

名目換率制度와 實質換率의 變動行態

— 韓國經濟를 主軸으로 —

金 鎮 玉*

目 次

- I. 序 論
- II. 實質換率의 單位根 檢定
- III. 名目換率과 實質換率의 共積分檢定
- IV. VAR 模型에 의한 實質換率의 變動要因 分析
 - 1. 因果關係 檢定結果
 - 2. 衝擊反應函數와 分散의 多分化
- V. 結 論

I. 序 論

오늘날 國際金融理論에서 重要한 이슈는 實質換率이 任意變動(random walk)을 하는지와 實質換率의 變動行態가 名目換率制度와 聯關이 있는가 하는 것이다.

均衡論的 立場(equilibrium approach)을 따르는 換率決定理論에 의하면 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 短期에서조차도 實質換率에 영향을 미치지 못하지만 政府支出 變化 및 生産性 增大 등과 같은 實質衝擊은 短期 또는 長期에 實質換率에 영향을 준다. 反面에 不均衡論的 換率決定理論(disequilibrium approach to exchange rate determination)에 의하면 實質衝擊은 短期 또는 長期에 實質換率에 影響을 미치며 名目衝擊은 價格의 硬直性으로 因하여 短期에 있어서 實質換率에 영향을 미치지만 長期的 貨幣의 中立性(long-run neutrality of money)이 成立된다. 따라서 均衡論者들은 短期에 있어서도 價格은 伸縮的이기 때문에 實質換率의 變動行態는 固定 및 變動換率制度하에서 同一하다는 名目換率制度의 中立性假說(nominal exchange rate regime neutrality hypothesis)을 主張하는 反面에 不均衡論者들은 變動換率制度하에서 價格의 硬直性으로 因하여

* 經商大學 經濟學科(Dept. of Economics, Cheju Univ., Cheju-do, 690-756, Korea)

名目衝擊은 短期에 있어서 名目換率 및 實質換率의 上射(overshooting)를 惹起시키므로써 實質換率의 變動이 固定換率制度하에서 보다 크다는 名目換率制度의 非中立性을 主張하고 있다.¹⁾

韓國은 1979년까지 固定換率制度(fixed exchange rate)를 維持하여 왔고 1980년부터 管理變動換率制度(managed floating exchange rate regime)를 採擇하여 왔다.

本研究는 固定 및 變動換率制度하에서 韓國經濟를 主軸으로한 環太平洋地域에서의 實質換率의 變動行態를 分析하고 아울러 韓國의 實質換率의 變動行態가 換率制度와 聯關이 있는지를 보고자 한다.

第Ⅱ章에서는 固定 및 變動換率制度하에서의 名目換率 및 實質換率의 安定性을 檢定하기 爲하여 單位根檢定을 하였다. 第Ⅲ章에서는 實質換率과 名目換率의 共積分檢定을 하였다. 第Ⅳ章에서는 固定 및 變動換率制度하에서 實質換率의 變動要因이 貨幣的 要因 즉 名目衝擊인지 아니면 生産 增大와 같은 實質衝擊인지를 糾明하기 爲하여 VAR(vector autoregression)模型을 사용하였다. 마지막 第Ⅴ章에서는 本論文의 經驗的 研究結果를 要約하였다.

Ⅱ. 實質換率의 單位根 檢定

實質換率이 任意變動을 하지않고 安定的이라면 實質換率은 購買力平價(purchasing power parity)를 維持하는 方向으로 움직인다고 할 수 있으며 長期均衡 實質換率이 存在한다고 할 수 있다. 反面에 實質換率이 任意變動을 한다면 長期均衡 實質換率은 存在하지 않으며 購買力平價設이 成立한다고 할 수 없다. 위의 論議를 計量經濟學的으로 公式化하기 爲하여 實質換率을 다음 (1)式과 같이 定義하고자 한다.

$$r(t) = ex(t)p^*(t)/p(t) = r + e(t) \dots\dots (1)$$

여기에서 $r(t)$ 는 實質換率을, $ex(t)$ 는 名目換率을, $p^*(t)$ 는 外貨表示 海外物價를, $p(t)$ 는 國內物價를, 그리고 $e(t)$ 는 確率的 攪亂項을 意味한다. (1)式에서 $e(t)$ 가 安定的이라면 r 은 長期均衡 實質換率이 되며 $e(t)$ 는 長期均衡값으로부터 實質換率의 離脫을 意味한다. 또한 (1)式에서 $e(t)$ 가 安定的 時系列(indeterministic covariance stationary stochastic process)이라면 Wold의 分解理論(Wold decomposition theorem)에 의하여 無限次의 平均移動置(infinite order moving average representation)를 가지며 有限自己回歸模型(finite autoregressive representation)으로 表現될 수 있다. 예를들면 $e(t)$ 가 有限 ARIMA(autoregressive integrated moving average) (n, 0, 0)라면 實質換率의 變動은 다음과 같이 表現될 수 있다.

1) 명목환율제도의 증명성이 성립하지 않는 원인에 대하여 Mussa(1986)는 가격의 경직으로 인한 명목 환율의 변동형태가 양 제도하에서 다르기 때문이라고 주장하며, Stockman(1988)은 양 기간동안 각국의 관세정책등 무역정책이 다르기 때문이라고 주장한다.

$$r(t) = a_0 + a_1 r(t-1) + \dots + a_n r(t-n) + e(t) \dots (2)$$

(2) 식에서 實質換率의 움직임이 安定的이라면 모든 特性根(characteristic root)들은 1보다 작아야 한다. 實質換率의 時系列 $r(t)$ 가 單位根을 갖는다면 $r(t)$ 는 不安定한 時系列이 되며, 不安定한 衝擊이 存在하게 된다는 것을 意味한다. 이러한 單位根의 存在有無는 Dickey-Fuller 檢定을 通하여 分析될 수 있으며, Dickey-Fuller 檢정을 위하여 (2)式을 (3)式과 같이 變形하면 다음과 같다.

$$r(t) = a + b_1 r(t-1) + \sum_{i=2}^n b_i \Delta r(t+1-i) + e(t) \dots (3)$$

여기에서 $b = \sum_{i=1}^n a_i$, $b_i = -\sum_{j=1}^n a_{j+1}$, 그리고 $\Delta r(t+1-i) = r(t+1-i) - r(t-i)$ 이다.

(3) 式에서 單位根이 存在하지 않는다는 歸無假說을 棄却하기 위해서는 b 에 대한 t -檢定統計量이 Fuller (1976)가 提示한 有意水準보다 커야한다. 本 研究에서 使用된 데이터는 國際通貨基金(international monetary fund) 데이터 데이프의 月別資料로서 1970년부터 1990년까지 韓國의 主要 貿易相對國들인 美國과 日本의 換率, 都賣物價指數, 通貨量(M_1), 産業生産指數(industrial production index) 등이다. 固定 및 變動換率制度 期間中에 美國 對 韓國, 日本 對 韓國의 實質換率變動에 對한 單位根 檢定結果는 다음 (表1)과 같다.

(表1) 實質換率의 單位根 檢定結果

Dickey-Fuller (D-F) Test		Augmented Dickey-Fuller (A-D-F) Test			
$r(t) = a_0 + a_1 r(t-1)$		$r(t) = a_0 + b_1 r(t-1) + \sum_{i=2}^4 b_i \Delta r(t+1-i)$			
	b_1 추정치	D-F 통계량	b_1 추정치	A-D-F 통계량	
미국	고정기간 (1970~1990)	0.9781	-0.8912	0.9669	-1.2621
	변동기간 (1980~1990)	0.9880	-0.8560	0.9820	-1.8652
일본	고정기간 (1970~1979)	0.9644	-1.5278	0.9452	-1.2551
	변동기간 (1980~1990)	0.9859	-0.9215	0.9803	-1.3971

(표1)의 單位根 檢定結果를 보면 固定換率制度하에서나 變動換率制度 兩 制度하에서 有意水準 10%에서도 單位根이 存在하지 않는다는 歸無假說을 棄却할 수 없다. 즉 實質換率의 變動은 兩換率制度하에서 不安定한 時系列임을 알 수 있으며, 實質換率의 變動이 不安定하다는 것은 長期均

衡 實質換率이 存在하지 않는다는 것을 意味하며 絕對的 購買力平價뿐만이 아니라 相對的 購買力平價도 成立하지 않음을 알 수 있다. 또한 이는 實質換率의 不安定性을 惹起하는 不安定한 衝擊(non-stationary shock)이 經濟에 內在함을 意味한다.

Ⅲ. 名目換率과 實質換率의 共積分檢定

變動換率制度하에서 實質換率은 單位根을 가짐으로서 不安定한 時系列임을 알 수 있다. 實質換率의 變動이 不安定하다는 것은 購買力平價가 維持되지 않음을 意味하며 購買力平價를 主要 빌딩블럭 (building block)으로 하는 通貨論的 換率決定理論(monetary approach to exchange rate determination)으로는 名目換率의 行態를 說明할 수 없다. 따라서 均衡論的 換率決定理論을 따라 實質換率과 貨幣的 要因(monetary factors)을 結合하여 長期名目換率 決定模型을 構築할 수 있다. 實質換率의 定義에 의하여 名目 換率은 다음 (4)式과 같이 나타낼 수 있다.

$$ex(t) = r(t) (p(t)/p^*(t)) \dots\dots (4)$$

여기에서 兩國의 物價水準(物價水準 比率)이 安定的이라면 名目換率의 不安定性은 實質換率의 不安定性에 의하여 說明될 수 있음을 알 수 있다. 實質換率과 名目換率간의 均衡關係 卽 共積分이 성립하면 實質衝擊이 實質換率을 變化시키고 變化된 實質換率을 통해서 名目換率이 變化됨을 알 수 있다. 萬若에 實質換率과 名目換率간에 共積分關係가 成立하지 않는다면 兩國의 物價水準을 變化시키는 通貨量變動과 같은 名目衝擊이 存在함을 알 수 있다. 實質換率과 名目換率의 共積分 檢定을 하기위해서는 實質換率이 任意變動(random walk)함이 주어진 狀態에서는 名目換率이 任意變動하는지를 먼저 檢定해야한다. 變動換率制度期間(1980~1990)中 名目換率의 單位根 檢定結果는 다음 (表 2)와 같다.

(표 2) 名目換率의 單位根 檢定結果

	Dickey-Fuller (D-F) Test $ex(t) = a_0 + a_1 ex(t-1)$		Augmented Dickey-Fuller (A-D-F) Test $ex(t) = a_0 + b_1 ex(t-1) + \sum_{i=2}^4 b_i \Delta ex(t+1-i)$	
	b_1 추정치	D-F 통계량	b 추정치	A-D-F 통계량
미국	0.9809 (0.0067)	-2.85	0.9886 (0.0055)	-2.07
일본	0.9866 (0.0104)	-1.0961	0.9856 (0.0102)	-1.41

주) b 추정치 밑에있는 괄호안의 숫자는 표준편차를 나타냄.

對美 名目換率의 境遇 Dickey-Fuller 檢定에 의하면 10% 有意水準에서 單位根이 存在하지 않

는다는 歸無假設을 棄却할 수 없음에 따라 名目換率의 變動이 安定的임을 알 수 있는 反面에, Augmented Dickey-Fuller 檢定에 의하면 5%의 有意水準에서 單位根이 存在하지 않는다는 歸無假設을 棄却함에 따라 名目換率이 任意變動함을 알 수 있다. 對日 名目換率의 경우 Dickey-Fuller 檢定과 Augmented Dickey-Fuller 檢定 모두 5%의 有意水準에서 單位根이 存在하지 않는다는 歸無假設을 棄却함에 따라 名目換率의 變動은 不安定함을 알 수 있다. 全般的으로 對美 名目換率과 對日 名目換率은 不安定한 時系列로서 任意變動함을 알 수 있다. 名目換率과 實質換率의 共積分檢定 結果는 다음 (表 3)과 같다.

(表 3) 名目換率과 實質換率의 共積分檢定 結果(1980년 1월 ~ 1990년 12월)

$$\ln(ex(t)) = a + b\ln(r(t)) + e(t)$$

국가	a	b	R	A-D-F 통계량
미국	-0.4103 (0.2447)	1.2089 (0.0368)	0.8922	-2.4444 (4)
일본	-0.6879 (0.0650)	1.5203 (0.0473)	0.8879	-2.3745 (4)

주: 1) 각 계수 아래에 있는 괄호안의 숫자는 표준편차이다.

2) A-D-F 통계량은 명목환율과 실질환율 사이에 공격분관계가 있는지를 검정한 Augmented Dickey-Fuller 통계량임. A-D-F 통계량열의 괄호안의 숫자는 A-D-F 통계량을 계산하는 데 사용된 종속 변수의 시차수 (number of lagged dependent variable)임.

위 共積分 檢定結果에 의하면 美國 對 韓國의 경우 5%의 有意水準에서도 名目換率과 實質換率간의 共積分關係가 成立하지 않음을 알 수 있다. 즉 名目換率과 實質換率간에 均衡關係가 成立하지 않음에 따라 兩國家의 物價水準에 影響을 미치는 通貨量變動과 같은 名目衝擊이 存在함을 알 수 있다. 마찬가지로 日本 對 韓國의 경우 5%의 有意水準에서도 名目換率과 實質換率 사이에 共積分關係가 成立하지 않는다. 즉 韓國과 日本 兩國家의 物價水準에 影響을 미치는 通貨量變動과 같은 名目衝擊이 存在함을 알 수 있다.

IV. VAR 模型에 의한 實質換率의 變動要因 分析

第2章의 實質換率變動에 관한 單位根 檢定에 의하면 固定 및 變動換率制度하에서 實質換率은 任意變動을 하며 不安定한 衝擊이 實質換率에 影響을 줌을 알 수 있다. 第3章의 變動換率制度하에서의 名目換率과 實質換率간의 共積分檢定에 의하면 物價水準에 影響을 미치는 通貨量變動과 같은 名目衝擊이 存在함을 알 수 있다.

本章에서는 固定 및 變動換率制度하에서 實質換率의 變動要因을 分析하고자 한다. 實質換率의 不安定性을 招來하는 不安定한 衝擊을 名目衝擊과 實質衝擊으로 區分하여 어떠한 요인이 實質換

率에 영향을 주었는가를 把握하고자 한다. 이러한 多様な 衝擊을 把握하기 위하여 VAR(vector autoregression)分析을 하고자 한다.

韓國과 相對國(美國 또는 日本)간의 實質換率에 영향을 미칠 수 있는 名目衝擊은 韓國과 相對國간의 相對的 通貨供給量 그리고 利率隔差이며, 實質衝擊은 兩國의 生産水準의 比率를 使用하였다.²⁾

時差는 時差길이의 檢定결과(lag length tests)에 따라 12時差로 決定하였으며, 블록因果檢定(block causality test) 結果에 의하여 VAR 模型에서 兩國간의 利率隔差變數를 除外시켰다. 이것은 利率의 差異가 어떠한 形態로도 實質換率과 相對的 通貨量 및 相對的 産業生産水準에 영향을 주지 못함을 의미한다.

推定된 VAR模型은 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} \Delta m(t) \\ \Delta y(t) \\ \Delta r(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta m(t-1) \\ \Delta y(t-1) \\ \Delta r(t-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_2(t) \\ e_3(t) \\ e_4(t) \end{pmatrix}$$

여기에서 $m = \log(\text{相對國通貨量}/\text{韓國通貨量})$, $y = \log(\text{相對國製造業生産指數}/\text{韓國製造業生産指數})$, $r = \log(\text{韓國과 相對國의 實質換率}) = (\text{ex } p^*/p)$, $\Delta m(t) = m(t) - m(t-1)$, $\Delta y(t) = y(t) - y(t-1)$, $\Delta r(t) = r(t) - r(t-1)$, $A_{ij} = \text{時差演算者의 多項式(polynomials lag operator)}$, 그리고 $e_k = \text{確率的 攪亂項}$ 이다.

模型의 構築에 있어 위의 모든 變數가 不安定한 時系列이고 變數간의 共積分關係가 成立하지 않으므로 推定에 使用된 變數는 自然代數를 取하여 1次 差分한(first difference) 變數를 使用하였다.

過剩母數化된 模型(over-parameterized model)에서와 같이 自己回歸模型에서 대부분의 母數들은 統計的으로 有意性을 가지고 있지 않으며, 各 方程式에서의 多重共線性(multi-collinearity)의 可能性과 方程式간의 複雜한 피드백(complicated cross equation feedbacks) 때문에 자기회귀 계수를 설명하는 데는 어려움이 따른다. 따라서 Granger의 因果關係(causal relationship) 檢定과 衝擊反應函數(impulse response function) 그리고 分散의 多分化(variance decomposition)를 通하여 分析하였다.

1. 因果關係 檢定結果

美國 對 韓國간의 VAR 分析에 있어 變數간의 因果關係 檢定結果는 다음(表 4)와 같다. 美國 對 韓國의 경우, 因果檢定結果에 의하면 固定換率制度하에서 相對的 産業生産과 實質換率은 그들

2) 여러가지 형태의 이자율 격차를 사용할 수 있지만 커버되지 않는 이자율평가 조건(covered interest parity condition)을 사용하였다: $i(t) = i^*(t) + [\text{ex}(t)/\text{ex}(t-1) - 1]$ 여기서 $i^*(t) = \text{상대국 이자율}$, $i(t) = \text{한국이자율}$ 그리고 $\text{ex}(t) = \text{명목환율}$ 을 의미한다.

(表 4) 因果關係 檢定을 위한 F統計量 (美國 對 韓國)

고정환율제도기간 (1970~1979)				변동환율제도기간 (1980~1989)		
변수 방정식	Δm	Δy	Δr	Δm	Δy	Δr
Δm	2.2511 (0.0239)	0.5419 (0.8796)	0.3218 (0.9830)	5.2045 (0.0001)	0.8184 (0.6309)	0.4630 (0.9305)
Δy	0.7011 (0.7450)	0.8697 (0.5805)	0.5280 (0.8894)	2.0609 (0.0287)	2.3969 (0.0103)	1.0169 (0.4414)
Δr	0.7794 (0.6693)	0.6079 (0.8284)	1.3392 (0.2168)	1.0891 (0.3802)	1.5966 (0.1087)	3.1932 (0.0008)

주) ()은 한계유의수준을 나타냄.

의 過去 움직임에도 영향을 받지않는 完全히 獨立的 時系列임을 알 수 있으며, 反面에 相對的 通貨供給量은 實質換率 및 相對的 産業生産에는 영향을 받지 않지만 自身의 過去 움직임에는 영향을 받음을 알 수 있다. 또한 美國 對 韓國의 경우, 變動換率制度하에서 實質換率과 相對的 通貨量 및 産業生産과의 因果關係를 보면, 相對的 通貨量은 그 自身에 의하여서만 영향을 받음을 알 수 있다. 그리고 實質換率의 경우에는 通貨供給衝擊에 영향을 받지 않지만 약 10%의 有意水準에서 相對的 産業生産에 영향을 받으며 아주 작은 有意水準(약 0.008%)에서 그 自身의 過去 움직임에 영향을 받음을 알 수 있다.

이렇게 볼때 美國 對 韓國의 實質換率의 變動에 있어 固定換率制度하에서는 名目衝擊 및 實質衝擊이 實質換率에 영향을 미치지 못하지만 變動換率制度하에서는 名目衝擊은 實質換率에 영향을 주지 못하여, 實質衝擊이 實質換率에 영향을 미침을 알 수 있다. 이러한 결과는 비록 固定換率制度하에서는 不安定한 衝擊의 種類를 찾지 못했지만 名目衝擊이 短期的으로 實質換率에 영향을 준다는 不均衡論者들의 생각과는 다른 것으로 生産増大와 같은 實質衝擊만이 實質換率에 영향을 준다는 均衡論者들의 見解를 支持하고 있다고 할 수 있다.

日本 對 韓國의 경우 因果關係 檢定結果는 (表 5)와 같다. 日本 對 韓國의 경우 固定換率制度

(表 5) 因果關係 檢定을 위한 F-統計量 (日本 對 韓國)

고정환율제도기간 (1970~1979)				변동환율제도기간 (1980~1989)		
변수 방정식	Δm	Δy	Δr	Δm	Δy	Δr
Δm	4.6913 (0.0001)	1.0670 (0.4007)	0.5323 (0.8864)	2.4129 (0.0009)	1.4658 (0.1541)	0.7858 (0.6634)
Δy	0.3661 (0.9711)	1.6525 (0.0970)	0.3395 (0.9787)	1.1631 (0.3233)	2.3881 (0.0106)	1.6358 (0.0976)
Δr	1.2226 (0.2855)	0.4182 (0.9514)	1.0952 (0.3778)	0.7631 (0.6857)	0.8117 (0.6376)	1.0923 (0.3776)

주) ()은 한계유의수준을 나타냄.

期間동안 相對的 産業生産 및 相對的 通貨량은 그 自身들의 過去 움직임에 영향을 받음을 알 수 있으며 實質換率은 그 自身の 過去 움직임에도 영향을 받지 않는 完全히 獨立的인 時系列임을 알 수 있다. 變動換率制度 期間동안 日本 對 韓國의 相對的 産業生産 및 相對的 通貨량은 아주 낮은 有意水準에서 그 自身들의 過去 움직임에 영향을 받음을 알 수 있으며 實質換率의 變動은 그 自身の 過去變動에도 영향을 받지 않고 完全히 自律的으로 變動하고 있음을 알 수 있다.

2. 衝擊反應函數와 分散 多分化

衝擊反應函數 또는 移動平均値(moving average representation)는 하나의 變數에 衝擊이 주어졌을 때 時間이 經過함에 따라 餘他變數에 어떠한 영향을 주는 가를 나타낸다. VAR模型이 주어지진 狀態에서 特定한 確率의 衝擊은 各 方程式에서의 한 標準偏差(one standard deviation) 單位를 갖는 殘差(residual)들로서 VAR模型의 殘差 벡터는 過去の 殘差 벡터와 相關關係가 없으며, 現在의 殘差벡터사이에는 相關關係가 있다. 直交化(orthogonalized) 殘差를 求하기 위하여 m, y, r 順序로 된 變數들을 가지고 VAR模型을 三角化(triangularized)하였다. 이러한 三角化를 통하여 通貨供給 衝擊은 模型의 모든 變數에 同時的으로 영향을 미칠 수 있으며, 生産衝擊은 生産 그 自體와 實質換率에 그리고 實質換率은 實質換率 그 自體에만 영향을 미칠 수 있다. 그리고 變數의 順序(order)가 實質換率에 서로 다른 영향을 줄 수 있지만 本 研究에서는 變數의 順序를 바꾸어도 結果에는 變化가 없었다.

(表 6)는 美國 對 韓國의 VAR模型에 있어서 分散의 多分化(variance decomposition)를 나타내고 있다. 만약 한 變數가 外生的인 경우 그것은 그 自體의 모든 豫測誤差를 說明한다고 할 수

(表 6) 分散의 多分化 (豫測誤差의 比率) : 美國 對 韓國

K Months Ahead Error Produced by Each Innovation 변수별 삼각충격(triangular innovation)				
변수별 예측오차	k	Δ m	Δ y	Δ r
Δ m	1	100.00 (100.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
	6	96.00 (87.75)	2.62 (9.84)	1.32 (2.39)
	12	89.96 (86.14)	5.02 (10.50)	5.01 (3.35)
	24	89.68 (83.80)	5.16 (13.20)	5.15 (2.99)
Δ y	1	5.24 (6.95)	94.75 (93.04)	0.00 (0.00)
	6	8.67 (15.78)	87.85 (79.17)	3.36 (5.04)
	12	12.07 (19.22)	81.94 (74.73)	5.97 (6.04)
	24	13.20 (22.73)	80.12 (70.75)	6.66 (6.50)
Δ r	1	0.53 (0.06)	0.19 (5.88)	99.26 (94.04)
	6	4.60 (6.27)	6.92 (8.74)	88.46 (84.97)
	12	7.10 (7.49)	8.51 (14.69)	84.38 (77.80)
	24	9.68 (8.81)	8.99 (16.822)	81.81 (74.35)

주) ()안의 숫자는 변동환율제도기간 (1980~1990)에 해당됨.

있다.

固定換率制度하에서 美國과 韓國의 相對的 通貨量은 그 自體의 豫測誤差分散을 약 90% 說明하고 있으며, 相對的 産業生産比率과 實質換率은 그들의 豫測誤差分散을 각각 80% 정도 說明하고 있다. 특히 實質換率의 경우 相對的 産業生産과 相對的 通貨量이 각각 10%씩 豫測誤差分散을 說明하고 있다.

또한 變動換率制度하에서 美國 對 韓國의 相對的 通貨量은 그 自體의 豫測誤差分散을 약 80% 說明하고 있으며 相對的 産業生産의 경우 그 自體에 의하여 약 70%를, 그리고 相對的 通貨供給이 약 22%를 說明하고 있어 通貨供給이 實質生産에 영향을 미침을 알 수 있다. 實質換率의 경우에는 實質換率 그 自體에 의한 豫測誤差分散이 약 74% 說明되고 있으며 相對的 産業生産은 16%를 說明하고 있어 相對的 産業生産衝擊이 實質換率에 영향을 줌을 알 수 있다.

(表 7)은 固定 및 變動換率制度하에서 日本 對 韓國의 分散의 多分化를 나타내고 있다. 固定換率制度하에서 日本과 韓國의 相對的 通貨量은 그 自體의 豫測誤差分散을 약 80% 說明하고 있으며, 相對的 産業生産은 그 自體의 豫測誤差分散을 약 87% 이상 說明하고 있으며, 實質換率은 그 自體의 豫測誤差分散을 82%정도 說明하고 있다. 특히 實質換率의 경우 相對的 産業生産과 相對的 通貨量이 각각 10%정도 豫測誤差分散을 說明하고 있다.

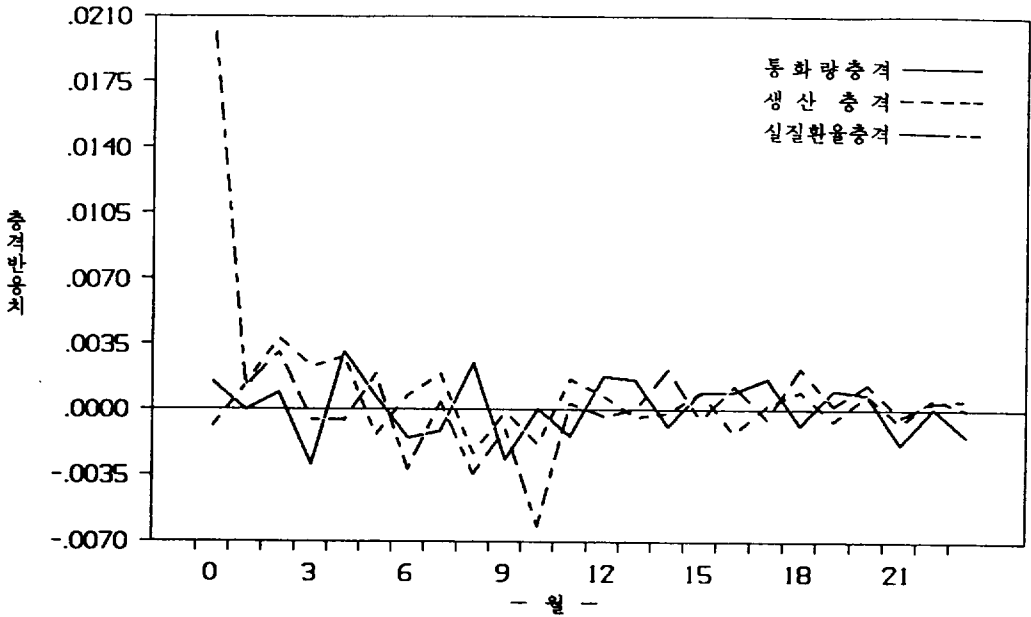
또한 變動換率制度하에서는 相對的 通貨量은 그 自體의 豫測誤差分散을 약 72% 說明하고 있으며, 相對的 産業生産比率은 그 自體의 豫測誤差分散을 약 77% 이상 說明하고 있으며, 實質換率은 그 自體의 豫測誤差分散을 82% 이상 說明하고 있다. 특히 實質換率의 경우 그 自體의 豫測誤差分散을 相對的 産業生産이 10%, 相對的 通貨가 7%를 說明하고 있다.

(表 7) 分散의 多分化(豫測誤差의 比率) : 日本 對 韓國

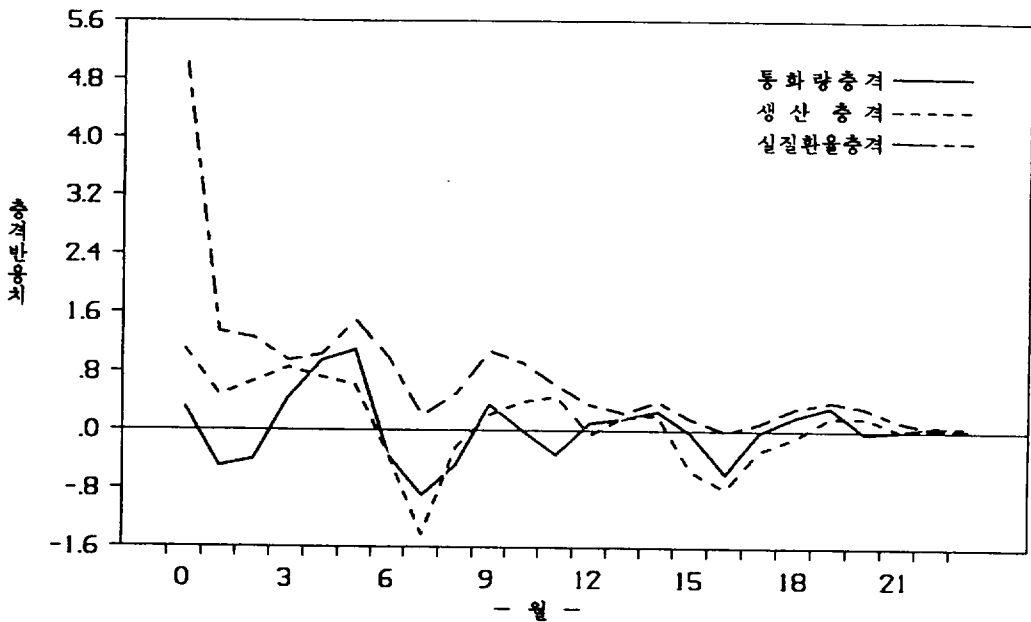
K Months Ahead Error Produced by Each Innovation				
변수별 삼각충격 (triangular innovation)				
변수별 예측오차	k	Δm	Δy	Δr
Δm	1	100.00(100.00)	0.00(0.00)	0.00(0.00)
	6	88.99(77.75)	8.56(21.41)	2.44(0.63)
	12	81.99(75.40)	10.59(21.95)	8.27(2.64)
	24	79.23(72.88)	12.97(21.91)	7.79(5.20)
Δy	1	.09(1.18)	95.90(98.81)	0.00(0.00)
	6	4.98(5.83)	93.27(88.79)	1.74(5.36)
	12	6.36(7.74)	90.51(79.40)	3.11(12.84)
	24	7.95(8.65)	87.75(77.47)	4.29(13.86)
Δr	1	1.14(1.67)	0.63(0.00)	98.22(98.32)
	6	4.02(3.53)	2.32(5.48)	93.65(90.98)
	12	5.15(5.99)	7.26(8.94)	87.57(85.05)
	24	8.52(7.03)	9.36(10.83)	82.10(82.12)

주 ()안의 숫자는 변동환율제도기간에 해당됨.

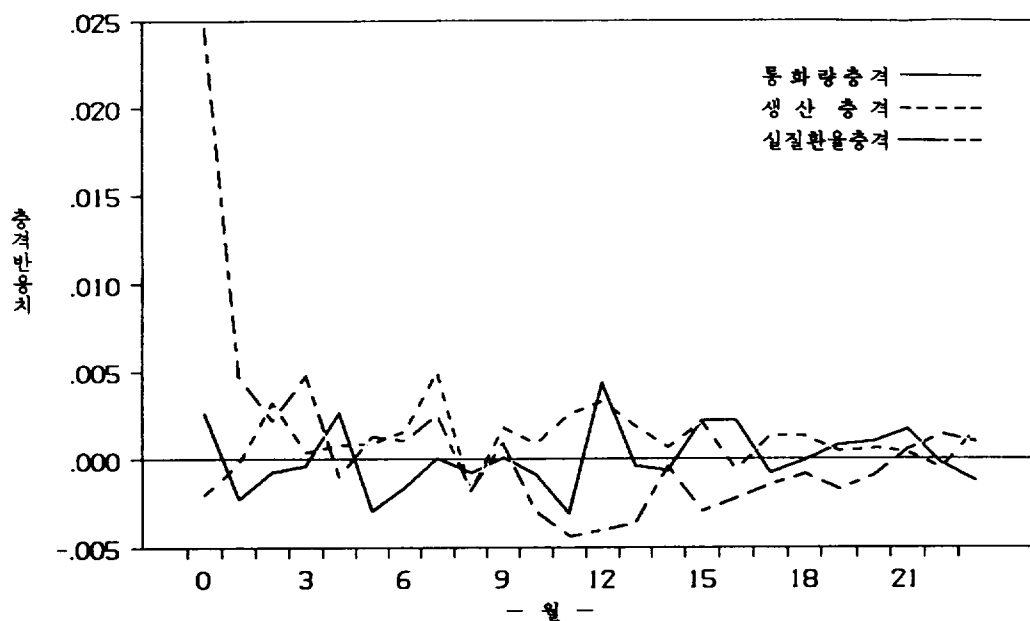
위 分散의 다分化에 의하면, 日本 對 韓國의 경우 實質換率變動은 通貨量變動과 같은 名目衝
擊 및 相對的 産業生産比率과 같은 實質衝擊에 영향을 받지않는 完全히 自律的인을 알 수 있다.
다음의 (그림1) 과 (그림2)는 美國 對 韓國의 경우에 있어서 각각 固定 및 變動換率制度하에서



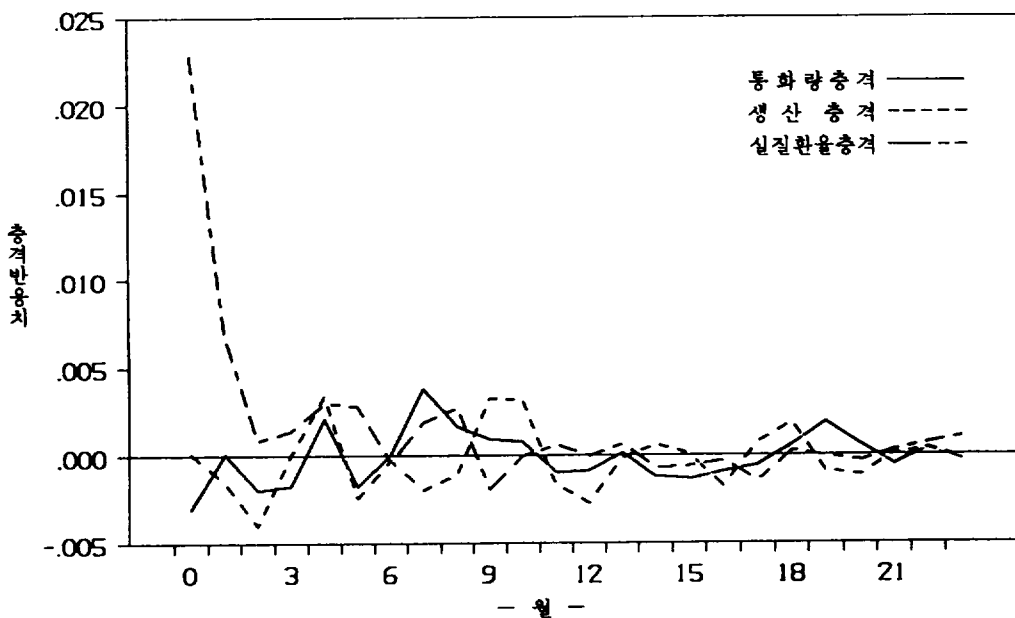
(그림1) 고정환율제도하에서 실질환율의 충격반응함수(미국 대 한국)
(1970.1 ~ 1979.12)



(그림2) 변동환율제도하에서 실질환율의 충격반응함수(미국 대 한국)
(1980.1 ~ 1990.12)



(그림3) 고정환율제도하에서 실질환율의 충격반응함수(일본 대 한국)
(1970.1 ~ 1979.12)



(그림4) 변동환율제도하에서 실질환율의 충격반응함수(일본 대 한국)
(1980.1 ~ 1990.12)

通貨衝擊 및 産業生産衝擊 그리고 實質換率衝擊이 實質換率에 미치는 時差的 영향을 나타내는 實質換率의 衝擊反應函數를 나타내고 있다. (그림1)에 의하면 固定換率制度하에서는 相對的 通

貨供給衝擊은 實質換率에 2개월에 걸쳐서 小幅의 正 效果를 주고 있으며, 産業生産衝擊도 4개월에 걸쳐서 實質換率에 正의 效果를 주고 있다. 또한 (그림2)에서 變動換率制度하에서 相對的 産業生産衝擊은 14개월에 걸쳐서 正의 效果를 주고 있는 反面에 相對的 通貨量衝擊은 4개월에 걸쳐 正의 效果를 주고 있다. 이러한 實質衝擊은 理論上으로는 實質換率에 負의 效果를 주어야 하나, 실제로 韓國의 경우 實質換率에 正의 影響을 주는 것은 實質換率과 名目換率이 均衡換率에서 乘離(misaligned)되어 있었음을 意味한다고 할 수 있다.

다음의 (그림3과) (그림4)는 日本 對 韓國의 경우에 있어서 각각 固定 및 變動換率制度하에서 通貨量衝擊 및 産業生産衝擊 그리고 實質換率衝擊이 實質換率에 미치는 時差的 影響을 나타내는 實質換率의 衝擊反應函數를 나타내고 있다. 美國 對 韓國의 경우와는 달리 固定換率制度하에서 相對的 通貨供給衝擊은 3개월에 걸쳐 負의 效果를 주고 있으며 相對的 産業生産衝擊은 8개월에 걸쳐 正의 效果를 주고 있다. 또한 變動換率制度하에서 相對的 通貨供給衝擊은 3개월에 걸쳐 實質換率變動에 負의 效果를 주고 있으며, 相對的 産業生産衝擊은 3개월에 걸쳐 負의 效果를 주고 있다. 變動換率制度하에서 日本의 相對的 通貨供給衝擊이 實質換率을 下落시키는 위의 結果는 短期에 있어서 價格이 硬直的이라고 생각하는 不均衡論者들의 主張과 一致한다. 또한 變動換率制度하에서도 日本 對 韓國의 경우 相對的 産業生産衝擊이 實質換率에 負의 影響을 주는 것은 理論적으로 妥當하지만 美國 對 韓國의 경우와 같이 持續的이지 못함에 따라 相對的 産業生産衝擊이 日本 對 韓國의 實質換率變動에는 相對的으로 덜 重要함을 알 수 있다.

V. 結 論

變動換率制度하에서 實質換率이 過多한 變動(excess volatility)을 하자 그 原因에 대하여 많은 研究이 이루어지고 있으며, 그중에서 重要的인 이슈는 任意變動을 하는지와 實質換率의 行態가 名目換率制度의 選擇과 關聯이 있는지 與否이다. 換率決定에 있어서 均衡論의 立場에 있는 學者들은 固定 및 變動換率制度하에서 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 短期 또는 長期에서 實質換率에 影響을 미칠 수 없고 實質衝擊만이 短期 또는 長期에 實質換率에 影響을 미친다고 主張한 反面에, 不均衡論者들은 價格의 硬直性으로 因하여 通貨變動과 같은 名目衝擊은 名目換率 및 實質換率을 上射(overshooting)시키므로써 實質換率은 變動換率制度하에서 더 過多한 變動을 하게 된다고 主張하고 있다.

本 論文에서는 韓國經濟를 主軸으로한 環太平洋地域에서 實質換率(美國 對 韓國, 日本 對 韓國)이 任意變動을 하는지를 檢定한 結果 固定 및 變動換率制度하에서 實質換率의 變動은 單位根을 가져서 不安定한 實質衝擊이 存在함을 알 수 있었다. 또한 變動換率制度하에서 名目換率과 實質換率간의 工積分關係가 成立하지 않음에 따라 不安定한 名目衝擊이 存在함을 알 수 있다. 衝擊의 種類를 把握하기 위한 VAR分析에 의하면 日本 對 韓國의 경우 固定 및 變動換率制度하에서 어떤 衝擊도 實質換率에 影響을 미치지 못함으로써 實質換率의 變動은 兩換率制度하에서 完全히

自律의임을 알 수 있다. 美國 對 韓國의 경우 固定換率制度하에서는 어떤 衝擊도 實質換率에 영향을 미치지 못한 反面에 變動換率制度하에서는 相對的 生産增大와 같은 實質衝擊이 實質換率에 영향을 미침을 알 수 있었다. 이는 變動換率制度하에서 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 實質換率에 영향을 미치지 못함으로서 均衡論者들의 主張을 支持하는 結果가 된다.

向後 本 論文의 研究課題는 韓國經濟와 같은 開發途上國家에서의 換率決定模型을 開發하고 實質換率 變動要因을 經驗的으로 再 糾明하는 데 있다.

參 考 文 獻

- Corbae, ; D. and S. Ouliaris, "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity." *Review of Economics and Statistics*, October 1988, pp. 508-12.
- Dickey, ; D. and W. Fuller, "The likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With Unit Root." *Econometrica*, July 1981, pp. 1057-72.
- , ; "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series With a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, June 1979, pp. 427-31.
- Dornbush, ; R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy*, December 1976, pp. 1161-76.
- Enders, ; W., "Unit Root Tests and the Real Exchange Befor WWI" : The Case of the U. S. and Britain." *Journal of International Money and Finance*, March 1989, pp. 59-73.
- , ; "ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes." *Review of Economics and Statistics*, October 1988, pp. 504-08.
- Engle, ; R. and C. W. Granger, "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, March 1987, pp. 251-276.
- Fuller, ; W. "Introduction to Statistical Time Series." New York : Wiley, 1976.
- Hakkio, ; C., "Exchange Rate in the 1980." Working Paper, Federal Reserve Bank of Kansas city, June 1989.
- Kim, ; J. O. and W. Enders, "Real and Monetary Causes of Real Exchange Rate Movement in the Pacific Rim." *Southern Economic Journal*, April, 1991, pp. 1061-70.
- Mussa, ; M., "Nominal Exchange Rate Regime and the Behavior of Real Exchange Rates : Evidence and Implications," in K. Brunner and A. Metzler des., Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy, Fall 1986, pp. 117-214.
- Papell, ; D. H., "Can Equilibrium Models Explain Exchange Regime Non-Neutrality? Evidence from the European Monetary System." *Journal of International Money and Finance*,

no. 11, 1992, pp. 96-106.

Sims, ; C., "Macroeconomics and Reality." *Econometrica*, January 1980, pp. 1-48.

Stockman, ; A., "Equilibrium Approach to Exchange Rates," *Economic Review*, FRB of Richmond, March/April 1987, pp. 12-30.

———, ; "Real Exchange Rate Variability under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems," *Journal of International Money and Finance*, August 1983, pp. 147-166.

Summary

Nominal exchange rate regime and
real exchange rate behavior : the case study for korea

Jin-Ock Kim

This paper examines the validity of two basic tenets of the international finance literature :

- (1) the real exchange rate is a random walk, and
- (2) the behavior of the real exchange rate over time essentially depends on the nominal exchange rate regime

According to the first tenet, the presence of a unit root in the real exchange rate can not be rejected under fixed and flexible exchange rate regime, which implies that purchasing power parity(ppp) can not be a long-run relation since deviations from ppp are permanent in nature. Furthermore cointegration test between the nominal exchange rate and the real exchange rate failed under the flexible exchange rate regime, which says that there is a nominal shock which affects the national price levels. To examine the second tenet, VAR(vector autoregression) analysis was employed to identify the shocks which affect the real exchange rate behavior in fixed and flexible exchange rate regime. For U.S. vs Korea VAR system, the nominal shocks measured by the relative money supply ratio do not affect the real exchange rate movement under the fixed and flexible exchange rate regime, on the other hand the real shocks measured by the relative industrial production ratio do affect the real exchange rate under the flexible exchange rate regime, which partially supports the nominal exchange rate regime neutrality hypothesis. For Japan vs korea VAR system, we can not identify any shocks to affect the movement in the real exchange rate under fixed and flexible exchange rate regime.