

환율의 거시 경제적 결정 요인 분석⁽¹⁾

金 素 英

본 연구는 대부분의 이론 모형의 함의에 부합되는 장기 무영향 제약을 부가한 구조 VAR 모형을 추정하여 한국의 환율 변동의 거시 경제적 결정 요인을 분석했다. 먼저 (실물) 수요 충격이 실질 환율, 명목 환율 변동의 가장 중요한 요인임을 발견하였다. 특히 외환 위기 이전 기간의 경우 수요 충격이 환율 변동의 거의 대부분을 설명하고 있음을 발견하였다. 외환 위기 이전 기간과 외환 위기 이후 기간의 결과를 비교해보면 외환 위기 이전 기간에 비해 외환 위기 이후 기간에는 수요 충격의 역할이 상대적으로 줄어든 반면 공급 충격, 명목 충격 등의 역할이 상대적으로 증가하였음을 알 수 있고, 결국 외환 위기 이후 기간에는 보다 다양한 구조 충격이 환율 변동을 설명하고 있음을 발견하였다. 이러한 변화는 외환 위기 이후보다 자유로운 환율 제도를 시행하고 자본 제약 수준을 낮추는 등의 제도적 변화에 따라 나타난 현상이라고 보여진다.

주제어: 환율, 구조 충격, VAR, 장기 무영향 제약

1. 서론

우리나라는 외환 위기 이후 보다 자유로운 환율 제도로 이행함에 따라 원화 환율의 변화폭이 증가하였고, 특히 글로벌 금융 위기 이후 환율이 급변하는 현상을 경험하였다. 한국은 과거 수출 주도의 성장 정책을 채택한 결과 현재 실물 시장의 개방도가 상당할 뿐만 아니라, 1990년대부터 자본 자유화를 시작하여 외환 위기 이후 거의 완전한 자본 수지 자유화가 이루어짐에 따라 현재 금융 시장의 개방도도 상당히 높은 상태이다. 이러한 상황 하에서 환율 변동폭의 증가는 국가 경제에 악영향을 미칠 수 있다.

본 연구는 환율 변동의 거시 경제적 결정 요인을 분석하고 어떤 요인 때문에 환율 변동이 급증하였는지를 분석하여 환율 안정화와 관련된 정책적 시사점을 주는 것을

(1) 논문에 대해 유익한 제안과 조언을 해주신 윤덕룡 박사, 오승환 연구원, 송원호 교수, 김이태 과장께 감사드린다. 대외경제정책연구원의 재정 지원에 감사드린다.

목적으로 한다. 특히 환율 제도가 변한 외환 위기를 기점으로 외환 위기 이전 기간과 외환 위기 이후 기간을 비교·분석하여 외환 위기 이후의 환율 변동성 증가가 어떤 종류의 거시 경제적 요인에 기인한 것인지를 추론한다. 이러한 분석 결과를 토대로 환율 안정화를 위해 어떠한 거시 경제적 요인의 안정화가 중요한지, 특히 외환 위기 이전과 비교하여 어떠한 거시 경제적 요인을 안정화시키는 것이 중요한지를 추론한다.

본 연구는 이러한 분석을 위해 장기 무영향 제약을 부가한 구조 VAR(Structural Vector Auto-Regression)모형을 이용한다. 구조 VAR 모형은 구조적 충격을 식별하는 데 유용하고, 다양한 이론들이 공통적인 함의에 부합하는 장기 무영향 제약을 이용하는 경우 다양한 이론의 함의에 부합하는 구조 충격을 식별할 수 있다. 본 연구는 장기 무영향 제약을 부가한 구조 VAR 모형을 구성하여 다양한 이론의 함의에 부합하는 다양한 구조 충격을 식별하여, 그러한 구조 충격들이 환율 변동을 얼마나 설명하는지 분석한다.

한편 환율 변동의 거시 경제적 결정 요인을 분석한 기존의 연구들은 크게 특정 구조 충격(예를 들어 통화 정책 충격)의 환율에 대한 영향을 분석한 연구들과 다양한 구조 충격의 환율에 대한 영향을 동시에 분석한 연구들이 있는데, 전자의 경우 특정 구조 충격의 영향을 분석했다는 면에서 제한적이라고 볼 수 있고, 후자의 경우 명목 환율이 아닌 실질 환율에 주목하고 있다. 본 연구에서는 환율 변동의 다양한 거시 경제적 결정 요인을 동시에 고려하고 실질 환율뿐 아니라 명목 환율의 거시 경제적 결정 요인도 동시에 분석하여 명시적으로 명목 환율에 관한 분석을 시도한다.

2장에서는 기존 문헌에 대해 요약하고, 3장에서는 실증 분석 모형과 자료를 설명한다. 4장에서는 한국의 4대 주요 교역국을 대상으로 분기별 실효 환율에 대한 분석을 시도하며, 5장에서는 월별 원-달러 환율, 원-엔 환율을 대상으로 분석을 시도한다. 6장에서는 주요 결과를 요약하고 시사점을 논의한다.

2. 기존 문헌

구조 VAR 모형을 이용하여 환율 변동의 거시 경제적 결정 요인을 분석한 많은 기존의 연구들이 있다. 이러한 기존 연구들의 한 유형은 특정 구조 충격(예를 들어 통화 정책 충격, 재정 정책 충격 등)이 환율에 미치는 영향을 분석한 연구들이고 또 다

른 유형은 여러 가지 구조 충격의 영향을 동시에 분석한 연구들이다.

먼저 통화 정책 충격의 환율에 대한 영향을 분석한 연구들을 보면 Eichenbaum and Evans(1995), Kim and Roubini(2000), Faust and Rogers(2003), Scholl and Uhlig(2008) 등이 있다. Eichenbaum and Evans(1995)는 축차적인 단기 무영향 제약을 부가한 구조 VAR 모형을 이용하여 미국의 통화 정책 충격이 미국의 환율에 미치는 영향을 분석하였고, Kim and Roubini(2000)는 비축차적인 단기 무영향 제약을 부가한 구조 VAR 모형을 이용하여 미국을 제외한 G-7 국가들의 통화 정책 충격이 환율에 미치는 영향을 분석하였다. Faust and Rogers(2003)는 일반적으로 식별이 안 되는 작은 개수의 단기 무영향 제약을 이용한 구조 VAR 모형을 이용하였고, Scholl and Uhlig(2008)는 충격 반응 함수에 부호 제약을 주었다. 이러한 문헌들은 통화 정책 충격이 최대 반 이하의 환율의 움직임만을 설명할 수 있다고 보고하고 있지만, 환율에 상당히 유의한 영향을 미치는 것을 보고하고 있으므로 통화 정책을 이용하여 환율에 영향을 미치고 안정화를 도모하는 것이 가능하다는 시사점을 주고 있다고도 볼 수 있다.

한편 Kim and Roubini(2008), Corsetti and Müller(2006), Beetsma, Giuliodori, and Klaassen(2008), Enders, Müller, and Scholl(2011), Ravn, Schmitt-Grohé, and Uribe(2008) 등은 재정 정책 충격이 환율에 미치는 영향을 분석했다. Kim and Roubini(2008)는 미국의 자료를 대상으로, Corsetti and Müller(2006)는 미국을 포함한 4개국을 대상으로 축차적인 단기 anndudgid 제약을 부가한 구조 VAR 모형을 이용하여 분석하였다. Beetsma, Giuliodori, and Klaassen(2008)은 유럽 국가들을 대상으로, Ravn, Schmitt-Grohe, and Uribe(2008)는 5개 선진국을 대상으로 축차적인 구조의 단기 무영향 제약을 이용한 패널 VAR 모형을 이용하여 분석하였다. Enders, Müller, and Scholl(2011)은 충격 반응 함수에 부호 제약을 부가한 구조 VAR 모형을 이용하여 미국의 자료를 대상으로 분석하였다. 이러한 연구들의 결과를 보면 재정 정책 충격이 환율에 미치는 영향이 상대적으로 적은 편이라고 볼 수 있으나, 주로 환율에 유의한 영향을 미치고 있으므로 정책적으로 환율 안정화를 위하여 재정 정책의 추이를 참고하는 것도 중요하다고 볼 수 있다.

이러한 연구들은 주로 특정 구조 충격이 환율 변동에 유의한 영향을 미치고 있다는 것을 볼 수 있으나, 특정 구조 충격이 환율 변동을 설명하는 부분이 상대적으로 작은 것임을 발견하였고, 결국 환율 변동의 요인을 전반적으로 분석하기 위해서는

다양한 구조 충격을 동시에 분석하는 것이 바람직하다는 것을 의미한다고 할 수 있다.

다음 다양한 구조 충격들이 환율 변동을 설명하는 데 어느 정도 역할을 하고 있는지를 동시에 분석한 기존 연구들은 다음과 같다. Lastrapes(1992)는 장기 제약을 부가한 2변수 구조 VAR를 이용하여 명목 충격, 실질 충격이 명목 환율과 실질 환율의 변동을 얼마나 설명하였는지 분석하였다. 이후 Clarida and Gali(1994)는 장기 제약을 부가한 3변수 구조 VAR를 이용하여 명목 충격, 수요 충격, 공급 충격이 실질 환율의 변동을 얼마나 설명하는지 분석하였다. 미국의 독일, 일본, 영국, 캐나다에 대한 실질 환율을 대상으로 분석한 결과, 수요 충격이 실질 환율의 움직임의 대부분을 설명하고 있음을 발견하였다. 미국-독일, 미국-일본, 미국-영국, 미국-캐나다의 실질 환율에 로그를 취한 값의 변동 중 수요 충격이 설명하는 부분이 각각 40-82%, 63-88%, 95-98%, 94-99%임을 발견하였고, 실질 환율에 로그를 취한 값의 차분의 변동 중 48-52%, 61-64%, 91-98%, 99%임을 보여 주었다. Clarida and Gali(1994)의 모형은 여러 연구에 의해 확장되거나 응용되어 이용되었다.

Clarida and Gali(1994)가 가격 경직성을 가정한 전통적인 모형인 Mundell-Flemming-Dornbusch 모형의 함의를 이용했음에 반해, Kim and Lee(2008)는 새 개방 경제 거시 모형(New Open Economy Macroeconomics Model)을 포함한 확률 동학 일반 균형 모형(Dynamic Stochastic General Equilibrium Model)에서 도출된 장기 제약을 이용하여 생산성 충격, 노동 공급 충격, 선호 충격, 명목 충격 등이 실질 실효 환율의 변동을 얼마나 설명하는지 분석하였다. Kim and Lee(2008)는 미국, 일본, 유로 지역을 대상으로 분석하였는데, 수요 충격의 일종으로 볼 수 있는 선호 충격이 실질 실효 환율의 움직임을 설명하는 주요 요인임을 보여 주었다. 미국, 유로 지역, 일본의 실질 실효 환율에 로그를 취한 값의 변동 중 수요 충격이 설명하는 부분이 각각 38-49%, 66-70%, 51-54%임을 발견하였고, 실질 환율에 로그를 취한 값의 차분의 변동 중 26-27%, 57-59%, 44-45%임을 보여 주었다.

이러한 방법을 한국에 적용한 예는 Lastrapes(1992)의 모형을 적용한 Koo(1996), Chen and Wu(1997) 등이 있고, Rogers and Wang(1995)을 적용한 Chung(2004)과 Kim and Lee(2008)를 적용한 Kim(2011) 등이 있다. 하지만 전자들의 경우 외환 위기 이전 자료만을 사용하고 있고, 두 종류의 구조 충격만을 고려하고 있다. 한편 후자들의 경우 실질 환율에만 초점을 맞추고 있다. 본 연구는 이러한 기존의 연구들에 비해, 보다 다양한 세 종류의 구조 충격을 다루고 있고 실질 환율뿐 아니라 정책적으로

보다 관심이 있다고 볼 수 있는 명목 환율에도 초점을 맞추고 있다. 또한 본 연구의 실증 분석 방법은 기존의 모형들이 주로 전통적인 거시 모형에 의거하고 있었음에 반해, 최근의 거시 모형의 함의에도 부합하는 실증 분석 방법을 명시적으로 사용하고 있으므로 보다 일반적인 결론을 도출할 수 있다. 한편 기존 연구와 달리 환율 정책, 통화 정책, 자본 제약 정책 등이 크게 변화한 외환 위기 이후의 자료와 이전의 자료를 비교 분석하여 이러한 정책적인 변화로 인해 어떠한 결과가 초래되었는가를 분석할 수 있다.

3. 실증 분석 모형

3.1. 장기 무영향 제약을 이용한 구조 VAR 모형

경제를 다음과 같은 다변수 이동 평균(Vector Moving-Average) 형식의 구조 방정식으로 나타낼 수 있다고 가정한다.

$$(3.1) \quad y_t = G(L)e_t$$

여기서, $G(L)$ 은 시차 연산자(lag operator) L 에 대한 행렬 다항식(matrix polynomial)이고 여기서 y 는 $m \times 1$ 자료 벡터이며, m 은 모형에서 변수의 개수이다. 그리고, $\text{var}(e_t) = \Lambda$ 로 Λ 는 대각행렬(diagonal matrix)로써 대각 원소들은 구조적 교란(structural disturbances)에 대한 분산(variances)을 의미한다.

다음 축약형(reduced form) 다변수 자기 회귀(VAR, Vector Auto-Regression) 모형을 추정한다.

$$(3.2) \quad B(L)y_t = u_t,$$

여기서 $B(L)$ 은 시차 연산자(lag operator) L 에 관한 행렬 다항식(matrix polynomial)이고, $\text{var}(u_t) = \Sigma$ 이다.

위의 축약형 모형으로부터 구조형(structural) 모형을 복원하는 방법은 여러 가지가 있는데 본 논문에서 사용한 방법은 장기 구조 계수(long-run structural parameters), $G(1)$ 에 제약을 주는 방법이다. 자세한 방법은 Blanchard and Quah(1989)를 참조하면

된다.

3.2. 실증 분석 모형

실증 분석으로 다음과 같은 3변수 모형을 이용한다. 식 (3.1)에 해당하는 구조 VAR 모형의 이동 평균 형태는 다음과 같다.

$$(3.3) \quad \begin{bmatrix} d \log Y_t - d \log Y_t^* \\ d \log RER_t \\ d \log NER_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{S,t} \\ \varepsilon_{D,t} \\ \varepsilon_{N,t} \end{bmatrix}, C_{12}(1) = C_{13}(1) = C_{23}(1) = 0$$

여기서 Y 는 한국의 실질 GDP, Y^* 는 외국의 실질 GDP, RER 은 실질 실효 환율, NER 은 명목 실효 환율이고 $e_{S,t}$, $e_{D,t}$, $e_{N,t}$ 는 각각 공급, 수요, 명목 충격이다.

위 모형에서 각 구조 충격은 한국과 외국의 구조 충격의 차이이다. 예를 들어 $e_{S,t}$ 는 한국과 외국의 공급 충격의 차이이다. 본 실증 분석 모형에 사용된 변수들, 즉 국가 간 실질 GDP의 차이, 실질 환율, 명목 환율들은 기본적으로 한국과 외국의 경제 상황의 차이를 반영하는 변수이므로 그러한 변수들을 포함한 모형에서 한국과 외국의 구조 충격의 차이를 식별하는 것은 상당히 자연스러운 경우라고 볼 수 있다.

식별을 위한 제약들 ($C_{12}(1) = C_{13}(1) = C_{23}(1) = 0$)이 의미하는 바는 다음과 같다. 첫째, 공급 충격만이 실질 GDP의 차이에 장기적으로 영향을 줄 수 있다. 즉 수요 충격과 명목 충격은 장기적으로 실질 GDP의 차이에 영향을 줄 수 없다. 둘째, 공급 충격과 수요 충격은 장기적으로 실질 환율에 영향을 줄 수 있는 반면, 명목 충격은 장기적으로 실질 환율에 영향을 줄 수 없다.

이러한 식별 조건은 Mundell-Flemming-Dornbusch 모형과 같은 가격 경직성을 가정한 전통적인 모형, 가격이 신축적인 균형 모형, 새 개방 경제 거시 모형(New Open Economy Macro models) 등의 함의에 부합한다. 이러한 대부분의 모형에서 화폐 중립성이 성립하여 통화 정책 충격과 같은 명목 충격이 실질 환율, 실질 GDP의 차이 등의 실물 변수에 장기적으로 영향을 미칠 수 없다. 또한 이러한 대부분의 모형에서 공급 충격만이 장기적으로 실질 GDP에 영향을 미칠 수 있는 반면, 수요 충격, 명목 충격 등은 가격 경직성 가정 하에 실질 GDP에 단기적인 영향만을 미칠 수 있다. 보다 구체적으로 이러한 제약들은 Clarida and Gali(1994)에 이용된 전통적인 거

〈표 1〉 한국의 주요 4 국가/지역에 대한 평균 수출, 수입 비중과 가중치

| | 1986-1996년 | | | 1999-2008년 | | |
|------|------------|-------|-------|------------|-------|-------|
| | 수출 | 수입 | 가중치 | 수출 | 수입 | 가중치 |
| 미국 | 23.9% | 22.6% | 40.7% | 15.5% | 12.6% | 26.5% |
| 일본 | 15.2% | 25.1% | 35.3% | 8.5% | 17.6% | 24.4% |
| 중국 | 4.2% | 3.8% | 7.0% | 18.6% | 14.1% | 31.0% |
| 유로지역 | 9.4% | 10.1% | 17.0% | 10.9% | 8.2% | 18.1% |

시 모형인 Mundell-Flemming-Dornbush 모형의 함의에 부합할 뿐 아니라 Kim and Lee(2008)에 이용된 새 개방 경제 거시 모형의 함의에 부합한다.

3.3. 자료

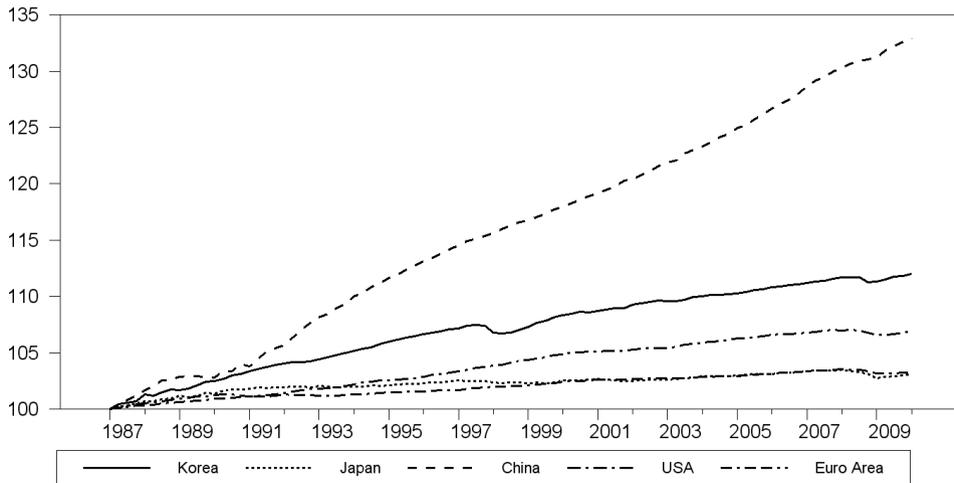
실증 분석 모형을 분기별 자료를 이용하여 다음 두 기간을 대상으로 추정하였다. (1) 아시아 금융 위기 이전 기간(1987년 1월~1996년 4월) (2) 아시아 금융 위기 이후 기간(1999년 1월~2010년 1월). 아시아 금융 위기 이후 한국의 통화 정책, 환율 정책, 금융 정책이 크게 변화하였는데 특히 자본 자유화가 전격적으로 진행되었고 본 연구의 관심의 대상인 환율 정책은 보다 자유로운 환율 제도로 이행했다고 볼 수 있다.

샘플 기간 동안 미국, 일본, 중국, 유로 지역 등 4개 국가/지역에 대한 환율이 한국의 입장에서 가장 중요하다고 볼 수 있다. 이들 4개 국가/지역은 한국의 주요 교역국으로 한국의 전체 교역에서 반 이상을 차지한다. 〈표 1〉은 샘플 기간 중 한국의 주요 4 국가/지역에 대한 두 추정 기간 동안의 평균 수출, 수입 비중을 보여 준다.⁽²⁾

아시아 금융 위기 이전 기간에는 한국의 최대 교역국은 미국, 일본 순이고, 중국의 비중은 상대적으로 작았다. 하지만 아시아 금융 위기 이후 기간에는 한국의 최대 교역국이 중국으로 변화하였다.

각 변수는 이 주요 4 국가/지역을 외국으로 취급하여 구성하였다. 외국 실질 GDP에 로그를 취한 값의 차분은 주요 4 국가/지역의 실질 GDP에 로그를 취한 값의 차분에 대한 가중 평균으로 구성하였고, 가중치는 각 국가에 대한 무역 비중을 이용하여 구성하였다. 실질 실효 환율과 명목 실효 환율에 로그를 취한 값의 차분도 주요 4 국가/지역에 대한 한국의 실질 환율과 명목 환율에 로그를 취한 값의 차분에 대한 가중

(2) International Monetary Fund에서 발간한 Direction of Trade CD Rome에서 자료를 얻었다. 2008년까지의 자료만 얻을 수 있어서 아시아 금융 위기 이후 기간의 경우 2008년까지의 자료를 사용했다.



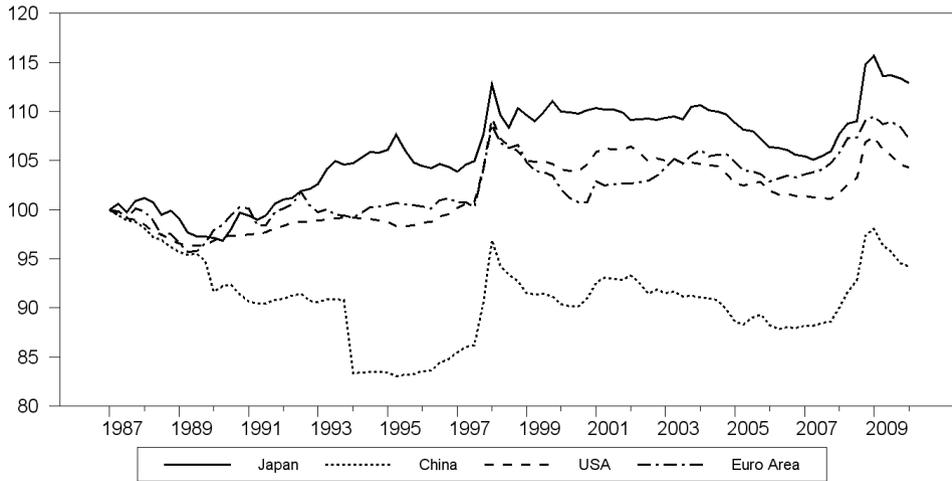
〈그림 1〉 (log) 실질 GDP

평균으로 구성하였다. 각국의 가중치는 〈표 1〉에 보고되어 있다. 실질 환율은 명목 환율과 물가지수를 이용하여 구성하였다. 물가지수로는 GDP 디플레이터와 소비자 물가지수를 사용하였다.

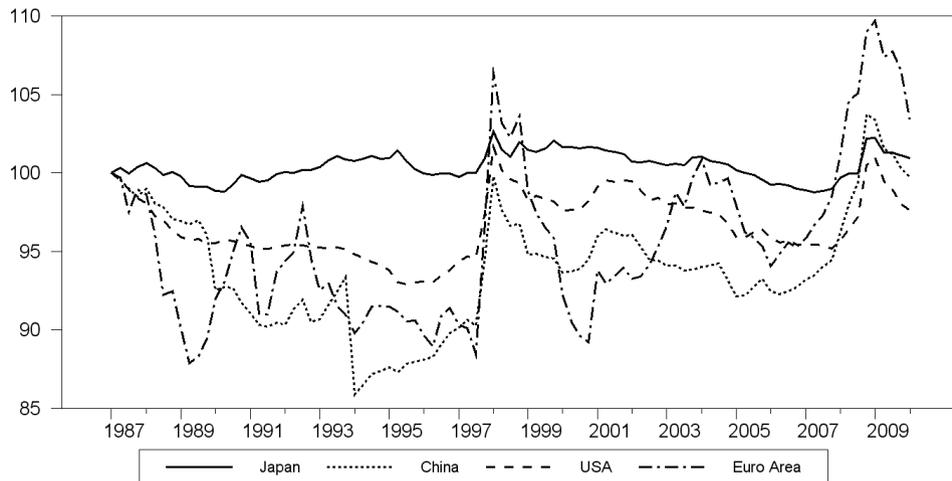
한국의 자료는 한국은행 홈페이지에 있는 자료를 이용했고, 미국의 자료는 Federal Reserve Bank of St. Louis 홈페이지에 있는 자료들을 이용했으며, 일본의 자료는 일본 통계청과 일본 중앙은행 홈페이지에 있는 자료들을 이용했다. 중국의 자료는 Oxford Economics에 있는 자료를 이용했고 유로 지역의 자료는 EACBN 홈페이지에 있는 자료를 이용했다. 원-달러, 원-엔, 원-위안, 원-유로 환율 자료는 한국은행 홈페이지에 있는 자료를 이용했고, 충분한 자료가 없는 경우 International Financial Statistics에 있는 자료를 이용했다.

〈그림 1〉, 〈그림 2〉, 〈그림 3〉, 〈그림 4〉는 각각 각국의 실질 GDP, 한국의 각국에 대한 명목 환율, 한국의 각국에 대한 소비자 물가지수를 이용한 실질 환율, 한국의 각국에 대한 GDP 디플레이터를 이용한 실질 환율에 로그를 취한 값을 보여 준다. 편의상 1987년도 1분기 값을 100으로 가정했다. 실제 추정에는 외환 위기 기간인 1997년-1998년 자료를 사용하지 않았지만 다음 그림들에서는 각 변수들의 전반적인 추이를 보여 주고 있으므로 1997년-1998년의 값들도 보고한다.

실질 GDP의 경우 중국이 가장 빠른 속도로 성장해 왔음을 볼 수 있고, 다음 한국, 미국 순으로 성장률이 높았음을 볼 수 있다. 일본과 유로 지역의 경우 성장 속도가



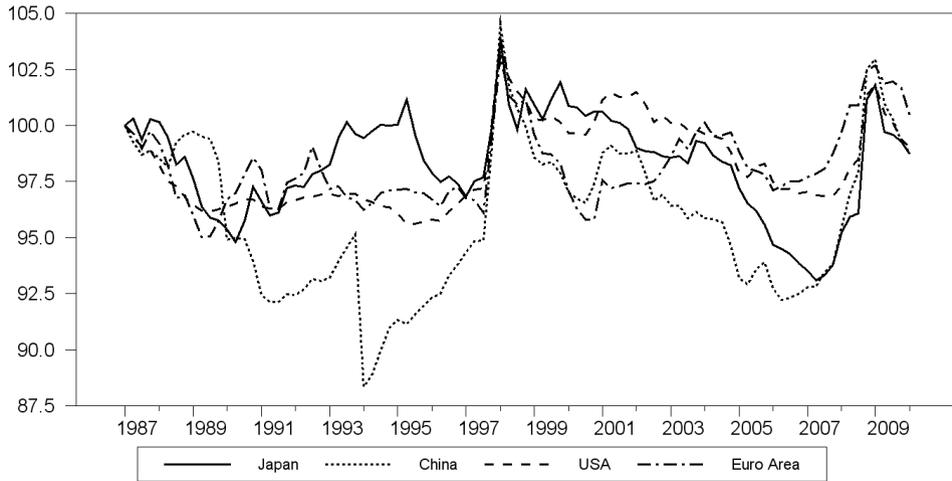
〈그림 2〉 (log) 명목 환율



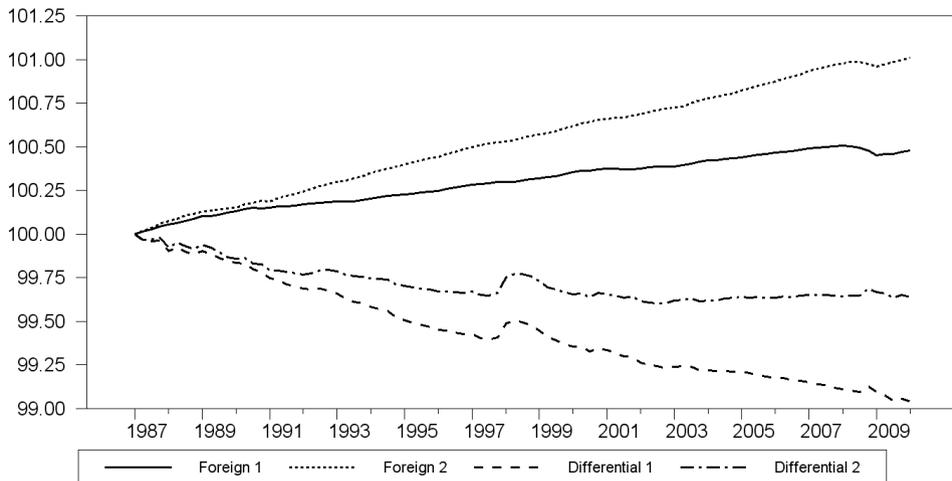
〈그림 3〉 (log) 실질 환율 (소비자 물가지수)

가장 느린 것을 볼 수 있다.

각국에 대한 명목 환율은 외환 위기 때와 글로벌 금융 위기 시점에서 갑자기 절하되는 것을 볼 수 있다. 1987년부터 외환 위기 전까지 대 위안화 환율은 절상되는 경향이 있는 반면 그 이외의 국가들에 대한 환율은 절하되는 경향을 볼 수 있다. 추정 기간 동안 대 엔화 환율이 가장 많이 절하된 반면, 대 위안화 환율이 가장 많이 절상되었음을 볼 수 있다.



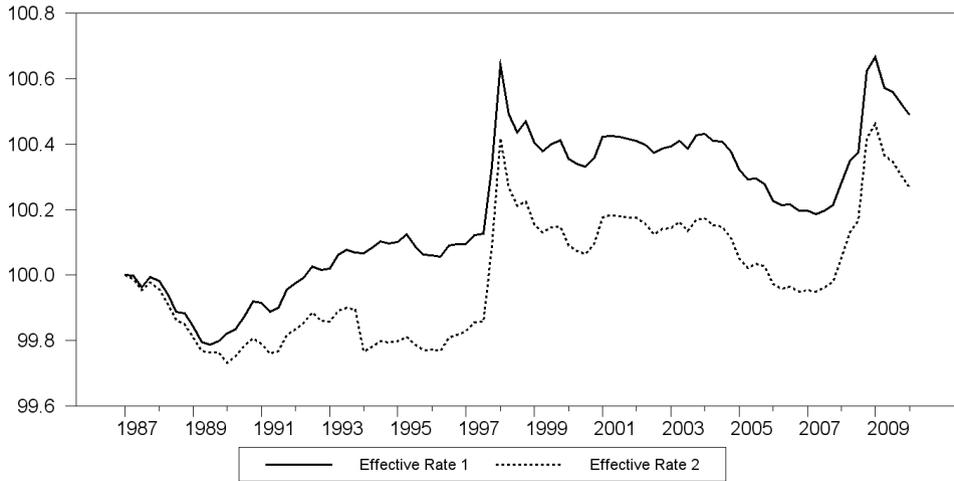
〈그림 4〉 (log) 실질 환율 (GDP 디플레이터)



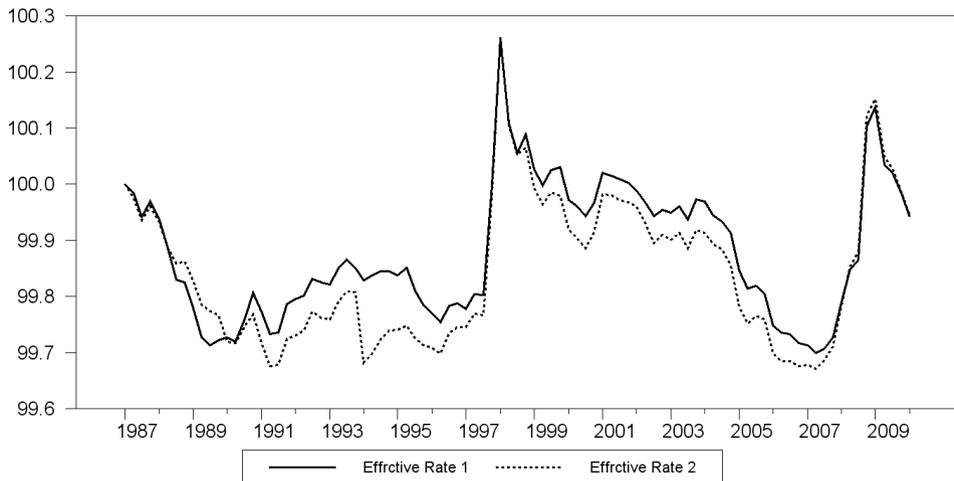
〈그림 5〉 실질 GDP

소비자 물가지수를 이용한 실질 환율의 경우 외환 위기 시와 글로벌 금융 위기 시 급격히 절하되는 현상을 볼 수 있다. 대 일본 실질 환율은 상당히 변동성이 적었음을 볼 수 있고, 대 유로 환율의 변동성이 가장 큰 것을 볼 수 있다. 대 일본 실질 환율을 제외한 다른 국가에 대한 실질 환율은 외환 위기 이전에는 절상되는 현상을 볼 수 있고, 외환 위기 이후에는 절하되는 경향을 볼 수 있다.

GDP 디플레이터를 이용한 실질 환율의 경우 역시 외환 위기 시와 글로벌 금융 위



〈그림 6〉 명목 실효 환율

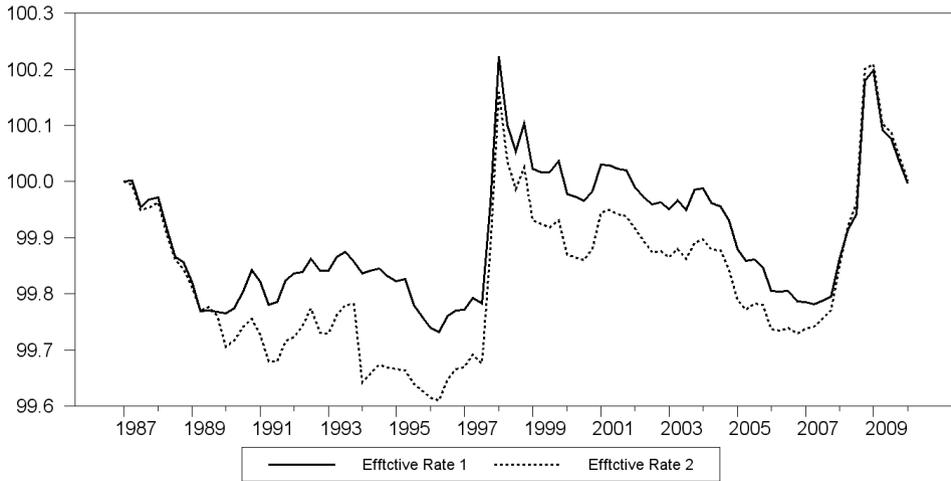


〈그림 7〉 실질 실효 환율 (소비자 물가지수)

기 시 급격히 절하되는 것을 볼 수 있다. 대 일본 실질 환율의 경우 소비자 물가지수를 이용한 실질 환율보다 더 변동성이 큰 것을 볼 수 있다.

〈그림 5〉, 〈그림 6〉, 〈그림 7〉, 〈그림 8〉은 가중치를 이용하여 구성한 변수들을 보여 준다. 전부 log를 취한 변수들이다. ‘1’, ‘2’는 각각 외환 위기 이전 기간과 외환 위기 이후 기간의 무역 비중을 이용한 가중치를 이용하여 구성한 변수들을 보여 준다.

외국 실질 GDP의 경우(‘Foreign’) 상승하는 추세를 볼 수 있는데 외환 위기 이후 기



〈그림 8〉 실질 실효 환율 (GDP 디플레이터)

간의 무역 비중을 이용하는 경우 상승세가 더 빠른 것을 볼 수 있다. 이는 고성장국인 중국에 대한 비중이 높기 때문이라고 생각된다. 한국 실질 GDP와 외국 실질 GDP의 차이를 보면 감소하는 추세를 볼 수 있다. 비록 한국의 성장세가 미국, 일본, 유로 지역보다 빨랐으나, 중국의 성장세가 워낙 빨랐기 때문이다.

명목 실효 환율의 경우 외환 위기 이전에는 절하되는 추세를 볼 수 있고, 외환 위기 이후 글로벌 금융 위기 이전까지는 절상되는 추세를 볼 수 있다. 또한 두 위기 기간 동안에는 급격히 절하되는 현상을 볼 수 있다.

실질 실효 환율의 경우 두 위기 기간 동안 급격히 절하되고, 외환 위기 이전 기간과 외환 위기 이후 글로벌 금융 위기 이전까지는 절상되는 추세가 나타난다.

이렇게 구성한 변수들에 대해 Augmented Dickey-Fuller, Phillip-Perron 단위근 검정을 해보았는데 결과는 〈표 2〉에 요약되어 있다.

국가 간 실질 GDP 차이에 로그를 취한 변수와 명목 실효 환율에 로그를 취한 변수의 경우 단위근이 있다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되는 반면 이러한 변수들의 차분 변수의 경우 단위근이 있다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되었고, 이러한 결과들은 실증 분석 모형에서 차분 변수를 사용한 것에 부합된다고 볼 수 있다. 하지만 실질 실효 환율에 로그를 취한 변수의 경우 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되는 경우도 있어서 실증 분석 모형에서 차분 변수가 아닌 레벨 변수를 사용

〈표 2〉 단위근 검정 결과

| | 상수항 | | | 상수항, 트렌드 | | |
|-------------------------|----------|-----------|-----|----------|-----------|-----|
| | t (ADF) | z (PP) | lag | t (ADF) | z (PP) | Lag |
| log(Y/Y*) ¹ | -1.516 | -0.980 | 1 | -1.925 | -6.720 | 1 |
| log(Y/Y*) ² | -2.462 | -4.150 | 1 | -1.894 | -6.090 | 1 |
| dlog(Y/Y*) ¹ | -9.000** | -85.449** | 0 | -9.088** | -87.321** | 0 |
| dlog(Y/Y*) ² | -9.017** | -85.424** | 0 | -9.255** | -89.019** | 0 |
| logNER ¹ | -1.410 | -4.470 | 1 | -2.741 | -15.288 | 1 |
| logNER ² | -1.820 | -7.948 | 1 | -3.130 | -18.585 | 1 |
| dlogNER ¹ | -7.705** | -73.055** | 0 | -7.663** | -73.125** | 0 |
| dlogNER ² | -7.518** | -70.851** | 0 | -7.510** | -71.384** | 0 |
| logRERC ¹ | -3.142* | -27.013** | 3 | -3.368 | -29.607** | 3 |
| logRERC ² | -2.840 | -16.346* | 1 | -3.031 | -17.635 | 1 |
| dlogRERC ¹ | -7.790** | -74.039** | 0 | -7.765** | -74.372** | 0 |
| dlogRERC ² | -7.687** | -72.794** | 0 | -7.676** | -73.319** | 0 |
| logRERP ¹ | -3.196* | -29.878** | 3 | -3.642* | -36.634** | 3 |
| logRERP ² | -2.573 | -13.743* | 1 | -3.094 | -17.041 | 1 |
| dlogRERP ¹ | -3.196* | -29.878** | 0 | -3.642* | -36.634** | 0 |
| dlogRERP ² | -7.816** | -74.335** | 0 | -7.852** | -75.424** | 0 |

주: * - 단위근이 있다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각됨.

** - 단위근이 있다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각됨.

1 - 외환 위기 이전 기간의 가중치 사용.

2 - 외환 위기 이후 기간의 가중치 사용.

RERC: 소비자 물가지수를 이용한 실질 실효 환율.

RERP: GDP 디플레이터를 이용한 실질 실효 환율.

하는 것도 가능하다고 생각되나 기존의 문헌을 따라서 차분 변수를 이용했다.⁽³⁾ 실증 분석 모형을 추정할 때 상수항과 2개의 시차를 사용하였다.⁽⁴⁾

모형의 추정을 위해 Christiano, Eichenbaum, and Vigfusson(2007)이 제안한 zero spectral density를 비모수적 추정 방법을 이용하여 장기 제약이 있는 VAR 모형을 추정하여 추정 시 bias를 없애는 방법을 이용하였다.

(3) 세 변수 간에 Johansen 공적분 테스트 결과 대부분의 경우 공적분 관계가 존재한다는 귀무가설이 기각된다.

(4) Akaike, Schwartz criteria를 적용한 결과 대부분의 경우 1개의 시차가 선택되고 0개의 시차가 선택된 경우도 있었으나, 본 연구의 목적은 변수들 간의 구조적인 관계를 분석하는 것이므로 변수들 간의 상호 관계를 충분히 분석하기 위해 2개의 시차를 가정했다.

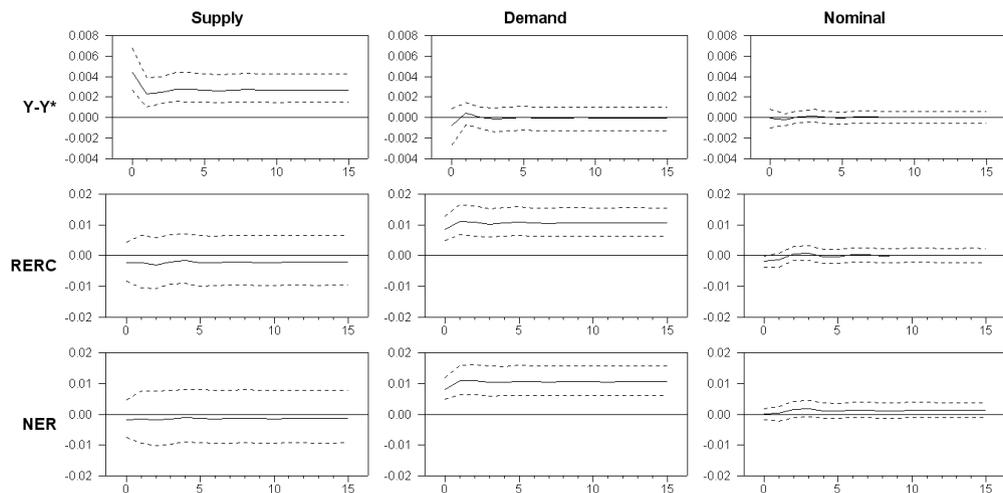
마지막으로 이하의 논의에서 편의상 로그를 취한 변수는 ‘수준 변수’라고 지칭하고 특별히 로그에 관한 언급을 안 하고, 로그값에 차분을 한 경우 근사적으로 변화율 혹은 성장률이라고 볼 수 있으므로 로그값에 차분을 한 변수는 ‘변화율 변수’ 혹은 ‘성장률 변수’라고 지칭한다.

4. 분석 결과

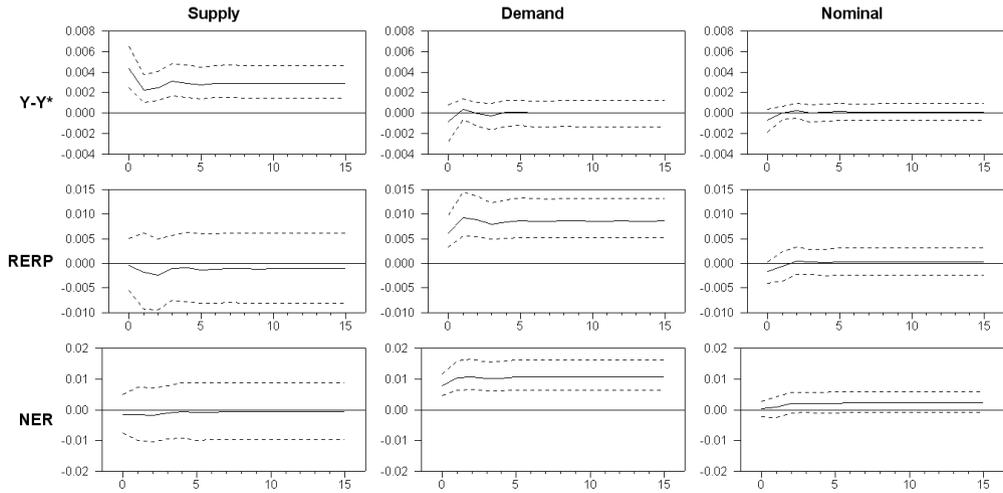
4.1. 충격 반응 함수

〈그림 9〉~〈그림 12〉는 충격 후 4년 동안의 충격 반응 함수와 90% 확률 구간을 보여준다. 〈그림 9〉, 〈그림 10〉은 아시아 외환 위기 이전 기간, 〈그림 11〉, 〈그림 12〉는 아시아 외환 위기 이후 기간의 충격 반응 함수이다. 〈그림 9〉, 〈그림 11〉은 소비자 물가지수를 이용한 실질 실효 환율을 이용한 모형의 결과이고, 〈그림 10〉, 〈그림 12〉는 GDP 디플레이터를 이용한 실질 실효 환율을 이용한 모형의 결과이다.

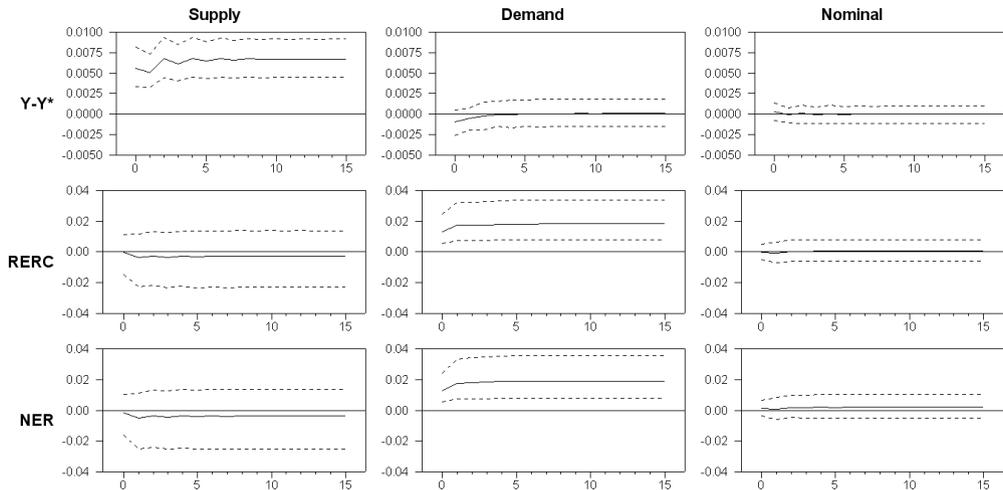
공급 충격에 반응하여 실질 GDP의 차이는 영구적으로 증가한다. 아시아 외환 위기 이전 기간에 비해 아시아 외환 위기 이후 기간에 실질 GDP의 차이의 증가가 더 크다. 아시아 외환 위기 이전 기간의 경우 실질 GDP의 차이가 0.2-0.3% 정도 증가하는 반면 아시아 외환 위기 이후 기간의 경우 0.6% 정도 증가한다. 두 기간 동안 실질 실효 환율과 명목 실효 환율은 약간 감소하는 경향을 보이고 있으나 확률 구간이 상



〈그림 9〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이전)



〈그림 10〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이전)

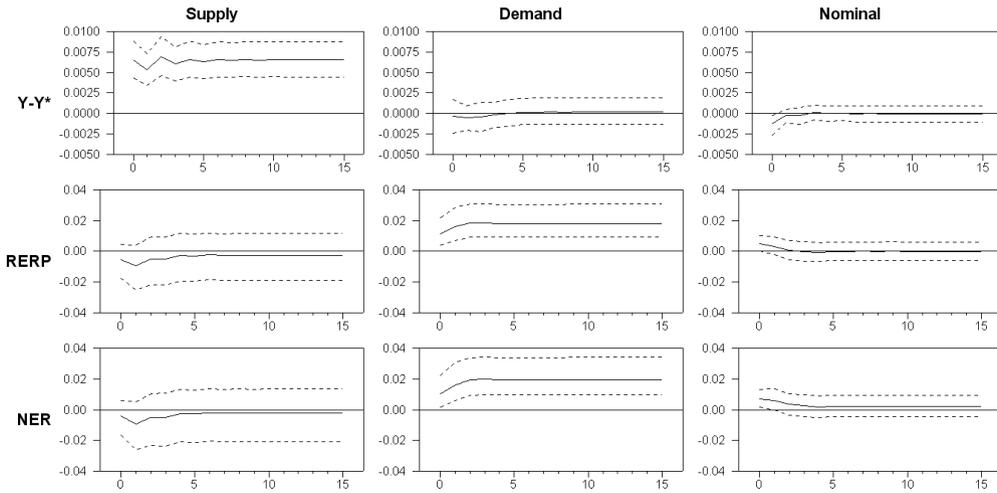


〈그림 11〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이후)

당히 커서 0을 포함하고 있다.

수요 충격의 경우 실질 실효 환율과 명목 실효 환율이 장기적으로 절하되는 현상을 보인다. 외환 위기 이전 기간의 경우 약 2% 정도 영구적으로 절하되는 반면, 외환 위기 이후 기간의 경우 약 1% 정도 영구적으로 절하되는 현상을 보인다.

명목 충격 이후 GDP 디플레이터를 이용한 실질 실효 환율을 포함한 모형의 경우 실질 GDP의 차이가 단기적으로 하락하고 실질 실효 환율과 명목 실효 환율이 단기



〈그림 12〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이후)

적으로 절상되는 현상을 볼 수 있는 반면, 소비자 물가지수를 이용한 실질 실효 환율을 포함한 모형의 경우 모든 변수의 반응이 별로 유의하게 나타나고 있지 않다. 외환 위기 이후 기간의 경우 두 모형 모두에서 실질 실효 환율이 단기적으로 절상되는 현상을 볼 수 있으나, 명목 실효 환율과 실질 GDP 차이는 별로 반응하지 않는 것을 볼 수 있다.

4.2. 예측 오차 분산 분해

각 구조 충격들이 환율의 변화를 어느 정도 설명하고 있는지를 분석하기 위해 예측 오차 분산 분해를 하였다. 〈표 3〉, 〈표 4〉, 〈표 5〉, 〈표 6〉은 실질 GDP 차이, 실질 실효 환율, 명목 실효 환율의 충격 후 4분기 후와 16분기 후의 예측 오차 분산 분해와 1 표준오차 구간을 보여준다. 각 변수의 로그 차분 값뿐만 아니라 로그 레벨 값에 대한 예측 오차 분산 분해의 결과도 보고한다. 〈표 3〉과 〈표 4〉는 외환 위기 이전 기간의 결과를 보여 주고 있고, 〈표 5〉와 〈표 6〉은 외환 위기 이후 기간의 결과를 보여 준다. 〈표 3〉과 〈표 5〉는 소비자 물가지수를 이용한 실질 실효 환율을 포함한 모형의 결과를 보여 주고, 〈표 4〉와 〈표 7〉은 GDP 디플레이터를 이용한 실질 실효 환율을 포함한 모형의 결과를 보여 주고 있다.

먼저 실질 GDP의 차이의 경우 (레벨 혹은 차분 변수 모두 포함하여) 두 기간 모두 공급 충격이 그 변동을 대부분 설명하고 있다. 외환 위기 이전 기간의 경우 79-92%

〈표 3〉 예측 오차 분산 분해 (아시아 외환 위기 이전)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|-----------------|---------------|
| 수준 | 4 | 90.6 (84.1,97.8) | 7.6 (1.4,13.3) | 1.8 (0.2,3.2) |
| | 16 | 91.8 (85.4,98.6) | 6.5 (0.7,11.7) | 1.7 (0.1,3.2) |
| 변화율 | 4 | 85.7 (75.7,95.8) | 12.6 (3.1,22.7) | 1.7 (0.3,2.9) |
| | 16 | 85.4 (75.4,95.6) | 12.7 (3.1,22.7) | 1.9 (0.4,3.2) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 18.3 (1.7,38.0) | 78.6 (57.4,95.6) | 3.1 (0.7,4.9) |
| | 16 | 17.7 (1.5,37.0) | 80.2 (60.1,96.9) | 2.2 (0.3,3.3) |
| 변화율 | 4 | 19.2 (4.2,37.8) | 71.5 (51.8,89.1) | 9.1 (3.0,14.6) |
| | 16 | 20.0 (4.9,37.6) | 69.8 (50.2,87.5) | 10.2 (3.6,16.1) |

(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|------------------|---------------|
| 수준 | 4 | 16.8 (1.4,34.6) | 79.9 (61.1,96.2) | 3.3 (0.4,5.5) |
| | 16 | 16.5 (1.3,34.2) | 80.0 (61.2,96.4) | 3.5 (0.2,6.0) |
| 변화율 | 4 | 17.9 (3.0,35.9) | 78.1 (59.3,93.8) | 4.0 (1.2,6.5) |
| | 16 | 18.2 (3.5,36.0) | 77.1 (58.5,92.8) | 4.6 (1.5,7.5) |

의 실질 GDP의 변동을 설명하고 있고, 외환 위기 이후 기간의 경우 그 역할이 더욱 증가하여 89-97%의 실질 GDP의 변동을 설명하고 있다. 다른 두 충격의 역할은 상당히 미미하다. 명목 충격의 경우 모든 경우에 그 역할이 7% 미만이고, 수요 충격은 2-15% 정도를 설명하고 있다.

실질 실효 환율의 경우 (수준 혹은 변화율 변수 모두 포함하여) 수요 충격이 가장 큰 역할을 하고 있다. 외환 위기 이전 기간에 실질 실효 환율의 변동 중 수요 충격이 설명하는 부분은 67-81%이고, 외환 위기 이후 기간의 경우 50-75%이다. 명목 충격의 역할은 상대적으로 미미하여 15% 이하로 나타난다. 공급 충격의 경우 어느 정도의 역할을 하고 있다. 외환 위기 이전 기간의 경우 17-22% 정도의 실질 실효 환율의 변동을 설명하고 있고, 외환 위기 이후 기간의 경우 그 역할이 더욱 증대되어 20-35% 정도의 실질 실효 환율의 변동을 설명하고 있다.

〈표 4〉 예측 오차 분산 분해 (아시아 외환 위기 이전)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|----------------|---------------|
| 수준 | 4 | 86.4(76.3,96.6) | 9.3(1.7,16.9) | 4.3(0.9,7.3) |
| | 16 | 87.6(77.3,97.8) | 8.6(0.9,16.2) | 3.8(0.5,6.8) |
| 변화율 | 4 | 79.3(63.4,93.7) | 14.3(3.3,26.2) | 6.4(1.2,11.3) |
| | 16 | 79.0(63.0,93.4) | 14.6(3.5,26.7) | 6.4(1.2,11.3) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 17.8 (1.9,35.3) | 77.7 (59.2,94.8) | 4.6 (0.8,7.3) |
| | 16 | 17.0 (1.5,34.7) | 79.2 (59.2,96.3) | 3.7 (0.4,6.7) |
| 변화율 | 4 | 21.1 (6.9,36.3) | 67.6 (50.2,85.0) | 11.4 (3.7,19.0) |
| | 16 | 21.3 (7.1,36.3) | 67.4(50.1,84.8) | 11.4 (3.7,19.0) |

(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|------------------|----------------|
| 수준 | 4 | 17.6 (1.3,38.6) | 77.7 (56.3,95.8) | 4.7 (0.6,9.1) |
| | 16 | 17.0 (1.2,35.9) | 77.1 (57.2,95.7) | 5.9 (0.5,11.1) |
| 변화율 | 4 | 19.0 (3.1,39.5) | 75.5 (54.7,93.0) | 5.4 (1.5,8.5) |
| | 16 | 19.4 (3.6,39.6) | 75.1 (54.5,92.5) | 5.4 (1.5,8.5) |

명목 실효 환율의 경우에도 수요 충격이 가장 큰 역할을 하고 있다. 외환 위기 이전 기간 동안 명목 실효 환율의 수준 변수의 경우 77-80% 정도를 설명하고 있고, 변화율 변수의 경우 75-79%를 설명하고 있다. 외환 위기 이전 기간 동안 명목 충격의 역할은 (수준, 변화율 변수 모두 포함하여) 미미하여 3-6% 정도의 명목 실효 환율의 변동을 설명하고 있다. 공급 충격의 경우 역할이 약간 더 크게 나타나는데, (수준, 변화율 변수 모두 포함하여) 16-20% 정도의 명목 실효 환율의 변동을 설명하고 있다.

외환 위기 이후 기간의 경우에도 수요 충격의 역할이 가장 크게 나타나고 있으나, 외환 위기 이전 기간에 비해 그 역할이 상대적으로 줄어든 반면, 명목 충격과 공급 충격의 역할이 상대적으로 커진 것을 볼 수 있다. 수요 충격은 명목 실효 환율의 수준 변수의 경우 65-73% 정도를 설명하고 있고, 변화율 변수의 경우 45-69%를 설명하고 있다. 명목 충격은 수준 변수의 경우 4-11%, 변화율 변수의 경우 5-20% 정도를

〈표 5〉 예측 오차 분산 분해 (아시아 외환 위기 이후)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|----------------|---------------|
| 수준 | 4 | 94.7 (90.8,99.1) | 3.8 (0.4,6.7) | 1.5 (0.2,2.4) |
| | 16 | 96.1 (92.9,99.3) | 2.7 (0.3,4.8) | 1.3 (0.1,2.1) |
| 변화율 | 4 | 90.3 (83.0,97.7) | 6.9 (1.0,12.7) | 2.8 (0.4,4.5) |
| | 16 | 90.2 (83.0,97.7) | 6.9 (1.0,12.6) | 2.9 (0.4,4.7) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|------------------|---------------|
| 수준 | 4 | 20.6 (1.8,44.1) | 74.2 (49.8,95.8) | 5.1 (0.2,9.3) |
| | 16 | 20.4 (1.3,44.2) | 74.5 (50.0,96.2) | 5.1 (0.2,9.3) |
| 변화율 | 4 | 25.3 (6.5,46.5) | 69.3 (45.7,90.7) | 5.4 (0.6,9.9) |
| | 16 | 25.8 (7.0,46.9) | 68.8 (45.2,90.2) | 5.4 (0.6,9.9) |

(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|-----------------|------------------|---------------|
| 수준 | 4 | 22.7 (2.3,46.1) | 72.4 (47.0,94.8) | 4.9 (0.2,8.8) |
| | 16 | 22.2 (1.9,45.2) | 72.6 (47.3,95.0) | 5.2 (0.2,9.7) |
| 변화율 | 4 | 26.1 (6.4,47.1) | 68.4 (44.3,90.1) | 5.5 (0.7,9.8) |
| | 16 | 26.7 (6.9,47.4) | 67.8 (44.0,89.4) | 5.5 (0.7,9.8) |

설명하고 있다. 공급 충격은 수준 변수의 경우 20-24%, 변화율 변수의 경우 26-35% 정도를 설명하고 있다.

외환 위기 이전 기간에 거의 대부분의 명목 실효 환율의 변동을 수요 충격이 설명하고 있었음에 반해, 외환 위기 이후 기간에 수요 충격이 명목 실효 환율의 변동을 설명하는 부분이 점차 줄어들고 공급 충격, 명목 충격 등 보다 다양한 구조 충격들이 명목 실효 환율의 변동을 설명하고 있음을 발견하였는데, 이는 외환 위기 이전 기간과 이후 기간의 다양한 정책적 변화와 연관이 있는 듯하다. 외환 위기 이전 기간 동안 자본 수지에 대한 제약이 더 많았고, 보다 경직된 환율 제도를 운영하고 있었으므로, 수요 충격에 의한 무역 수지의 변화 등이 명목 실효 환율을 결정하는 주요 요인이 되었을 가능성이 크다고 생각된다. 반면 외환 위기 이후 기간 동안에는 자본 수지에 대한 제약이 없어지고 보다 자유로운 환율 제도를 운용하게 됨으로써, 수요 충격

〈표 6〉 예측 오차 분산 분해 (아시아 외환 위기 이후)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|---------------|----------------|
| 수준 | 4 | 94.7 (91.0,98.7) | 3.2 (0.2,5.6) | 2.1 (0.5,3.4) |
| | 16 | 96.4 (93.9,99.3) | 2.3 (0.2,3.8) | 1.3 (0.2,2.1) |
| 변화율 | 4 | 89.5 (82.8,96.4) | 4.4 (0.5,7.3) | 6.1 (1.7,10.4) |
| | 16 | 89.5 (82.7,96.4) | 4.5 (0.6,7.5) | 6.1 (1.7,10.4) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 24.7 (3.7,49.6) | 68.4 (42.7,92.2) | 6.9 (1.1,11.5) |
| | 16 | 21.0 (2.5,43.4) | 74.0 (49.6,94.6) | 5.1 (0.5,8.9) |
| 변화율 | 4 | 33.2 (12.7,54.1) | 52.0 (28.7,76.1) | 13.8 (4.7,25.7) |
| | 16 | 34.7 (13.9,55.4) | 50.9 (27.4,74.9) | 14.5 (4.7,25.0) |

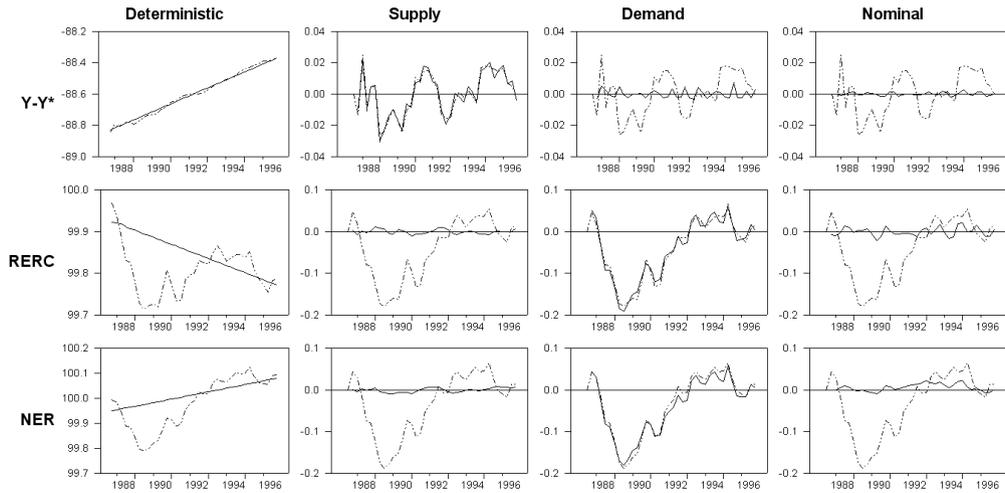
(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 23.9 (3.8,47.4) | 65.4 (38.5,89.9) | 10.8 (1.8,19.7) |
| | 16 | 20.4 (2.8,43.1) | 73.0 (47.8,93.7) | 6.6 (0.7,11.1) |
| 변화율 | 4 | 33.0 (14.6,52.2) | 47.0 (23.6,70.9) | 20.0 (6.7,33.3) |
| | 16 | 34.6 (16.2,53.9) | 45.9 (23.1,69.7) | 19.5 (6.6,32.8) |

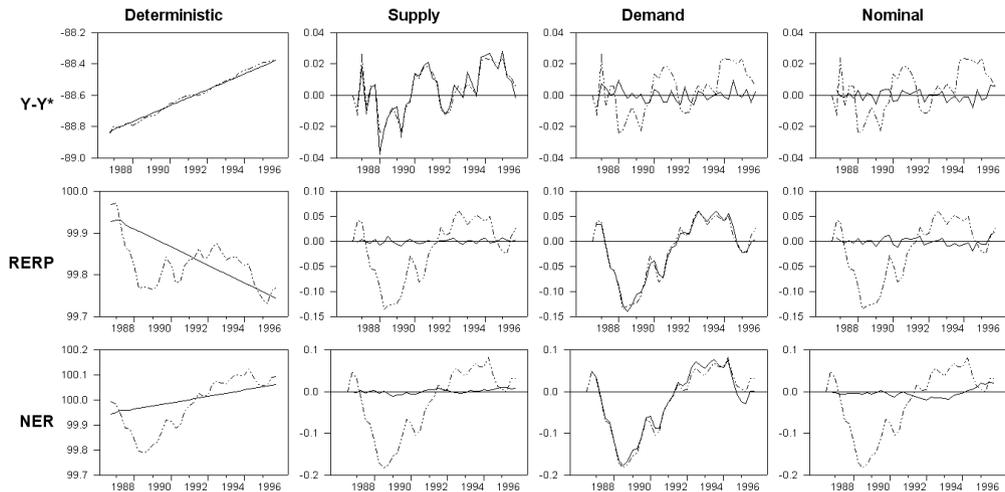
뿐만 아니라 명목 충격, 공급 충격 등 보다 다양한 구조 충격이 명목 실효 환율에 영향을 줄 수 있게 되었기 때문에 보다 다양한 구조 충격이 명목 실효 환율의 변동을 설명하게 된 것이라고 생각된다.

4.3. 역사적 분해

예측오차 분산분해는 추정 기간 동안의 각 구조 충격의 평균적인 역할을 보고하고 있다. 그러나 예측 오차 분산 분해는 특정 기간 동안의 각 구조 충격의 역할을 추론할 수 없는 한계를 가지고 있다. 따라서 여기에서는 각 구조 충격의 각각의 기간 동안의 역할을 추론하기 위해 역사적 분해를 시도했다. 〈그림 13〉~〈그림 17〉은 역사적 분해를 보여 준다. 첫 번째 열('deterministic')은 실제 자료(점선)와 deterministic part(실선)의 역할을 보여 준다. 다른 열(각 충격의 이름이 있는)의 점선은 실제 자



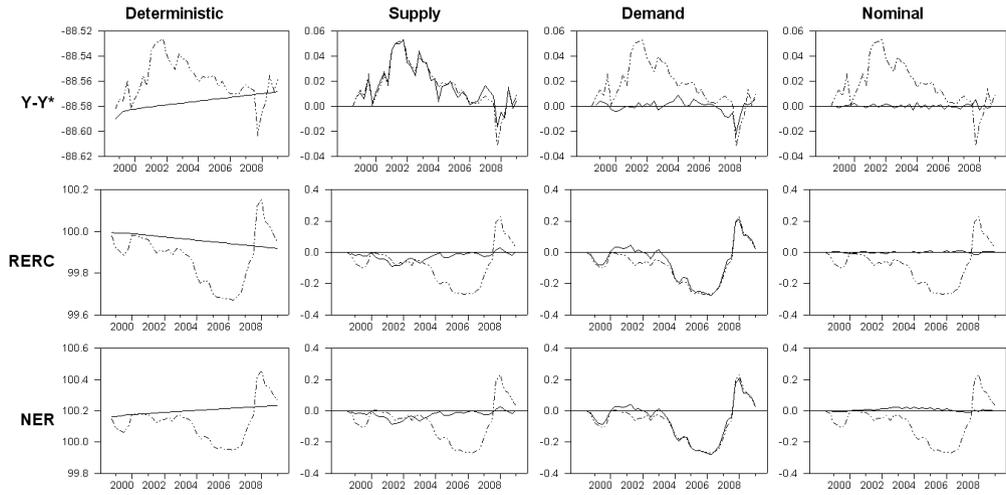
〈그림 13〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이전)



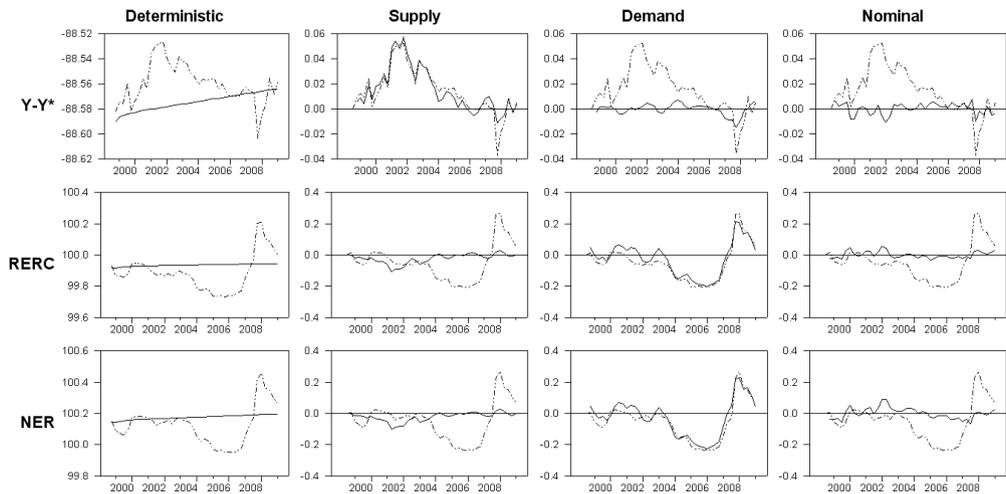
〈그림 14〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이전)

료와 deterministic part의 차이를 보여 주고 실선은 각 구조 충격이 실제 자료와 deterministic part의 차이를 설명하는 부분을 보여 준다. 실제 추정엔 변화율 변수를 이용했지만, 변화율 변수의 경우 상당히 변동성이 크기 때문에 그림으로 나타낼 때 분석하기가 쉽지 않으므로 수준 변수에 대한 공헌도로 변환하여 보고하였다.

먼저 실질 GDP의 차이의 경우 거의 대부분의 변화를 공급 충격이 설명하고 있는 것을 볼 수 있다. 예외적으로 글로벌 금융 위기 때의 실질 GDP 차이의 급락의 경우



〈그림 15〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이후)

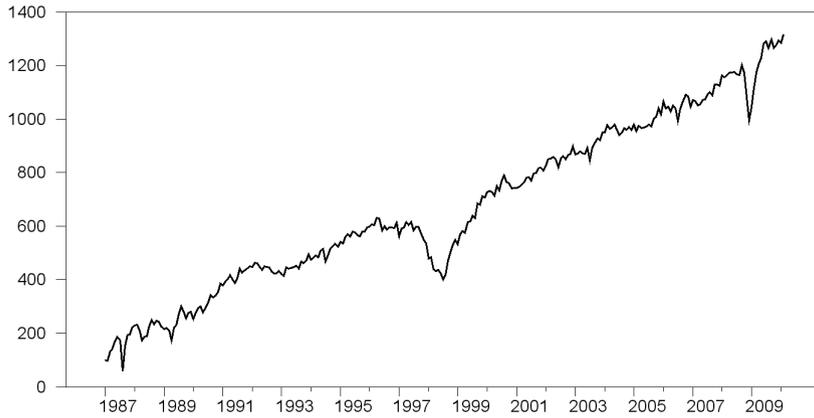


〈그림 16〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이후)

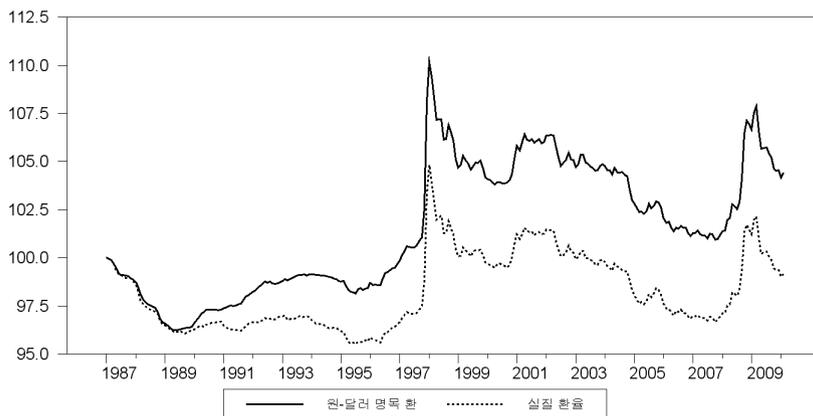
수요 충격도 어느 정도 역할을 하고 있고, 명목 충격도 약간의 역할을 하고 있는 것을 볼 수 있다.

실질 실효 환율의 경우 수요 충격이 대부분의 변화를 설명하고 있다. 외환 위기 이후 기간의 추정을 보면 2000년대 초 실질 실효 환율이 절상될 때 공급 충격도 약간의 역할을 하는 것을 볼 수 있다.

명목 실효 환율의 경우도 수요 충격이 대부분의 변화를 설명하고 있다. 외환 위기



〈그림 17〉 산업 생산 차이

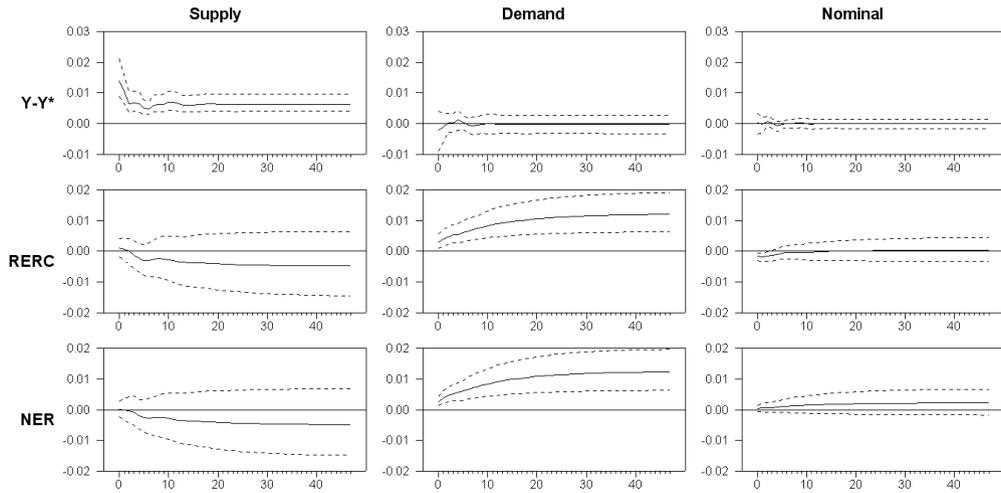


〈그림 18〉 원-달러 명목 환율과 실질 환율

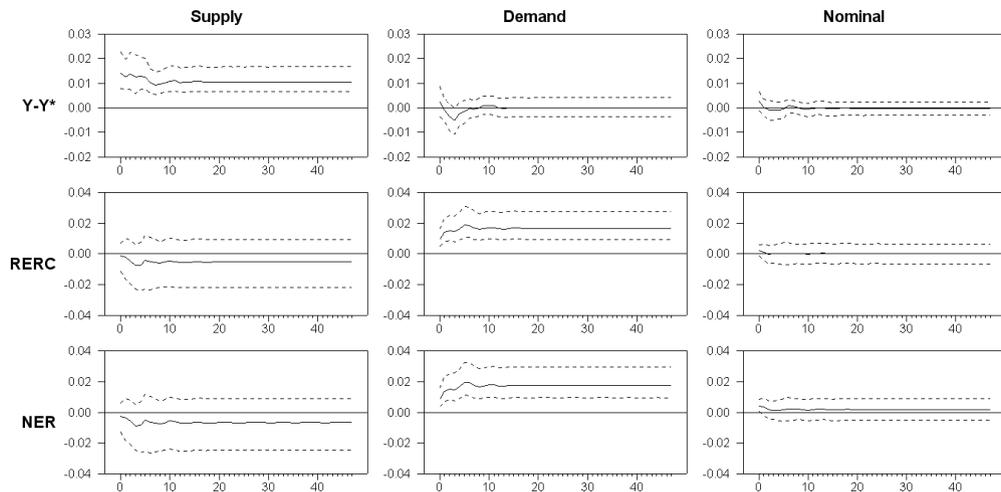
이후 기간의 추정을 보면 2000년대 초 명목 실효 환율이 절상될 때 공급 충격이 어느 정도의 역할을 한 것으로 보인다. 또한 글로벌 금융 위기 직전의 명목 실효 환율의 절상에 이은 글로벌 금융 위기 시의 명목 실효 환율의 절하 현상이 나타날 때 명목 충격과 공급 충격이 약간의 역할을 한 것으로 보인다.

5. 월별 자료 분석 결과

앞의 분기별 자료를 이용한 분석과 달리 좀 더 단기적인 변화를 분석해 보고자 한다. 일정 수준 이상의 월별 자료를 구할 수 있는 한국-미국, 한국-일본 조합의 모형을



〈그림 19〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이전)



〈그림 20〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이후)

구성하여 원-달러 환율과 원-엔 환율을 분석하였다. 실질 GDP 자료는 산업 생산지수로 대체하고 실질 환율은 월별 자료를 구할 수 있는 소비자 물가지수를 이용하여 구성하였다. 월별 자료를 이용한 VAR 모형에서는 6개의 시차를 가정하였다. 한국의 자료는 한국은행 홈페이지, 미국의 자료는 Federal Bank of St. Louis Macro Database, 일본의 자료는 International Financial Statistics와 일본 통계청에서 구했다. 추정 기간은 외환 위기 이전의 경우 1987년 1월부터 1996년 12월까지, 외환 위기 이후의 경우

〈표 7〉 예측오차 분산분해 (아시아 외환 위기 이전)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|-----------------|---------------|
| 수준 | 4 | 87.6 (76.7,97.8) | 10.0 (1.1,18.9) | 2.4 (0.2,4.2) |
| | 16 | 88.2 (78.1,97.8) | 9.5 (1.2,18.0) | 2.4 (0.3,4.1) |
| 변화율 | 4 | 85.2 (72.4,97.0) | 11.8 (1.1,23.5) | 3.0 (0.5,2.1) |
| | 16 | 83.7 (70.6,95.6) | 12.7 (2.1,24.0) | 3.6 (1.0,6.0) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 20.3 (4.7,38.1) | 64.4 (40.5,86.9) | 15.3 (2.8,28.2) |
| | 16 | 25.4 (3.5,50.1) | 69.3 (43.8,92.6) | 5.4 (0.8,9.1) |
| 변화율 | 4 | 31.1 (13.8,49.0) | 51.3 (28.4,73.6) | 17.7 (5.2,30.6) |
| | 16 | 35.3 (18.1,52.6) | 48.7 (28.5,69.6) | 16.0 (5.6,27.0) |

(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|----------------|
| 수준 | 4 | 18.9 (1.5,38.9) | 75.7 (53.7,95.3) | 5.4 (0.2,10.1) |
| | 16 | 23.8 (2.4,49.6) | 70.6 (43.3,94.3) | 5.7 (0.2,11.3) |
| 변화율 | 4 | 20.8 (3.8,39.9) | 73.6 (52.4,93.2) | 5.6 (0.5,10.1) |
| | 16 | 29.4 (11.2,49.0) | 65.0 (44.1,85.2) | 5.6 (0.8,10.3) |

1999년 1월부터 2010년 2월까지이다.

5.1. 원-달러 환율의 월별 자료 분석

먼저 여기에서는 한국-미국 모형을 이용하여 원-달러 환율을 분석한다. 〈그림 17〉과 〈그림 18〉은 각각 한국-미국의 산업생산의 차이(로그를 취한 값의 차이에 100을 곱한 값), 실질 환율(로그를 취한 값에 100을 곱한 값), 명목 환율(로그를 취한 값에 100을 곱한 값)을 보여 준다. 편의상 1987년 1월의 값을 100으로 가정했다.

〈그림 19〉와 〈그림 20〉은 각각 아시아 외환 위기 이전과 이후의 충격 반응 함수를 보여 준다. 두 기간의 충격 반응 함수의 형태는 전반적으로 비슷한 형태라고 볼 수 있는데, 외환 위기 이전 기간에 비해 이후 기간의 공급 충격의 산업 생산에 대한 장기 효과가 좀 더 크게 나타나고 있고, 수요 충격의 환율에 대한 효과가 더 크게 나타

〈표 8〉 예측오차 분산분해 (아시아 외환 위기 이후)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|-----------------|----------------|
| 수준 | 4 | 94.7 (90.8,99.1) | 3.8 (0.4,6.7) | 1.5 (0.2,2.4) |
| | 16 | 96.1 (92.9,99.3) | 2.7 (0.3,4.8) | 1.3 (0.1,2.1) |
| 변화율 | 4 | 76.7 (61.2,91.6) | 15.1 (3.7,26.5) | 8.2 (1.6,14.8) |
| | 16 | 73.7 (57.8,88.8) | 17.6 (5.6,30.4) | 8.7 (2.4,14.9) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|----------------|
| 수준 | 4 | 22.7 (3.4,45.0) | 71.8 (48.3,92.7) | 5.4 (0.6,8.9) |
| | 16 | 21.6 (2.0,44.8) | 73.5 (49.6,94.8) | 4.8 (0.3,8.0) |
| 변화율 | 4 | 27.2 (9.6,45.4) | 62.9 (42.5,83.4) | 9.9 (2.9,16.3) |
| | 16 | 32.5 (14.2,51.3) | 58.8 (39.3,78.5) | 8.7 (2.6,14.4) |

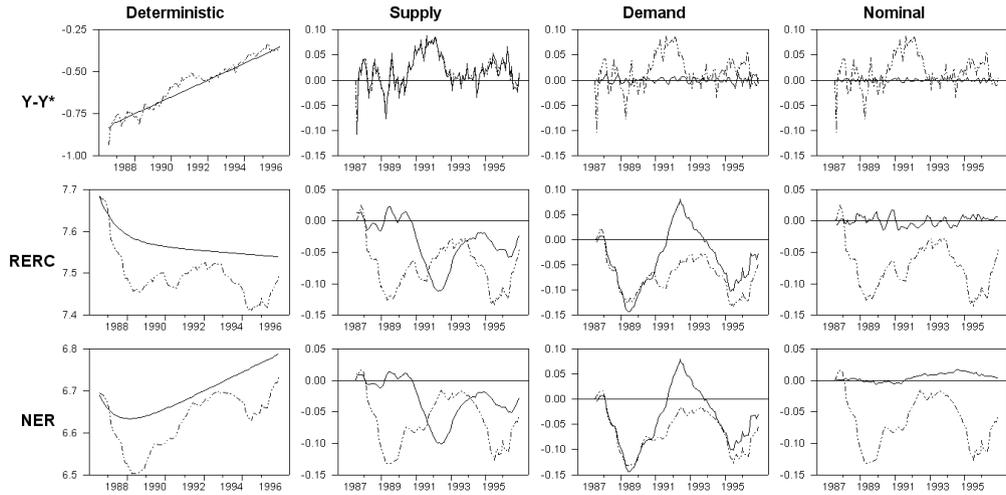
(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 23.1 (3.3,46.3) | 67.5 (40.7,90.3) | 9.4 (1.3,17.6) |
| | 16 | 21.6 (1.8,45.9) | 71.7 (45.2,94.0) | 6.7 (0.5,12.5) |
| 변화율 | 4 | 26.4 (9.5,44.6) | 55.1 (32.1,76.5) | 18.5 (5.8,31.6) |
| | 16 | 32.0 (15.5,48.9) | 52.3 (30.7,72.1) | 15.8 (5.4,26.7) |

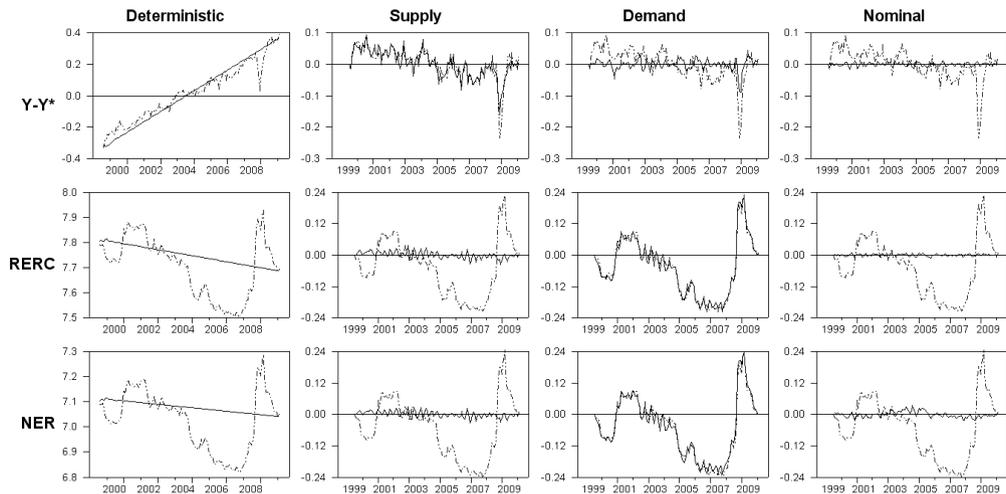
난다. 한편 명목 충격이 환율에 미치는 단기 효과가 외환 위기 이후 더 뚜렷하게 나타난다.

〈표 7〉과 〈표 8〉은 예측 오차 분산 분해를 보여주고 있다. 분기별 실효 환율을 사용한 결과와 마찬가지로 두 기간 모두에서 수요 충격이 원-달러 환율의 변동을 가장 많이 설명하고 있고, 외환 위기 이전 기간에 비해 외환 위기 이후 기간에 수요 충격의 역할이 상대적으로 줄어드는 반면 명목 충격과 공급 충격의 역할이 증가하는 것을 볼 수 있다. 외환 위기 이전 기간의 경우, 공급 충격, 수요 충격, 명목 충격은 각각 18-30%, 65-76%, 5-6%의 원-달러 환율의 변동을 설명하고 있고, 외환 위기 이후 기간의 경우 각각 21-32%, 52-72%, 6-18%의 원-달러 환율의 변동을 설명하고 있다.

〈그림 21〉과 〈그림 22〉는 역사적 분해를 보여주고 있다. 공급 충격이 산업 생산의 차이의 대부분을 설명하고 있는 반면 수요 충격이 원-달러 명목 환율과 실질 환율의



〈그림 21〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이전)

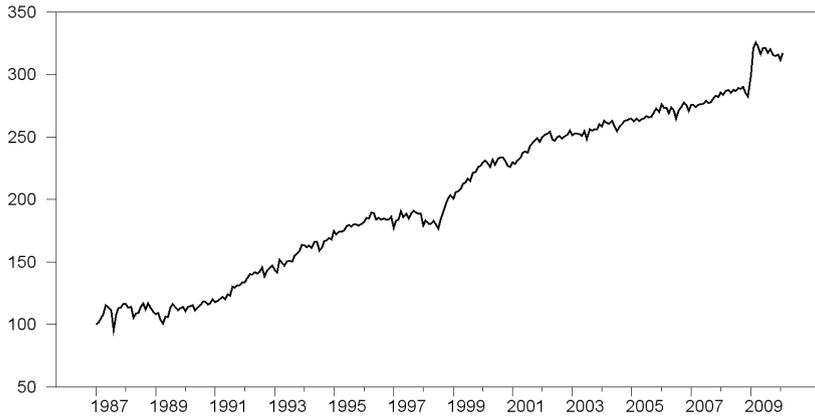


〈그림 22〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이후)

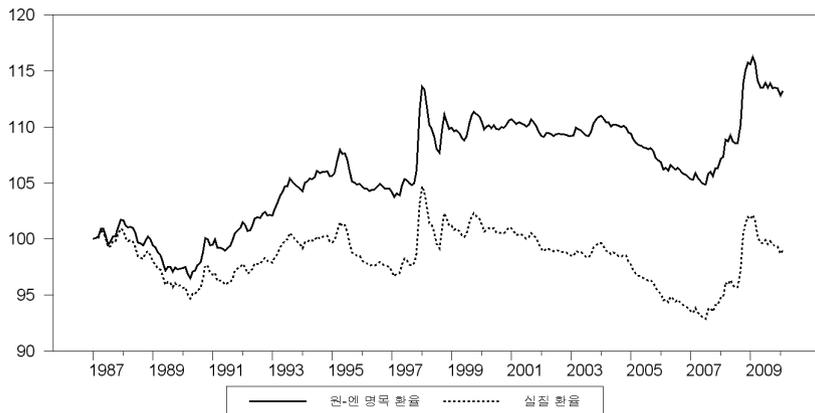
대부분을 설명하고 있는 것을 볼 수 있다. 하지만 아시아 외환 위기 직전의 원-달러 환율 하락에서 공급 충격뿐 아니라 수요 충격도 어느 정도의 역할을 하고 있음을 볼 수 있다.

5.2. 원-엔 환율의 월별 자료 분석

여기에서는 한국-일본 모형을 이용하여 원-엔 환율을 분석한다. 〈그림 23〉과 〈그



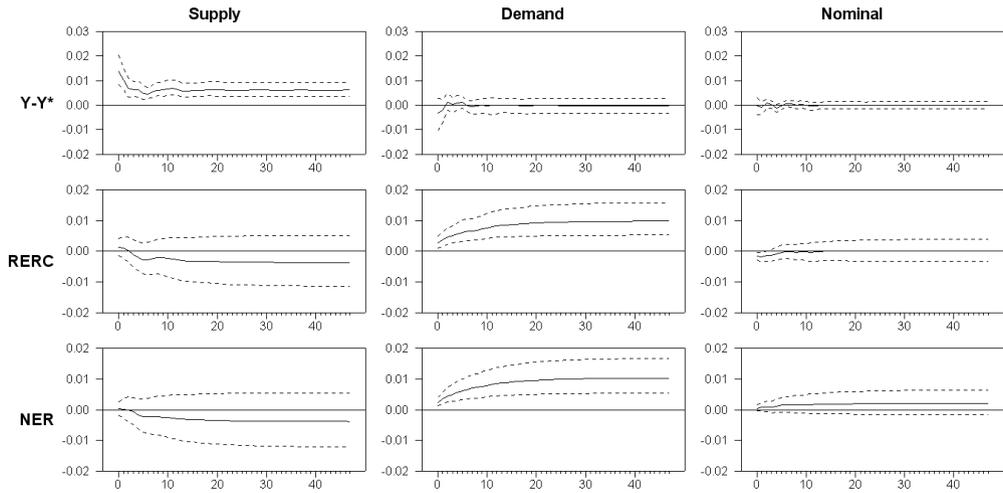
〈그림 23〉 한국-일본 산업 생산 차이



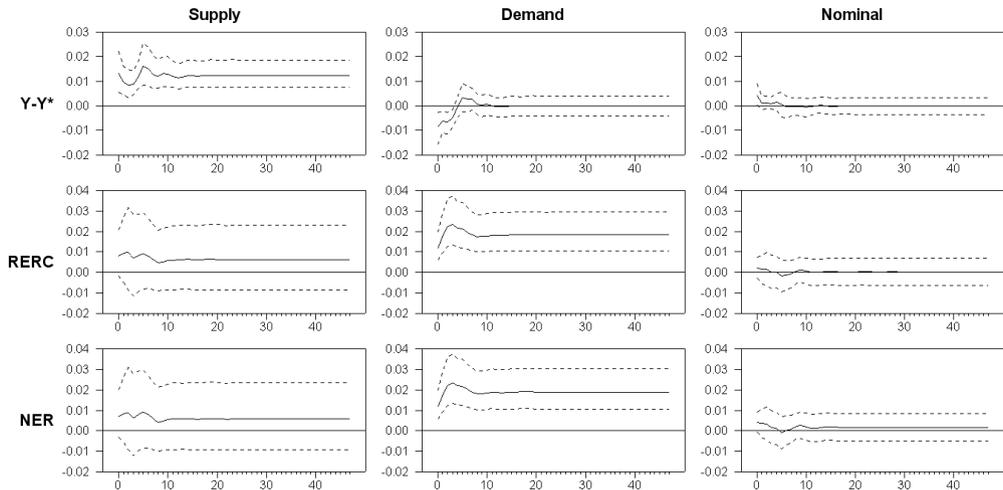
〈그림 24〉 원-엔 명목 환율과 실질 환율

림 24)는 각각 한국-일본의 산업생산의 차이(로그를 취한 값의 차이에 100을 곱한 값), 실질 환율(로그를 취한 값에 100을 곱한 값), 명목 환율(로그를 취한 값에 100을 곱한 값)을 보여준다. 편의상 1987년 1월의 값을 100으로 가정했다.

〈그림 25〉와 〈그림 26〉은 충격 반응 함수를 보여 준다. 한국-미국 모형과 마찬가지로 외환 위기 이전 기간에 비해 외환 위기 이후 기간의 공급 충격이 산업 생산에 미치는 영향이 큰 것을 볼 수 있다. 외환 위기 이전 기간의 경우 환율이 하락함에 비해 외환 위기 이후 기간의 경우 환율이 상승하지만 이러한 결과가 통계적으로 유의하지는 않게 나타난다. 외환 위기 이전 기간에 비해 수요 충격이 환율과 산업 생산에 미치는 영향이 더 크게 나타난다.



〈그림 25〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이전)



〈그림 26〉 충격 반응 함수 (아시아 외환 위기 이후)

〈표 9〉와 〈표 10〉은 예측 오차 분산 분해를 보여주고 있다. 분기별 실효 환율을 사용한 결과나 한국-미국 모형과 마찬가지로 두 기간 모두에서 수요 충격이 원-달러 환율의 변동을 가장 많이 설명하고 있고, 외환 위기 이전 기간에 비해 외환 위기 이후 기간에 수요 충격의 역할이 상대적으로 줄어드는 반면 명목 충격과 공급 충격의 역할이 증가하는 것을 볼 수 있다. 외환 위기 이전 기간의 경우 공급 충격, 수요 충격, 명목 충격은 각각 16-31%, 61-76%, 6-8%의 원-엔 환율의 변동을 설명하고 있고, 외

〈표 9〉 예측 오차 분산 분해 (아시아 외환 위기 이전)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|-----------------|---------------|
| 수준 | 4 | 88.9 (81.3,97.2) | 6.9 (1.6,11.7) | 4.2 (0.4,7.0) |
| | 16 | 90.6 (83.5,97.7) | 5.5 (1.2,9.7) | 3.9 (0.5,6.3) |
| 변화율 | 4 | 83.1 (71.2,94.8) | 12.2 (2.6,21.0) | 4.6 (0.8,7.5) |
| | 16 | 79.7 (66.4,92.3) | 15.1 (4.5,25.7) | 5.2 (1.2,8.5) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|----------------|
| 수준 | 4 | 16.2 (3.0,31.2) | 78.6 (61.0,94.3) | 5.3 (0.3,10.0) |
| | 16 | 19.2 (4.2,37.6) | 75.1 (56.5,92.2) | 5.7 (0.3,10.1) |
| 변화율 | 4 | 23.0 (7.8,39.7) | 72.0 (53.6,88.3) | 5.0 (0.8,8.8) |
| | 16 | 28.7 (12.7,46.7) | 63.4 (45.1,80.9) | 7.8 (2.5,12.6) |

(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|----------------|
| 수준 | 4 | 16.8 (3.4,31.7) | 75.3 (56.9,92.5) | 7.9 (0.4,14.9) |
| | 16 | 19.4 (4.3,36.6) | 73.2 (54.3,91.5) | 7.3 (0.6,14.0) |
| 변화율 | 4 | 26.3 (10.1,42.9) | 67.4 (48.1,85.2) | 6.2 (0.7,11.4) |
| | 16 | 30.9 (14.2,48.1) | 61.6 (42.6,80.1) | 7.5 (1.5,12.7) |

환 위기 이후 기간의 경우 각각 21-32%, 55-74%, 5-13%의 원-엔 환율의 변동을 설명하고 있다.

〈그림 27〉과 〈그림 28〉은 역사적 분해를 보여주고 있다. 이전 모형들과 마찬가지로 공급 충격이 산업 생산의 차이의 대부분을 설명하고 있는 반면 수요 충격이 원-달러 명목 환율과 실질 환율의 대부분을 설명하고 있는 것을 볼 수 있다. 하지만 1980년대 후반의 원-엔 환율 하락과 그 이후의 상승, 그리고 2000년의 원-엔 환율 하락에 공급 충격뿐 아니라 수요 충격도 어느 정도의 역할을 하고 있음을 볼 수 있다.

6. 주요 결과와 시사점

본 연구는 대부분의 이론 모형의 함의에 부합되는 장기 무영향 제약을 부가한 구조

〈표 10〉 예측 오차 분산 분해 (아시아 외환 위기 이후)

(1) Y-Y*

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 61.7 (36.1,85.0) | 32.4 (9.6,57.8) | 5.8 (0.9,10.9) |
| | 16 | 84.0 (75.2,93.7) | 12.4 (4.2,20.8) | 3.7 (0.8,6.1) |
| 변화율 | 4 | 57.6 (31.8,80.6) | 30.9 (8.7,55.5) | 11.5 (2.8,20.3) |
| | 16 | 57.7 (37.5,76.6) | 32.3 (13.8,51.9) | 9.9 (3.2,16.9) |

(2) RERC

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|----------------|
| 수준 | 4 | 25.0 (3.1,51.0) | 70.3 (43.9,93.4) | 4.7 (0.3,8.7) |
| | 16 | 22.2 (2.1,46.3) | 73.3 (48.1,94.7) | 4.5 (0.4,8.2) |
| 변화율 | 4 | 32.9 (8.8,58.9) | 60.7 (34.2,84.5) | 6.4 (1.1,11.6) |
| | 16 | 33.8 (11.2,58.4) | 57.7 (33.6,80.6) | 8.5 (2.4,14.6) |

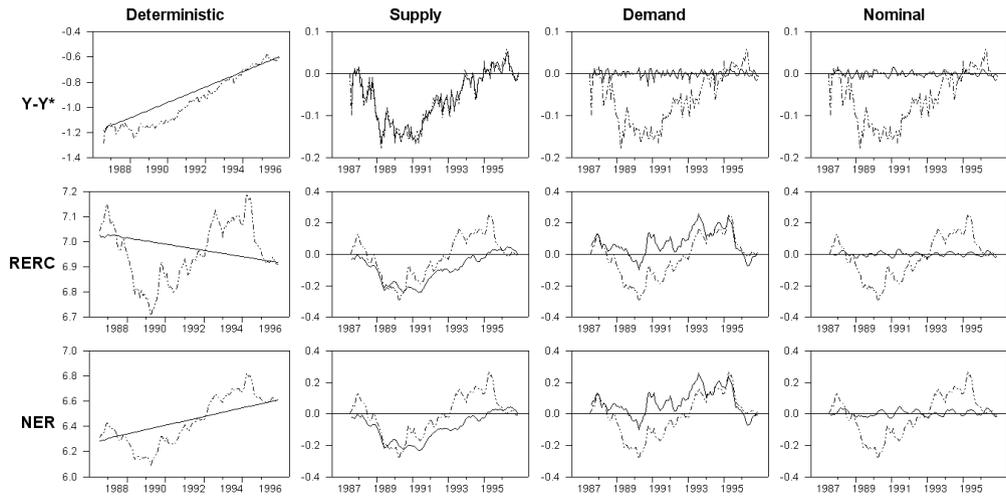
(3) NER

| | 스텝 | 공급충격 | 수요충격 | 명목충격 |
|-----|----|------------------|------------------|-----------------|
| 수준 | 4 | 23.6 (3.0,47.4) | 69.8 (46.2,91.2) | 6.6 (0.7,12.1) |
| | 16 | 21.5 (2.5,44.1) | 73.1 (50.6,92.8) | 5.4 (0.6,9.7) |
| 변화율 | 4 | 29.7 (7.6,54.0) | 59.3 (35.8,81.7) | 11.0 (2.6,19.5) |
| | 16 | 32.0 (11.7,54.1) | 55.2 (33.6,75.6) | 12.8 (4.3,21.6) |

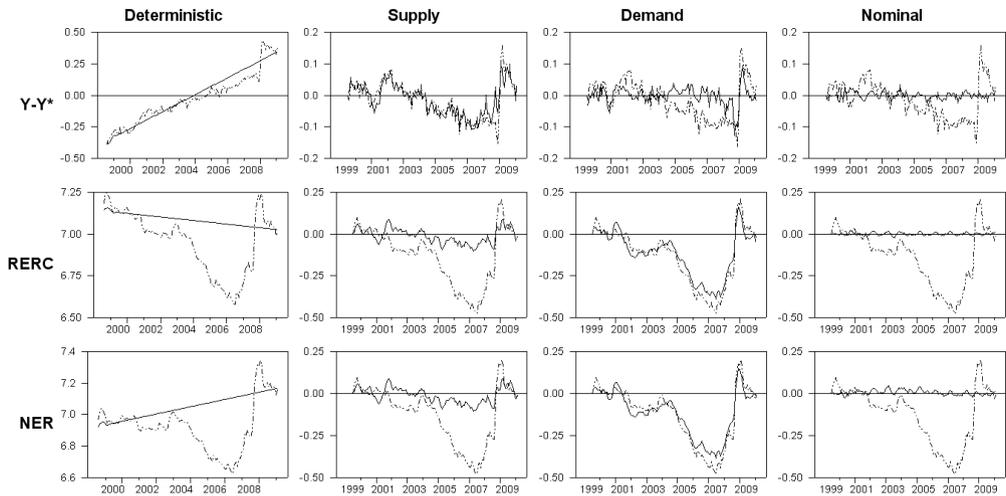
VAR 모형을 추정하여 한국의 환율 변동의 거시 경제적 결정 요인을 분석했다. 먼저 (실물) 수요 충격이 실질 환율, 명목 환율 변동의 가장 중요한 요인임을 발견하였다. 특히 외환 위기 이전 기간의 경우 수요 충격이 환율 변동의 거의 대부분을 설명하고 있음을 발견하였다.

외환 위기 이전 기간과 외환 위기 이후 기간의 결과를 비교해 보면 외환 위기 이전 기간에 비해 외환 위기 이후 기간에는 수요 충격의 역할이 상대적으로 줄어든 반면 공급 충격, 명목 충격 등의 역할이 상대적으로 증가하였음을 알 수 있고, 결국 외환 위기 이후 기간에는 보다 다양한 구조 충격이 환율 변동을 설명하고 있음을 발견하였다.

한국은 외환 위기 이전 기간에 비해 외환 위기 이후 기간에 보다 자유로운 환율 제도를 시행하였고, 자본 제약의 수준도 상대적으로 더 낮아졌다. 이러한 제도적인 변



〈그림 27〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이전)



〈그림 28〉 역사적 분해 (아시아 외환 위기 이후)

화에 따라 환율에 영향을 미치는 변수들이 많아지고 보다 다양한 구조 충격을 반영하게 됨에 따라 나타난 현상이라고 보여진다.

외환 위기 이후 한국은 자유 변동 환율 제도를 선언했고, 이에 따라 원칙적으로 외환 시장에 대한 빈번한 직접적 개입은 어렵게 되었다고 할 수 있다. 그러므로 현재의 환율 제도 하에서 외환 시장에 직접적인 개입을 통해 환율 안정화를 도모하는 것은 어렵다고 할 수 있다. 이러한 상황 하에서 환율을 안정시키기 위해서는 환율에 영향

을 미치는 변수나 환율에 영향을 미치는 요인들을 안정화시킴으로써 궁극적으로 환율의 안정화를 도모하는 방법이 있을 수 있다.

본 연구의 결과에 따르면 환율에 영향을 미치는 요인 중 가장 중요한 요인은 (실물) 수요 요인이라고 할 수 있다. 그러므로 (실물) 수요 요인의 안정화를 위한 정책이 궁극적으로는 환율 안정화를 위해 가장 중요한 정책이라고 할 수 있다. 즉 수요 측 요인을 모니터하고 수요 측 요인을 안정화하는 것이 환율 안정화를 위한 가장 주요한 과제라는 것을 함의한다고 볼 수 있다.

여러 가지 이론에서 언급되고 있는 다양한 수요 측 요인이 환율에 미치는 영향은 다음과 같다. 먼저 균형 환율 이론(equilibrium approach to exchange rate)에 의하면 한국과 외국의 재화에 대한 상대 수요의 변화는 한국과 외국의 재화에 대한 상대 가격인 균형 실질 환율에 영향을 미치게 되고, 결국 명목 환율에도 영향을 미치게 된다. 한편 국내 실물 수요의 변화도 균형 실질 환율뿐만 아니라 화폐 수요 함수에 영향을 주어 화폐 시장의 균형을 바꿈으로써 명목 환율에 영향을 미칠 수 있다.

Mundell-Flemming-Dornbusch 모형과 같은 전통적인 개방 경제 거시 모형과 새 개방 경제 거시 모형(New Open Economy Macro Model)에서 다양한 (실물) 수요 측 요인의 변화가 있는 경우 환율에 영향을 미치게 된다. 이러한 개방 경제 거시 모형의 실물 수요 측 요인은 소비 수요, 정부 지출 수요, 투자 수요, 순 수출 수요 등 대표적인 수요 요인을 모두 포함한다.

결국 전통적인 거시 경제 정책이라고 볼 수 있는 수요 측 요인의 안정화를 통한 경기 안정화 정책을 통해 경기를 안정화시킬 뿐 아니라 환율 변동도 안정화시키는 효과를 얻을 수 있을 것이다.

한편 외환 위기 이후 기간의 결과를 보면 실물 수요 측 요인이 환율 변동의 주요한 요인이기는 하지만 공급 충격, 명목 충격의 역할도 증가되고 있음을 볼 수 있다. 외환 위기 이후 환율의 거시 경제적 결정 요인이 보다 다양화됨에 따라 환율 안정화를 위해서 이전보다 더 다양한 요인들을 모니터하고 더 폭넓은 정보를 확보함으로써 더 다양해진 구조적 충격 요인의 안정화를 위해 노력해야 환율의 안정화를 기대할 수 있다. 외환 위기 이후 공급 충격과 명목 충격의 환율에 대한 영향이 증가됨에 따라 보다 다양한 구조 충격의 변화를 분석하고 이러한 구조 충격들이 영향을 미칠 수 있는 각종 변수를 활용하여 환율을 예측할 필요가 제기되고 있다. 또한 여러 종류의 구조적 요인을 안정화시킬 수 있는 방안의 모색이 요구되고 있어서 환율 안정화 정책

의 수행이 더욱 복잡하고 어려워지는 환경을 맞고 있다. 따라서 다층적이고 포괄적인 정책 개발이 필수적으로 요구되고 있다.

하지만 보다 근본적으로는 환율에 미치는 이러한 다양한 요인을 안정화시키는 것이 가능한가에 관해 의문을 가지지 않을 수 없다. 수요 안정화 정책, 공급 불안 요인의 안정화, 명목 시장에서의 불안 요인을 안정화시키는 것은 경제 내에 환율에 미칠 수 있는 모든 요인을 안정화시켜야 하는 것을 의미한다. 더욱이 자유 변동 환율 제도에서 환율은 현재뿐만 아니라 미래의 경제 여건과 관련된 거의 모든 정보와 충격을 즉각적으로 반영하고 이러한 모든 종류의 충격을 안정화하는 것은 사실상 불가능하다고 생각된다.

결국 최근 한국의 환율 변동성 증가를 완화시키기 위해서는 보다 더 근본적인 대책이 필요하다고 생각된다. 특히 국제 거시 경제 정책의 틀에 관한 재고찰이 필요하다고 생각된다. 현재 한국은 자유 변동 환율 제도를 택하고 있고, 국제 자본 이동에 관한 제약이 거의 없는 상태이다. 한국과 같은 소규모 개방 경제 국가는 거대한 국제 자본 이동의 흐름에 비해 작다고 생각된다. 국제 자본 이동의 흐름은 외환 수급에 결정적인 영향을 미치고 급격한 국제 자본 이동은 필연적으로 환율의 불안정성을 일으키게 된다.

그러한 상황에서 환율을 안정적으로 유지하는 것은 불가능하다. 거대한 국제 자본의 이동 속에 고정 환율 제도나 관리 변동 환율 제도는 유지되기 어렵고, 자유 변동 환율 제도에서도 급격한 환율 변동을 경험할 가능성이 크다. 궁극적으로 외환 위기로 연결될 가능성도 크다. 외환 보유고의 지속적인 축적은 궁극적으로 외환 위기의 가능성을 줄이는 경향이 있다고 생각되고, 환율 변동성을 감소시키는 데 어느 정도의 역할을 할 수 있다고 생각된다. 하지만 외환 보유고를 증가시켜도 국제 자본의 이동에 비해서는 상대적으로 적을 가능성이 상존하고 외환 위기의 가능성을 완전히 없애는 것은 어려운 일이다. 또한 단기적인 환율의 변동성에는 국제 자본의 이동에 따른 외환 시장의 수급이 지속적으로 반영될 것이므로 단기적인 환율의 변동성을 감소시키는 데 크게 도움이 되지 않을 수 있다. 더욱이 막대한 외환 보유고를 보유하는 것은 막대한 경제적 비용이 드는 일이다.

결국 환율의 안정화를 위해서는 국제 자본의 이동의 흐름을 어느 정도 제한하는 것도 고려해 보아야 한다고 생각된다. 특히 급격한 국제 자본 흐름의 변화를 주도하는 단기 국제 자본의 이동을 어느 정도 제약하는 것이 환율을 안정화시키는 중요한

방법이라고 생각된다. 단기 차익을 실현하기 위해 움직이는 국제 자본의 이동의 경우 외환 시장, 자산 시장에 변동성을 크게 증가시키는 데 반해 국가적 입장에서 국제 자본 이동으로 인한 편익을 크게 얻을 수 없다.

환율의 안정화를 위해 국제 자본 이동을 제약하는 방법을 고려한다면, 환율의 안정화가 어느 정도로 중요하고 환율의 안정화를 위해 어느 정도의 편익을 얻을 수 있는가에 관한 근본적인 질문을 다시 해보는 것이 중요하다고 생각된다. 과거 수출 중심의 성장 정책으로 인해 환율의 안정성, 환율 관리의 중요성을 수십 년간 강조해 왔고, 외환 위기 이후 자유 변동 환율 제도를 선언한 이후에도 종종 과도한 외환 개입에 관한 논란이 지속되는 현재의 상황을 고려할 때, 환율의 안정성으로 얻을 수 있는 국가적인 편익이 과연 어느 정도인지에 관한 재고찰이 첫 번째 단계라고 생각된다.

서울대학교 경제학부 교수
151-746 서울특별시 관악구 관악로 1
전화: (02) 880-2689
팩스: (02) 886-4231
E-mail: soyoungkim@snu.ac.kr

참 고 문 헌

- Beetsma, R., M. Giuliodori, and F. Klaassen(2008): "The Effects of Public Spending Shocks on Trade Balances and Budget Deficits in the European Union," *Journal of European Economic Association*, **6**, 414-423.
- Blanchard, O. J., and D. Quah(1989): "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, **79**, 655-673.
- Chen, S-L, and J-L Wu(1997): "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Four Pacific Basin Countries," *Southern Economic Journal*, **63**, **3**, 776-787.
- Chung, M. C.(2004): "Sources of Fluctuations of the Real Exchange Rate of Korea and Equilibrium Real Exchange Rate by a Long-Run Restriction VAR Model," *Bank of Korea Economic Papers*, **7**, **1**, 59-85.

- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and R. Vigfusson(2007): “Assessing Structural VARs,” NBER Macroeconomic Annual 2006, **1-102**.
- Clarida, R., and J. Gali(1994): “Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks,” *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, **41**, 1-56.
- Corsetti, G., and G. Müller(2006): “Twin Deficits: Squaring Theory, Evidence and Common Sense,” *Economic Policy*, **21, 48**, 597-638.
- Eichenbaum, M., and C. L. Evans(1995): “Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates,” *Quarterly Journal of Economics*, **110, 4**, 975-1009.
- Enders, Z., G. J. Müller, and A. Scholl(2011): “How do Fiscal and Technology Shocks Affect Real Exchange Rates? New Evidence for the United States,” *Journal of International Economics*, **83**, 53-69.
- Faust, J., and J. H. Rogers(2003): “Monetary Policy’s Role in Exchange Rate Behavior,” *Journal of International Economics* **50, 7**, 1403-1424.
- Kim, S.(2011): “International Macroeconomic Fluctuations in Korea,” *Seoul Journal of Economics*, **24, 1**, 1-20.
- Kim, S., and N. Roubini(2000): “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach,” *Journal of Monetary Economics*, **45**, 561-586.
- _____ (2008): “Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and the Real Exchange Rate in the U.S.,” *Journal of International Economics*, **74**, 362-384.
- Kim, S., and J. Lee(2008): “International Macroeconomic Fluctuations: A New Open Economy Macroeconomics Interpretation,” HKIMR Working Paper No. **23/2008**.
- Koo, H-C(1996): “Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates in Korea: Structural VAR Analysis,” *Studies in International Commerce*, **11, 2**, 369-387.
- LastRAPes, W. D.(1992): “Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates,” *Review of Economics and Statistics*, **74, 3**, 530-539.

- Ravn, M. O., S. Schmitt-Grohé, and M. Uribe(2008): “Explaining the Effects of Government Spending Shocks on Consumption and the Real Exchange Rate,” Working Paper, European University Institute.
- Rogers, J. H., and P. Wang(1995): “Real Exchange Rate Movements in High Inflation Countries,” International Finance Discussion Papers No. **501**, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Scholl, A., and H. Uhlig(2008): “New Evidence on the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates,” *Journal of International Economics*, **76**, **1**, 1-13.

Abstract

Macroeconomic Determinants of Exchange Rate Fluctuations

Soyoung Kim

This paper analyzes macroeconomic determinants of exchange rate fluctuations by constructing the structural VAR model with long-run zero restrictions that are consistent with the implications of most theoretical models. We found that (real) demand shocks are the most important factor to explain nominal and real exchange rate fluctuations. In particular, during the period before Asian financial crisis, demand shocks explain most of the exchange rate fluctuations. The role of supply and nominal shocks increased during the period after Asian financial crisis. This implies that exchange rate fluctuations are explained by a more variety of structural shocks during the period after Asian financial crisis than during the period before Asian financial crisis. Changes in policy such as a transition to a more flexible exchange rate regime and a more liberalized current account after the Asian financial crisis may result such changes in the role of structural shocks in explaining exchange rate fluctuations.

Keywords: Exchange rate, Structural shocks, VAR, Long-run zero restrictions