연세경제연구 제 II 권, 제1호
Yonsei Economic Studies, Vol. II, No. 1(March 1995)

名目衝擊과 韓國의 實質換率 變動

김진욱 · 김정식

변동환율제도의 채택 이후 실질환율이 과도하게 변동하자 실질환율의 변동요인 중 명목충격의 중요성 여부는 최근에 있어서 많은 논란이 되고 있다. 본 논문에서는 관리변동환율제도하에서 한국의 대미, 대일 실질환율의 변동요인을 식별하였다. 명목환율과 실질환율의 단위근 검정결과에 의하면 대미, 대일 명목환율과 실질환율은 모두 불안정한 시계열임을 알 수 있었다. 또한 한국 대 미국, 한국 대 일본의 각 경우에 대한 실질환율과 명목환율 사이에 공적분검정결과에 따르면 실질환율의 변동에 있어서 명목충격과 실질충격이 존재하고 있음을 알 수 있었다. 그리고 구조적 VAR의 추정결과에 의하면 대미실질환율의 변동에 있어서 정부지출변화와 같은 수요충격이 매우 중요하고 명목충격은 그 효과가 매우 미미하였다. 대일실질환율의 변동에 있어서는 수요충격 못지않게 공급충격도 중요함을 알 수 있었으며 명목충격은 단기에 있어서는 중요하지만 시간이 흐름에 따라 그 효과는 현저히 소멸됨을 알 수 있었다.

I. 서 론

1970년대 초 브레튼우즈 체제 붕괴 이후 주요 선진국들이 변동환율제도를 시행하게 되자 이들 나라의 실질환율은 그 분산을 기준으로 할때 브레튼우즈 체제하에서 보다 약 8~80배 정도 이상 과다하게 변동하게 되었다. 이러한 실질환율의 과도변동은 무역수지 및 실물생산에 큰 영향을 주게 되므로 1980년대 후반 이후 실질환율의 변동행태에 대한 많은 연구가 이루어져 왔다. 그 중에서도 주목할 만한 상반되는 연구는 불균형론적 입장(disequilibrium approach)과 균형론적 입장(equilibrium approach)에 있는 학자들간의 논쟁이라고 할 수 있다.

불균형론적 입장을 견지하는 Dornbusch [6]등에 의하면 통화량 변동과 같은 명목

제주대학교 경제학과, 제주도 제주시 아랑 1동 1번지, 연세대학교 경제학과, 서울시 서대문구 신촌동 134번지 120-749.

충격은 이자율을 하락시키고 기대환율을 상승시켜 명목환율을 장기 명목환율 이상으로 상승시킨다. 즉 변동환율제도하에서 정부의 확대 금융정책은 명목환율을 기대환율 이상으로 上射(overshooting)시키고 물가가 경직적인 短期에서 명목환율의 상사는 실질환율을 균형실질환율 이상으로 상사시킴으로써 자국의 국제경쟁력을 제고시킬 수 있다고 주장한다. 이는 정부의 외환시장 개입과 같은 환율정책이 명목환율 및 실질환율의 변동에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. Dornbusch의 주장을 견지하고 있는 Mussa [11]는 점진적 물가조정이 실질환율 및 명목환율의 단기변동을 설명하는 데에 있어서 중추적인 역할을 한다고 주장하고 있다.

균형론적 입장을 견지하고 있는 Stockman [13]등에 의하면 가격은 短期 또는 長期에 신축적이어서 통화충격과 같은 명목충격은 명목환율과 물가를 동시에 같은 비율로 상승시키기 때문에 실질환율을 변동시킬 수 없다고 주장한다. 그에 의하면 브레튼우즈 체제의 붕괴 이후 실질환율의 변동행태는 점진적 물가조정의 중요성을 반영한 것이라기 보다는 영구적 속성을 갖고 있는 실질충격의 중요성을 반영한 것이라는 것이다. 이러한 Stockman의 주장은 여러 경험적 연구결과들에 의하여 지지되고 있는데 특히 Huizinga [9]에 의하면 실질환율은 단위근(unit root)을 갖고 있고 실질환율의 분산의 대부분이 영속적 요인에 기인하고 있음을 밝히고 있다. 따라서 이렇게 과도하게 변동하고 있는 실질환율의 결정요인을 분석하는 것은 중요하며 특히 그 결정요인 중에서 명목충격의 중요성 여부는 아직도 논란이 되고 있으며 또한 국제수지정책 및 거시경제정책과 연관하여서도 중요하다고 할 수 있다.

한국은 1980년 관리변동환율제도를 선택한 이후 명목환율의 과도한 변동을 억제하기 위하여 노력하였으므로 실질환율이 주요 선진국만큼 과도하게 변동하지는 않았으나 1970년대의 고정환율제도 때에 그것과 비교해서는 더 크게 변동하였다.[1] 또한 앞으로 한국의 통화당국이 점차 환율의 변동허용폭을 크게 할 것이 예상되므로 이에 따른 실질환율의 변동폭도 커질 것으로 예상되고 있다. 이러한 한국의 실질환율의 변동행태에 대한 기존의 경험적 연구는 박원암 [4], 김정식 [1], 김정식 · 김진옥 [2] 그리고 Kim, Jin Ock & W. Enders [10] 등에 의하여 이루어졌다. 박원암 [4]은 한국의 실질환율이 명목 및 실질요인에 의하여 영향을 받음을 보였으며 김정식 [1]은 변동환율제도하에서 한국의 실질환율의 스펙트럼을 이용하여 명목환율의 변동이 단기의 실질환율에 영향을 줌을 밝혔다. 또한 김정식 · 김진옥 [2]는 벡타자기회귀모형(Vector Auto-regressive Model: VAR)을 이용하여 영속적인 실질충격이 한국의 실질환율에 영향을 줌을 밝혔으며, Kim, Jin-Ock & W. Enders [10]도 벡터자

1) 한국의 대미실질환율을 기준으로 할때 1980년부터 1990년까지의 변동환율제도 기간중의 실질환율의 분산은 고정환율제도 기간인 1974년 12월부터 1979년 12월까지의 분산보다 1.7배 크게 나타나고 있다.

기회귀모형을 통하여 분석해 볼 때 단기에 있어서 한국의 실질환율은 통화충격과 같은 명목충격에 의하여 영향을 받으나 장기에 있어서는 영향을 받지 않음으로써 화폐의 장기적 중립성이 성립됨을 보여주고 있다.

이러한 기존의 연구결과를 보면 모형에 따라 명목충격이 한국의 실질환율에 영향을 주는지 여부는 불명확하여 좀더 정교화된 모형에 의하여 분석하는 것이 필요하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 실질환율의 결정요인을 단위근 및 공분산(Cointegration)검정을 통하여 분석하였고 시계열 모형에 구조적 특성을 감안한 구조적시계열모형(Structual VAR)을 이용하여 실질수요충격과 실질공급충격 그리고 명목충격 중 어떠한 충격이 실질환율에 영향을 주는지를 동태적으로 분석하였다.[2]

제Ⅱ장에서는 관리변동환율제도하에서 명목환율과 실질환율의 단위근 검정과 아울러 실질환율과 명목환율 간의 공적분검정을 하였으며 제Ⅲ장에서는 실질환율변동에 있어서 명목충격 및 실질충격의 상대적 중요성을 평가하기 위해서 구조적 벡터회귀모형을 도입하였고 통계적 결과를 논하였다. 마지막 Ⅳ장에서는 본 논문의 경험적 연구결과를 요약하였다.

Ⅱ. 名目衝擊 및 實質衝擊의 存在與否

본 장에서는 실질환율 및 명목환율의 안정성여부를 검정하였다. 실질환율 및 명목환율의 변동이 단위근을 갖는다면 경제에 불안정한 충격이 내재함을 암시한다. Stockman [13]과 같은 균형론자들의 주장에 의하면 통화량변동과 같은 명목충격이 명목환율을 변화시켜 실질환율을 변동시키는 것이 아니고 수요충격 및 공급충격과 같은 실질충격이 실질환율을 변화시키고 실질환율의 변동이 명목환율을 변화시킨다는 것이다.

이와 같은 주장에 의하면 실질환율 및 명목환율의 변동이 불안정할 경우 이 불안정성을 공통적으로 야기시키는 불안정한 실질충격이 존재함을 알 수 있다. 실질환율과 명목환율 간의 공통적 추세를 야기하는 실질충격이 존재하는지를 검정하기 위하여 Engle and Granger [7]의 공적분검정을 사용하였다.

본 연구에서 사용된 데이터는 月別資料로서 1980년 1월부터 1990년 12월까지 名

2) 실질환율의 변동을 야기하는 충격으로는 통화량변동과 같은 명목충격과 실질환율과 같은 상대가격을 변동시키는 수요충격(정부지출 변화등) 및 공급충격(생산성충격등)으로 나눌 수 있다. 실질환율결정에 관한 균형론적 입장은 실질충격(수요충격과 공급충격)만이 실질환율의 변동을 주도한다고 주장한 반면에 불균형론적 입장은 실질충격뿐만이 아니라 명목충격도 단기에서는 실질환율변동에 영향을 미친다고 주장한다.

目換率, 1985년 기준 도매물가지수, 통화량(M1), 산업생산지수 등이다. 명목환율 및 실질환율에 대한 Dickey and Fuller [8]의 단위근 검정결과는 〈표 1〉과 같다. 위의 A-D-F(Augmented Dickey Fiuller) 검정결과에 의하면 對美 名目 및 實質換率 모두 5%의 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각됨에 따라 임의변동(random walk)함을 알 수 있다. 즉 한국경제에 실질환율 및 명목환율의 불안정성을 야기하는 불안정한 충격이 내재함을 알 수 있다. 균형론적 환율결정이론에 의하면 명목환율이 실질환율의 변동을 주도하는 것이 아니고 실질환율의 변동이 명목환율의 변동을 주도한다. 이것은 상대가격인 실질환율의 불안정성을 야기하는 실질충격이 실질환율의 불안정을 주도하고 동시에 명목환율의 불안정성을 야기함을 의미한다. 〈표 2〉는 실질환율 및 명목환율의 불안정성을 공통적으로 야기하는 실질충격의 존재여부를 검증하기 위한 공적분검정 결과를 나타내었다.

〈표 1〉 명목환율 및 실질환율의 단위근 검정

Augmented Dickey-Fuller Test				
명목환율: $\Delta\log(ex(t)) = b_0 + b_1 \log(ex(t-1)) + \sum_{i=2}^{p} b_i \Delta\log(ex(t+1-i))$				
	p = 3인 경우		p = 5인 경우	
한국 대 미국	b_1 추정치 − 0.0124 (0.0056)	A-D-F 통계량 − 2.1982	b_1 추정치 − 0.0125 (0.0058)	A-D-F 통계량 − 2.1426
한국 대 일본	b_1 추정치 − 0.0167 (0.0099)	A-D-F 통계량 − 1.6897	b_1 추정치 − 0.0119 (0.0097)	A-D-F 통계량 − 1.2236
실질환율: $\Delta\log(q(t)) = c_0 + c_1 \log(q(t-1)) + \sum_{i=2}^{p} c_i \Delta\log(q(t+1-i))$				
	p = 3 인 경우		p = 5인 경우	
한국 대 미국	c_1 추정치 − 0.0164 (0.0101)	A-D-F 통계량 − 1.6161	c_1 추정치 − 0.0184 (0.0103)	A-D-F 통계량 − 1.7902
한국 대 일본	c_1 추정치 − 0.4010 (0.3899)	A-D-F 통계량 − 1.02	c_1 추정치 − 0.0175 (1.2589)	A-D-F 통계량 − 1.2589

주: 1. ( )안의 수치는 각 추정치의 표준편차를 나타낸다.

2. 실질환율(bilateral real exchange rate) $q(t) = ex(t)p^*(t)/p(t)$로 정의되며, $\Delta ex(t) = ex(t) - ex(t-1)$, $\Delta q(t) = \Delta q(t) - q(t-1)$이다. 여기서 ex = 명목환율, p = 한국의 도매물가, p^* = 상대국의 도매물가.

〈표 2〉 명목환율과의 실질환율의 공적분 검정

$\log(ex(t)) = a_0 + a_1 \log(q(t))$				
한국 대 미국	a_0	a_1	R^2	A-D-F 통계량
	−1.4103	1.2089	0.89	−3.19[2] −2.43[4]
	(0.2447)	(0.0368)		
한국 대 일본	a_0	a_1	R^2	A-D-F 통계량
	−0.6879	1.5203	0.88	−2.28[2] −2.63[4]

주: 1. 각계수의 괄호안의 숫자는 표준편차이다.
2. A-D-F 통계량은 명목환율과 실질환율 사이에 공적분관계가 있는지를 검정한 Augmented Dickey Fuller 통계량임. A-D-F 통계량 옆의 [ ]안의 숫자는 A-D-F 통계량을 계산하는 데 사용된 종속변수의 시차수이다.

對美 名目換率과 實質換率의 경우 A-D-F 통계량을 계산하는 데에 있어 종속변수의 시차수를 2로 했을 경우 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨에 따라 대미 명목환율과 실질환율 간에 공적분이 존재할 가능성을 배제할 수 없다. 이것은 적어도 실질환율과 명목환율 간의 공통적 추세를 야기하는 실질충격이 존재할 가능성이 있다는 것이다. 하지만 종속변수의 시차수를 4로 하였을 경우에는 10%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 채택됨에 따라 명목환율과 실질환율 간에 공적분이 존재하지 않음을 알 수 있다. 통계적으로 단위근 검정에서 종속변수의 시차변수를 증가시키는 것은 오차항 내의 자기상관을 제거하여 올바른 임계치를 사용하기 위함이다. 이러한 관점에서 보면 對美 名目換率과 實質換率 간에 공적분 관계가 성립하지 않는다고 보는 것이 타당하다. 즉 실질환율과 명목환율의 공통적 추세를 교란시키는 통화량변동과 같은 불안정한 명목충격이 경제에 내재함을 알 수 있다.

對日 名目換率과 實質換率의 경우 종속변수의 시차수를 2로 했을 경우 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 채택됨에 따라 명목환율과 실질환율 간에 공적분이 존재하지 않음을 알 수 있다. 통화량 변동과 같은 불안정한 명목충격이 경제에 내재함을 알 수 있다. 종속변수의 시차수를 4로 했을 경우에는 10%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 존재함에 따라 실질환율과 명목환율 간에 공적분이 존재함을 알 수 있다. 즉 실질환율과 명목환율의 공통적 추세를 야기하는 실질충격의 존재가능성을 배제할 수 없는 것이다.

Ⅲ. 實質換率의 變動要因 識別

제Ⅱ장의 단위근 검정결과에 의하면 관리변동환율제도하에서 명목환율 및 실질환율은 단위근을 가짐으로써 경제내에 명목환율 및 실질환율의 변동을 야기하는 불안정한 충격이 존재함을 알 수 있다. 그리고 실질환율과 명목환율 간의 공적분검정결과에 의하면 한국 대 미국, 한국 대 미국의 경우에 있어서 실질환율과 명목환율의 변동에 영향을 미치는 명목충격과 실질충격이 혼재할 가능성을 강력하게 시사하고 있다. 따라서 본 장에서는 실질환율의 불안정성을 야기하는 명목 및 실질충격(공급, 수요충격)의 상대적 중요성을 식별하기 위하여 다변수분석의 일환인 구조적 벡터회귀모형을 사용하였다.

1. 計量模型

실질환율 결정이론 및 경험적 분석들이 시사하는 바에 의하면 실질환율의 변동은 실질충격 및 명목충격에 의하여 주도되는데 통화충격과 같은 명목충격은 적어도 물가가 조정되는 장기에 있어서는 실질환율에 영향을 미칠 수 없다는 것이다.[3] 실질충격은 생산증대와 같은 공급충격과 정부지출증대 및 투자증대와 같은 수요충격으로 구분된다. 이러한 실질충격은 단기 또는 장기에 물가조정에 관계없이 실질환율에 영향을 미친다.

위 논의들을 검정하기 위해서 본 연구에서는 다변수분석의 일환인 구조적 벡터회귀모형을 사용하였다. 이 모형에서 사용하고자 하는 변수는 실질환율 ($q(t)$), 상대적 산업생산($y(t)$; 한국제조업생산지수/상대국제조업생산지수), 상대적 통화량($m(t)$; 한국통화량/상대국통화량)이다. 이 모든 변수들이 단위근검정결과 불안정한 시계열들이고 변수간 공적분관계가 성립하지 않음으로 추정에 사용된 변수는 자연대수를 취하여 1차 차분한 변수를 사용하였다.

$\Delta x(t) = [\Delta y(t),\ q(t),\ m(t)]'$는 1차 차분변수로 구성된 열벡터(3 by 1 column vector)이고 $e_t = (e_{1t},\ e_{2t},\ e_{3t})'$는 3변수들의 구조적 오차항 열벡터이다.[4] Δx_t가 다음의 구조적 이동평균모형(Structural Moving Average Model)을 갖는다고 하자.

$$\Delta x(t) = C(L)\, e_t \qquad (1)$$

---

3) 본 연구에서는 실질환율결정에 관한 구조적 모형을 구축하고 있지 않지만 이에 대한 구조적 모형은 Dornbusch [6]나 Obstfeld [12]의 개방거시모형에 소개되어 있다.

4) 여기서 e_{1t} = 구조적 공급충격, e_{2t} = 구조적 수요충격, e_{3t} = 구조적 명목충격(통화충격)을 나타낸다.

여기에서 $C(L) = C_0 + C_1 L + C_2 L^2 + \cdots$ 은 구조적 오차항벡터 e_t에 딸린 계수행렬의 시차다항식(lag polynomials)이며 C_0는 세 변수간의 현재의 구조적 관계를 나타내는 3 × 3 행렬이다. 또한 구조적 오차항벡터 e_t는 계열상관이 없는 백색오차벡터로서 상호간에 같은 기간내에도 상관관계가 없다.

우리가 벡터회귀모형을 추정할 때 구조적 이동평균모형을 직접 추정하지 않고 우선 다음의 축약형 VAR모형을 추정한다.

$$\Delta x(t) = B(L) u_t \tag{2}$$

여기에서 $B(L) = B_0 + B_1 L + B_2 L^2 + \cdots$ 은 축약형 오차항벡터 u_t에 딸린 계수행렬의 시차다항식이며 축약형 오차항벡터 u_t는 계열상관은 없지만 오차 상호간에 같은 기간내에는 상관관계가 있다. 또한 B_0는 단위행렬이다. 세 변수간의 구조적 현재적 관계가 축약형 오차항벡터의 상관관계와 일치한다고 가정하면 식 (1)과 식 (2)의 관계에서 다음 식을 유추할 수 있다.

$$u_t = C_0 e_t, \; C(L) = B(L) C_0 \tag{3}$$

축약형 VAR 모형을 추정하면 $B(L)$과 u_t의 공분산 행렬 $\sum$에 대한 추정치를 얻게 되는데, 축약형 오차항벡터 u_t로부터 구조적 오차항벡터 e_t를 복원하기 위해서는 C_0을 구해야 된다. 식 (3)에서 구조적 오차항벡터 e_t의 각 구성요소오차의 분산을 1로 정규화하면 e_t의 공분산 행렬은 단위행렬 I가 된다. 따라서 식 (3)에서 다음 식을 도출할 수 있다.

$$C(1) = B(1) C_0 \tag{4}$$

$$C_0 C_0' = \sum \tag{5}$$

구조적 모형을 식별하기 위해서는 C_0행렬을 구해야 된다. 여기서 식별의 문제가 발생한다. C_0행렬은 9개의 원소로 구성되는데 식 (5)는 서로 독립된 9개의 방정식을 제공하지 못한다. 왜냐하면 u_t의 공분산행렬 $\sum$는 대칭행렬로써, 식 (5)가 제공하는 선형독립인 방정식은 6개로써 C_0행렬을 구하기 위해서는 3개의 추가적인 제약이 필요하다. Blanchad and Quah [5]에 의하여 이미 사용된 방법에 따라 C_0를 식별하고자 한다. 식 (1)과 식 (2)에서 $L = 1$일 때 $\Delta x(t) = C(1) e_t = B(1) u_t$임을 알 수 있다. $\Delta x(t)$의 분산을 취하면 다음 식을 알 수 있다.

$$B(1) \sum B(1)' = C(1) C(1)' \tag{6}$$

여기서 상대적 생산수준 $y(t)$가 명목충격(e_{3t})이나 수요충격(e_{2t})에 장기에 영향을 받지않는 외생변수라고 가정하자. 이러한 장기제약조건은 $C(1)$행렬을 다음과 같이

제약한다.

$$C_{12}(1) = C_{13}(1) = 0 \tag{7}$$

마찬가지 방법으로 실질환율 결정이론이 시사하듯이 명목충격(e_N)이 실질환율에 장기적으로 영향을 미치지 못한다면 이러한 제약조건은 $C(1)$행렬을 다음과 같이 제약한다.

$$C_{23}(1) = 0 \tag{8}$$

식 (7)과 식 (8)에서 행렬 $C(1)$이 하삼각행렬(lower triangular matrix)임을 알 수 있다. $B(1)\ B(1)'$의 하삼각 촐리스키분해를 G로 두면 다음을 얻는다.

$$GG' = B(1) \sum B(1)' \tag{9}$$

행렬 $C(1)$이 하삼각행렬이고 행렬 G가 유일한 하삼각 촐리스키분할(Cholesky factor)이므로 다음 식이 성립된다.

$$C(1) = G \tag{10}$$

식 (4)와 (10)으로부터 다음 식이 성립된다.

$$C_0 = B(1)^{-1} G \tag{11}$$

식 (3)과 (11)로부터 다음 관계를 도출할 수 있다.

$$C(L) = B(L)B(1)^{-1} G \tag{12}$$

축약형 VAR모형으로부터 $B(L)$과 $B(1)$를 추정하면 식 (12)에 의해서 $C(L)$을 복원할 수 있게 되어 분산분해(variance decomposition)와 충격반응함수을 얻게 된다.

2. 推定結果

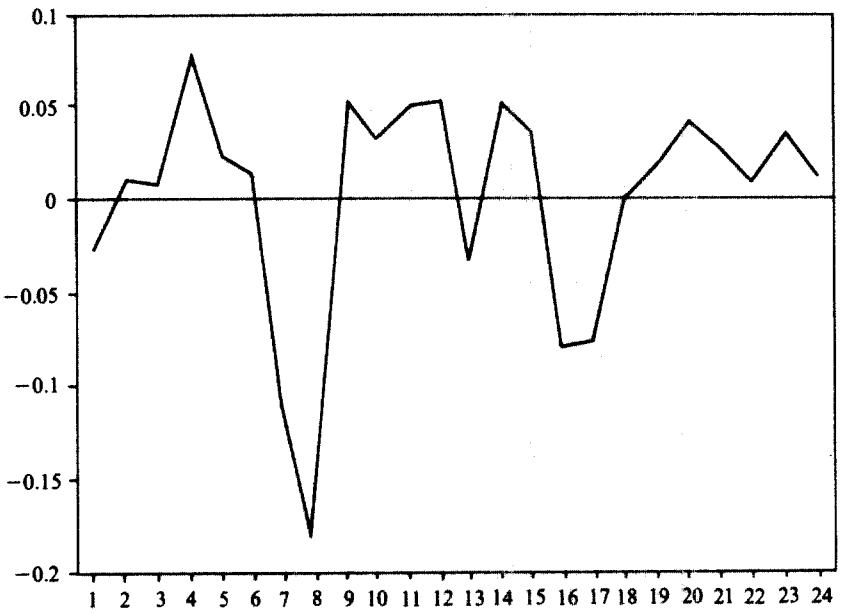
위의 상대적 생산수준의 외생성과 장기적 화폐의 중립성을 고려한 구조적 모형을 추정하는 첫 단계로서 축소형 모형을 추정하였다. 모형의 시차길이는 시차길이 검정에 의하여 12로 하였다. 일단 추정된 축소형 모형을 가지고 앞 절에서 설명된 방법에 따라 구조적 모형을 추정하였다.

다음의 〈그림 1〉, 〈그림 2〉, 〈그림 3〉은 각 구조적 충격(공급, 수요, 명목충격)이 對美實質換率에 미치는 시차적 영향을 나타내는 실질환율의 構造的 衝擊反應函數를 나타내고 있다.[5] 〈그림 1〉은 구조적 공급충격에 의한 실질환율의 충격반응함수를

나타내고 있다. 한국의 상대적 생산증대와 같은 구조적 공급충격이 자신의 표준편차의 길이로 주어졌을 때 실질환율의 절상과 절하가 되풀이 하면서 원래의 실질환율 수준으로 접근하지만 그 접근행태가 단조롭지 않음을 알 수 있다. 〈그림 2〉에 의하면 정부지출변화 및 투자수요증대와 같은 구조적 수요충격이 주어졌을 때 실질환율을 1년 여에 걸쳐 실질환율을 절상시킴을 알 수 있다. 일반적으로 실질환율은 상대가격이므로 自國 정부의 정부지출증대 및 투자수요의 증대는 상대가격의 하락 즉 실질환율의 절상을 야기시키기 때문이다. 〈그림 3〉에 의하면 한국의 상대적 통화량변동과 같은 구조적 명목충격이 자신의 표준편차만큼 주어졌을 때 1개월 후에 실질환율을 약 0.1% 절하시키고, 2개월 후 실질환율을 약 0.06% 절상시키지만 이러한 절하는 역전되어 향후 몇 개월 동안 실질환율이 절하되고 있다. 이와 같이 실질환율의 절상과 절하가 반복되지만 장기적으로는 충격이 있기 전의 실질환율로 접근함을 알 수 있다. 이는 불균형론자들이 주장하듯이 명목충격이 단기에 있어서 실질환율을 과도하게 평가절하시키지 않음을 알 수 있게 한다.[6]

〈그림 4〉, 〈그림 5〉, 〈그림 6〉은 구조적 충격(공급, 수요, 명목충격)이 대일실질환율에 미치는 시차적 영향을 나타내는 구조적 충격반응함수를 나타내고 있다. 〈그림

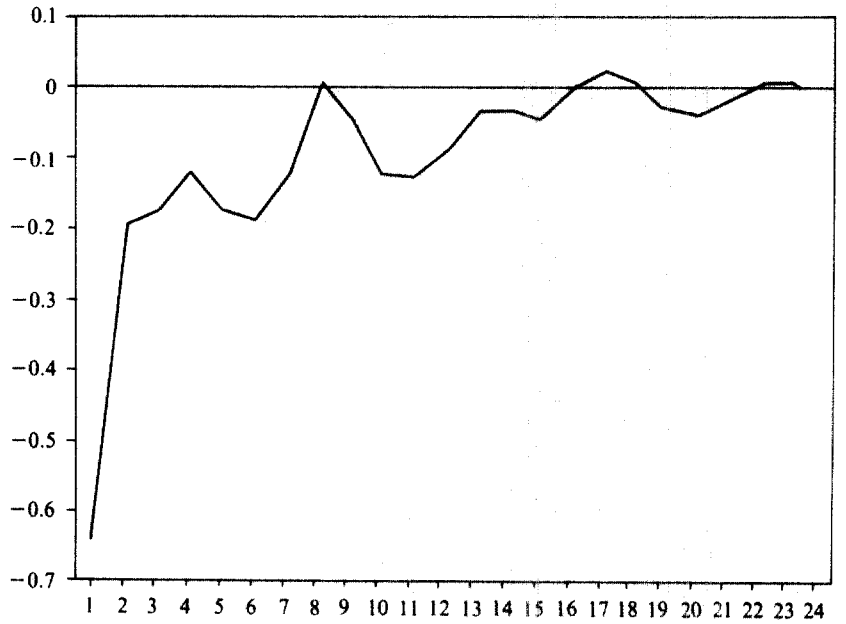
〈그림 1〉 對美實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 供給衝擊



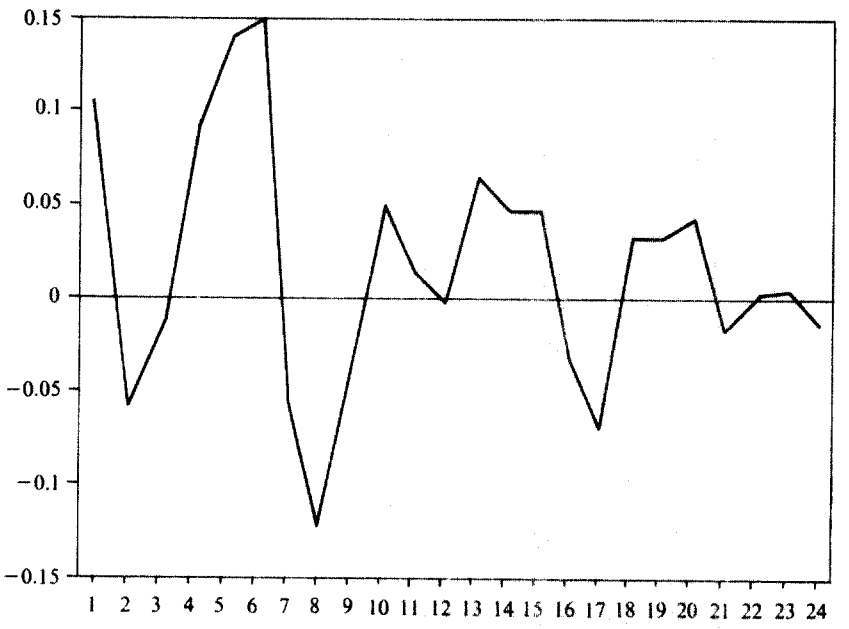
5) 각 그림의 충격반응치는 원래의 충격반응치에 10^2을 곱한 값이다.

6) 이것은 한국과 같은 관리변동환율제제하에서는 불균형론적 환율결정이론으로 실질환율의 변동행태를 설명하는 데에는 한계가 있음을 시사한다.

〈그림 2〉 對美實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 需要衝擊



〈그림 3〉 對美實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 名目衝擊



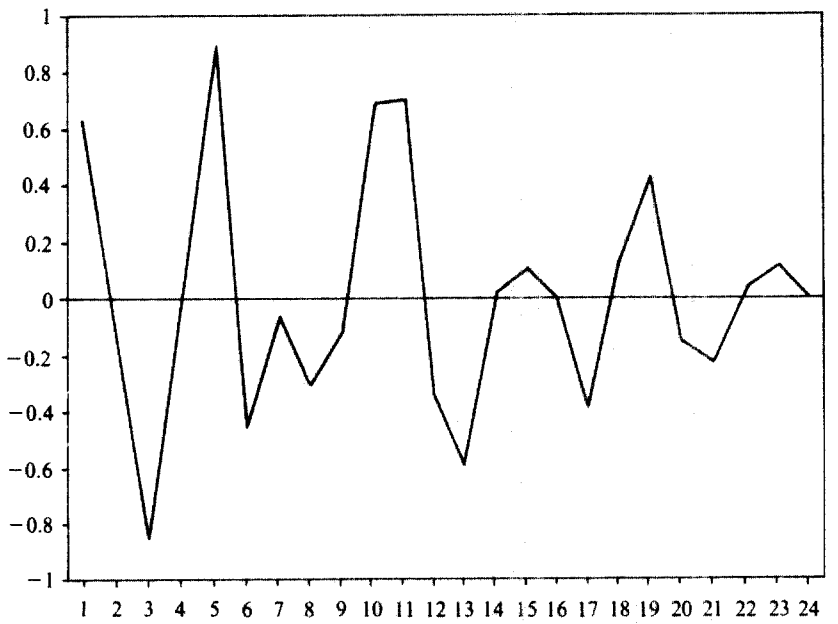
4)에 의하면 구조적 공급충격이 자신의 표준편차의 길이로 주어졌을 때 실질환율을 약 0.6%정도 절하시키지만 그 후에는 절상과 절하를 되풀이 하면서 원래의 실질환율로 접근하지만 그 접근 행태가 단조롭지 않음을 알 수 있다. 〈그림 5〉에 의하면 구조적 수요충격이 주어졌을 때 실질환율을 약 3개월에 걸쳐 절상시키지만 그 후에는 실질환율의 절하와 절상이 되풀이되고 있음을 알 수 있다.

〈그림 6〉에 의하면 구조적 명목충격이 주어졌을 때 실질환율을 약 0.8% 절하시키고 그 후 3개월에 걸쳐 실질환율을 절상시키지만 충격이 있은 후 10개월에 걸쳐 실질환율을 절하시키고 있음을 알 수 있다. 수요충격의 경우 대미실질환율을 지속적으로 절상시키는데 반하여 대일실질환율변동에 있어서는 일반적 패턴을 발견하기가 어려움을 알 수 있다.

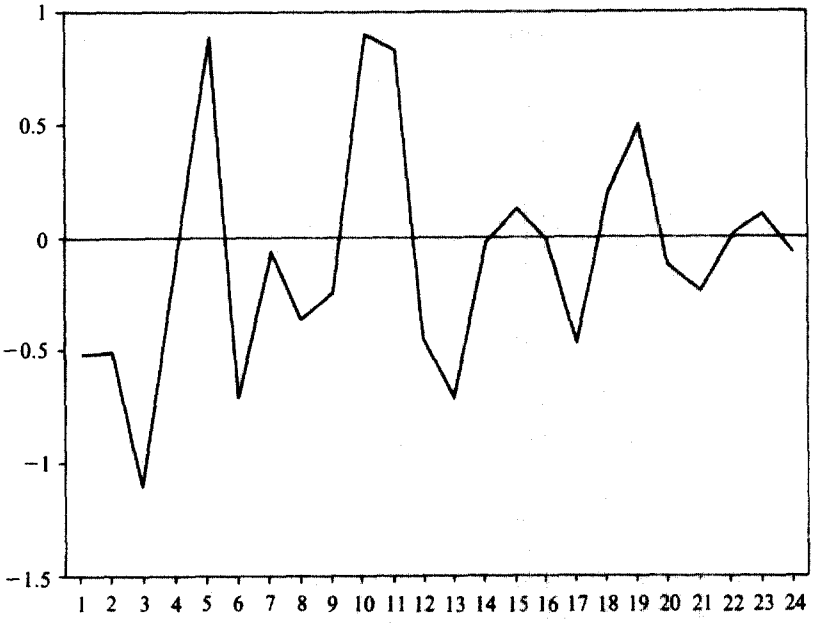
다음으로는 3개의 구조적 충격(공급충격, 수요충격, 명목충격)의 각 변수의 단기 및 장기에서의 변동에 대한 상대적 기여도를 파악하기 위한 豫測誤差分散分解(forecasting error variance decomposition)를 하였다. 이러한 결과는 〈표 3〉에 나타나 있다.

먼저 한국 대 미국의 경우 Δy(한국 대 미국의 상대적 산업생산지수의 변동률)의 방정식을 보면 초기 3개월 동안 예측오차분산을 구조적 공급충격이 85% 이상 설명

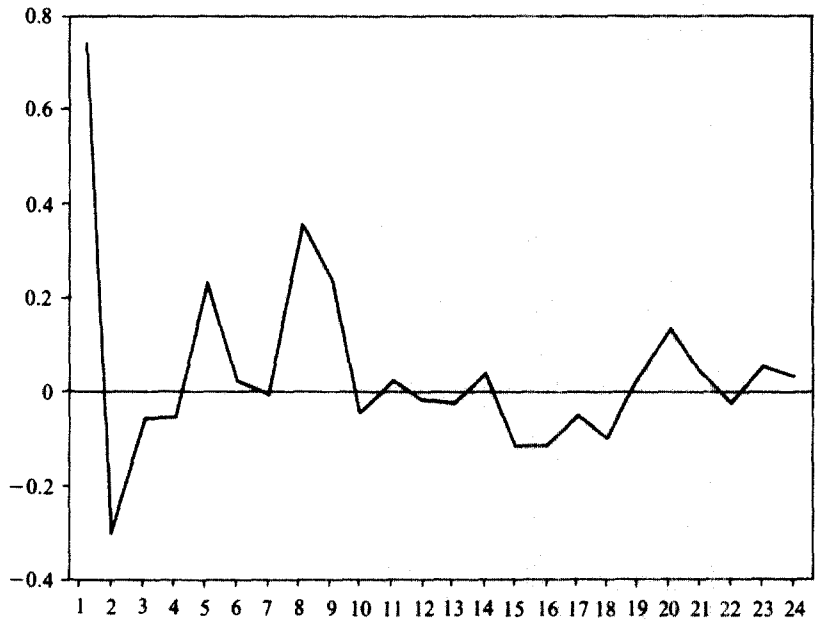
〈그림 4〉 對日實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 供給衝擊



〈그림 5〉 對日實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 需要衝擊



〈그림 6〉 對日實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 名目衝擊



〈표 3〉 構造的 誤差項에 의한 豫測誤差 分散分解

		변수별 구조적 충격		
	개월수	*S*	*D*	*N*
Δy	1	86.35(41.90)	0.82(58.09)	12.82(0.00)
	3	85.31(42.80)	2.32(57.07)	12.36(0.11)
	6	76.11(42.58)	3.78(56.94)	20.09(0.47)
	12	72.10(42.28)	5.16(57.08)	22.72(0.63)
	24	68.60(42.19)	5.83(57.10)	25.55(0.69)
Δq	1	0.16(31.94)	97.29(22.17)	2.54(45.87)
	3	0.17(32.59)	96.90(49.13)	2.91(18.26)
	6	1.22(35.72)	88.64(52.25)	10.13(12.01)
	12	7.93(35.78)	80.85(54.41)	11.20(9.79)
	24	10.05(36.60)	77.08(54.75)	12.85(8.64)
Δm	1	0.17(2.94)	0.54(25.94)	99.28(71.10)
	3	7.79(30.57)	1.08(46.69)	94.79(22.72)
	6	10.44(35.38)	2.82(51.82)	86.72(12.78)
	12	10.92(35.77)	3.96(52.00)	85.10(12.22)
	24	14.04(35.71)	3.41(51.49)	82.53(12.79)

주: 1. 구조적 충격 중 *S*, *D*, *N*은 각각 공급충격, 수요충격, 명목충격임.
2. ( )의 숫자는 한국 대 일본의 경우임.

함으로써 Δy의 변동이 구조적 공급충격에 의해 주도됨을 알 수 있다. 이러한 공급충격의 상대적 영향력은 시간이 흐름에 따라 감소되고 있지만 가장 중요한 충격으로 남음을 알 수 있다. 구조적 명목충격이 상대적 산업생산변동의 예측오차분산을 초기 3개월 동안 약 12% 정도 설명하고 있지만 2년 후에는 약 25% 정도 설명하고 있다. 상대적으로 수요충격의 영향이 작음을 알 수 있다. 이것은 한국의 상대적 생산변동이 정부지출변동과 같은 수요충격보다는 상대적 통화량 변동과 같은 명목충격에 민감하게 반응함을 알 수 있다.[7]

Δq(대미실질환율변동률) 방정식을 보면 구조적 수요충격이 그 예측오차분산을 초기 3개월 동안 96% 이상 설명하고 있고 24개월에 걸쳐 77% 이상 설명함으로써 대미실질환율의 변동을 구조적 수요충격이 압도적으로 주도하고 있음을 알 수 있다. 상대적으로 명목충격이 공급충격보다 약간 우세하게 실질환율변동에 영향을 미치지만 수요충격에 비교할 때 그 효과는 미미하다. 따라서 대미실질환율의 변동

7) 한국의 경우 경기조절정책으로 정부지출중대와 같은 재정정책보다는 통화정책을 구사한 것과 맥을 같이 한다고 할 수 있다.

을 주도하는 것은 통화량 변동과 같은 명목충격이나 상대적 생산증대와 같은 공급충격이 아니고 정부지출변화 및 투자증대와 같은 수요충격임을 알 수 있다. Δm(한국 대 미국의 상대적 통화량변동률) 방정식을 보면 단기 또는 장기에서 압도적으로 명목충격에 의하여 주도되고 있음을 알 수 있다. 수요충격보다는 공급충격이 시간이 흐름에 따라 상대적 통화량변동에 영향을 미침을 알 수 있다. 정부지출 변화 및 투자증대와 같은 수요충격이 상대적 통화량변동에 미치는 영향은 아주 미미하다.

한국 대 일본의 경우 Δy(한국 대 일본의 상대적 산업생산지수 변화율)의 방정식을 보면 24개월에 걸쳐 구조적 수요충격이 그 예측오차분산을 57% 이상 설명하고 있고 구조적 공급충격이 그 예측오차분산을 42% 이상 설명하고 있다. 한국 대 미국의 경우와 달리 공급충격보다 더 큰 비중으로 수요충격이 Δy의 변동을 설명하고 있음을 알 수 있다. Δq(대일실질환율변동률)의 경우 구조적 공급충격이 24개월에 걸쳐 그 예측오차분산을 약 36% 정도 설명하고 있고 수요충격이 약 54% 정도 설명하고 있다. 구조적 명목충격은 초기에는 아주 강력하게 실질환율의 변동을 주도하지만 그 영향력은 시간이 흐름에 따라 현격하게 소멸되고 있음을 알 수 있다. Δm(한국 대 일본의 상대적 통화량변동률)방정식의 경우 24개월에 걸쳐 구조적 수요충격이 51% 정도, 공급충격이 35% 정도 그 예측오차분산을 설명함으로써 한국 대 미국의 상대적 통화량변동과는 아주 상이한 변동행태를 보이고 있다.

Ⅳ. 결 론

Mundell-Flemming-Dornbusch 유형의 전통적 환율결정이론을 따르면 통화충격은 가격변수가 경직적인 단기에서 실질환율의 절하를 야기하지만 점진적으로 물가가 조정되는 장기에서 실질환율은 균형실질환율로 회귀한다. 따라서 통화량변동과 같은 명목충격은 단기에서 실질환율변동에 영향을 미칠 뿐이지 장기에서는 실질환율변동을 야기할 수 없다. 반면에 균형론적 환율결정이론에 의하면 가격변수가 단기 또는 장기에서 항상 신축적이기 때문에 명목충격은 실질환율에 영향을 미칠수 없다. 이들의 공통된 주장은 명목충격은 장기에 있어서 실질환율에 영향을 미치지 못한다는 것이다.

이러한 화폐의 장기적 중립성가설과 명목충격이나 수요충격이 장기에서 상대적 생산수준에 영향을 미칠 수 없다는 상대적 생산수준의 장기적 외생성 가설하에서 시간에 걸친 실질환율 변동요인을 식별하기 위해서 본 연구에서는 먼저 대미, 대일 실질환율의 단위근검정과 공적분검정을 통하여 실질 및 명목충격의 존재 여부를 검정하려고 하였다. 단위근검정결과에 의하면 한국의 실질환율의 변동에는 영속적

이며 불안정한 충격이 존재하고 있음을 알 수 있었으며 충격의 종류를 파악하기 위한 공적분검사 결과에 의하면 대미환율에서는 명목충격의 존재가능성이 있는 반면 대일환율에서는 실질충격의 존재가능성이 있는등 명목 및 실질충격의 혼재가능성을 보여 주고 있다.

이러한 실질환율에 대한 충격의 종류를 좀더 동태적으로 분석하기 위하여 구조적 벡터회귀모형에 의한 분산분해에 의하면, 한국 대 미국의 경우 통화량변동과 같은 명목충격은 생산중대와 같은 공급충격보다 약간 우세하게 실질환율변동에 영향을 미치지만 수요충격과 비교할 때는 그 효과는 아주 작다고 할 수 있다. 즉 실질환율의 변동을 주도하는 것은 정부지출변화와 같은 수요충격임을 알 수 있었다. 반면에 한국 대 일본의 경우 수요충격이 실질환율변동에 미치는 영향보다는 작지만 공급충격이 실질환율변동에 지대한 영향을 미침을 알 수 있다. 결국 명목충격보다는 실질수요충격이 대미실질환율변동을 주도하고 있으며, 대일실질환율변동에 있어서는 실질수요충격 못지않게 실질공급충격이 중요함을 알 수 있다. 여기서 주목할만한 사항은 단기적으로는 명목충격이 대일실질환율변동에 지대한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다는 것이다. 반면에 단기적으로 대미실질환율변동에 있어서는 명목충격은 매우 중요하지는 않음을 알 수 있다.

본 논문의 추정결과가 암시하는 정책적 시사점은 재정-금융정책을 통한 정부의 정책적 개입이 실질환율변동에 지대한 영향을 미친다는 것이다. 또한 실물생산에서는 수요충격보다는 명목충격이 한국 대 미국의 상대적 생산중대에 영향을 미치고 한국 대 일본의 상대적 생산중대의 격차는 명목충격보다는 수요충격이 압도적으로 영향을 미침을 알 수 있다.

※參考文獻※

1. 김정식, "韓國 實質換率의 長期變動行態 分析: 고정 및 변동환율제도하에서의 경험을 중심으로," 『산업과 경영』, 연세대학교 산업경영연구소, 1992, pp. 111~12.
2. 김정식 · 김진옥, "한국실질환율의 결정요인분석-명목환율제도의 중립성논쟁을 중심으로," 『산업과 경영』, 연세대학교 산업경영연구소, 1993, pp. 79~92.
3. 김진옥 · 김정식, 「한국실질환율의 변동요인 식별-명목 및 실질충격의 상대적 중요성」, 1994년도 한국경제학회 학술대회 발표논문, 한국경제학회, 1995.

4. 朴元巖, "우리 나라 실질환율의 결정요인," 『한국개발연구』, 13, 1991, pp. 21~39.

5. Blanchard, O and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 74, 1989, pp. 655~673.

6. Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976, pp. 1161~76.

7. Engle, R. and C. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 231~254.

8. Dickey, D. and W. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.

9. Huijinga, J., "An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, 1987, pp. 149~215.

10. Kim, J. O. and W. Enders, "Real and Monetary Causes of Real Exchange Rate Movement in the Pacific Rim," *Southern Economic Journal*, Vol. 57, 1991, pp. 1061~70.

11. Mussa, M., "Nominal Exchange Rate Regime and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 26, 1986, pp. 117~214.

12. Obstfeld, M., "Floating Exchange Rates: Experiences and Prospects," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1985, pp. 369~450.

13. Stockman, A., "Equilibrium Approach to Exchange Rates," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, March/April 1987, pp. 12~30.