$ 개의 부분기간  $(i_{j-1}+1, i_j), j=1, \dots, m$ 을 구한 다음 각각의 부분기간에 대해 다음의 음의 로그우도(negative log likelihood)  $\psi_{NLL}$ 를 계산한다.

$$\psi_{NLL}(\beta, \sigma) = \sum_{i=i_{j-1}}^{i_j} -\log\left(\sigma^{-1}\phi\left(\frac{y_i - x_i'\beta}{\sigma}\right)\right).$$

각각의 부분기간에 대한  $\psi_{NLL}$ 을 합하여  $NLL(i_0, i_1, \dots, i_n)$ 을 계산한다.

$$NLL(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} nll(i_{j-1}+1, i_j).$$

여기에서  $nll(i_{j-1}+1, i_j) = \psi_{NLL}(\hat{\beta}^{(j)}, \hat{\sigma}^{(j)})$ 는  $j$ 번째 부분기간의 데이터로 측정된 음의 로그우도값을 나타낸다. ( $i_0=0, i_{m+1}=i_n$ ) 구조변화가  $m$ 개 존재하는 최적의 기간구분은 음의 로그우도  $NLL(i_1, \dots, i_m)$ 를 최소화하는 값으로 구할 수 있다.

$$I_{m,n} = \operatorname{argmin}_{(i_1, \dots, i_m)} NLL(i_1, \dots, i_m).$$

구조변화 횟수가 늘어남에 따라 로그우도로 나타난 설명력은 높아질 수 있지만, 모수의 개수가 증가하여 모형이 복잡해지는 문제가 발생한다. 따라서 두 번째 단계에서는 구조변화의 횟수  $m=0, 1, 2, \dots$  각각에 대해 계산한 로그우도  $I_{m,n}$ 과 함께 모수의 개수에 대한 페널티를 동시에 고려한 정보기준  $IC(m)$ 을 계산하여 이 값을 최소화하는 최적횟수  $m^*$ 를 결정하게 된다.

$$IC(m) = 2NLL(I_{m,n}) + \text{penalty} \cdot ((m+1)(k+2) + m). \quad (8)$$

여기에서 페널티는 일반적인 BIC와 Liu, Wu, and Zidek(1997)이 제안한 수정 BIC에 따라 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{penalty}_{BIC} &= \log(n), \\ \text{penalty}_{LWZ} &= \alpha \log(n)^{2+\sigma}. \end{aligned}$$

여기에서 Liu, Wu, and Zidek는  $\alpha=0.299$ ,  $\delta=0.1$ 로 하여 페널티를 설정하였다.

#### IV. 자료설명과 실증분석

##### 1. 분석자료 설명

본 연구는 우리나라를 포함한 태국, 인도네시아, 말레이시아, 싱가포르 등 동아시아 5개국의 환율제도를 분석대상으로 하였는데, 금융 및 외환시장이 성숙한 싱가포르는 신흥시장국과의 비교를 위해 포함하였다. 분석기간은 1990년 1월 1일부터 2008년 5월 말까지이며 주별 데이터를 이용하였다. 주별 환율은 브룸버그통신에서 제공하는 일별 환율데이터에서 매주 수요일 자료를 추출하여 이용하였고, 어느 하나의 환율이라도 수요일 자료가 없을 경우 목요일 자료를 이용하고, 목요일 자료도 없을 경우에는 화요일 자료를 이용하였으며, 화·수·목요일의 자료가 없는 주는 분석대상에서 제외하였다. 주별 자료를 사용한 이유는 일별 자료를 이용할 경우 동아시아 외환시장과 미국 및 유럽시장과의 시차 문제가 발생하게 되고, 월별 자료를 이용할 경우에는 여러 차례에 걸친 구조변화를 분석하는 데에 필요한 충분한 자유도를 확보하기 어렵기 때문이다. 유로화는 1999년 1월 이후부터 이용가능하므로 그 이전 기간에 대해서는 독일 마르크화의 환율을 이용하였다.

##### (1) 동아시아 각국의 환율제도 변천과정

<표 1>은 분석대상 국가들이 대외적으로 선언한 법적 환율제도를 정리한 것인데, 말레이시아를 제외한 나머지 국가들은 1997년 외환위기를 계기로 기존의 경직적인 환율제도에서 자유변동환율제도로 변경하였다. 위기 이전의 환율제도를 살펴보면, 한국의 경우 1990년 3월 복수통화바스켓제도에서 시장평균환율제도<sup>3)</sup>로 전환하였는데, 동 제도는 환율의 시장기능을 제고하면서 환율의 일일 변

〈표 1〉 분석대상 국가의 환율제도 변경

국 가	동아시아 위기 이전	동아시아 위기 이후
한 국	복수통화바스켓제도(1980년 2월~1990년 3월)→시장평균환율제도(1990년 3월~1997년 12월)	자유변동환율제도(1997년 12월~)
태 국	고정환율제도(1970년 1월~1997년 7월)	자유변동환율제도(1997년 7월~)
인도네시아	복수통화바스켓제도(1986년~1997년 6월)	자유변동환율제도(1997년 7월~)
말레이시아	고정환율제도(1990년 3월~1992년 11월)→관리변동환율제도(1992년 12월~1998년 9월)	고정환율제도(1998년 9월~2005년 7월)→관리변동환율제도(2005년 7월~)
싱가포르	관리변동환율제도(1981년~)	

자료: 한국은행(2007).

동쪽 제한을 통해 환율의 불안정성을 줄이려는 목적으로 도입된 것이다. 태국은 1970년부터 1달러당 25바트의 고정환율제도를 운용하고 있었고, 인도네시아는 1986년 이후 7개 통화에 대한 바스켓제도를 공식적으로 채택하고 있었다. 말레이시아는 1990년 3월부터 고정환율제도를 유지하다 1993년 11월 이후 외환위기 이전까지 관리변동환율제도로 변경하였다.

위기 이후로는 한국, 태국과 인도네시아는 자유변동환율제도<sup>3)</sup>로 변경한 반면, 말레이시아는 1998년 9월부터 미국 달러와 1달러당 3.80 링깃 비율의 고정환율제를 채택하였다. 말레이시아는 2005년 7월 21일 중국이 인민폐의 미국 달러에 대한 고정환율제 중단을 발표한 직후 7년간의 고정환율제를 중단하고 관리변동환율제도를 채택하였다.

## (2) 외환위기 전후의 주별 환율변화

F-W 회귀식 (1)의 추정에는 주별 환율의 로그변화율( $\log \text{환율}_t - \log \text{환율}_{t-1}$ )  $\times$  100.0)을 이용하였다. 〈표 2〉는 위기 이전과 이후의 주별 환율변화율의 기술적 통계량을 각각 정리한 것이다. 동아시아 위기기간의 환율은 예외적으로 극단적

3) 시장평균환율제도는 모든 외환은행이 외환중개회사를 통해 거래한 원화와 달러와의 환율을 거래량으로 가중평균하여 다음 영업일의 기준환율로 정한다. 환율은 이 기준환율을 중심으로 상하 일정 범위 내에서만 변화할 수 있다.

인 움직임을 보이고 있기 때문에 다른 대부분의 환율연구에서와 같이 위기기간을 분석에서 제외하기로 한다. 위기기간을 1997년 6월부터 1998년 12월까지로 설정하여 위기 이전기간인 1990년 1월 첫째 주~1997년 5월 마지막 주, 위기 이후기간인 1999년 1월 첫째 주~2008년 5월 마지막 주까지에 대해 분석하기로 한다.

먼저 위기 이전기간을 보면, 한국과 태국, 인도네시아, 말레이시아 등 신흥시장국들은 평균이 양의 값을 가져 절하추세를 보인 반면 싱가포르의 음의 값을 가져 절상된 것으로 나타났다. 표준편차의 경우에도 한국과 인도네시아, 말레이시아가 크게 나타난 반면 싱가포르는 작은 값을 보였다. 제도적으로 환율변동을 억제하던 한국과 인도네시아, 말레이시아의 변동성이 오히려 변동환율제도를 운용하고 있는 싱가포르에 비해 높게 나타난 것은 동아시아 신흥시장국들이 균형에서 벗어난 환율을 큰 폭으로 조정하는 경우가 빈번하게 발생하였기 때문인 것으로 보인다. Jacque-Bera 검증통계량에 의하면 분석대상 환율 모두 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타나고, 시차 5와 10에 대한 시계열 상관관계를 검증하는 Ljung-Box 검증통계량도 시계열 상관관계가 0이라는 가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

위기 이후에는 모든 환율의 평균이 양의 값을 보여 절상 추세를 나타내었고, 표준편차는 인도네시아를 제외한 모든 국가에서 위기 이전에 비해 오히려 작아졌음을 확인할 수 있다. 이는 변동환율제도로 이행하여 환율의 신속적인 변화가 가능해졌다고 해서 환율의 변동성이 높아지는 것은 아님을 알 수 있다. 다만 인도네시아의 경우에는 동아시아 위기기간 이후에도 2001년까지 외환시장이 매우 불안정한 상황에 있었기 때문에 표준편차가 매우 큰 값을 갖게 된 것이다. 한국, 태국, 인도네시아는 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타난 반면 싱가포르, 말레이시아의 경우에는 정규분포를 따른다는 가설을 기각하지 못하였다. 환율변화율의 시계열 상관관계에 대한 검증은 위기 이전과 비슷한 결과를 보여 주고 있는데, 다만 인도네시아의 경우에는 5% 유의수준에서 시계열 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 인도네시아의 외환시장 불안이 2001년까지 지속되었기 때문에 외환시장의 정보효율성이 취약하였던 상황을 반영한 것이라 할 수 있다.

〈표 2〉 주별 환율변화율의 기술통계량

	한국	태국	인도네시아	말레이시아	싱가포르
분석기간	1990년 1월~1997년 5월				
평균	0.102	0.031	0.112	0.004	-0.040
중위수	0.152	0.020	0.126	0.005	-0.034
최대값	5.76	5.52	6.52	6.27	5.02
최소값	-6.37	-6.00	-6.44	-6.16	-6.05
표준편차	1.70	1.58	1.69	1.64	1.53
왜도	-0.212	-0.075	-0.136	0.012	0.013
첨도	0.76	1.00	1.28	1.07	1.02
Jacque-Bera검증	12.54**	17.00**	28.30**	19.12**	17.31**
Q(5)	1.59	2.16	3.36	5.25	1.52
Q(10)	8.21	6.72	7.65	10.09	4.56
분석기간	1999년 1월~2008년 5월				
평균	0.038	0.037	0.085	0.037	0.014
중위수	-0.018	0.001	0.052	-0.029	-0.004
최대값	6.27	7.64	13.93	3.38	4.20
최소값	-4.45	-4.27	-10.91	-2.48	-3.30
표준편차	1.59	1.52	2.56	1.19	1.19
왜도	0.459	0.378	0.052	0.394	0.053
첨도	0.88	1.21	5.74	-0.115	-0.01
Jacque-Bera검증	33.47**	42.29**	676.62**	3.97	0.23
Q(5)	2.51	7.59	12.61*	9.06	1.44
Q(10)	8.11	11.56	21.49*	16.82	8.62

주: 1) \*\*는 1%, \*는 5% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

2) 위기 이후의 말레이시아는 2005년 7월 22일부터의 자료를 이용하여 작성하였다.

## 2. 실증분석

환율제도의 시기별 변화에 대한 실증분석 작업은 다음과 같은 단계로 진행하기로 한다. 먼저, 동아시아 외환위기 이전과 이후 기간 각각에 대해 F-W 회귀식의 회귀계수 및 오차항 분산에 대한 추정치의 구조적 변화를 검증하기로 한

〈표 3〉 구조변화 검증

		한국	태국	인도네시아	말레이시아	싱가포르
$S_{supLM}$	위기 이전	32.935***	20.885**	17.681*	15.272	27.696***
	위기 이후	29.242***	67.822***	78.637***	29.227***	48.856***
$S_{covM}$	위기 이전	2.444***	1.232	1.788**	1.430*	2.250***
	위기 이후	1.865**	2.983***	4.430***	3.258***	2.724***

주: 1) \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준하에서 유의적임을 나타낸다.  
 2) 말레이시아는 2005년 7월 고정환율제도를 포기한 이후에 대해서만 검증하였다.

다. 두 번째로 위기 이전과 이후 기간 각각에 대해 식 (8)의 정보기준을 이용하여 최적의 구조변화 횟수와 최적의 부분기간을 추정한 후 부분기간 각각에 대해 F-W 회귀분석하여 환율제도의 시기별 변화를 살펴보기로 한다.

(1) 구조변화에 대한 검증과 원인분석

위기 이전기간과 이후기간에 대해 추정한 F-W 환율모형이 안정적인가를 검증하고, 추정계수와 오차항 분산에 대한 변동과정(fluctuation process)을 검토함으로써 환율모형이 어떤 요인에 의해 구조적 변화를 보였는가를 분석하기로 한다.

〈표 3〉은 Frankel and Wei 환율모형의 구조변화에 대해 식 (7)의 Sup LM 검증통계량과 Nyblom-Hansen 검증통계량을 이용하여 검증한 결과이다. 분석대상 통화 대부분 위기 이전이나 이후 구조변화가 발생하지 않았다는 가설을 유의수준 5%에서 기각하는 것으로 나타났다. 예외적으로 위기 이전의 태국에 대한 Nyblom-Hansen 검증과 위기 이전의 말레이시아에 대한 Sup LM 검증만이 구조변화가 발생하지 않았다는 가설을 기각하지 못하고 있다.

모든 모수 ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ ),  $\sigma_e^2$ 의 구조변화를 종합적으로 고려하여 환율모형 전체의 구조변화 여부를 검증하였으므로 다음으로는 구조변화가 환율모형을 구성하는 모수 중 어떤 모수에 의해 유발되었는가를 각각의 모수에 대한 식 (6)의 변동과정을 통해 살펴보기로 한다. 특정 모수에 대한 변동과정이 0에서 크게 벗어나면 해당 모수에 구조변화가 발생한 것으로 판단할 수 있다.<sup>4)</sup>

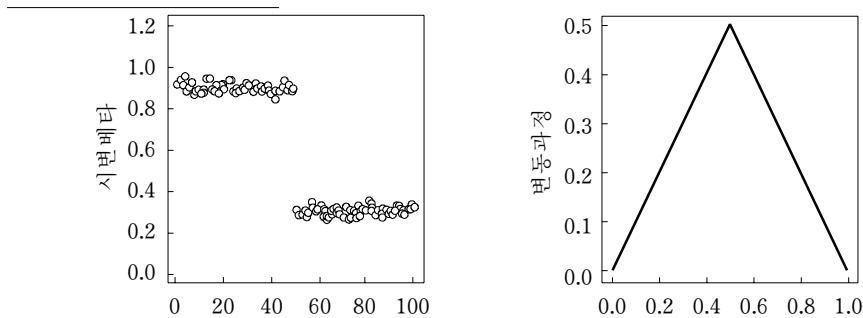
〈그림 1〉의 변동과정에 의하면, 한국의 경우 위기 이전기간에는 1995년 초에

4) 어떤 베타가 다음과 같이 관측치 50에서 구조변화를 보일 경우 해당 베타에 대한 변동과정은 다음과 같이 0에서 벗어난 모습을 보일 것이다.

미 달러화의 비중과 오차항 분산에서 구조변화가 발생한 것을 확인할 수 있다. 위기 이후기간에서는 달러화에 대한 가중치가 2002년에 구조변화를 보인 것으로 나타나고, 일본 엔화에 대한 가중치는 2004~2005년경에 구조변화를 보인 것으로 나타났다. 유로화에 대한 계수추정치도 2004~2005년 무렵 구조변화를 보인 것처럼 해석하기 쉽지만 변동과정이 0에서 벗어난 괴리 정도가 달러화나 엔화에 비해 작다는 점을 고려할 때 유의적인 구조변화가 발생하였다고 보기 어렵다.

태국의 변동과정(부록 참조)을 보면, 위기 이전에는 어떤 모수에서도 유의적인 구조변화를 찾기 어렵다. 주요국 통화에 대한 가중치는 위기 이후에도 유의적인 구조변화를 보이고 있지 않지만, 오차항 분산은 2007년 말에 매우 뚜렷한 구조변화를 일으키고 있다.<sup>5)</sup> 인도네시아는 한국과 마찬가지로 달러화에 대한 가중치와 오차항 분산에서 구조변화가 발생한 것으로 나타나는데, 위기 이전에는 1993년 말, 위기 이후에는 2001년 말이 구조변화 시점으로 보인다. 말레이시아의 경우 위기 이전에는 1993년 초 미 달러화에 대한 가중치에 구조변화가 보이지만 0에서의 괴리 정도가 크지 않아 유의성이 높지 않은 것으로 보인다. 위기 이후에는 엔화에 대한 가중치가 2006년 말을 기준으로 매우 유의적인 구조변화를 유발함을 확인할 수 있다. 싱가포르에서는 위기 이전 마르크화의 비중이 1992년 초의 구조변화의 원인이 되었고, 위기 이후에는 엔화의 비중이 2007년에 구조변화를 일으키고 있음을 볼 수 있다.

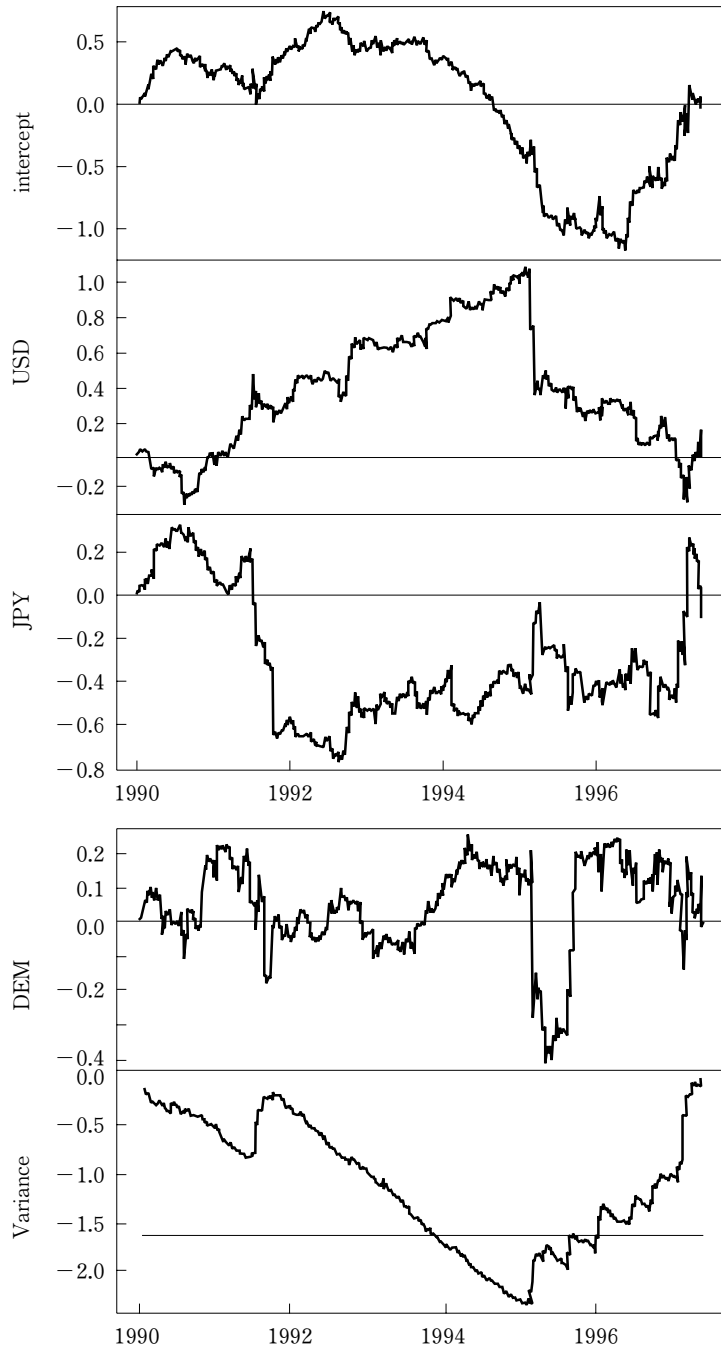
이상에서 설명한 구조변화의 원인을 개관해 보면, 위기 이전 한국, 태국과 인도네시아에서는 오차항 분산으로 나타난 환율변화의 신축성 또는 외환시장의 변동성이 구조변화의 원인인 것으로 나타났고, 미 달러화에 대한 페그 정도도 구조변화의 중요한 원인이었던 것으로 보인다. 엔화에 의한 구조변화는 위기



5) 한국을 제외한 나머지 4개 국가의 환율모형에 대한 변동과정 그림은 부록에 실었다.

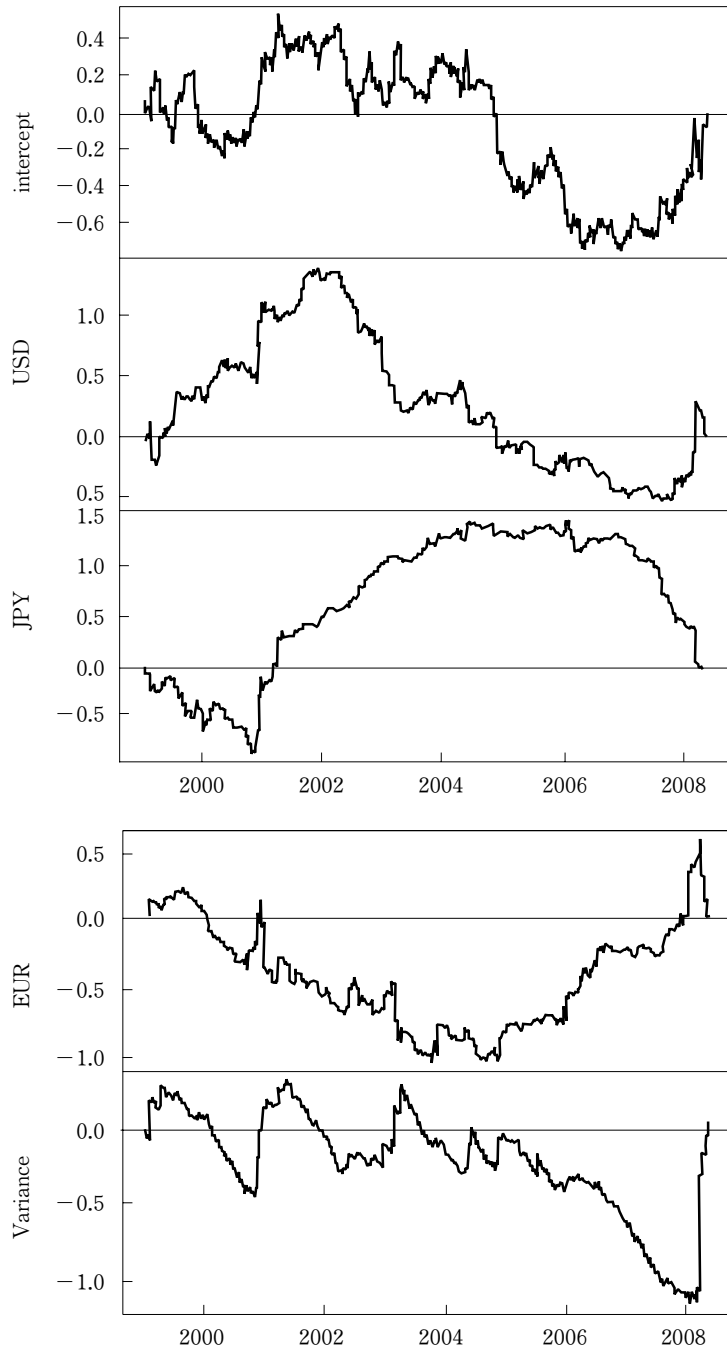


a. 한국: 위기 이전



<그림 1> 모수 추정치에 대한 변동과정의 추이

b. 한국: 위기 이후



<그림 1> 계 속

이후에만 나타나는데, 말레이시아와 싱가포르에서 뚜렷하게 나타나고 있다.

(2) 환율제도의 구조변화 시점 및 회귀계수 추정

앞에서 환율제도에 구조변화가 발생하였는지 여부와 구조변화의 원인에 대해 분석하였으므로 이제 구조변화의 횟수와 발생시점을 추정하고 추정된 구조변화 시점을 기준으로 환율제도가 어떻게 변화하였는가를 검토하기로 한다. 먼저 <표 4>는 식 (8)의 정보기준을 이용하여 최적의 구조변화 횟수를 추정한 결과인데, 한국과 태국은 위기 이전과 이후에 각각 두 번의 구조변화가 발생하였고, 인도네시아와 싱가포르는 위기 이전에는 한 번, 이후에는 두 번의 구조변화가 발생하였다. 말레이시아의 경우에는 위기 이전 네 번이나 구조변화가 발생하였고 위기 이후에는 2005년 7월 고정환율제도에서 관리변동환율제도로 전환한 이후 한 번의 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 따라서 말레이시아의 경우에도 2005년 7월과 2006년 11월(<표 5> 참조) 두 번에 걸쳐 구조변화가 발생하였다고 볼 수 있다.

<표 5>는 <표 4>에서 선택한 최적 구조변화 횟수에 해당하는 구조변화 추정 시점을 기준으로 분석대상 국가의 환율제도 변화를 추정한 것이다. 먼저 한국은 1990년 초부터 1995년 1월 마지막 주에 이르기까지 사실상 달러화에 대한 고정환율제도를 유지하고 있었던 것으로 나타난다. 당시의 달러화 페그 정도는 완전고정환율제도(hard peg)에 비해서는 다소 신축적이라고 할 수 있으나, 사실

<표 4> 구조변화 검증

국가		0	1	2	3	4	5	6
한국	위기 이전	402.5	346.6	337.6	341.3	359.1	376.3	398.8
	위기 이후	1,346.4	1,338.1	1,317.4	1,327.5	1,340.7	1,359.5	1,379.6
태국	위기 이전	114.4	64.9	-11.4	-2.3	8.9	30.1	53.2
	위기 이후	1,390.7	1,251.5	1,200.7	1,218.4	1,242.9	1,265.1	1,289.1
인도네시아	위기 이전	-59.2	-75.0	-69.7	-71.3	-68.7	-52.5	-35.3
	위기 이후	2,145.7	1,867.1	1,858.0	1,859.6	1,872.5	1,874.2	1,887.8
말레이시아	위기 이전	544.8	485.1	465.1	445.7	435.4	453.3	470.4
	위기 이후	299.7	283.5	291.2	298.3	313.6	335.2	372.6
싱가포르	위기 이전	422.0	416.6	433.1	445.6	466.5	485.9	507.4
	위기 이후	690.9	673.2	663.0	685.3	707.8	730.0	753.6

상 달러화에 100% 연동되어 환율이 운용된 것으로 볼 수 있다.<sup>6)</sup> 1995년 2월부터 위기 이전까지는 달러화에 대한 비중이 낮아지고 분산도 이전에 비해 높아져 환율운용의 신축성이 크게 높아졌음을 알 수 있다. 위기 이후에는 2006년 5월까지 엔화 비중과 유로화의 비중이 크게 높아지고 분산도 크게 높아져 환율운용의 신축성이 더욱 높아진데다  $R^2$ 도 70% 정도로 낮아져 달러화, 엔화, 유로화 이외에 다른 요인에 의해서도 원화환율이 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 2006년 5월 이후로는 엔화의 비중이 크게 낮아지는 구조적 변화를 보였고, 특히 2007년 11월 이후로는 분산이 매우 커지는 구조변화를 보이고 있다. 이러한 큰 폭의 분산증가는 2007년 하반기부터 미국의 서브프라임 모기지 사태로 인한 국제금융시장의 불안에다 국제수지의 적자전환, 외국인의 지속적인 주식매각과 달러송금 등으로 인한 원화환율의 불안한 움직임을 반영한 것으로 판단된다.

태국은 위기 이전 한국에 비해 달러화에 대한 페그 정도가 낮았고 엔화의 영향이 매우 유의적이고 그 비중도 높아지는 모습을 보였다. 특히, 마트화가 국제투기세력에 의해 공격당하기 바로 전까지도 달러화 가중치 70%, 엔화 20% 그리고 유로화 10% 정도의 전형적인 바스켓환율제도를 운용한 것으로 보인다. 위기 이후에는 2001년 4월까지 달러화 비중이 80% 이상으로 높아진 반면, 엔화와 유로화 가중치는 유의도가 크게 낮아졌고 동 기간 동안의 높은 분산은 태국의 외환시장이 1998년의 위기국면을 벗어난 이후에도 상당기간 불안한 모습을 보인 점을 반영한 것이다. 2001년 4월 외환시장이 안정을 찾은 이후 2006년 11월까지 태국은 위기 바로 이전의 환율제도와 매우 유사한 바스켓환율제도가 운용되었다. 그러나 2006년 11월 이후로는 엔화와는 반대로 움직이고 외환시장이 다시 크게 불안해져 바스켓제도가 유지되지 못하고 있음을 알 수 있다.

인도네시아는 한국과 마찬가지로 위기 이전 달러화에 대한 고정환율제도가 운용되어 왔던 것으로 분석할 수 있는데, 한국과 다른 점은 달러화에 대한 페그 정도가 1993년 11월을 기점으로 더욱 강화되었다는 사실이다. 인도네시아의 경우에는 주변 국가들이 위기국면을 벗어난 이후에도 2001년에 이르기까지 사실상 위기상황이 지속된 것으로 보인다. 2001년 12월~2006년 7월 기간에는 외환시장이 여전히 불안한 가운데 달러화 페그제에서 벗어나 엔화와 유로화의 영

6) 1990년대 중반까지 한국의 달러화에 대한 고정환율제도가 완전고정환율제도를 선택한 국가에서보다 신축적이라는 사실은 위기 이후 완전고정환율제도를 채택한 말레이시아에 대한 F-W 회귀분석 결과에 비해 오차항의 분산이 상대적으로 크게 나타난 데에서 확인할 수 있다.

〈표 5-1〉 환율모형의 구조변화

			$\beta_{USD}$	$\beta_{JPY}$	$\beta_{EUR}$	$\sigma_\epsilon$	$R^2$
한 국	위기 이전	90. 01. 10~ 91. 10. 09	0.993** (31.45)	-0.030 (-0.96)	0.029 (0.60)	0.381	0.953
		92. 10. 16~ 95. 01. 25	1.003** (69.54)	-0.006 (-0.38)	0.019 (0.86)	0.217	0.985
		95. 02. 01~ 97. 05. 28	0.889** (23.76)	0.048 (1.24)	0.080 (1.27)	0.558	0.882
	위기 이후	99. 01. 13~ 06. 05. 17	0.747** (16.37)	0.241** (6.40)	0.104** (2.00)	0.913	0.694
		06. 05. 24~ 07. 11. 07	0.496** (6.24)	-0.041 (-0.62)	0.517** (5.82)	0.498	0.658
		07. 11. 14~ 08. 05. 28	1.199** (5.11)	-0.517 (-1.51)	-0.197 (-0.79)	1.495	0.599
태 국	위기 이전	90. 01. 10~ 93. 12. 15	0.879** (54.19)	0.044** (2.63)	0.102** (4.06)	0.284	0.973
		93. 12. 22~ 96.11.27	0.855** (111.10)	0.095** (11.15)	0.081** (6.42)	0.121	0.993
		96. 12. 04~ 97. 05. 28	0.688** (7.40)	0.182** (2.47)	0.111 (0.73)	0.591	0.844
	위기 이후	99. 01. 13~ 01. 04. 04	0.811** (8.59)	0.124** (1.98)	0.054 (0.48)	1.012	0.674
		01. 04. 11~ 06. 11. 22	0.676** (21.91)	0.232** (7.57)	0.103** (3.00)	0.530	0.820
		06. 11. 29~ 08. 05. 28	0.706** (3.04)	-0.189 (-0.85)	0.206 (0.83)	1.842	0.222
인도네시아	위기 이전	90. 01. 10~ 93. 11. 10	0.974** (106.55)	0.018* (1.91)	0.006 (0.46)	0.159	0.993
		93. 11. 17~ 97. 05. 28	1.000** (64.47)	-0.010 (-0.61)	0.016 (0.64)	0.265	0.971
	위기 이후	99. 01. 13~ 01. 12. 12	0.591** (2.07)	0.500** (2.53)	0.480 (1.41)	3.486	0.245
		01. 12. 19~ 06. 07. 26	0.666** (9.22)	0.294** (3.95)	0.136* (1.70)	1.150	0.513
		06. 08. 02~ 08. 05. 28	1.053** (11.98)	-0.330** (-3.86)	0.027 (0.28)	0.739	0.723

주: \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준하에서 유의적임을 나타낸다.

〈표 5-2〉 환율모형의 구조변화

			$\beta_{USD}$	$\beta_{JPY}$	$\beta_{EUR}$	$\sigma_\epsilon$	$R^2$
말레이시아	위기 이전	90. 01. 10~ 92. 01. 01	0.796** (44.38)	0.083** (4.61)	0.111** (4.23)	0.223	0.979
		92. 01. 08~ 93. 03. 17	0.916** (15.49)	-0.003 (-0.05)	0.034 (0.35)	0.571	0.925
		93. 03. 24~ 93. 12. 22	0.834** (27.99)	0.108** (4.37)	0.065 (1.53)	0.195	0.986
		94. 01. 12~ 94. 06. 29	1.275** (6.31)	-0.361* (-1.95)	0.612* (1.67)	1.085	0.701
		94. 07. 06~ 97. 05. 28	0.907** (38.43)	0.100** (4.02)	-0.032 (-0.85)	0.376	0.941
	위기 이후	99. 01. 13~ 05. 07. 20	1.000** (1,807)	0.000 (-0.31)	0.000 (-0.05)	0.011	0.999
		05. 07. 27~ 06. 11. 29	0.728** (14.22)	0.238** (4.22)	0.076 (1.30)	0.387	0.883
		06. 12. 06~ 08. 05. 28	0.816** (8.79)	-0.238** (-2.74)	0.167* (1.68)	0.720	0.693
	싱가포르	위기 이전	90. 01. 10~ 92. 03. 25	0.702** (21.86)	0.114** (3.33)	0.319** (6.34)	0.449
92. 04. 01~ 97. 05. 28			0.829** (46.94)	0.089** (4.96)	0.048* (1.66)	0.364	0.943
위기 이후		99. 01. 13~ 01. 10. 10	0.725** (15.52)	0.160** (4.96)	0.121** (2.16)	0.562	0.865
		01. 10. 17~ 07. 07. 25	0.599** (26.98)	0.235** (10.39)	0.057* *(2.31)	0.374	0.864
		07. 08. 01~ 08. 05. 28	0.791** (10.08)	-0.282** (-3.70)	0.038 (0.47)	0.535	0.823

주: \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준하에서 유의적임을 나타낸다.

향이 크게 높아졌었으나, 2006년 8월부터는 다른 동아시아 국가와 마찬가지로 엔화와는 반대되는 움직임을 보였다.

말레이시아는 위기 이전 여러 번의 구조변화가 있었는데, 이는 실제로 말레이시아 정부가 공식적인 환율제도를 빈번하게 변경하였던 사실을 반영한 것이라 할 수 있다. 위기 이후 고정환율제도를 채택하여 2005년 7월까지 유지하였고, 관리변동환율제도로 전환한 이후에는 2006년 11월을 기점으로 엔화에 대한

비중이 유의적인 양의 값에서 유의적인 음의 값으로 구조적인 변화를 보였다. 싱가포르의 위기와 상관없이 달러화의 비중이 점진적으로 낮아지고 엔화의 영향력이 높아지는 양상을 보였고, 다른 국가와 마찬가지로 2007년 8월 이후로는 엔화와 반대로 움직이는 구조변화를 보였다.

이상의 구조변화 분석은 두 가지 시사점을 제시하고 있다. 첫째, 사실상의 환율제도는 공식적인 환율제도와 거의 아무런 상관관계를 갖지 않는 것으로 판단된다. 예를 들어, 위기 이전 환율의 시장기능을 제고한다는 명목으로 시장평균 환율제도를 도입한 한국의 환율이 고정환율제도를 채택하였던 태국에 비해 달러화 페그 정도가 훨씬 강한 것으로 나타났다. 위기를 계기로 자유변동환율제도를 도입한 태국은 2001년 4월까지의 달러화에 대한 비중이 위기 이전에 비해 더 높은 수준을 유지하였다. 말레이시아는 1992년 11월 고정환율제도에서 관리변동환율제도로 공식적으로 전환하였으나 달러화 비중이 1990년대 후반에 더 높은 모습을 보이고 있다.

둘째, 분석대상 국가 모두에서 위기 이후 엔화의 비중이 뚜렷하게 높아지는 모습을 보였으나 2006년 이후 국제금융시장이 불안해지면서 다시 달러화에 대한 고정화 정도가 강해지는 양상을 보이고 있다는 것이다. 즉, 2000년대 들어 동아시아 신흥시장국의 환율에서 엔화의 영향이 강해지기는 하였으나, 이는 국제금융시장이 안정된 상황에 국한된 현상으로 이해하여야 한다는 것이다. 미국의 서브프라임 모기지 부실사태로 인해 2007년부터 국제금융시장이 불안해지자 동아시아 지역에서 달러화의 비중은 높아지는 반면, 엔화는 역방향으로 움직이고 있다는 점에서 달러화는 여전히 기축통화로의 역할을 하고 있음을 확인할 수 있다.

### (3) 사실상의 환율제도 변화에 관한 선행연구와의 비교

본 연구에서 추정한 환율제도의 구조변화시점과 IMF와 Ilzetzki, Reihhart, and Rogoff(2008, 이하 IRR로 표기)가 제시한 환율제도 변화시점을 비교하기로 한다. IRR과 IMF는 동아시아 위기기간을 분석대상에 포함한 반면 본 연구는 위기기간을 제외하였다. 따라서 <표 6>의 IRR과 IMF의 환율제도 분류에서 위기기간 이외의 환율제도 변화시점을 중심으로 비교하기로 한다.

먼저 한국의 구조변화에 대해 IRR은 1995년 12월 crawling peg에서 관리변동 환율제도로의 변화를 제시하였는데, 본 연구에서는 1995년 1월에 환율제도가 신축적으로 구조변화한 것으로 나타났다. 인도네시아에서는 IMF가 2001년에

〈표 6〉 Iizetzki, Reinhart and Rogoff(2008)와 IMF의 환율제도 분류

	한국	태국	인도네시아	말레이시아	싱가포르
IRR	90.01~95.12: 2	90.01~97.07: 1	90.01~97.07: 2	90.01~97.07: 2	1990.01~ 2007.12: 3
	95.12~97.11: 3	97.07~98.01: 4	97.08~99.04: 4	97.08~98.09: 4	
	97.12~98.06: 4	98.01~99.09: 3	99.04~07.12: 3	98.09~05.06: 1	
	98.07~07.12: 3	99.10~07.12: 2		05.06~07.12: 2	
IMF	90~96: 3	90~96: 1	90~96: 3	90~91: 1	2002~ 2007: 3
	97~07: 4	97~00: 4	97~00: 4	92~97: 3	
		01~07: 3	01~07: 3	98: 4	
				99~05: 1 06~07: 3	

주: 사실상의 환율제도는 다음과 같이 4단계로 구분하였음. 1: 고정환율제도, 2: crawling peg, +/-2% 이내의 crawling band, 3: +/-2% 이상의 crawling band, 관리변동제도, 4: 자유변동환율제도.

환율제도가 신축적으로 변화한 것을 제시하였는데, 본 연구에서도 2001년 12월 구조변화를 보이고 있다. 말레이시아의 2005년 환율제도 변화도 IRR, IMF와 마찬가지로 본 연구에서도 나타나고 있다.

본 연구는 월별 자료를 이용한 IRR과 IMF와는 달리 주별 자료를 이용하였고 위기기간을 분석에서 제외한 결과 잦은 구조변화를 보이고 있다. 그러나 위기 이외의 기간에 대해서는 IRR과 IMF가 포착한 제도변화를 약간의 시차를 두고 찾아 내고 있음을 알 수 있다. Frankel and Wei(2008)가 사실상의 환율제도에 관한 실증연구 문헌들을 종합적으로 비교·검토한 결과에 의하면 동일한 국가의 사실상의 환율제도를 서로 다르게 평가한 예가 매우 많은 것으로 나타났다.<sup>7)</sup> 이는 사실상의 환율제도를 통계적으로 분류하기가 매우 어려운 작업임을 시사

7) Frankel and Wei(2008)는 기존 연구문헌에서 시도한 다양한 분류방법을 이용한 사실상의 환율제도 분류결과를 비교하였는데, 다음의 표와 같이 분류결과가 분류방법에 따라 큰 차이를 보이고 있다.

환율제도 분류결과와의 상관관계

	IMF	GGW	LY-S	R-R
IMF	1.00			
GGW	0.60	1.00		
LY-S	0.28	0.13	1.00	
R-R	0.33	0.34	0.41	1.00

주: 1) 표본 47개국.

2) GGW: Ghosh, Guide and Wolf(2002), LY-S: Levy Yeyati and Sturzenegger(2005), RR: Reinhart and Roff(2004).



한다. 이러한 어려움을 고려할 때, 본 연구의 환율제도 분류결과는 IRR과 IMF 등 선행연구의 분류결과와 매우 부합한다고 할 수 있다.

## V. 결 론

동아시아 위기를 경험한 한국과 태국 등 신흥시장국들은 위기 이전 경직적인 환율제도를 운용하던 기간이나 위기 이후 변동환율제도로 전환한 기간 모두 공식적인 환율제도에 구애받지 않고 경제여건에 따라 신축적으로 사실상의 환율제도를 운용하여 왔던 것으로 분석되었다. 환율제도의 구조변화 여부를 검증한 결과 분석대상 국가 모두에서 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 경험적 변동과정(empirical fluctuation process)을 이용하여 구조변화의 원인을 분석한 결과에 의하면 위기 이전 한국, 태국과 인도네시아에서는 오차항 분산으로 나타난 환율변화의 신축성 또는 외환시장의 변동성이 구조변화의 원인인 것으로 나타났다. 미 달러화에 대한 페그 정도도 구조변화의 중요한 원인이었던 것으로 보인다. 엔화에 의한 구조변화는 위기 이후에만 나타나는데, 말레이시아와 싱가포르에서 뚜렷하게 나타나고 있다.

추정된 최적의 구조변화 시점을 기준으로 환율제도의 구체적인 운용방식을 실증분석한 결과에 의하면 사실상의 환율제도는 공식적인 환율제도와 거의 아무런 상관관계를 갖지 않는 것으로 판단된다. 예를 들어, 위기 이전 환율의 시장기능을 제고한다는 명목으로 시장평균환율제도를 도입한 한국의 환율이 고정 환율제도를 채택하였던 태국에 비해 달러화 페그 정도가 훨씬 강한 것으로 나타났다. 위기 이후의 구조변화 패턴을 보면, 분석대상 국가 모두에서 위기 이후 엔화의 비중이 뚜렷하게 높아지는 모습을 보였으나 2006년 이후 국제금융시장이 불안해지면서 다시 달러화에 대한 고정화 정도가 강해지는 양상을 보이고 있다. 따라서 위기 이후 동아시아 지역에서 엔화의 영향력이 강화된 것은 사실이지만 국제금융시장이 안정된 상황에 국한된 현상으로 이해하여야 할 것이다.

사실상의 환율제도에 관한 대부분의 실증연구들은 표본기간 또는 연구자가 임의로 구분한 부분표본기간 동안 하나의 환율제도가 일관되게 유지된다는 암묵적인 가정을 전제하고 있는데, 이러한 가정은 본 연구의 실증분석 결과에서 나타난 바와 같이 현실적이지 못하다. 특히, 동아시아 국가들과 같이 외부 충격에 취약한 신흥시장국들은 국제수지 변화와 국제금융시장 동향에 따라 시기별

로 사실상의 환율제도를 달리 운용할 가능성이 높기 때문이다. 이러한 선행연구의 한계를 해소하기 위해 본 연구는 사실상의 환율제도가 공식적인 환율제도와 부합하는지 여부를 연구자의 자의적인 기간구분에 의존하지 않고 구조변화 검증방법을 이용하여 분석함으로써 실증분석 결과의 객관성을 높였다는 데에 학술적인 의의가 있다. 또한 선행연구들이 오차항의 분산으로 계산되는 변동성을 사실상의 환율제도를 연구하는 데에 고려하지 않은 데 반해, 본 연구는 환율의 변동성으로 나타난 환율변화의 신축성을 사실상의 환율제도를 분류하는 기준으로 이용한 점도 환율제도 연구방법론에 중요한 시사점을 갖는다.

Frankel and Wei 회귀모형을 이용한 사실상의 환율제도 분류는 대외지급준비금을 이용한 외환당국의 직접적인 개입을 고려하지 못하는 한계가 있다. 예를 들어, 원화가 달러화에 비해 높은 변동성을 보일 경우, 이는 우리나라 외환당국이 원화환율이 외부 충격에 따른 외환수급 변화를 반영하여 자유로이 변화하도록 허용하였기 때문이 아니라 원화가 달러화에 비해 더 큰 충격에 노출되었기 때문일 수 있다. 즉, 원화에 대한 외부 충격이 심해 외환당국의 개입에도 불구하고 원화의 변동성이 크게 나타날 수 있다. Frankel and Wei(2008)는 이러한 문제점을 해소하기 위해 Frankel and Wei 회귀모형에 대외지급준비금의 변화를 이용한 외환시장 압력(exchange market pressure)을 설명변수로 추가하는 방법을 제시하였다. 이 방법은 외환당국의 개입을 명시적으로 고려함으로써 사실상의 환율제도 분류에 대한 현실적인 설득력을 높일 수 있는 장점이 있다. 그러나 외환시장 압력을 설명변수로 추가할 경우 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있고 외환시장 압력을 정의하는 방법에 대해서도 아직 논란이 있다. 따라서 외환시장 압력을 추가한 F-W 회귀모형이 어떠한 구조변화를 보였는가에 대한 연구는 계량경제학적인 문제점을 해결하는 방법과 함께 추후 연구과제에서 다루기로 한다.

## 참 고 문 헌

- 김봉한·정세은, 「동아시아 통화가치 결정에서 달러화와 엔화의 중요성 분석: 외환위기 이후를 중심으로」, 금융학회 정기심포지움, 2007.
- 김재영, 「외환위기 전후 우리나라의 환율동향과 환율정책에 대한 실증적 재고」, 『한국경제의 분석』 제12권 제3호, 2006, 197~226.

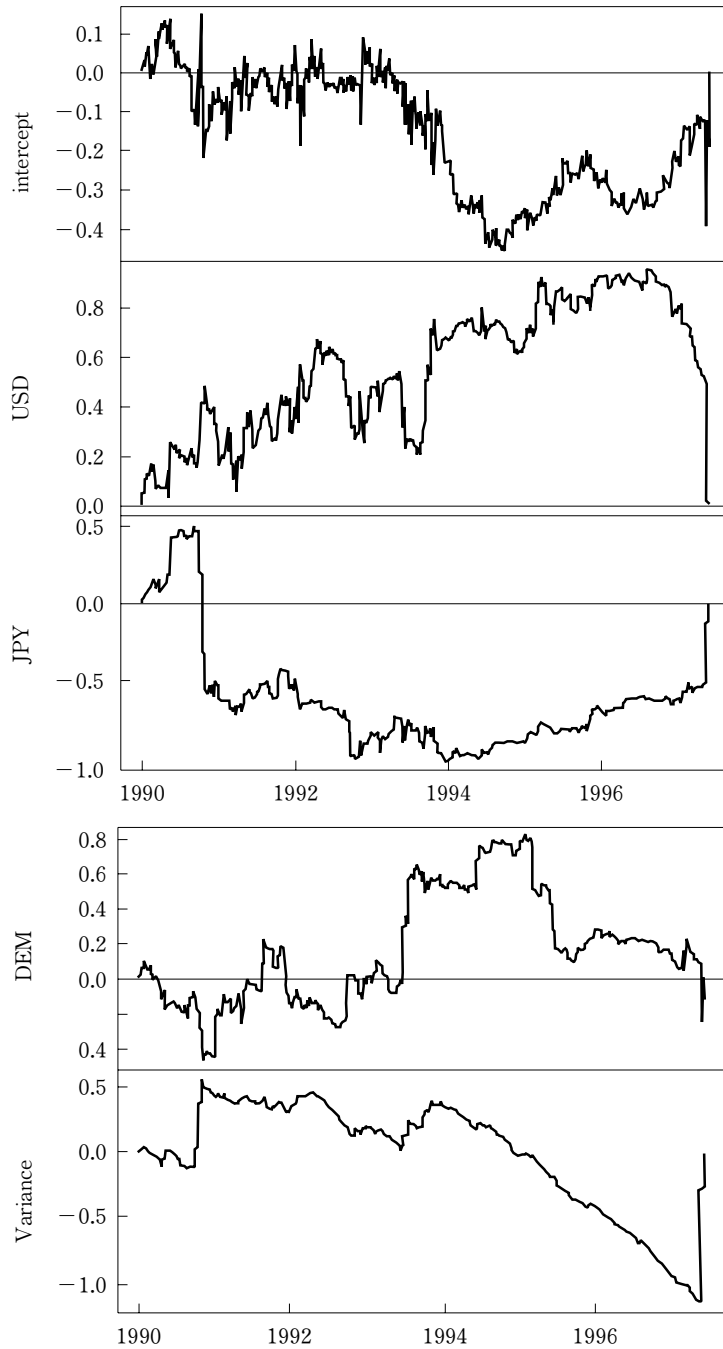
- 김태준·유재원, 「동아시아의 통화블록 가능성과 적정환율제도의 모색」, 『무역학회지』 제26권 제1호, 2001, 219~243.
- 신동규·김동엽, 「신흥시장국가의 적정 환율제도에 관한 연구」, 『무역학회지』 제29권, 2004, 5~24.
- 한국은행, 『우리나라의 외환제도와 외환시장』, 2007.
- Andrew, D.W.K., “Tests for Parameter Instability and Structural Changes with Unknown Change Point,” *Econometrica*, 61, 1993, 821~856.
- Bai, J., “Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models,” *Review of Economics and Statistics*, 79, 1997, 551~563.
- Bai, J. and P. Perron, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18, 2003, 1~22.
- Bénassy-Quéré, Agnès and Coeuré Mignon, “On the Identification of De Facto Currency Pegs,” *Journal of the Japanese and International Economics*, 20(1), 2006, 112~127.
- Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart, “Fear of Floating,” *Quarterly Journal of Economics*, 117, 2002, 379~408.
- Fischer, Stanley, “Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?” *Journal of Economic Perspectives*, 15, 2001, 3~24.
- Frankel, Jeffrey, Fajnzylber Eduardo, Schmukler Sergio, and Servén Luis, “Verifying Exchange Rate Regimes,” *Journal of Development Economics*, 66(2), 2001, 351~386.
- Frankel, Jeffrey and Shang-Jin Wei, “Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies,” in Takatoshi Ito and Anne O. Krueger, eds., *Macroeconomic Linkages: Savings, Exchange Rates and Capital Flows*, University of Chicago Press, 1994, 295~329.
- \_\_\_\_\_, “Assessing China’s Exchange Rate Regime,” *Economic Policy*, 22(51), 2007, 575~627.
- \_\_\_\_\_, “Estimation of De Facto Exchange Rate Regimes: Synthesis of The Techniques for Inferring Flexibility and Basket Weights,” *IMF Staff Papers* Vol. 55(3), 2008, 384~416.
- Ghosh, Atish, Anne-Marie Gulde, and Holger Wolf, *Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*, MIT Press, 2002.

- Haldane, A. G. and S. G. Hall, "Sterling's Relationship with the Dollar and Deutsch mark: 1976-89," *The Economic Journal*, 101, 1991, 436~443.
- Hansen, B. E., "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity," *Journal of Economic Perspectives*, 15, 2001, 117~128.
- Ilzetzki, Ethan, Carmen Reinhart, and Kenneth Rogoff, "Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold?" 2008. <http://terpconnect.umd.edu/~creinhar/Papers.html>
- Kim, Soyoung, "What is Learned from a Currency Crisis, Fear of Floating or Hollow Middle? Identifying Exchange Rate Policy in Recent Crisis Countries," Working Paper, Korea University, 2007.
- Klein, Michael and Jay Shambaugh, "The Dynamics of Exchange Rate Regimes: Fixes, Floats, and Flips," *Journal of International Economics*, 75, 2008, 70~92.
- Levy-Yeyati, Eduardo and Federico Sturzenegger, "To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on growth," *American Economic Review*, 94(4), 2003, 1173~1193.
- Liu, J., S. Wu, and J. V. Zidek, "On Segmented Multivariate Regression," *Statistica Sinica*, 7, 1997, 497~525.
- McKinnon, R., "After the crisis, the East Asian Dollar Standard Resurrected: An Interpretation of High-Frequency Exchange Rate Pegging," in J. Stiglitz and Y. Shahid eds., *Rethinking the East Asian Miracle*, New York: Oxford University Press, 2000, 197~244.
- Moon, Han Geun, "De Facto Exchange Rate Regime in Korea: Is It Still A Dollar Peg?" *Journal of International Economic Studies*, 2002, 53~86.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, "The mirage of fixed exchange rates," *Journal of Economic Perspectives*, 9, 1995, 73~96.
- Ogawa, Eiji and Doo Yong Yang, "The dilemma of exchange rate arrangements in East Asia," *Japan and the World Economy*, 20, 2008, 217~235.
- Ohno, Kenichi, "Exchange Rate Management in Developing Asia," Working Paper No. 1, Asian Development Bank Institute, 1999.
- Reinhart, Carmen and Kenneth Rogoff, "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation," *Quarterly Journal of Economics*, 119,

2004, 1~48.

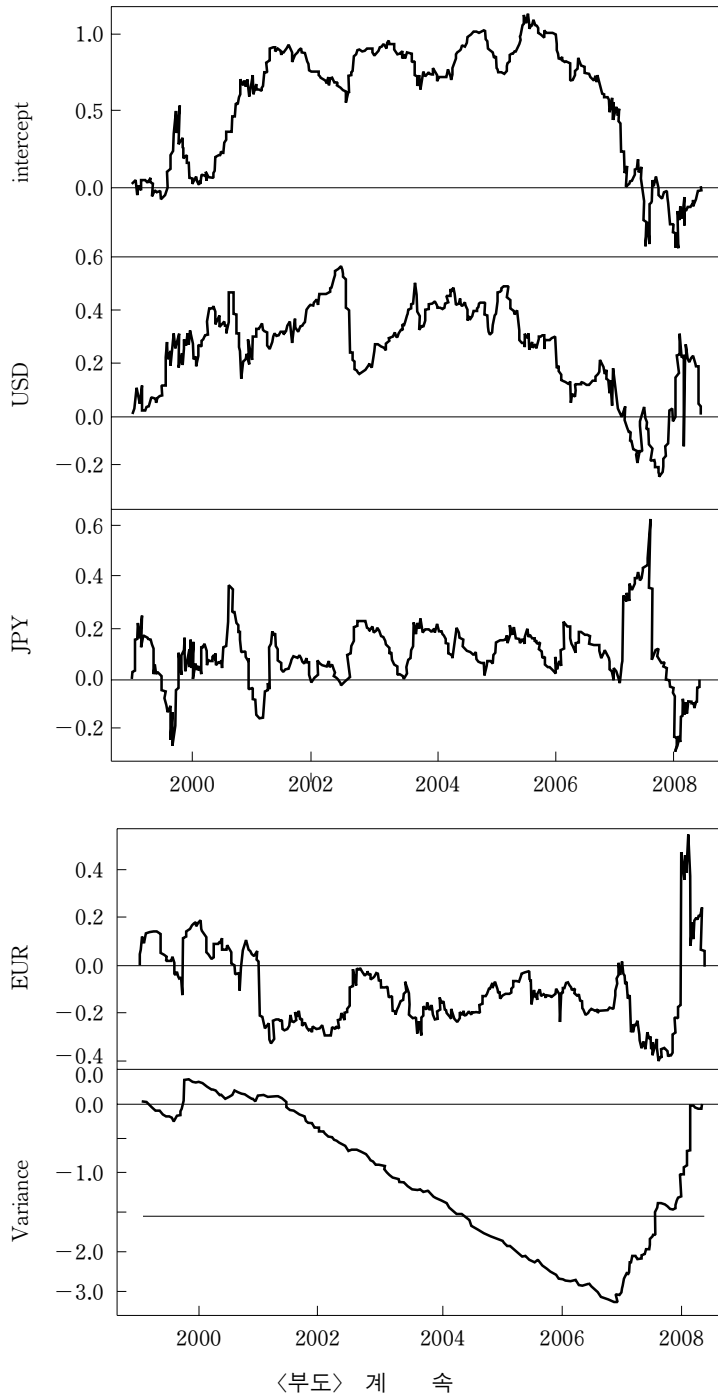
Zeileis, A., "A Unified Approach to Structural Change Tests Based on ML Scores, F Statistics, and OLS Residuals," *Econometric Review*, 24(4), 2005, 445~466.

a. 태국: 위기 이전

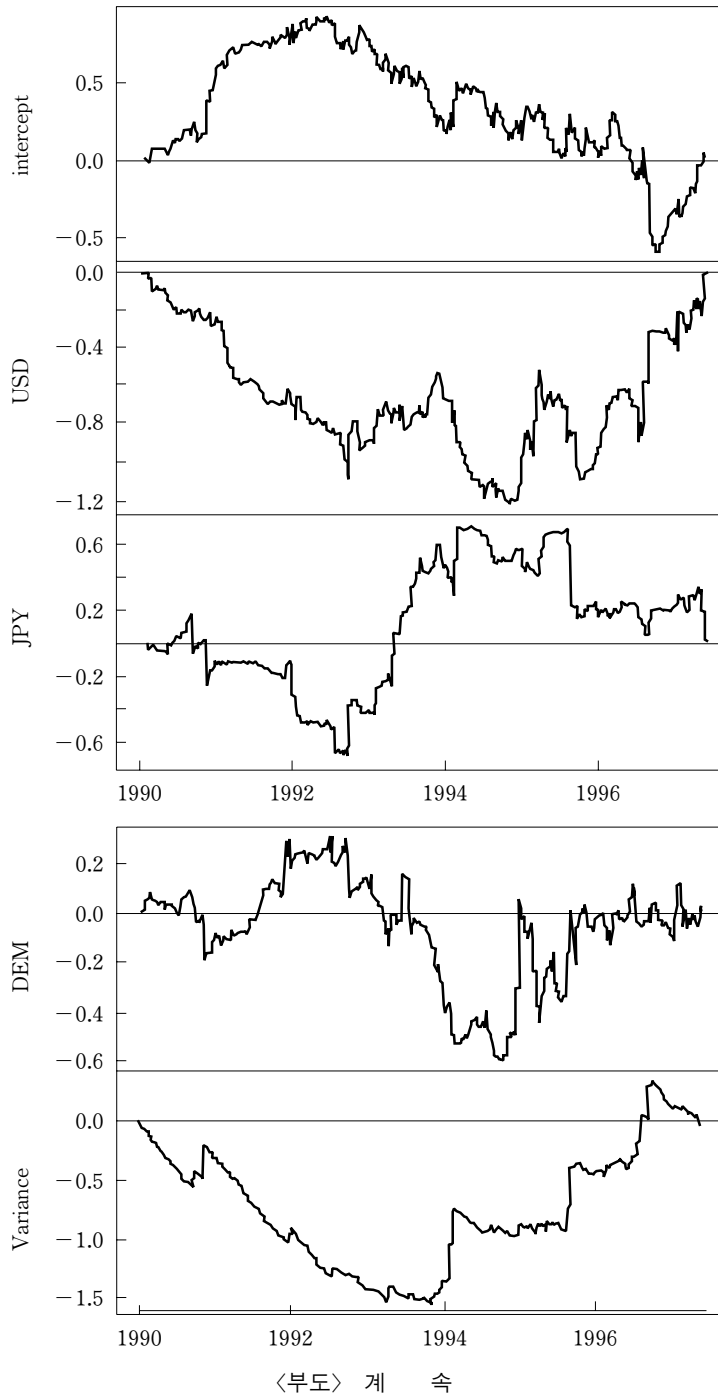


〈부도〉 모수 추정치에 대한 변동과정 추이

b. 태국: 위기 이후

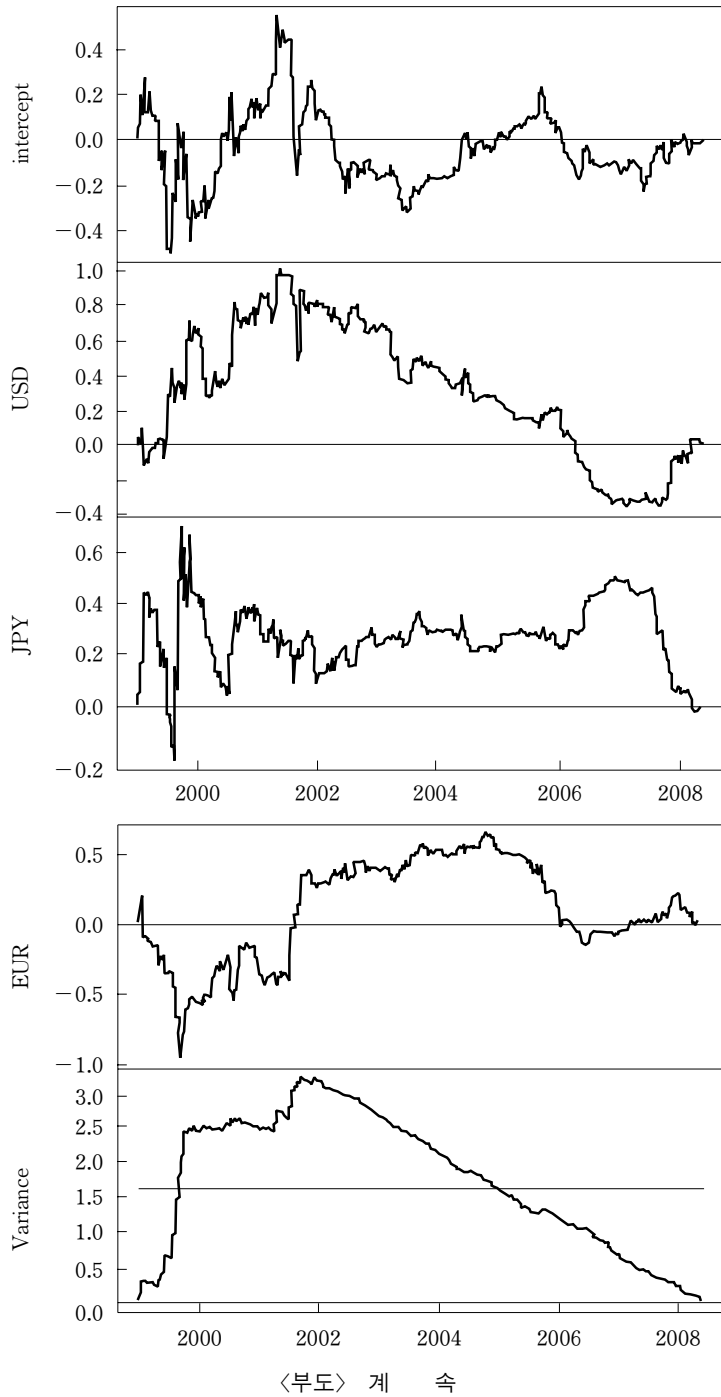


a. 인도네시아: 위기 이전

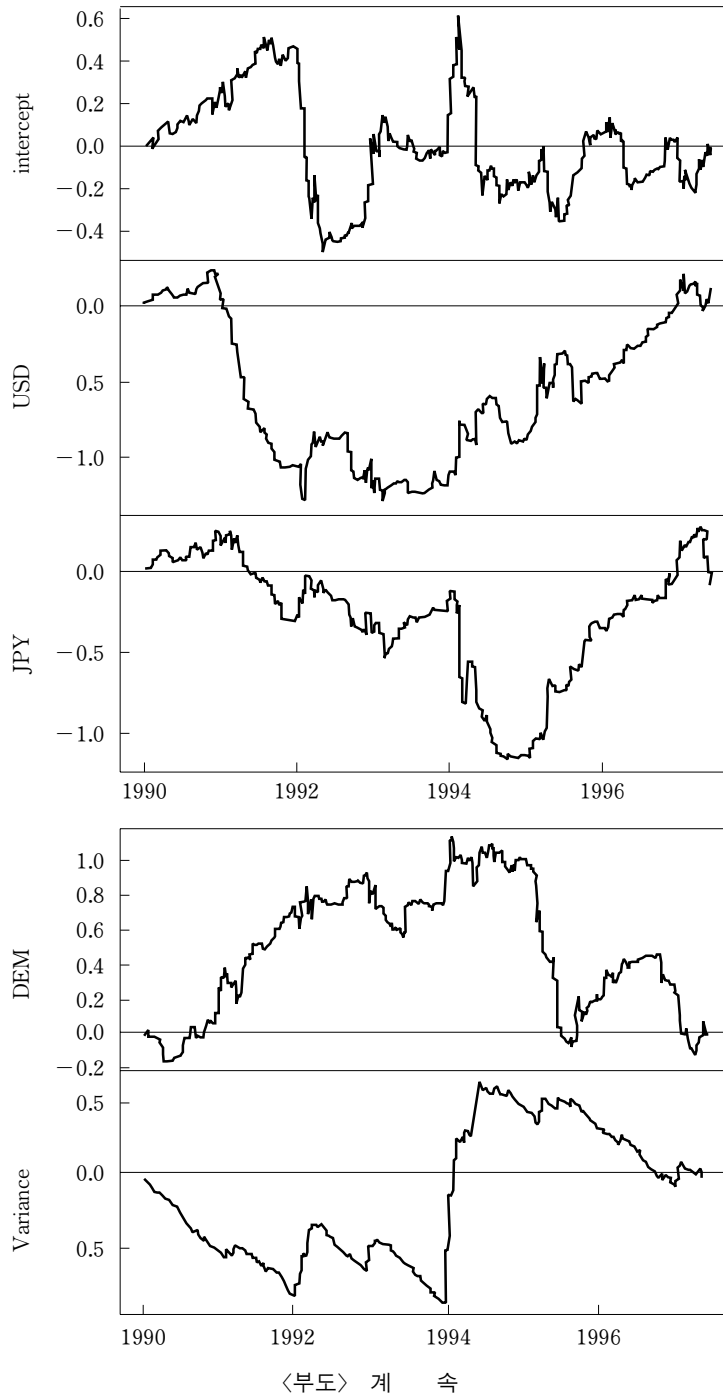




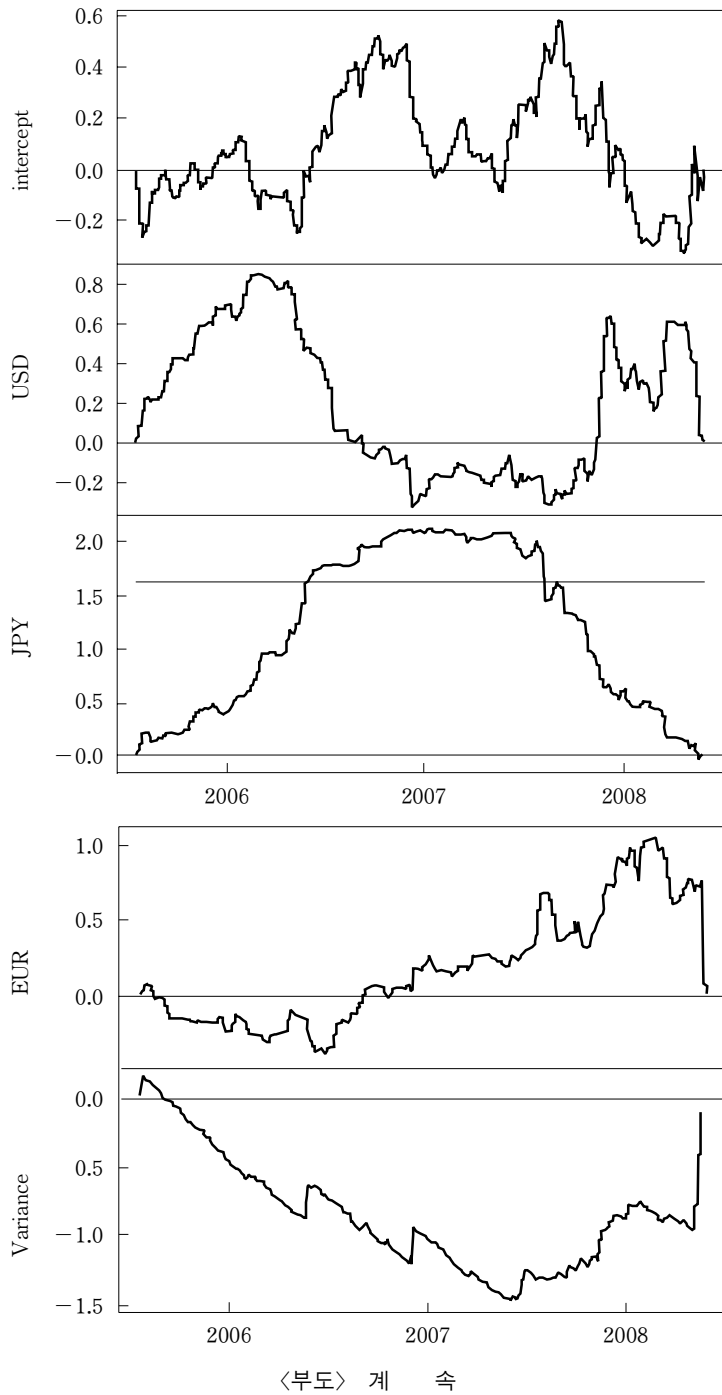
b. 인도네시아: 위기 이후



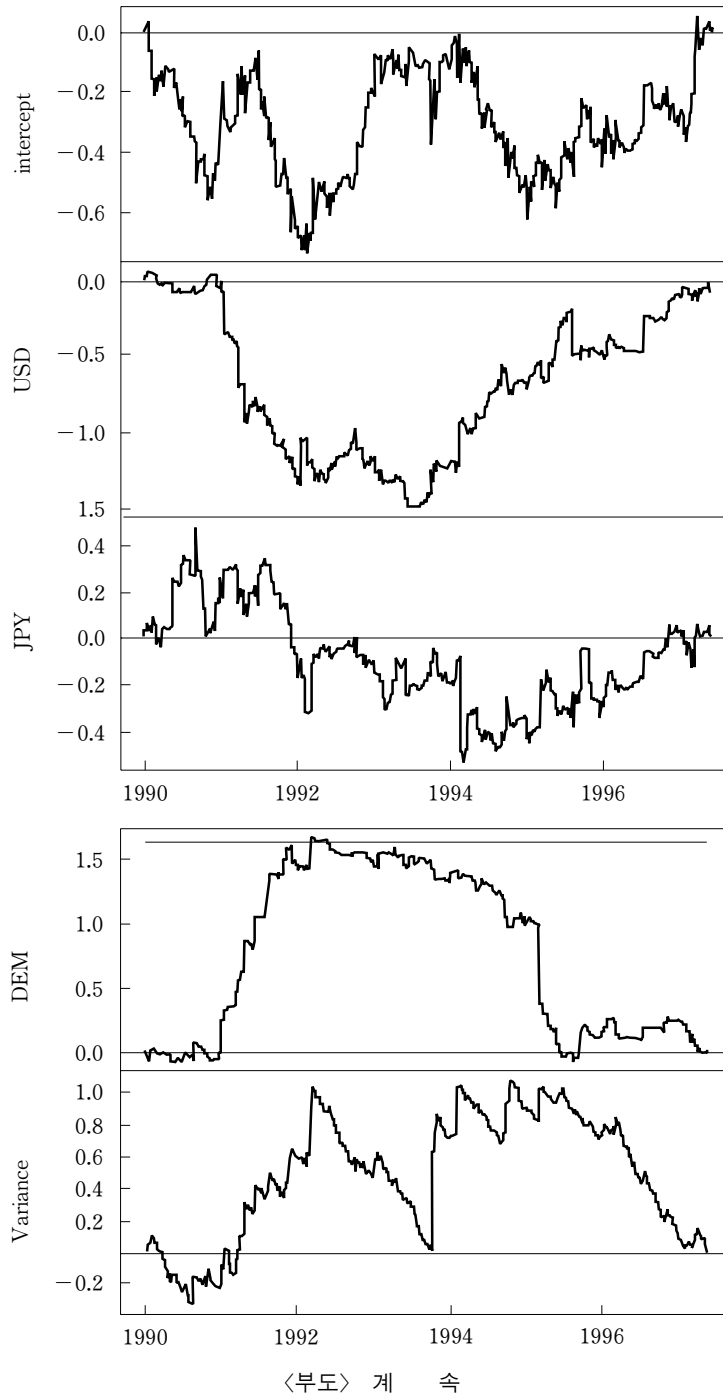
a. 말레이시아: 위기 이전



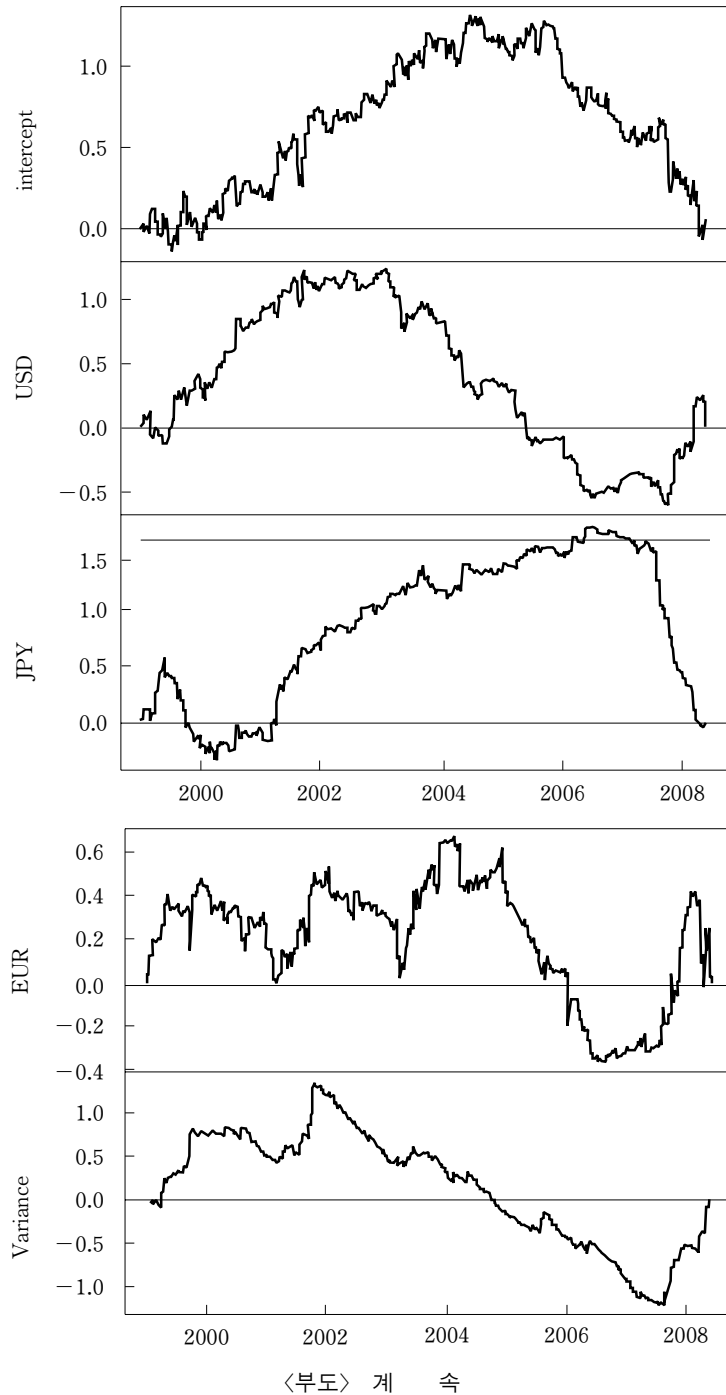
b. 말레이시아: 위기 이후



a. 싱가포르: 위기 이전



b. 싱가포르: 위기 이후



[Abstract]

## Empirical Analysis of De Facto Exchange Rate Regimes in East Asian Countries

Sangwhan Kim

Since Frankel and Wei(1994) first applied the exchange rate regression model to test de facto exchange rate regime vs. de jure regime, many economists followed them to test whether the de jure exchange rate regime is actually operational in the diverse currency markets. However, most empirical works implicitly assumed no structural breaks in the exchange rate regimes. This paper analysed exchange rate regime changes over time in East Asian countries by applying testing procedures for structural changes. Empirical results confirmed the suspicion that most East Asian governments intervened in their currency market in response to external and domestic shocks regardless of their proclaimed exchange rate regime. After the Asian financial crisis in 1997, Japanese Yen exerted stronger effects on Asian currency values. But as the international financial market became turbulent, US dollar once again emerged as the anchor currency.

**Keywords:** de facto exchange rate regime, Frankel-Wei regression model, structural change

**JEL Classification:** C4, F3