

韓國의 名目換率의 變動行態分析

— 1980년대를 중심으로 —

金鎮玉* · 梁太碩**

目 次

- I. 序 論
- II. 長期均衡換率의 模型設定 및 推定
 - 1. 模型設定
 - 2. 推定
- III. 벡터自己回歸分析 (VAR)
 - 1. VAR模型의 探索
 - 2. 因果關係 檢定
 - 3. 衝擊反應函數와 分散의 多分化
- IV. 結 論

I. 序 論

우리나라의 經濟發展은 지금까지 輸出主導型으로 이루어져 왔음은 異論의 여지가 없으며 주어진 與件—賦存資源의 不足, 高級 勞動力의 豊富—속에서 最大한 經濟的 效率을 達成하려 하였다. 또한 對外依存度가 높은 韓國과 같은 經濟에서는 換率의 變動은 國際競爭力에 至大한 影響을 미친다. 따라서 本 研究은 國家間的 貨幣的 交換比率인 換率이 어떻게 決定되고 어떤 衝擊들에 의해 影響을 받는지를 살펴보고자 한다. 이를 통하여 國際競爭力提高를 위한 政府의 換率政策의 效果 및 限界를 살펴 보고자 한다.

換率決定에 관한 理論的 측면은 크게 均衡論的 立場과 不均衡論的 立場으로 나눌 수 있다. Dornbush(1976)와 같은 不均衡論者들은 短期에 있어서 價格이 硬直的이기 때문에 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 利子率을 下落시키고 期待換率을 上昇시켜 名目換率을 長期名目換率以上으로

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

** 대학원 경제학과 (석사과정)

上昇시킨다. 따라서 變動換率制度하에서 政府의 擴大金融政策은 名目換率을 上射(over shooting)시키고 이러한 名目換率의 上射는 實質換率을 均衡實質換率以上으로 上昇시키므로써 自國의 國際競爭力을 提高시킬 수 있다. 반면에 Stockman(1987)과 같은 均衡論者들은 短期 또는 長期에 價格은 伸縮的이어서 通貨量增大와 같은 名目衝擊은 名目換率과 物價를 同時에 같은 比率로 上昇시키기 때문에 實質換率을 變動시킬 수 없다고 主張한다. 이는 通貨論的 換率決定理論이 示唆하는 바와 同一하며 다른점은 需要 및 供給衝擊과 같은 實質衝擊(real shock)이 實質換率을 變化시키고 이러한 實質換率의 變化는 名目換率을 變化시킬 수 있다는 점이다.¹⁾ 均衡論的 換率決定理論은 通貨論的 換率決定理論이 考慮하지 않은 購買力偏差 즉 實質換率의 不安定性을 惹起하는 經濟的衝擊이 名目換率을 變動시킨다는 점에 着眼한 보다 一般화된 模型이라 할 수 있다.

위의 두 見解는 政府의 通貨金融政策의 效果 및 限界를 달리한다. 不均衡論的 換率決定理論에 의하면 政府가 政策的 介入에 의해서 名目換率을 變動시킨다면 이러한 換率의 變動은 實質換率의 變動을 隨伴한다는 것이다. 即 政府의 通貨供給增大와 같은 政策的 介入이 自國의 國際競爭力을 提高시킬 수 있다는 점이다. 반면에 均衡論的 換率決定理論은 通貨量增大와 같은 政府의 政策的 介入은 名目換率만 變化시킬 수 있을 뿐이지 實質換率을 變動시킬 수 없음에 따라 自國의 國際競爭力을 提高시킬 수 없음을 示唆하고 있다. 名目換率이 實質換率을 變化시키는 것이 아니라 實質換率을 變動시키는 實質衝擊이 名目換率을 變化시킨다는 것이다.

本 研究에서는 長期的인 均衡論的 立場에 의해 提示되고 있는 換率決定模型을 우리나라에 適用, 傳統的인 回歸分析인 OLS(Ordinary Least Squares)와 GLS(Generalized Least Squares)를 利用하여 韓國대 美國 그리고 韓國대 日本의 境遇로 나눠 現實經濟에 대한 理論的 說明度를 測定함과 同時에 模型內의 모든 經濟變數가 經濟體制內에서 決定되는 内生變數라는 점을 勘案하여 VAR(Vector Auto Regression) 分析을 하고자 한다. VAR 분석을 통하여 어떤 經濟的 衝擊이 名目換率 및 實質換率에 影響을 미치는 지를 把握하고자 한다. 또한 名目換率의 變動이 實質換率을 變化시키는지 實質換率의 變動이 名目換率을 變動시키는지를 統計的으로 檢證함으로써 政府政策의 效果 및 限界를 提示하고자 한다.

本 論文의 結果를 要約하면 VAR 분석에 있어서 分散의 多分化 및 衝擊反應函數에 의하면 購買力平價의 偏差를 惹起하는 非通貨的 要因이 韓國대 美國, 韓國대 日本의 境遇 모두 名目換率에 影響을 주고 있다. 하지만 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 韓國대 美國의 境遇 對美달러 實質換率에 影響을 미칠 뿐 名目換率에는 影響을 미치지 못하고 있다. 韓國대 日本의 境遇 通貨供給衝擊은 實質換率 및 名目換率에 影響을 미치고 못하고 있다.

1) 통화론적 환율결정이론(the monetary approach to exchange rate determination)은 구매력평가설을 빌딩블락(building block)으로 한다. 비통화적 요인(nonmonetary factor)이 구매력평가(purchasing power parity)의 편차를 야기한다면 구매력평가에 기초한 환율예측은 설명력을 잃게 된다. 균형론적 환율결정이론(the equilibrium approach to exchange rate determination)은 비통화적 요인 즉 수요 및 공급충격이 실질환율을 변동시킨다는 점을 고려하여 실질환율의 변동 즉 구매력평가편차를 명목환율변동의 설명변수로 추가 하였다.

제2장에서는 均衡論적 立場에서 名目換率模型을 設定하고 傳統的인 計量經濟技法을 사용 實證 分析을 試圖하였다. 제3장에서는 模型내 모든 變數를 内生變數화한 VAR模型을 이용 分析하였으며, 마지막으로 제4장 結論에서는 分析結果를 요약, 정리하였다.

II. 長期均衡換率의 模型設定 및 推定

1. 模型設定

均衡論的 換率決定模型을 導出하기 위해서 實質換率을 다음과 같이 定義하자.

$$(1) q(t) = ex(t) p^*(t) / p(t)$$

여기서 $q(t)$ 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 自國物價를 나타낸다.

(1)式에서 名目換率을 실질환율에 두나라의 價格比率을 곱한 것으로 (2)式과 같이 나타낼 수 있다.

$$(2) ex(t) = q(t) [p(t) / p^*(t)]$$

위 식에서 絕對的 및 相對的 購買力平價說이 成立할 때 實質換率 $q(t)$ 는 1 또는 任意的 常數를 취함으로써 (2)式은 購買力平價說을 나타내는 式이 된다. 購買力平價의 偏差를 惹起하는 非通貨的 要因이 經濟에 內在할 때 이러한 非通貨的 要因은 實質換率의 變動行態로 代替될 수 있다. 實質換率을 變動시키는 非通貨的 要因이 名目換率의 變化를 招來하고 있다는 것을 보여주고 있다. 보다 具體的인 長期名目換率의 一般均衡模型을 導出하기 위해서는 自國과 海外經濟의 貨幣市場의 均衡條件을 利用할 수 있다.

$$(3) p(t) / p^*(t) = (m(t) / m^*(t)) [L(r^*(t), y^*(t)) / L(r(t), y(t))]$$

여기서 $m(t)$ 는 自國의 通貨量을, $m^*(t)$ 는 海外 通貨量을, $r(t)$ 는 自國의 利子率을, $r^*(t)$ 는 海外의 利子率을, $L(.,.)$ 은 實質殘高需要函數를 나타낸다. (3)式을 (2)式에 代入하면 아래와 같이 (4)式을 구할 수 있다.

$$(4) ex(t) = q(t) \{ (m(t) / m^*(t)) [L(r^*(t)) / L(r(t), y(t))] \}$$

위 식을 計量經濟的으로 推定하기 위해서 自國 및 海外經濟의 實質殘高需要函數가 아래와 같은 特定函數를 取한다고 假定하자.

$$(5) L(r(t), y(t)) = Ay(t)^n e^{-br(t)}$$

$$(6) L^*(r^*(t), y^*(t)) = Ay^*(t)^n e^{-br^*(t)}$$

여기서 e 는 자연대수이며, $A > 0$, $n > 0$, $b > 0$.

(5) 식과 (6) 식을 (4) 식에 대입하면 아래와 같이 (7) 식을 구할 수 있다.

$$(7) \quad ex(t) = q(t) (m(t)/m^*(t)) (y^*(t)/y(t))^n e^{b(r(t)-r^*(t))}$$

위식의 양변에 로그형태를 취하면 아래와 같이 (8) 식을 구할 수 있다.

$$(8) \quad \ln(ex(t)) = \ln(q(t)) + \ln(m(t)/m^*(t)) + n \ln(y^*(t)/y(t)) + b(r(t) - r^*(t))$$

위 모델이示唆하는 바에 의하면 여타 經濟變數들이 不變일 때 卽 均衡狀態에 있을 때 自國의 相對的 通貨量이 1% 增加할 때 自國通貨價値가 1% 下落하며 非通貨的 要因에 의하여 自國通貨의 實質價値가 1% 下落할때 名目價値도 1% 下落하고 自國의 生産量이 1% 增加할 때 自國通貨價値가 $n\%$ 上昇함을 알 수 있으며, 自國의 利率이 上昇할 때 自國의 通貨價値가 下落함을 알 수 있다.²⁾

이러한 模型하에서 우리나라의 主要貿易相對國인 美國과 日本을 對象으로 對美 달러 換率 및 對日 엔화換率의 變動을 推定하고자 한다. 本 論文에서 사용된 統計資料는 月別資料로서 韓國銀行 調查統計月報에서 수집하여 분류하였으며 사용된 기간은 1980년 1월부터 1990년 12월까지이다. 通貨量部門에서는 支拂手段의 측면에서, 總通貨(M2) 보다는 現金과 銀行要求拂預金の 合計인 通貨量(M1)을 各國貨幣單位로 調查하였다. 하지만 季節調整이 되어있지 않았기 때문에 X11 ARIMA를 이용해 季節調整을 하였다. 國民生産部門은 各國家의 比較, 分析의 便宜上 生産의 움직임을 알아보기 위해 作成되는 産業生産指數(IPI)를 1985년 100으로 基準한 季節調整된 資料를 使用하였다. 物價變數의 境遇, 國家經濟次元에서 比較對象을 찾아야 했으므로 消費者物價指數보다는 全般的인 商品의 需給動向이 反映된 一般的인 物價水準인 都賣物價指數를, 이 역시 1985년 100으로 基準한 季節調整된 資料를 使用하였다. 利率部門에서는 3國 모두 同時에 比較對象을 찾아야 하는 問題와 市中 資金事情을 최대한 反映하여야 하는 問題를 同時에 滿足시켜야 한다고 보고 銀行間 利率를 選好하였으나 3國의 基準對象들이 모두 相異하였기 때문에 次善策으로 韓國證券去來所의 證券統計年譜에서 各國의 社債收益率로 대신하였다. 위 均衡換率決定模型의 推定에 컴퓨터 통계패키지 프로그램 RATS를 使用했다.

2. 推 定

均衡換率決定方程式인 (8) 식을 GLS(Generalized Least Squares method)로 推定한 結果는 <표1>과 같다. GLS로 推定한 理由는 OLS에 의한 推定結果 D-W값이 모두 2보다 아주 작은 값을 타

2) 일반적으로 자국의 이자율이 상승하면 자국의 통화 가치가 상승한다. 자국의 이자율의 상승은 지속적인 물가상승에 의하여 주도될 수 있다. 이러한 현상을 피셔효과(Fisher effect)라 부르는 데 이것은 상대적 구매력평가와 이자율 평가조건을 이용하여 구할 수 있다. 즉 물가상승은 이자율을 상승시키면서 자국통화의 가치를 하락시킨다.

나내어 殘差項의 自己相關(autocorrelation)이 存在하였기 때문이다. 自己相關이 存在함을 無視하고 推定하였을 때 그 推定量은 不便推定量(unbiased estimator)은 되지만 效率인 推定量(sufficient estimator)은 되지 못하여 推論過程이 說得力이 不足하게 된다. 따라서 殘差項의 自己相關을 認定하는 GLS를 推定의 方法으로 採擇하였다.

〈표 1〉 GLS 推定 : $\ln ex = \alpha_1 \ln q + \alpha_2 \ln(m/m^*) + \alpha_3 \ln(y^*/y) + \alpha_4 (r-r)^*$

國別 / 推定係數	α_1	α_2	α_3	α_4	D-W	R ²
한국 vs 미국	1.005 (0.005)	-0.016 (0.013)	0.035 (0.017)	-0.001 (0.001)	1.10 -	0.99 -
T-statistic	221.5	-1.31	2.10	-1.00	-	-
한국 vs 일본	0.965 (0.021)	-0.031 (0.012)	-0.046 (0.035)	0.002 (0.001)	1.46 -	0.99 -
T-statistic	45.58	-2.61	-1.34	2.31	-	-

- 註) a. D-W : Durbin-Waston 통계량으로 잔차항의 자기상관에 대한 검증.
 b. 괄호안의 수치는 각각의 추정계수에 표준편차를 나타냄.
 c. T-통계량의 귀무가설은 $H_0 : \alpha_i = 0; i=1,2,3,4$.

韓國대 美國의 對美달러 推定式에서 相對的 通貨量, 相對的 産業生産水準, 利子率隔差 모두 5%의 有意水準에서 名目換率에 影響을 미치지 못함을 알 수 있다. 단지 實質換率의 變動만이 名目換率에 影響을 미침을 알 수 있다. 非通貨的 要因에 의하여 달러貨에 대한 원화의 實質價値가 1% 下落할 때 그 名目價値도 약 1%이상 下落함을 알 수 있다. 卽 美國이 韓國에 比하여 相對的으로 總需要擴大政策을 펼 때 원화로 표시한 美國財貨의 相對物價(實質換率)가 上昇하고 이러한 相對物價의 上昇은 對美달러 名目換率의 上昇을 가져온다.

韓國대 日本의 境遇 韓國대 美國의 境遇와는 다르게 나타난다. 卽 相對的 通貨量 및 利子率格差가 各各 5%와 10%의 有意水準에서 對日 엔화 名目換率에 影響을 미침을 알 수 있다. 우리의 通貨量이 日本에 比하여 相對的으로 1% 增加할 때 名目換率이 0.03% 下落함으로써 理論과 相馳됨을 알 수 있다. 우리의 利子率의 上昇은 名目換率을 極微하게 上昇시킴을 알 수 있다. 資産市場接近方法(assetmarket approach)에 따르면 한 나라의 利子率의 上昇은 資本流入을 일으키기 때문에 그 나라의 通貨價値가 上昇해야 된다. 하지만 이러한 利子率의 上昇이 通貨量의 持續的인 上昇에 起因하는 持續的인 物價上昇에 의하여 主導된다면 自國의 通貨價値가 下落함은 自明하다. 日本엔화의 實質價値가 1% 上昇할 때 그 名目價値는 0.965% 增加함을 알 수 있다. 非通貨的 要因에 의하여 엔화의 實質價値가 上昇할 때 卽 日本이 우리보다 相對的 總需要擴大政策을 펼 때 원화표시 日本商品의 相對價格(實質換率)을 上昇시켜 곧바로 엔화의 名目價値도 上昇함을 알 수 있다.

Ⅲ. 벡터自己回歸分析(VAR)

앞장의 均衡換率 推定模型에서 對美 名目換率は 對美 實質換率에 의하여 影響을 받음을 알 수 있었다. 對日 名目換率의 境遇에는 對日 實質換率 및 對日 相對的 通貨量 및 對日 利子率隔差에 의하여 影響을 받음을 알 수 있다. 均衡論的 換率決定模型에 의하면 短期 또는 長期에 自國의 相對的 通貨量의 增大는 自國의 物價와 換率을 同一하게 上昇시키기 때문에 自國通貨表示 또는 海外 通貨表示 自國財貨의 相對價格(實質換率)을 變動시키지 않는다. 이들에 의하면 實質換率は 生産增大와 같은 供給衝擊 및 需要衝擊에 의하여 影響을 받는다. 또한 이러한 實質換率의 變動은 名目換率을 變動시킨다는 것이다. 卽 名目換率의 變動이 實質換率의 變動을 招來하는 것이 아니고 需要 또는 供給衝擊에 의한 實質換率의 變動이 名目換率을 變動시킨다는 것이다. 반면에 不均衡論者들은 短期에 價格은 硬直的이기 때문에 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 名目換率을 均衡換率 以上으로 上昇시켜 實質換率을 上射시킨다고 主張한다. 물론 이들의 主張에 의하면 實質衝擊은 名目換率 및 實質換率에 影響을 미친다. 均衡論的·不均衡論的 換率決定理論이 示唆하는 바를 經驗的으로 檢證하기 위하여 본장에서는 VAR分析을 하였다.

VAR模型의 特徵은 앞에서 設定한 模型, 卽 内生 및 外生變數를 構造的으로 識別하는 經濟理論에 根據한 模型을 利用하는 것이 아니라 現實經濟의 複雜한 本質과 相互依存關係를 考慮하여 經濟變數의 내생 및 外생의 事前的 區分을 없애고 實際의 時系列이 주는 利用可能한 모든 情報를 同時에 模型에 包含시켜 現實을 보다 더 正確하게 分析하고 不確實한 未來의 經濟變數값을 豫測함에 있어 보다 더 正確性을 附與한다고 볼 수 있다.

1. VAR模型의 摸索

VAR模型은 先驗的 經濟理論에서의 巨視計量模型의 問題點인 模型識別의 否適合性에 대해 認識하면서, 새로운 分析道具로써 經濟時計列들간의 關係에서 나타나는 特徵的인 現狀을 導出해 내는데 이용되고 있는 多變數 時系列模型(Multivariate Time series Model)이다. 内生 및 外生變數를 자의적으로 決定하는 傳統的인 케인지안(Keynesian) 巨視經濟模型인 構造模型의 演繹的인 方法보다는 歸納的인 推論에 의해 經濟現實을 說明하고자 하는 試圖에서 出發하고 있다.

基本的으로 變數選定에 制限을 두지 않지만, 推定上的 便宜를 위해 變數의 수와 시차수를 制約하고 있으며, 單位根 檢定에 의해 時系列들이 不安定하다면 水準變數들을 그대로 사용할 수 없으며, 不安定한 時系列들 간에 安定的인 線形結合이 存在한다면 各各의 時系列의 水準變數에서 利用可能한 情報가 存在하므로 誤差修整模型(Error Correction Model)을 利用하여야 한다는 制約을 包含하고 있다.

본 연구에서의 VAR 模型은 다음과 같다.

$$Z_t = u + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + \epsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T$$

Z_t : 변수 5개, $e, q, m/m^*, y^*/y, r-r^*$ 에 대한 (5×1) 벡터

ϵ_t : 백색잡음 (white noise)

A_k : 추정해야될 (5×5) 행렬

시스템화된 VAR 모델의 문제점은 變數들의 配列順序에 따라 衝擊反應關係, 豫測誤差 分散에 關한 結果가 달라진다는 것이다. 만약 變數들간의 相關關係가 낮으면 問題가 되지 않지만, 相關關係가 크면 因果性檢定에 의해 順序를 定해야 한다. VAR 모델을 利用하기 전에 주어진 時系列 資料에 대한 安定性與否를 檢證하기 위해 單位根檢定 (Unit Root Test) 을 實施해 본 結果 單位根이 存在하는 것으로 나타나 1차차분을 하였으며, 2차차분의 결과 單位根이 存在하지 않음이 밝혀졌다. 그리고 變數들간의 線形結合의 安定性 與否인 共積分 檢定 (Cointegration test) 결과 共積分 關係가 없었다. 動態的 關係分析을 위해 適切한 時差를 設定하기 위하여는 最適 時差構造 檢定 (Lag Length Test) 을 통해 시차 12로 定하였고, OLS와 GLS에 의한 推定에서 利子率差에 대한 影響力이 아주 적은 것으로 나와 利子率差에 대한 블럭外生性 檢定 (Block Exogeneity Test) 의 結果에 따라 利子率차를 本 模型에서 除外시키기로 하였다.’

2. 因果關係 檢定

韓國대 美國, 韓國대 日本의 模型들에서 變數들간에 因果關係 檢定結果는 다음<표 2>와 같다. 韓國대 美國의 境遇 相對的 通貨量은 약 3%의 有意水準에서 實質換率과 名目換率에 의하여 影響을 받고 있음을 알 수 있다. 相對的 生産量은 그 自身の 過去값에 의하여서만 影響을 받고 있음을 알 수 있다. 實質換率은 相對的 通貨量과 相對的 生産量에 의하여 각각 8%와 10%의 有意水準에서 影響을 받고 있음을 알 수 있다. 이는 名目通貨量의 變動이 實質換率의 變動을 招來한다는 不均衡論者들의 主張을 支持하는 結果가 된다. 名目換率은 그 自身の 過去變數에만 약 10%의 有意水準에서 影響을 받음을 알 수 있다.

韓國대 日本의 境遇 相對的 通貨量은 그 自身の 過去값에만 약 10%의 有意水準에서 影響을 받음을 알 수 있다. 相對的 生産量도 그 自身の 過去값에만 2%의 有意水準에서 影響을 받음을 알 수 있다. 實質換率은 그 自身の 過去값에도 影響을 받지않는 完全히 獨立的인 時系列임을 알 수 있다. 實質換率과 마찬가지로 名目換率도 그 自身の 過去變數에 影響을 받지않는 完全히 獨立的인 時系列임을 알 수 있다.

3) 한국의 경우 자본시장의 개방의 정도가 낮아서 국가간 이자율 격차로 인한 자본이동이 자유롭지 못하기 때문에 이자율 격차로 인한 환율변동은 미약하다고 할 수 있다.

〈표 2〉 因果關係 檢定을 위한 F 統計量

변 수 방정식		(m/m*)	(y/y*)	q	e
한국 vs 미국	(m/m*)	0.92 (0.53)	0.87 (0.58)	2.06 (0.03)	2.07 (0.03)
	(y*/y)	1.00 (0.46)	1.82 (0.06)	0.63 (0.81)	0.90 (0.55)
미국	q	1.71 (0.08)	1.63 (0.10)	1.12 (0.36)	0.44 (0.94)
	e	1.47 (0.16)	0.98 (0.48)	1.39 (0.19)	1.62 (0.10)
한국 vs 미국	(m/m*)	1.61 (0.11)	0.44 (0.94)	1.01 (0.45)	0.93 (0.52)
	(y*/y)	1.29 (0.24)	2.20 (0.02)	0.61 (0.83)	1.08 (0.39)
미국	q	0.91 (0.54)	1.17 (0.32)	0.51 (0.90)	0.63 (0.81)
	e	1.16 (0.33)	1.13 (0.35)	0.60 (0.83)	0.68 (0.76)

주) a. F-통계량의 귀무가설 H_0 : "각 방정식에서 각변수의 추정계수의 값이 영이다." 즉 "인관관계가 없다."

b. ()안은 한계유의수준을 나타냄.

3. 衝擊反應函數와 分散의 多分化

衝擊反應函數⁴⁾는 하나의 變數에 衝擊이 주어졌을 때 時間이 經過함에 따라 餘他 變數에 어떠한 影響을 주는가를 나타내며 變數 相互間의 聯關係를 살펴보거나 政策變數의 變化에 따른 波及效果를 分析하는데 利用된다. VAR模型이 주어진 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)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. 직교화된(orthog analyzed) 殘差를 구하기 위하여 (m/m*), (y*/y), q, e 順序로된 變數들을 가지고 VAR模型을 삼각화(triangularized)하였다. 이러한 삼각화를 통하여 通貨供給衝擊은 模型의 모든 變數에 同時的으로 影響을 미치며, 生産衝擊은 生産 그 自體와 實質換率 및 名目換率에 影響을 미치고 實質換率は 實質換率 및 名目換率에 影響을 미친다.

韓國대 美國의 境遇 實質換率의 衝擊反應函數는 <그림 1>에 나타나 있다.⁵⁾ 通貨供給衝擊은 2개월이 지난후에 5개월에 걸쳐 實質換率에 負의 影響을 주고 있다. 生産供給衝擊은 4개월에 걸쳐 實質換率을 上昇시키고 있다. 實質換率 그 自體의 衝擊은 實質換率에 13개월에 걸쳐 持續的

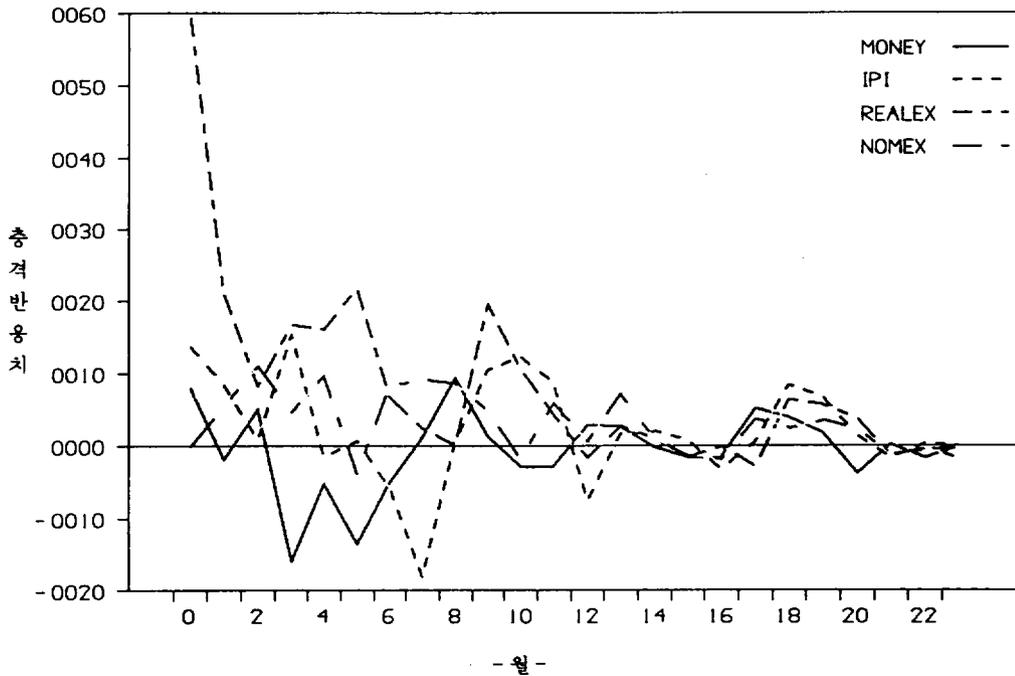
4) 임의의 시계열, Y_t 에 대한 방정식인, $Y_t = A(L)Y_t + e_t$ 으로부터 도출된 이동평균모형(Moving Average)인,

$$Y_t = [1 - A(L)]^{-1} \cdot e_t,$$

단, A(L)은 시차연산자(Lag Operation)임.

교란항, e_t 에 대한 공분산행렬을 Choleski Factorization을 통해 대각행렬(Diagonal matrix)로 만들어서 교란항간의 상관관계를 제거하고 한 변수가 미치는 충격만을 독립적으로 파악할 수 있도록 변형시켜야 한다.

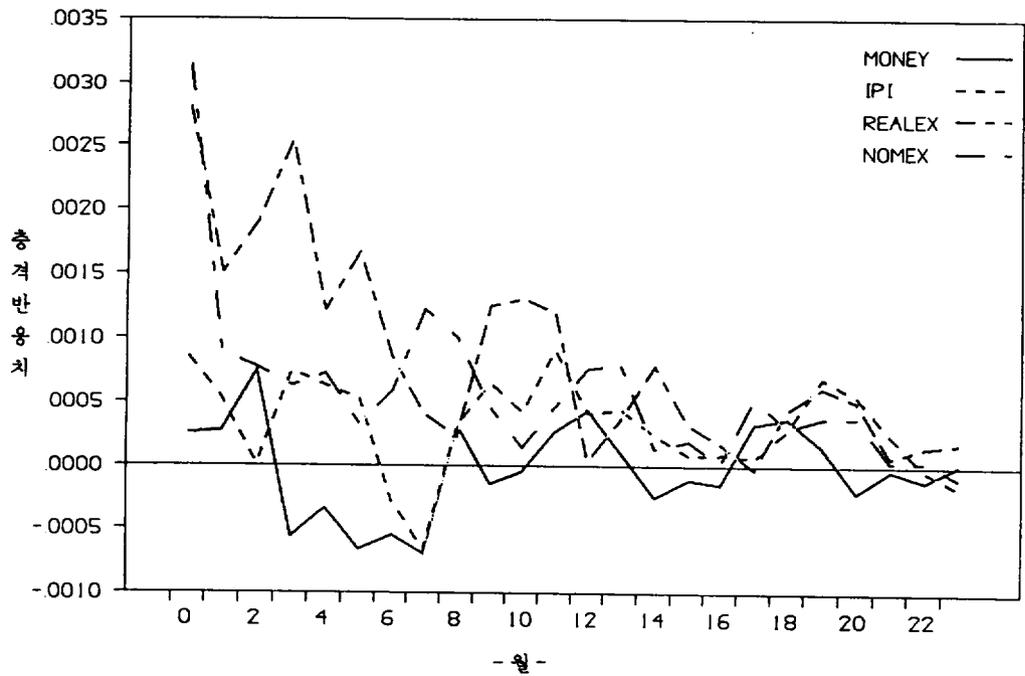
5) <그림 1, 2, 3, 4>에서 (Money=상대적 통화량, IPI=상대적 생산수준, REALEX=실질환율, NOMEX=명목환율)을 나타낸다.



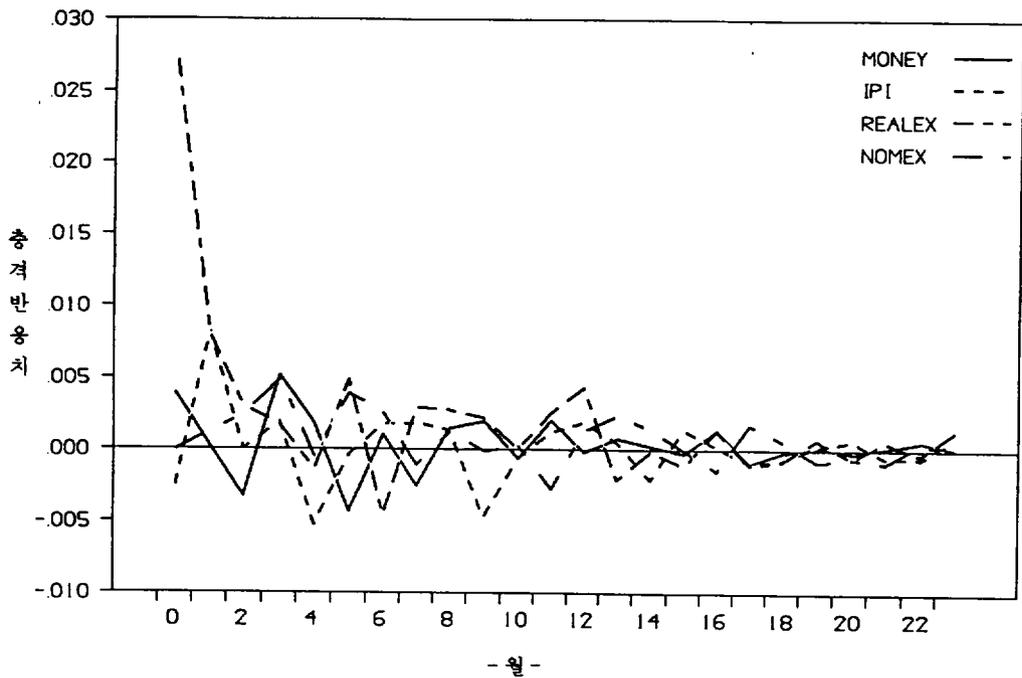
〈그림 1〉 실질환율의 충격반응함수 (한국 대 미국)

으로 影響을 미침을 알 수 있다. 名目換率은 大體的으로 24개월에 걸쳐 實質換率에 正의 效果를 미치고 있지만 그 程度가 微弱한 것으로 나타나 있다. 이것은 政府의 政策의 介入에 의하여 名目換率을 變動시켜 實質換率의 變動을 惹起함으로써 自國上品의 國際競爭力을 向上시키는 데는 政策的 限界가 있음을 보여 주고 있다. 韓國대 美國의 경우 名目換率의 衝擊反應函數는 〈그림 2〉에 나타나 있다. 通貨供給衝擊은 처음 3개월동안 名目換率에 正의 效果를 주고 있지만 그후 5개월동안 負의 效果를 미치고 있음을 알 수 있다. 生産供給衝擊은 6개월 후에서부터 8개월까지 實質換率에 負의 影響을 미치고 있지만 그외의 期間동안에는 미미한 正의 效果를 미치고 있음을 알 수 있다. 놀랍게도 實質換率 衝擊은 名目換率 그 自體의 衝擊보다도 큰 正의 效果를 名目換率에 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 均衡論者들의 主張을 支持하는 것으로 相對的 購買力平價의 偏差를 惹起하는 非通貨的 衝擊이 名目換率에 影響을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉 美國政府가 韓國政府보다 相對的으로 強力한 總需要擴大政策을 使用할 경우 美國商品의 相對價格(實質換率)을 上昇시키고 이러한 相對價格의 上昇은 名目換率을 上昇시키고 있음을 알 수 있다.

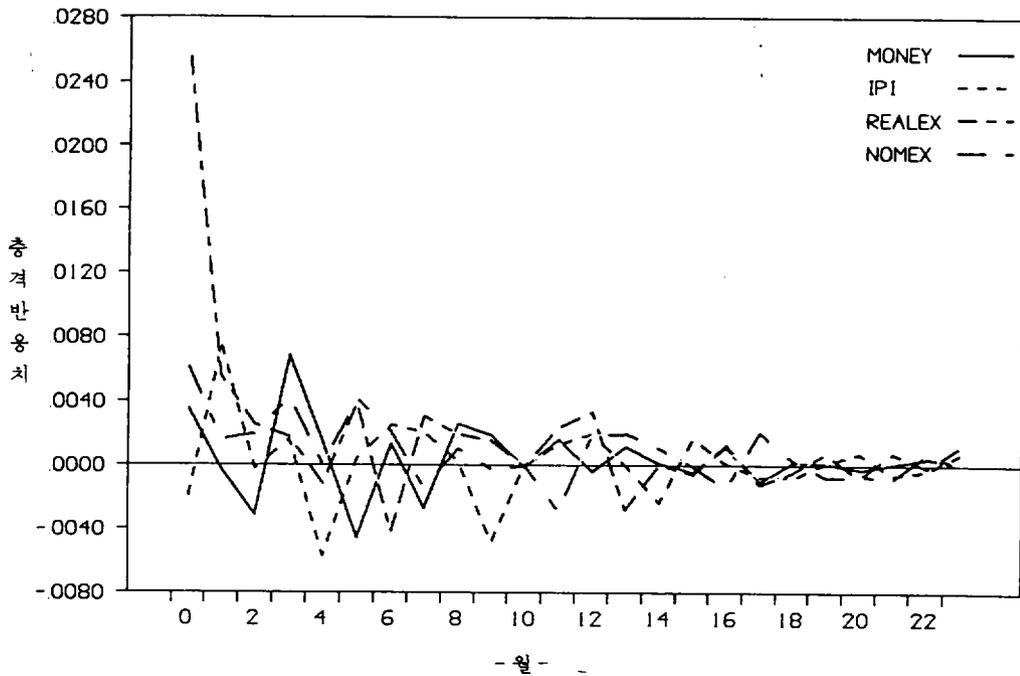
韓國대 日本의 名目換率의 衝擊反應函數는 〈그림 3〉에 나타나 있다. 通貨供給衝擊은 12개월에 걸쳐 負의 效果와 正의 效果를 되풀이 하면서 實質換率에 미치고 있지만 그 效果는 미미하다. 韓國대 美國의 境遇와 마찬가지로 名目換率衝擊은 大體的으로 正의 效果를 주고 있지만 그 效果는 미미하다. 實質換率 그 自體의 衝擊은 名目換率 衝擊보다는 다소 強하게 實質換率에 正의 效



〈그림 2〉 명목환율의 충격반응함수 (한국 대 미국)



〈그림 3〉 실질환율의 충격반응함수 (일본 대 한국)



〈그림 4〉 명목환율의 충격반응함수(일본 대 한국)

를 미치고 있지만 그효과 역시 미미하다. 韓國대 日本의 境遇 名目換率의 衝擊反應函數는 〈그림 4〉에 나타나 있다. 通貨供給衝擊은 名目換率에 11개월에 걸쳐 正의 效果와 負의 效果를 反復하고 있다. 生産衝擊은 처음 4개월동안 名目換率에 正의 效果를 주고 있지만 5개월째부터는 負의 效果와 正의 效果를 反復하고 있다. 實質換率의 衝擊은 名目換率衝擊보다는 名目換率에 처음 약 3개월동안 보다 큰 正의 效果를 미치고 있지만 名目換率이나 實質換率 모두 名目換率에 미미한 影響을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 因果檢定結果에서 알 수 있듯이 名目換率의 變動 및 實質換率의 變動이 그 自身들의 過去값에도 影響을 받지않는 完全히 自律的인 時系列임을 알 수 있다.

〈표 3〉은 韓國대 美國의 VAR模型에 있어서 分散의 多分化(variance decomposition)를 나타내고 있다. 分散의 多分化는 한 變數의 變化를 說明함에 있어 VAR模型내 包含된 變數들의 相對的 重要도를 測定하는데 利用된다. 卽 豫測誤差 分散의 多分化는 한 變數의 變化에 關한 豫測誤差를 各 變數들에 의해서 發生하는 比率로 分割하는 것이다.

우선 韓國대 美國의 境遇, 相對的 通貨量은 그 自體의 豫測誤差 分散을 약 59% 說明하고 있으며, 名目換率, 實質換率, 相對的 國民生産 順으로 豫測誤差 分散을 說明하고 있다. 相對的 國民生産은 그 自體의 豫測誤差 分散을 약 77%, 實質換率이 약 10%를 說明하고 있다. 實質換率은 그 自體 豫測誤差 分散을 약 70%, 相對的 國民生産이 다른 變數들(相對的 通貨量 및 名目換率)보다 實質換率 變動에 影響을 미치고 있음을 말한다. 하지만 名目換率의 경우는 그 自體의 豫測誤差

〈표 3〉 韓國과 美國의 推定에서의 分散의 多分化

K Months Ahead Error Produced by Each Innovation [Triangular Innovation in]					
[Forecast Error in]	K	$\Delta(m/m^*)$	$\Delta(y^*/y)$	Δq	Δe
$\Delta(m/m^*)$	1	100.00	0.00	0.00	0.00
	6	78.30	8.72	4.44	8.54
	12	64.24	8.40	11.30	16.07
	24	58.94	11.02	11.47	18.57
$\Delta(y^*/y)$	1	0.64	99.36	0.00	0.00
	6	5.47	85.06	5.81	3.66
	12	6.19	79.54	8.39	5.88
	24	6.26	77.43	9.84	6.46
Δq	1	1.71	5.02	93.28	0.00
	6	8.72	7.80	79.09	4.39
	12	8.51	14.83	69.57	7.08
	24	9.00	16.28	66.86	7.86
Δe	1	0.37	3.94	42.25	53.13
	6	3.87	5.55	60.36	30.22
	12	4.83	8.19	57.38	29.59
	24	5.43	9.79	54.73	30.04

分散을 30% 程度만 說明하고 약 55%를 實質換率로 說明되고 있다. 相對的 通貨量과 相對的 國民生産은 各各 5%와 10%씩 名目換率의 豫測誤差分散을 說明하고 있다. 卽 名目換率 變動에 있어서 實質換率衝擊이 차지하는 比重이 至大함을 알 수 있다. 이것은 名目換率이 實質換率을 變化시키기 보다는 實質換率이 名目換率을 變化시키고 있다는 均衡論的 主張이 더 說得力이 있음을 나타내 준다. 〈표 4〉는 韓國대 日本의 境遇에 있어서 分散의 多分化를 나타내고 있다.

韓國과 日本의 境遇에서는, 우선 相對的 通貨量은 그 自體의 豫測誤差 分散을 약 73%, 說明하고 實質換率은 약 9%, 名目換率은 약 8%를 說明하고 있다. 相對的 國民生産은 그 自體의 豫測誤差 分散을 약 73%, 實質換率과 名目換率은 各各 약 11%, 9%를 說明하고 있다. 實質換率은 그 自體의 豫測誤差 分散을 약 73% 說明하고 있으며 相對的 國民生産이 12%, 相對的 通貨량이 약 8%를 說明하고 있다. 이는 因果關係檢定과 衝擊反應函數에서 알 수 있듯이 實質換率의 變動이 自律的임을 알 수 있다. 名目換率은 그 自體의 豫測誤差 分散을 단지 10%만을 說明하고 實質換率은 67%를 說明하고 있고 相對的 國民生産이 13%, 相對的 通貨량이 10%를 說明하고 있다. 이는 實質換率에 의해 名目換率이 상당한 部分이 說明되고 있다. 韓國대 美國의 境遇와 마찬가지로 名目換率의 變動이 상당부분 實質換率에 의해서 主導되고 있음을 알 수 있다.

〈표 4〉 韓國과 日本의 推定에서의 分散의 多分化

K Months Ahead Error Produced by Each Innovation (Triangular Innovation in)					
[Forecast Error in]	K	$\Delta(m/m^*)$	$\Delta(y^*/y)$	Δq	Δe
$\Delta(m/m^*)$	1	100.00	0.00	0.00	0.00
	6	88.51	3.20	5.04	3.25
	12	76.61	8.46	7.73	7.20
	24	72.71	10.32	9.19	7.78
$\Delta(y^*/y)$	1	0.81	99.19	0.00	0.00
	6	88.51	3.20	5.04	3.25
	12	76.61	8.46	7.73	7.20
	24	72.71	10.32	9.19	7.78
Δq	1	2.07	0.77	97.17	0.00
	6	6.97	9.83	78.74	4.47
	12	7.84	11.60	75.09	5.47
	24	7.75	12.05	73.63	6.58
Δe	1	1.84	0.53	92.25	5.38
	6	9.51	9.82	72.42	8.25
	12	10.55	12.13	68.46	8.25
	24	10.27	12.78	66.95	9.90

IV. 結 論

1980년부터 1990년까지 均衡論의 換率 決定方式에 따라 名目換率 決定方式을 명시적으로 導出하고 GLS(generalized least squares) 方法으로 推定하였다. 名目換率(對美 달러 換率 및 대일 엔화 換率)의 變動은 相對的 通貨量變動 및 相對的 生産水準의 變動에 의하여 說明되는 것이 아니고 實質換率의 變動에 의하여 說明되고 있음을 알 수 있다. 模型內的 모든 變數들을 說明變數와 從屬變數로 區分하지 않는 VAR分析을 通하여 模型內的 어떤 變數에 의해서 名目換率 및 實質換率 變動이 惹起되는지를 把握하였다. 因果關係 檢定結果에 의하면 美國대 韓國의 境遇 實質換率は 相對的 通貨量과 相對的 生産水準에 의하여 각각 8%와 10%의 有意水準에서 影響을 받고 있음을 알 수 있다. 반면에 대미달러 名目換率は 그 自身の 過去값에만 影響을 받고 있음을 알 수 있다. 韓國대 美國의 境遇와 달리 韓國대 日本의 境遇에 있어서 實質換率과 名目換率は 그 自身들의 過去變數에도 影響을 받지않는 완전히 獨立的인 時系列임을 알 수 있다.

分散의 多分化 結果에 의하면 韓國대 美國의 境遇 名目換率의 豫測誤差를 實質換率이 55%이상을 說明하고 있다. 이는 名目換率의 變動을 實質換率이 主導하고 있음을 나타낸다. 반면에 韓國

대 美國의 境遇에 있어서 實質換率의 豫測誤差는 實質換率에 의해서 67%가 說明되고 名目換率에 의해서는 8%가 說明되고 있어 名目換率衝擊이 實質換率變動을 主導하지 못함을 알 수 있다. 韓國대 美國의 境遇와 마찬가지로 韓國대 日本의 境遇에 있어서도 名目換率의 豫測誤차를 實質換率의 67%程度 說明하고 있고 實質換率의 豫測誤차를 名目換率의 약 7% 說明하고 있어 名目換率의 變動이 實質換率의 變動을 主導한다기 보다는 實質換率의 變動이 主導하고 있음을 알 수 있다. 韓國대 美國, 韓國대 日本의 衝擊反應函數에서도 名目換率의 變動이 實質換率에 影響을 미치지 보다는 實質換率의 變動이 名目換率의 變動을 惹起하고 있음을 알 수 있다.

要約하면 名目換率(대미 달러환율, 대일 엔화환율)의 變動은 相對的 購買力平價의 偏差를 惹起하는 非通貨的 要因에 의해 影響을 받음을 알 수 있다. 이는 또한 政府의 通貨政策的 介入에 의해서 名目換率을 變動시켜서 實質換率의 變動을 惹起하여 國際競爭力을 向上시키는 데는 限界가 있음을 알 수 있다.

參 考 文 獻

- 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.
- 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.
- 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.
- Krugman, ; P. R. and M. Obstfeld, "International Economics." New York : Harper Collins, 1991.
- 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.

Summary

Nominal Exchange Rate Behavior In The 1980s

— The Case Study For Korea —

Jin-Ock Kim, Tae-Suk Yang

This paper employs the equilibrium approach to exchange rate determination model (Stockman, 1987) and the Sims' innovation accounting technique to assess the relative contributions of the determinants of the foreign currency (U.S. Dollar, Japan Yen) value in terms of the Korean Won. Monthly data during the period January 1980 through December 1990 are used in the analysis.

Unlike the monetary approach to exchange rates, the equilibrium approach may incorporate the purchasing power disparity as a determinant of the nominal exchange rate. Furthermore it argues that any government policy can not create the correlation between changes in the real and nominal exchange rate. This may imply that the change in the nominal exchange rate induced by government policy can not affect the real exchange rate. Causality runs from the change in the real exchange rate to the nominal exchange rate.

For U. S. vs Korea VAR system, the real exchange rate is affected by the relative money supply ratio and the relative production ratio at the significance level of 8% and 10% respectively. On the other hand the nominal exchange rate is affected only by its own past. The variance decomposition result is that the innovations in the real exchange rates (deviation from the relative purchasing power parity) may account for about 55% of the forecast error variance in the nominal exchange rates. In contrast, the innovations in the nominal exchange rate may explain 8% of the forecast error variance in the real exchange rate.

For Japan vs Korea VAR system, the causality test is that both the real and nominal exchange rate are completely autonomous. the variance decomposition result is that the real exchange rate may account for about 67% of the forecast error variance in the nominal exchange rate. On the contrary the innovations in the nominal exchange rate may explain 7% of the forecast error variance in the real exchange rates.

To sum, the change in the nominal exchange rate is caused by the nonmonetary factors, such as the presence of the nontradables, trade restrictions, government spending. In contrast, the change in nominal exchange rate induced by the government policy can not affect the real exchange rate.