

1980年代의 韓國의 實質換率

— 충격의 상대적 중요성 —

金 鎮 玉*

目 次

- I. 序 論
- II. 名目衝擊 및 實質衝擊의 存在與否
- III. 實質換率의 變動要因 識別
 - 1. 計量模型
 - 2. 推定結果
- IV. 結 論

I. 序 論

1970년대초 브레튼우즈체제 붕괴이후 실질환율이 과다하게 변동하게 되자 실질환율변동요인에 관한 연구가 활발하게 진행되었는데 그중에서도 실질환율경정요인에 관한 불균형론적 입장(disequilibrium approach)과 균형론적 입장(equilibrium approach)을 들 수 있다. 불균형론적 입장을 견지하는 Dornbush(1976)에 의하면 통화량변동과 같은 명목충격은 이자율을 하락시키고 기대환율을 상승시켜 명목환율을 장기명목환율이상으로 상승시킨다. 즉 변동환율제도하에서 정부의 확대금융정책은 명목환율을 기대환율이상으로 상사(overshooting)시키고 물가가 경직적인 단기에서 명목환율의 상사는 실질환율을 균형실질환율 이상으로 상사시키므로써 자국의 국제경쟁력을 제고시킬 수 있다. 즉 정부의 외환시장개입과 같은 환율정책이 명목환율 및 실질환율의 변동을 조절할 수 있다는 것이다. Dornbush의 주장을 견지하고 있는 Mussa(1986)는 점진적 물가조정(sluggish price level adjustment)이 실질환율 및 명목환율의 단기변동을 설명하는 데 있어서 중추적인 역할을 한다고 주장하고 있다.

균형론적 입장을 견지하고 있는 Stockman(1987)에 의하면 가격은 단기 또는 장기에 신축적이어서 통화충격(monetary shock)과 같은 명목충격은 명목환율과 물가를 동시에 같은 비율로 상승

* 경상대학 경제학과(Dept. of Economics, Cheju Univ., Cheju-do, 690-756, Korea)

시키기 때문에 실질환율을 변동시킬 수 없다. 그에 의하면 브레튼우즈체제의 붕괴이후 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 있는 데 특히 huizinga(1987)에 의하면 실질환율은 단위근(unit root)을 갖고 있고 실질환율분산의 대부분이 영속적 요인(permanent component)에 기인하고 있다.

한국의 실질환율변동요인에 관한 경험적 연구를 개관하여 보면 金正湜(1992)은 변동환율제도하에서 실질환율의 스펙트럼이 일정한 상수로 되돌아가지 않고 있음을 밝혔으며 Kim, Jin-Ock & W. Enders(1991)는 한국의 실질환율의 결정요인을 VAR(Vector Auto Regressive) 모형을 통하여 분석해 볼 때 단기에 있어서 실질환율은 통화충격과 같은 명목충격에 의하여 영향을 받으나 장기에 있어서는 영향을 받지 않음으로써 화폐의 장기적 중립성(long-run neutrality of money)이 성립됨을 보여주고 있다. 또한 박원암(1991)도 화폐적 및 실질적 요인이 한국의 실질환율에 영향을 줌을 밝혔다.

한국은 1979년까지 고정환율제도(fixed exchange rate)를 유지하여 왔고 1980년부터 관리변동환율제도(managed floating exchange rate)를 채택하였다.

본 연구에서는 관리변동환율제도하에서 한국경제를 주축으로 한국의 주요무역상대국인 미국을 대상으로 對美實質換率 및 對美名目換率의 단위근 존재여부의 검정과 아울러 실질환율변동에 있어서 명목충격 및 실질충격의 상대적 중요성을 평가하고자 한다.¹⁾

제2장에서는 관리변동환율제도하에서 명목환율과 실질환율의 단위근 검정과 아울러 실질환율과 명목환율간의 공적분검정을 하였다. 제3장에서는 실질환율변동에 있어서 명목충격 및 실질충격의 상대적 중요성을 평가하기 위해서 구조적 벡터회귀모형(structural VAR)을 도입하였고 통계적 결과를 논하였다. 마지막 4장에 본 논문의 경험적 연구결과를 요약하였다.

II. 名目衝擊 및 實質衝擊의 存在與否

본장에서는 실질환율 및 명목환율의 안정성여부를 검정하고자한다. 실질환율 및 명목환율의 변동이 단위근(unit root)을 갖는다면 경제에 불안정한 실질충격이 내재함을 암시한다. Stockman(1987)과 같은 불균형론자들의 주장에 의하면 통화량변동과 같은 명목충격이 명목환율을 변화시키고 명목환율의 변동이 실질환율을 변동시키는 것이 아니고 수요충격(demand shock) 및 공급충격(supply shock)과 같은 실질충격이 실질환율을 변화시키고 실질환율의 변동이 명목환율을 변화시킨다는 것이다. 이들에 따르면 실질환율 및 명목환율의 변동이 불안정할 경우 이 불안정성을

1) 실질환율의 변동을 야기하는 충격으로는 통화량변동과 같은 명목충격과 실질환율과 같은 상대가격(relative price)을 변동시키는 수요충격(정부지출 변화등)과 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. 물론 장기적으로 이러한 영향은 소멸될 뿐이다.

공통적으로 야기시키는 불안정한 실질충격(nonstationary real shock)이 존재함을 알 수 있다. 실질환율과 명목환율간에 불안정한 공통충격이 존재하는 지를 검정하기 위하여 Engle and Granger (1987)의 공적분검정(cointegration test)을 사용하고자 한다. 본연구에서 사용된 데이터는 한국은행의 월별자료로서 1980년 1월부터 1990년 12월까지 對美名目換率, 1985년 기준 도매물가지수, 통화량(M1), 산업생산지수등이다. 명목환율및 실질환율에 대한 Dickey and Fuller(1979)의 단위근 검정결과는 <표 1>과 같다.

<표 1> 명목환율및 실질환율의 단위근 검정결과

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	
	b_1 추정치	A-D-F 통계량	b_1 추정치	A-D-F 통계량
	-0.0124	-2.1982	-0.0125	-2.1426
	(0.0056)		(0.0058)	
실질환율 :	$\Delta \log (ex(t)) = c_0 + c_1 \log (q(t-1)) + \sum_{i=2}^p c_i \Delta \log (ex(t+1-i))$			
	p=3인 경우		p=5인 경우	
	c_1 추정치	A-D-F 통계량	c_1 추정치	A-D-F 통계량
	-0.0164	-1.6161	-0.0184	-1.7902
	(0.0101)		(0.0103)	

<주> 1. ()안의 수치는 각 추정치의 표준편차를 나타낸다.

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

위 A-D-F 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. 경제에 실질환율 및 명목환율의 불안정성을 야기하는 불안정한 실질충격이 내재함을 알 수 있다. 균형론적 환율 결정이론에 의하면 명목환율의 변동이 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 공통의 실질충격의 존재여부를 검정하기 위한 공적분검정결과를 나타내었다.

<표 2> 名目換率과 實質換率의 공적분검정결과

$$\log(ex(t)) = a_0 + a_1 \log(q(t))$$

a_0	a_1	R^2	A-D-F 통계량	
-1.4103 (0.2447)	1.2089 (0.0368)	0.89	-3.19 ^[2]	-2.43 ^[4]

<주> 1. 각계수 아래에 있는 괄호안의 숫자는 표준편차이다.
 2. A-D-F 통계량은 명목환율과 실질환율사이의 공적분관계가 있는지를 검정한 Augmented Dickey Fuller 통계량임. A-D-F 통계량열의 「 」안의 숫자는 A-D-F 통계량을 계산하는 데 사용된 종속변수의 시차수(number of lagged dependent variable)이다.

對美名目換率과 實質換率의 경우 A-D-F 통계량을 계산하는 데 종속변수의 시차를 2로 했을 경우 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨에 따라 대미 명목환율과 실질환율간에 공적분이 존재할 가능성을 배제할 수 없다. 이것은 적어도 실질환율과 명목환율간의 공통적 추세를 야기하는 실질충격이 존재할 가능성이 있다는 것이다. 하지만 종속변수의 시차수를 4로 하였을 경우에는 10%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 채택됨에 따라 명목환율과 실질환율간에 공적분이 존재하지 않음을 알 수 있다. 통계적으로 단위근검정에서 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 공적분관계가 성립하지 않는다고 보는 것이 타당하다. 즉 실질환율과 명목환율의 공통적 추세를 교란시키는 통화량변동과 같은 불안정한 명목충격이 경제에 내재함을 알 수 있다.

Ⅲ. 實質換率의 變動要因 識別

2장의 단위근 및 공적분검정결과에 의하면 관리변동환율제도하에서 실질환율은 단위근을 가짐으로서 경제내에 실질환율의 변동을 야기하는 실질충격 및 명목충격이 존재함을 알 수 있다. 공적분 검정결과는 실질환율과 명목환율의 변동을 동시에 야기시키는 공통적 실질충격이 존재함을 알 수 있다. 하지만 명목환율 및 실질환율의 경우 공적분이 존재하지 않을 경우를 완전하게 부정할 수 없음에 따라 명목환율과 실질환율의 괴리를 야기시키는 명목충격이 존재함을 부정할 수는 없다. 따라서 본장에서는 실질환율의 불안정성을 야기하는 명목 및 실질충격(공급, 수요충격)들의 상대적 중요성을 식별하기 위하여 다변수분석의 일환인 구조적 벡터회귀모형(structural VAR)을 사용하고자 한다.

1. 計量模型

실질환율결정이론 및 경험적 분석들이 시사하는 바에 의하면 실질환율의 변동은 실질충격 및

명목충격에 의하여 주도되는 데 통화충격과 같은 명목충격은 적어도 물가가 조정되는 장기에 있어서는 실질환율에 영향을 미칠 수 없다는 것이다. 실질충격은 생산증대와 같은 공급충격과 정부지출증대 및 투자증대와 같은 수요충격으로 구분된다. 이러한 실질충격은 단기 또는 장기에 물가조정에 관계없이 실질환율에 영향을 미친다.

위 논의들을 검정하기 위해서 본고에서는 다변수분석의 일환인 구조적 벡터회귀모형(structural VAR)을 사용하고자한다. 이 모형에서 사용하고자하는 변수는 실질환율($q(t)$), 상대적 산업생산($y(t)$; 한국제조업생산지수/미국제조업생산지수), 상대적 통화량($m(t)$; 한국통화량/미국 통화량)이다. 이 모든 변수들이 불안정한 시계열이고 변수간 공적분관계가 성립하지 않음으로 추정에서 사용된 변수는 자연대수를 취하여 1차 차분한 변수를 사용하고자 한다.

$\Delta x(t) = [\Delta y(t), \Delta q(t), \Delta m(t)]'$ 는 1차 차분변수로 구성된 열벡터(3 by 1 column vector)이고 $e_t = (e_{1t}, e_{2t}, e_{3t})'$ 는 3변수들의 구조적 오차항 열벡터이다.²⁾ $\Delta x(t)$ 가 다음의 구조적 이동평균모형(structural moving average model)을 갖는다고 하자.

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

여기서 $C(L) = C_0 + C_1L + C_2L^2 + \dots$ 은 구조적 오차항벡터 e_t 에 딸린 계수행렬의 시차다항식(lag polynomials)이며 C_0 는 세 변수간의 현재의 구조적 관계를 나타내는 3×3 행렬이다. 또한 구조적 오차항벡터 e_t 는 계열상관이 없는 백색오차벡터로서 상호간에 같은 기간내에도 상관관계가 없다.

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

$$\Delta x(t) = B(L)u_t \quad (2)$$

여기서 $B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 + \dots$ 은 축약형 오차항벡터 u_t 에 딸린 계수행렬의 시차다항식이며 축약형 오차항벡터 u_t 는 계열상관은 없지만 오차 상호간에 같은 기간내에는 상관관계가 있다. 또한 B_0 는 단위행렬이다. 세변수간의 구조적 현재적 관계가 축약형 오차항벡터의 상관관계와 일치한다고 가정하면 (1)식과 (2)식의 관계에서 다음식을 유추할 수 있다.

$$u_t = C_0 e_t, \quad C(L) = B(L)C_0 \quad (3)$$

축약형 VAR 모형을 추정하면 $B(L)$ 과 u_t 의 공분산 행렬 Σ 에 대한 추정치를 얻게 되는데, 축약형 오차항벡터 u_t 로부터 구조적 오차항벡터 e_t 를 복원하기 위해서는 C_0 을 구해야 된다. (3)식에서 구조적 오차항벡터 e_t 의 각 구성요소오차의 분산을 1로 정규화하면 e_t 의 공분산 행렬은 단위행렬 I 가 된다. 따라서 (3)식에서 다음식을 도출할 수 있다.

2) 여기서 e_{1t} =구조적 공급충격, e_{2t} =구조적 수요충격, e_{3t} =구조적 명목충격을 나타낸다.

$$C(1) = B(1)C_0 \quad (4)$$

$$C_0 C_0' = \Sigma \quad (5)$$

구조적 모형을 식별하기 위해서는 C_0 행렬을 구해야 된다. 여기서 식별의 문제가 발생한다. C_0 행렬은 9개의 원소로 구성되는데 식(5)는 서로 독립된 9개의 방정식을 제공하지 못한다. 왜냐하면 u_t 의 공분산행렬은 대칭행렬로써 식(5)가 제공하는 선형독립인 방정식은 6개로써 C_0 행렬을 구하기 위해서는 3개의 추가적인 제약이 필요하다. Blanchard and Quah(1989)에 의하여 이미 사용된 방법에 따라 C_0 를 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 다음식을 알 수 있다.

$$B(1)\Sigma B(1)' = C(1)C(1)' \quad (6)$$

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

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

마찬가지 방법으로 실질환율결정이론이 시사하듯이 명목충격(e_{3t})이 실질환율에 장기적으로 영향을 미치지 못한다면 이러한 제약조건은 $C(1)$ 행렬을 다음과 같이 제약한다.

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

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

$$GG' = B(1)\Sigma B(1)' \quad (9)$$

행렬 $C(1)$ 이 하삼각행렬이고 행렬 G 가 유일한 하삼각 쉐리스키분할(cholesky factor)이므로 다음식이 성립된다.

$$C(1) = G \quad (10)$$

식(4)와 (10)으로부터 다음식이 성립된다.

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

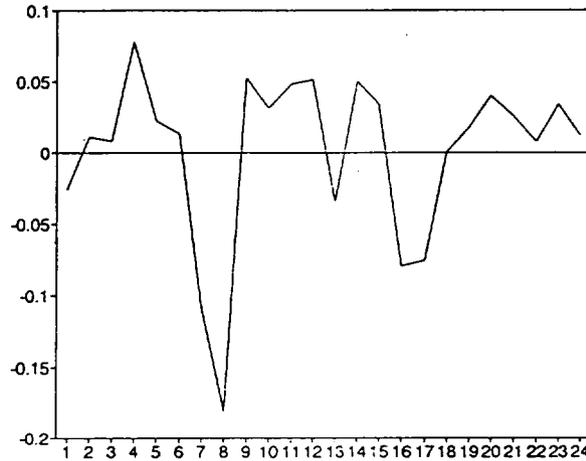
식(3)과 (11)로부터 다음관계를 도출할 수 있다.

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

축약형 VAR모형으로부터 $B(L)$ 과 $B(1)$, Σ 를 추정하면 식 (12)에 의해서 $C(L)$ 을 복원할 수 있게되어 분산분해 (variance decomposition)와 충격반응함수를 얻게 된다.

2. 推定結果

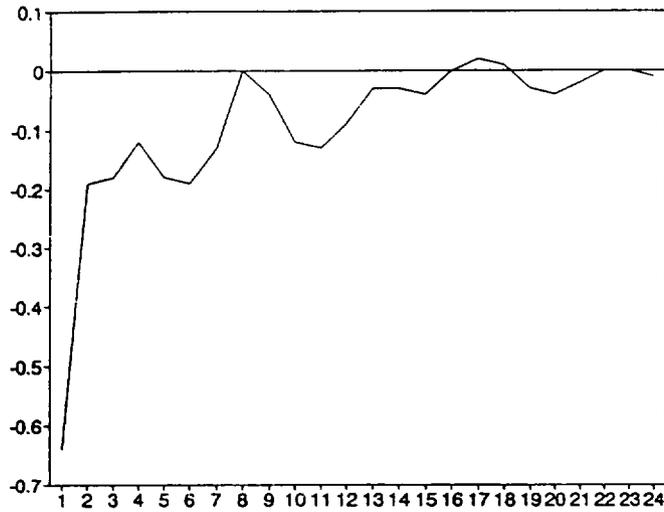
위 구조적 모형을 추정하는 첫 단계로서 축소형모형 (reduced form model)을 추정하였다. 모형의 시차길이 (lag length)는 시차길이 검정에 의하여 12로 하였다. 일단 추정된 축소형모형을 가지고 위절에서 설명된 방법에 따라 구조적 모형을 추정하였다. 다음의 그림(1, 2, 3)은 각 구조적 충격(공급, 수요, 명목충격)이 實質換率에 미치는 시차적 영향을 나타내는 실질환율의 구조적 충격반응함수를 나타내고 있다.³⁾〈그림 1〉은 한국의 상대적 생산증대와 같은 구조적 공급충격이 자신의 표준편차의 길이로 주어졌을 때 실질환율의 절상과 절하가 되풀이 하면서 원래의 실질환율 수준으로 접근하지만 그 접근행태가 단조롭지 않음을 알 수 있다. 〈그림 2〉에 의하면 정부지출



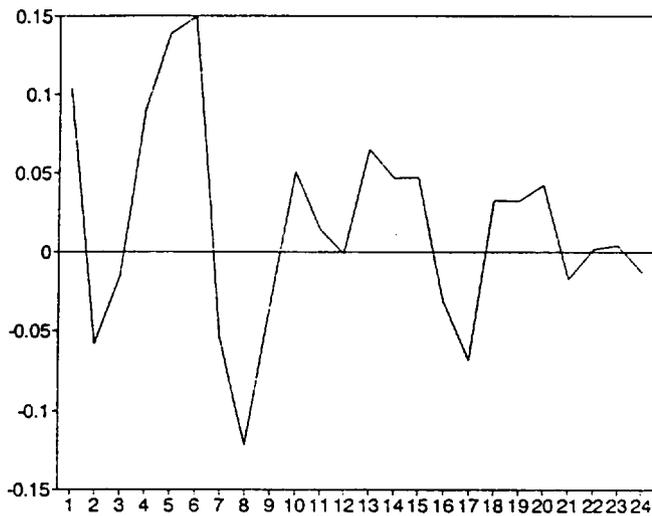
〈그림 1〉 實質換率의 衝擊反應函數: 構造的 供給衝擊

변화 및 투자수요증대와 같은 구조적 수요충격이 주어졌을 때 실질환율을 1년여에 걸쳐 실질환율을 절상시킴을 알 수 있다. 이러한 결과는 균형론적 환율결정이론이 시사하는 실질환율의 변동행태와 일치된다. 일반적으로 실질환율은 상대가격이므로 자국정부의 정부지출증대 및 투자수요의 증대는 상대가격의 하락 즉 실질환율의 절상을 야기시켜야 된다. 〈그림 3〉에 의하면 한국의 상대적 통화량변동과 같은 구조적 명목충격이 자신의 표준편차만큼 주어졌을 때 1개월 후에 실질환율을 약 0.1% 절하시키고, 2개월후 실질환율을 약 0.06% 절상시키지만 이러한 절하는 역전되어 향후 몇개월동안 실질환율이 절하되고 있다. 이와같이 실질환율의 절상과 절하가 반복되지만 장기적으로는 충격이 있기전의 실질환율로 접근함을 알 수 있다. 불균형론자들이 주장하는 실질환율의 과도한 상사(overshooting)는 일어나지 않고 있지만 명목충격은 단기에 있어서 실질환

3) 각 그림의 충격반응치는 원래의 충격반응치에 10%를 곱한 것임.



〈그림 2〉 實質換率의 衝擊反應函數：構造的 需要衝擊



〈그림 3〉 實質換率의 衝擊反應函數：構造的 名目衝擊

율을 절하시킴을 알 수 있다.⁴⁾ 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)을 해보고자 한다. 이러한 결과는 <표 4>에 나타나 있다.

먼저 Δy (한국대 미국의 상대적 산업생산지수의 변동)의 방정식을 보면 초기 3개월 동안의 변

4) 이것은 한국과 같은 관리변동환율체제하에서는 불균형론적 환율결정이론으로 실질환율의 변동행태를 설명하는데는 한계가 있음을 시사한다.

동은 구조적 공급충격에 주도됨을 알 수 있다. 이러한 공급충격의 상대적 영향력은 시간이 흐름에 따라 감소되고 있지만 가장 중요한 충격으로 남음을 알 수 있다. 상대적 산업생산에 영향을 미치는 구조적 충격으로는 명목충격임을 알 수 있다. 명목충격은 상대적 산업생산변동의 예측오차분산을 초기 3개월동안 약 12% 정도 설명하고 있지만 2년후에는 약 25% 정도 설명하고 있다. 상대적으로 수요충격의 영향은 작음을 알 수 있다. 이것은 한국의 상대적 생산변동이 정부지출변동과 같은 수요충격보다는 상대적 통화량 변동과 같은 명목충격에 민감하게 반응함을 알 수 있다.⁵⁾

<표 4> 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	0.82	12.82
		3	85.31	2.32	12.36
		6	76.11	3.78	20.09
		12	72.10	5.16	22.72
		24	68.60	5.83	25.55
Δq		1	0.16	97.29	2.54
		3	0.17	96.90	2.91
		6	1.22	88.64	10.13
		12	7.93	80.85	11.20
		24	10.05	77.08	12.85
Δm		1	0.17	0.54	99.28
		3	7.79	1.08	94.79
		6	10.44	2.82	86.72
		12	10.92	3.96	85.10
		24	14.04	3.41	82.53

<주> 구조적 충격중 S, D, N은 각각 공급충격(supply shock), 수요충격(demand shock), 명목충격(nominal shock)임.

Δq (실질환율 변동) 방정식을 보면 구조적 수요충격이 3개월동안 압도적으로 주도하고 있음을 알 수 있다. 수요충격은 2년후에도 실질환율변동의 예측오차분산을 약 77% 이상 설명하고 있음을 알 수 있다. 상대적으로 명목충격이 약간 우세하게 공급충격보다 실질환율변동에 영향을 미치지만 수요충격에 비교할 때는 그 효과는 미미하다. 따라서 대미실질환율의 변동을 주도하는

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

것은 통화량 변동과 같은 명목충격이나 상대적 생산증대와 같은 공급충격이 아니고 정부지출변화 및 투자증대와 같은 수요충격임을 알 수 있다. Δm (상대적 통화량변동) 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.

IV. 結 論

Mundell-Flemming류의 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 미칠수 없다는 상대적 생산수준의 장기적 외생성가설하에서 실질환율변동요인을 식별하기위해서 구조적 벡터회귀모형을 도입하였다. 구조적 벡터회귀모형에 의한 분산분해 (variance decomposition)에 의하면 통화량변동과 같은 명목충격은 생산증대와 같은 공급충격보다 약간 우세하게 실질환율변동에 영향을 미치지만 수요충격과 비교할 때는 효과는 아주 작다. 실질환율의 변동을 주도하는 것은 정부지출변화와 같은 수요충격임을 알 수 있다. 여기서 주목할 점은 한국의 상대적 생산증가는 정부지출변화와 같은 수요충격보다는 통화량변동과 같은 명목충격에 의해 영향을 받는다는 점이다. 본 논문의 추정결과가 암시하는 정책적 시사점은 재정-금융정책을 통한 정부의 정책적 개입이 실질환율변동에 지대한 영향을 미치지만 궁극적으로 수요충격보다는 명목충격이 한국의 생산증가에 영향을 미침을 알 수 있다.

參 考 文 獻

金正湜, "韓國 實質換率의 長期行態 分析: 고정 및 변동환율제도하에서의 경험을 중심으로," 「産業과 經營」, 연세대학교 산업경영연구소, 1992, pp. 111-121.

朴元巖, "우리나라 실질환율의 결정요인." 「한국개발연구」, 13, 1991, pp. 21-39.

Blanchard, O and Danny Quah, The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review, 74, 1989, pp. 655-673.

Dornbush, R., Expectations and Exchange Rate Dynamics, Journal of Political Economy, 84, 1976, pp. 1161-76.

- Engle, R. and C. Granger, Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 1987, pp. 231-254.
- Dickey, D. and W. Fuller, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, 74, 1979, pp. 427-431.
- Huizinga, J., An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 1987, pp. 149-215.
- Kim, J. O. and W. Enderds, Real and Monetary Causes of Real Exchange Rate Movement in the Pacific Rim, *Southern Economic Journal*, 57, 1991, pp. 1061-70.
- Mussa, M., Nominal Exchange Rate Regime and the Behavior of Real Exchange Rates : Evidence and Implications, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 26, 1986 pp. 117-214.
- Stockman, A., Equilibrium Approach to Exchange Rates, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, March/April 1987, pp. 12-30.

Summary

U. S. /Korea Real Exchange Rate Behavior in the 1980s

— the relative importance of the structural shock —

Kim Jin-Ok

The main purpose of this paper is to identify the sources of U. S. /Korean real exchange rate fluctuations under managed floating exchange rate (1980-1990). Using unit root test, we found that there was little evidence supporting the stationarity of the real exchange rate. The real exchange rate was a random walk, which says that there was a nonstationary real shock in the economy. Furthermore cointegration test between nominal and real exchange rate failed, which implies that there was a nonstationary nominal shock.

Equilibrium approach (Stockman (1987)) argued that given price flexibility nominal shocks can not induce changes in the real exchange rate even in the short run. On the other hand, real shocks such as real disturbances to supplies and demands for goods can cause changes in the real exchange rate. By contrast, disequilibrium view (Dornbush (1976)) suggests that given short-run price rigidity, nominal shocks may cause the real exchange rate depreciations. Even if money is not neutral in the short run, long-run neutrality of money guarantees that nominal shocks of any variety have no permanent effects on the real exchange rate. These two approaches have a common view that (1) nominal shock can not affect the real exchange rate in the long run, (2) real shocks do matter in the movement of the real exchange rate.

Given the long-run neutrality of money and the long-run exogeneity of the relative output level, we employed the Structural Vector Autoregression (SVAR) framework pioneered by Blanchard and Quah. Using SVAR, we showed that demand shocks such as the change in government spending was the most important in explaining the movements in the real exchange rate. Also we found that the nominal shock such as monetary shock was slightly important relative to supply shock.