

## 우리나라 實質換率의 決定要因

朴 元 巖

本稿에서는, 우리나라 對美名目換率의 變化를 複數通貨바스켓制度의 運用과 관련지어 설명하거나 특정한 理論的 接近法으로 설명하려는 기존의 연구와는 달리, 우리나라 實質換率의 실물적 및 화폐적 결정요인을 二部門模型에 따라 설명하고 實質換率의 動態的 變化를 추정하였다. 推定結果에 따르면 1980년대에는 通貨增發이나 財政支出의 增加가 모두 實質換率을 切上시키는 것으로 나타나서 實質換率의 切下를 위해서는 金融·財政의 安定이 필수적임을 보여 주고 있다. 또 交易條件의 改善은 實質換率을 切下시킨 것으로 나타나 交易條件의 改善이 實質換率을 切上시킨다는 다른 나라에 대한 연구결과와 배치되고 있다. 한편 生産性向上으로 實質換率이 切上되는 Ricardo-Balassa效果가 나타나고 있으나 그 有意性은 크지 않았다. 마지막으로 名目換率의 切下는 상당한 정도로 實質換率의 切下를 유발하고 있어서 實質目標接近法에 의한 換率運用의 타당성을 입증하고 있다.

### I. 序

1973년에 國際通貨制度가 固定換率制를 근간으로 한 「브레튼 우즈」 體制에서 自由變動

換率體制로 바뀌게 된 이후 지난 15여년간 주요 선진국 통화간 환율은 매우 불규칙적인 변동을 보여 왔다. 특히 1980년대에 들어서는 美國의 거대한 재정적자와 달러貨 強勢로 主要先進國의 換率이 균형수준에서 점차 이탈하게 되었다.

이와 같이 불규칙한 환율변동을 설명하기 위하여 通貨論的 接近法, Mundell-Fleming式의 巨視的 接近法, 新古典學派的 接近法 및 市場均衡接近法에 의한 여러가지 構造模型이 제시되었으나 어느 것이나 變動換率制下에서의 主要先進國의 換率變動을 만족스럽게 설명

筆者: 本院 研究委員

\* 자세한 論評을 해 주신 本院의 左承喜, 全聖寅 博士와 서울대학교의 세미나 참석자들에게 감사를 드린다. 아울러 研究를 도와준 成明基, 姜希淑씨에게도 감사를 드린다. 특히 全聖寅 博士의 論評은 草稿의 개선에 큰 도움을 주었다. 자세한 論評에도 불구하고 本稿에 남아 있는 誤謬는 전적으로 筆者의 責任임을 밝혀 둔다.

할 수 없었다(Dornbusch, 1988). 이에 더하여 주요선진국의 換率變動은 완전히 任意的이어서 豫測不可能하다는 연구결과까지 나타났다<sup>1)</sup>(Meese and Rogoff, 1983, 1988).

한편 開途國의 경우에는 管理變動換率制 내지 通貨페그制를 채택하고 있으므로 自由變動換率制下에서의 先進國 換率決定理論을 그대로 응용할 수 없게 된다. 購買力平價說, 利子率平價說 및 期間間 最適化模型에 의한 환율 설명은 선진국의 경우에도 맞지 않으므로 환율을 정책적으로 통제하고 있는 개도국의 경우에는 여러가지 제약으로 더욱 맞지 않을 것이다.

그렇다면 開途國의 換率은 어떻게 決定되는가? 開途國의 換率政策에 대해서는 크게 두가지 接近法이 대립되고 있다(Corden, 1990). 첫째는 換率을 安定시켜서 國內物價를 安定시켜야 한다는 通貨論的인 名目固定接近法(nominal anchor approach)이다. 名目換率을 固定시키게 되면 이에 따라 金融·財政政策을 安定적으로 運用하지 않을 수 없게 되며 정책의 신뢰성도 제고되어 경제안정을 이룰 수 있다는 견해이다. 名目換率의 변화는 곧 물가변화로 상쇄된다는 購買力平價說에 기초를 두고 있다. 둘째는 國內 賃金, 物價, 生産性, 金融·財政政策의 변화에 상응하여 換率을 변화시킴으로써 對內外均衡을 이루어야 한

다는 케인즈的인 實質目標接近法(real target approach)이다. 名目換率의 變化가 곧 물가변화로 상쇄되지 않고 實質換率을 변화시킬 수 있다는 價格變化의 硬直性에 기초를 두고 있다.

兩接近法은 나름대로의 설득력을 가지고 있으나 南美의 經濟自由化過程을 통하여 통화론적 접근법이 설득력을 상실하게 되자 현재 世界銀行, IMF 및 많은 경제학자들은 名目固定接近法보다는 實質目標接近法을 선호하고 있다. 다만 實質目標接近法을 채택할 때 金融·財政政策의 安定 없이 換率의 변동에만 의존하여 對內的 혹은 對外的 均衡을 이루고자 할 위험이 커지게 되므로 實質目標接近法을 채택할 때에도 金融·財政政策의 安定이 선행되어야 한다는 점이 강조되고 있다.

本稿에서는 開途國換率에 관한 實質目標接近法을 따라 名目換率이 아닌 實質換率의 決定要因을 살펴보고자 한다. 本稿에서 名目換率보다는 實質換率의 변화에 관심을 두는 이유는 다음과 같다. 첫째, 開途國에서는 선진국의 경우처럼 變動換率制下에서의 환율의 過剩反應(overshooting)을 통한 實質換率의 동태적 변화보다는 管理變動換率制下에서 명목 환율이 정책적으로 결정되는 가운데 실물 또는 화폐적 요인의 변화에 따른 실질환율의 변화가 보다 중요해진다. 둘째, 先進國에서도 市場均衡接近論者를 중심으로 경기변동을 야기하는 實物的 攪亂이 實質換率에 미치는 영향이 관심의 대상이 되고 있다(Stockman, 1988).

實質換率의 변화는 市場均衡接近法을 이용하여 模型化할 수도 있으나 交易財와 非交易財로 구성되는 實物部門 및 國內通貨와 外國

1) 主要先進國의 換率이 완전히 예측불가능한 random-walk過程을 따르는가에 대하여 최근의 연구결과는 다소 다른 견해를 보이고 있다. Cumby and Huizinga(1990)는 換率變化가 어느 정도 예측가능한 것이라는 연구결과를 제시하였고 Frankel and Froot(1990)은 외환시장 참가자들의 相異한 期待에 입각하여 불규칙적인 환율변동을 설명하려고 하였다.

通貨로 구성되는 金融部門間的 상호작용으로 간단하게 模型化할 수 있다(Calvo and Rodriguez, 1977). 本稿의 第II章에서는 우리나라 환율에 관한 기존의 연구를 개괄한 후 Calvo and Rodriguez(1977)의 二部門模型을 개도국 현실에 맞게 변형한 實質換率模型을 소개한다. 第III章에서는 우리나라의 지난 20년간 換率政策과 實質換率의 추이를 보인다. 第IV章에서는 二部門模型을 이용하여 우리나라 實質換率의 決定要因을 추정한다. 마지막으로 第V章에서는 本稿의 結論을 요약하였다.

## II. 既存의 研究와 二部門模型

우리나라 換率의 決定要因과 通正水準에 관한 연구는 매우 활발하였다. 특히 1980년에 複數通貨바스켓制度를 채택한 이후에는 정책 당국이 바스켓制度를 제대로 運用하고 있는지 혹은 바스켓을 구성하는 각국 통화의 加重値는 적절하게 책정되었는지를 보이기 위하여 많은 연구가 진행되었다<sup>2)</sup>.

이러한 연구는 複數通貨바스켓制度의 運用 메커니즘에 초점을 맞춘 것으로 郭承滢·金勝鎮(1990)은 經常收支, 外債 등 構造的 要因까지 고려하고 있으나 기본적으로는 名目換率의 決定에 관한 것이라고 하겠다. 市場基本要因(market fundamentals)인 貨金, 生産性, 交易條件 등 實物的 要因과 金融·財政狀況 등

貨幣的 要因을 반영하여 實質換率이 어떻게 변화하며 또한 實質換率의 변화를 감안할 때 名目換率이 어떻게 운용되어야 하는지에 관해서는 분석하지 않고 있다.

特定換率制度下에서의 換率運用보다는 換率 決定理論에 따라 우리나라 환율의 움직임을 검토한 논문으로는 李煥浩(1989)가 있다. 이에 의하면 購買力平價說模型, 通貨論的 模型, 換危險模型은 모두 우리나라의 환율변동을 만족스럽게 설명하지 못하는 것으로 나타났다. 또한 Kuark(1988)은 通貨論的 接近法과 巨視的 接近法에 따라 각각 우리나라 환율의 변동을 추정하였으나 역시 만족스러운 결과를 얻지 못하였다. 이러한 점을 고려하여 우리나라 환율결정의 요인을 특정한 이론에서 찾기보다는 巨視的 安定과 貨金, 生産性, 利潤率의 변화 및 政治經濟學的 측면에서 일반적으로 논의한 논문으로는 Park(1989)이 있다.

實質換率의 움직임을 분석하기 위하여 實物的 및 貨幣的 要因의 교란에 따른 實質利子率의 국가간 격차를 고려하거나(Meese and Rogoff, 1988), 市場均衡接近法을 채택하여 期間間 最適選擇과 去來의 動機에 의한 貨幣需要行態를 모형화할 수 있다(Stockman, 1988). 그러나 이와 같은 방법은 모두 開途國의 현실과 부합되지 않으므로 본고에서는 實物 및 資產市場에 관한 매우 단순한 모형을 설정하여 실질환율의 변화를 構造的으로 설명하고자 한다.

우리나라 實質換率의 決定要因을 분석하기 위하여 본고에서 다루려는 二部門 模型은 Calvo and Rodriguez(1977)의 模型을 개도국현실에 맞게 변형한 것이다. 우선 外換市場은 公的市場과 暗市場으로 나누어 實物去來는

2) 金仁哲(1984), 車東世(1985), 嚴峰成(1990), 郭承滢·金勝鎮(1990) 참조.

公的換率에 의해 영향을 받으며 金融去來는 暗市場에서 決定된 實勢換率에 의해 영향을 받는다고 본다<sup>3)</sup>. 다음으로 민간의 外貨保有는 경상수지에 따라 변화하지 않는다고 본다. 즉 經常收支의 변화는 중앙은행의 外貨準備金을 변화시켜 국내통화의 변화로 나타난다고 본다.

한 국가가 交易財와 非交易財의 兩財貨를 생산한다고 할 때 주어진 要素賦存과 生産技術下에서 兩財貨의 생산은 相對價格( $q$ )에 의해 결정된다<sup>4)</sup>. 相對價格은 다음과 같이 정의된다.

$$q = \frac{EP_T^*}{P_H} \dots\dots\dots (1)$$

단  $q$ : 相對價格,  $E$ : 公式名目換率,  $P_T$ : 外貨表示 交易財價格,  $P_H$ : 非交易財價格.

(1)式에서 兩部門의 자원배분에 영향을 미치는 상대가격은 公的換率의 함수라고 보았

3) 本 模型에서 想定하는 外換의 暗市場은 우리나라의 경우 經常收支가 적자를 보이던 1985년 이전까지 매우 광범위하게 존재하였으나 그 이후에는 경상수지의 대규모 흑자와 외환거래자유화의 진전으로 사라져 가고 있다. 그러나 外換去來 暗市場의 존재유무가 모형의 유용성을 낮추는 것은 아니다. 예를 들면, 通貨增發은 外貨에 대한 국내통화의 가치를 낮추어 비록 公的 換率이 고정되어 있다 하더라도 국내통화의 實勢換率이 切下되는 방향으로 움직인다. 이때 公的 換率을 切下시키면 외환의 暗市場프리미엄도 떨어지게 된다. 이렇게 名目換率이 정책적으로 결정되는 상황에서 實勢換率의 변동을 통한 資産市場의 調整過程과 國內相對價格變動을 분석하기 위해 換率의 二重構造를 가정하고 있다.

4) 交易財部門을 輸出財와 輸入財로 나누어 보다 자세히 분석할 수 있으나 논의의 편의상 본고에서는 交易財와 非交易財로 나누어지는 二部門模型만을 소개하기로 한다. 三部門模型에서의 보다 자세한 논의는 Edwards(1988) 참조.

다. 소규모경제를 가정할 때  $P_T^*$ 는 外生的으로 주어진다.

각 財貨의 生産은 다음과 같이 결정된다.

$$Y_T = Y_T(q); dY_T/dq > 0 \dots\dots\dots (2a)$$

$$Y_H = Y_H(q); dY_H/dq < 0 \dots\dots\dots (2b)$$

단  $Y_T$ : 交易財의 實質生産量,  $Y_H$ : 非交易財의 實質生産量.

또한 각 재화에 대한 需要는 相對價格과 富의 함수라고 가정한다.

$$C_T = C_T(q, a); \frac{\partial C_T}{\partial q} < 0, \frac{\partial C_T}{\partial a} > 0 \dots\dots\dots (3a)$$

$$C_H = C_H(q, a); \frac{\partial C_H}{\partial q} > 0, \frac{\partial C_H}{\partial a} > 0 \dots\dots\dots (3b)$$

단  $C_T$ : 交易財에 대한 需要,  $C_H$ : 非交易財에 대한 需要,  $a$ : 實質富.

(2)式과 (3)式을 종합하면 相對價格  $q$ 의 上昇은 交易財生産을 늘리고 需要를 줄이므로 實質換率의 切下와 같은 효과를 갖는다. 따라서 이하에서는 交易財의 非交易財에 대한 상대가격을 實質換率로 간주하기로 한다.

交易財市場은 貿易收支不均衡으로 需要와 供給이 일치하지 않지만 非交易財市場은 需要와 供給이 均衡을 이루게 된다고 가정한다. 만약 非交易財의 價格變化가 硬直的이라면 비교역재시장의 均衡을 회복하는 데 상당한 시간이 소요될 것이나 이 경우에도 比較역재시장과 비교하여 보면 均衡회복의 속도가 빠르다고 보아 非交易財市場의 相對的 均衡을 가정한다.

$$Y_H(q) = C_H(q, a) \dots\dots\dots (4)$$

(4)式을 實質換率에 대하여 정리하면 다음과 같이 實質換率과 實質富는 負의 關係를 갖는다.

$$q = V(a); V' = \frac{\frac{\partial C_H}{\partial a}}{\frac{dY_H}{dq} - \frac{\partial C_H}{\partial q}} < 0 \dots (5)$$

즉 通貨增發이나 自國貨幣의 平價切上으로 實質富가 증가하게 되면 非交易財의 消費가 늘어나므로 比較역재의 생산을 늘리기 위하여 比較역재의 가격이 상승하고 實質換率이 切上되어야 한다.

한편 資産市場에는 國內貨幣(M)와 外國貨幣(F)만이 존재한다. 그러나 Calvo and Rodriguez(1977)와는 달리 경상수지혹자는 중앙은행의 外貨準備金을 늘려서 國內通貨의 증가로 나타난다고 보았다. 外國貨幣「스톡」(또는 민간보유외화자산)은 경상수지에 의해 변화하지 않고 외부로부터 주어진다고 가정한다<sup>5)</sup>. 또한 外貨準備金의 고갈에 따른 外貨資産에 대한 投機와 國際收支의 危機現象은 우리나라에는 없는 것으로 보아 분석에서 제외하였다.

$$\dot{M} = EP_T^* [Y_T(q) - C_T(q, a)] \dots (6)$$

5) Calvo and Rodriguez(1977)는 經常收支의 변화로 外貨資産이 변하고 名目換率이 資産시장의 均衡을 이루기 위하여 迅速적으로 變化할 때 國內通貨增加率의 上昇으로 名目換率이 切下되고 非交易財價格이 상승하나 換率의 과잉반응으로 實質換率이 切下됨을 보였다. 그러나 通貨增發로 實質換率이 切下된다는 結論은 개도국의 현실과 다른 것이 될 수 있으므로 經常收支變化로 國內通貨가 증가한다는 가정하에 通貨增發과 實質切上의 關係를 보이려고 하였다.

6) E가 고정인 아니고 名目換率의 切下率( $\dot{E}/E$ )이 外生的으로 주어진다고 할 때에도 [圖 1]과 같은 右下向하는  $\dot{m}=0$ 線을 그릴 수 있다.

(5)式에 의하여 實質換率(q)은 實質富(a)와 逆의 關係에 있으므로

$$\dot{M} = EP_T^* f(a); \dots (7)$$

$$f' = \frac{dY_T}{dq} \frac{dq}{da} - \frac{\partial C_T}{\partial q} \frac{dq}{da} - \frac{\partial C_T}{\partial a} < 0$$

임을 알 수 있다.

또 交易財로 표시한 實質富는 다음과 같이 정의된다.

$$a = \frac{1}{P_T^*} \left[ \frac{M}{E} + \frac{\delta}{E} F \right] \dots (8)$$

단  $\delta$ : 暗市場換率.

$M/E = m$ ,  $\delta/E = \rho$ 라고 할 때 合理的 期待(또는 完全豫見)하에서 國內貨幣와 外國貨幣間의 相對的 需要는 收益率의 差異에 의해 결정되므로 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\dot{\rho} = \rho L \left( -\frac{m}{\rho F} \right); L' < 0 \dots (9)$$

(1)~(9)式으로 표현되는 二部門模型을 暗市場프리미엄( $\rho$ )과 實質殘高(m)의 두 狀態變數로 표현하면 다음과 같다.

먼저 (9)式에서  $\frac{\partial \dot{\rho}}{\partial \rho} = L - L' \cdot \frac{m}{\rho F} > 0$ ,  $\frac{\partial \dot{\rho}}{\partial m} = \frac{L'}{F} < 0$ 이므로  $\dot{\rho}=0$ 線은 [圖 1]에서 陽의 기울기를 갖는다.

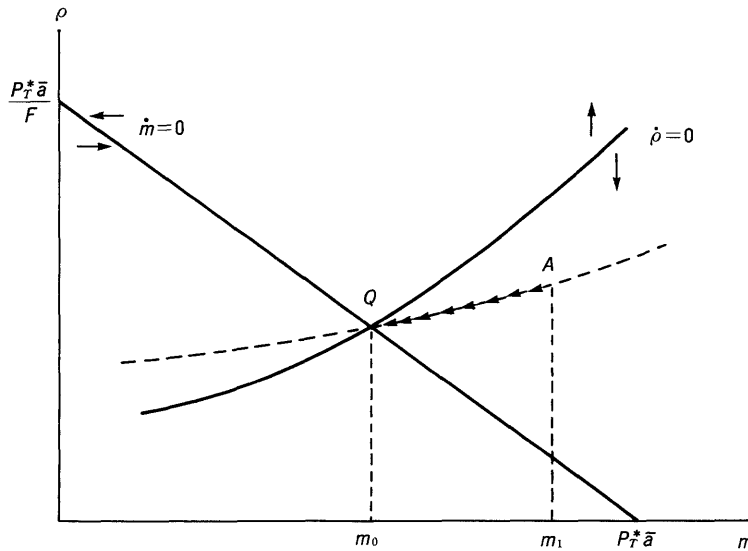
(7)式에서  $\dot{m}=0$ 일 때 이를 만족시키는 a의 값은 E가 고정일 때  $P_T^*$ 의 값에 관계없이 均齊值  $\bar{a}$ 로 유일하게 결정됨을 알 수 있다<sup>6)</sup>.

$$P_T^* \bar{a} = m + \rho F \dots (10)$$

따라서  $\dot{m}=0$ 線은 [圖 1]에서 陰의 기울기를 갖는다.

[圖 1]에서 (1)~(9)式으로 표현되는 二部門模型은 鞍線的 安定性(saddle-path stabil-

[圖 1] 二部門模型의 鞍線的 均衡(通貨增發과 名目換率切上의 效果)



ity)을 갖는다. 鞍線上에서 暗市場프리미엄과 實質殘高는 正의 關係를 갖는다. 즉 實質殘高( $m$ )가 증가하게 되면 暗市場프리미엄( $\rho$ )도 상승하게 된다.

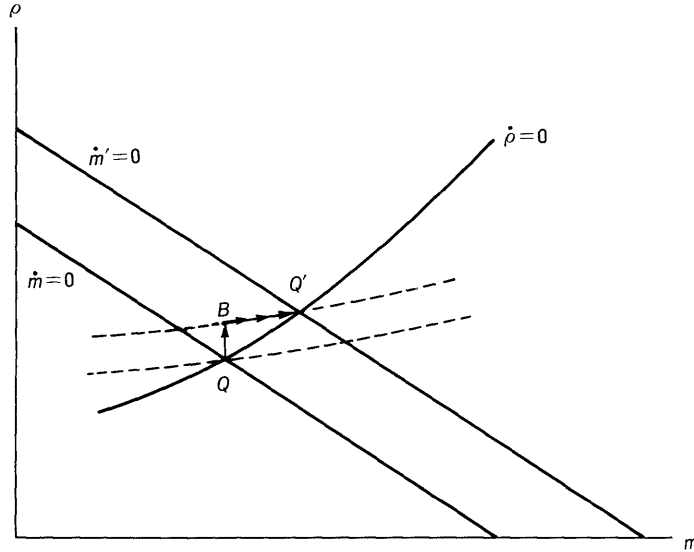
[圖 1]을 이용하여 通貨增發이나 公的換率의 切上效果를 살펴보기로 하자. 通貨增發이나 公的換率 切上으로 實質殘高가  $m_0$ 에서  $m_1$ 으로 증가하면 資産市場의 均衡을 이루기 위해 곧 暗市場프리미엄 또는 實勢換率이 상승하게 되고 經濟는 初期均衡點(Q)에서 A點으로 이동하게 된다. A點에서 民間의 富가 증가되므로 (5)式에 의하여 實質換率이 切上됨을 알 수 있다. 즉 實勢名目換率의 切下는 民間의 外貨자산의 國內通貨표시 가치를 증가시켜 公的 換率을 사용한 實質換率을 切上시키는데 이를 實勢名目換率의 切下로 國內 比較역재가격이 상승하여 實質換率이 切上되는 것으로 이해할 수도 있다. 이후 經濟는 다시 均衡點으로 향하게 되며 이 과정에서 實質換

率이 切下된다.

다음으로 交易條件變化의 效果와 관련하여 外貨表示 交易財價格( $P_f^*$ )이 상승할 때의 效果를 살펴보기로 하자.  $P_f^*$ 의 상승으로 [圖 2]에서  $ṁ=0$ 線이 우측으로 이동하게 된다.  $P_f^*$ 의 상승은 (8)式에 의하여 實質富를 감소시키므로 (5)式에 의하여 實質換率이 切下된다. 이에 따라 (6)式에 의하여 通貨가 증가하며 資産시장균형을 위하여 實세명목환율이 절하된다. 이상의 과정을 통하여  $P_f^*$ 의 상승은 곧바로 經濟를 Q點에서 B點으로 이동시키며 이후에는 實質富가 지속적으로 증가하고 實質換率이 切上되는 가운데 經濟는 새로운 均衡點 Q'로 향하게 된다.  $P_f^*$ 의 상승으로 새로운 均衡點에서는 實質殘高와 實勢名目換率이 初期에 비하여 모두 상승하게 되나 非交易財價格의 상승으로 均衡實質換率은 初期의 수준과 같아지게 된다.

그러나 交易財價格의 上昇으로 당장 國內實

[圖 2] 外貨表示 交易財價格上昇과 政府支出擴大의 效果



質換率이 切下되고 交易財生産이 증가한다는 [圖 2]의 결과는 (1)式의 交易財에 대한 ‘一物一價의 法則’을 가정하여 交易條件이 변하지 않는다는 사실에 연유하고 있음에 유의하여야 한다. 만약 油價上昇으로 國際交易財價格의 변화 없이 輸入價格만이 상승할 때에는 輸入價格의 상승으로 交易條件이 악화된다. 이 경우에는 輸入價格의 변화가 어떻게 交易財의 生産과 消費를 변화시키는가에 따라  $\dot{m}=0$ 線의 이동방향이 결정된다. 輸入財價格의 상승으로 國內非交易財價格( $P_H$ )이 상승하나 輸出財價格은 변화하지 않을 때에는 交易財의 生産과 消費가 모두 감소하여 實質換率變化의 方向을 정하기 어렵게 된다. 만약 輸入財價格의 上昇으로 輸入財의 需要가 크게 줄어들었다면 새로운 균형을 위하여 富가 증가

하여야 하므로  $\dot{m}=0$ 線은 우측으로 이동하고 實質換率이 切上된다. 그 반대의 경우에는  $\dot{m}=0$ 線은 좌측으로 이동하고 實質換率이 切下될 것이다<sup>7)</sup>.

또한 關稅率의 引上이 實質換率에 미치는 효과도 위의 결과와 같아서 그 效果를 확실하게 알 수 없게 된다.

마지막으로 政府支出의 擴大가 實質換率에 미치는 效果를 살펴보기로 하자. 政府支出의 效果를 살펴보기 위해서는 앞의 式보다 정교한 모형을 만들어야 하나 편의상 政府支出의 擴大가 어떻게 실질질상을 유발하는가를 보이기 위한 단순한 변형에 그치고자 한다. 이를 위해 (4)式과 (6)式을 변형하면 다음과 같다.

$$Y_H(q) = C_H(q, a) + g_H \dots\dots\dots(11)$$

단  $g_H$ : 政府의 非交易財에 대한 實質支出.

$$\dot{M} = \dot{D} + EP_T^* [Y_T - C_T] \dots\dots\dots(12)$$

단  $\dot{D}$ : 政府支出擴大에 따른 國內信用增加.

7) 三部門模型을 이용한 이상의 논의의 보다 복잡한 전개는 Edwards(1988) 참조.

(11)式에서 비교역제시장의 새로운 균형을 위해서 實質換率이 切上되어야 한다. 이때 交易財收支가 악화되어 중앙은행의 외화준비금이 줄어들게 되나 정부지출확대에 따라 국내 신용이 확대되어 實質換率이 切上되는 가운데  $\dot{m}=0$ 을 달성할 수 있다<sup>8)</sup>. 이상을 요약하면 새로운 균형점에서는 實質富( $\bar{a}$ )가 증가하고 이에 따라 [圖 2]에서와 같이  $\dot{m}=0$ 線이 우측으로 이동한다. 政府支出의 증가로 經濟는 Q點에서 B點으로 이동하나 이 경우에는 實質富의 증가로 實質切上이 일어난다. 이후 經濟는 鞍線上에서 새로운 균형점 Q'로 이동하며 實質換率은 지속적으로 切上된다.

本章에서는 매우 단순한 二部門模型을 구축하여 通貨增發, 公的 名目換率切上, 交易條件 및 關稅率의 變化, 政府支出이 暗市場프리미엄에 미치는 효과를 분석하였다. 暗市場프리미엄의 上昇은 민간의 實質富를 증가시키고 非交易財價格을 상승시켜 實質換率의 切上을 유발하는 것으로 보았다. 通貨增發이나 公的 名目換率의 切上은 實質換率의 切上을 유발하나 交易條件, 關稅率 및 政府支出의 효과에 대해서는 분명한 결론을 내리고 있지 않다. 따라서 실제효과는 第IV章에서 경험적으로 추정하기로 하겠다.

8) 물론 名目換率이 固定되었다면 지속적인 국내신용의 확대는 불가능하고 중국에는 財政이 균형을 이루어야 한다. 그러나 財政赤字에 따른 國內信用增加가 가능하도록 公的 名目換率이 Crawling peg式으로 운용된다면  $\dot{m}=0$ 일 때  $\dot{D}>0$ 일 수 있다. 이는 財政均衡을 이루는 가운데 支出이 확대된다면 實質換率이 切上되지 않을 수도 있음을 시사하고 있다. 재정지출과 실질환율의 관계에 대한 보다 완전한 논의는 Sachs and Wyplosz(1984) 참조.

### III. 우리나라 實質換率의 變化

第II章에서는 實質換率을 한 국가 내에서 交易財의 非交易財에 대한 相對價格으로 정의하였다. (1)式과 같은 정의방법은 理論模型의 구성에는 편리할 수 있으나 실제로는 換率을 감안한 海外物價와 國內物價의 相對比率로 보다 광범위하게 정의하고 있다. 外國과 우리나라의 총생산에 대한 교역재의 比重을 각각  $\alpha$ ,  $\beta$ 라고 하면 후자의 實質換率은 다음과 같다.

$$S = \frac{EP_T^* P_H^{*1-\alpha}}{P_f^\beta P_H^{1-\beta}} \dots \dots \dots (13)$$

(13)式을 우리나라의 주요교역대상국으로 확대하면 통상 사용되는 實質實效換率을 얻는다.

(1)式과 (13)式은 어떤 관계에 있는가? (13)式에서  $\alpha=1$ 이고  $\beta=0$ 일 때 (1)式을 얻는다. 즉 (1)式은 外國의 비교역재가격과 自國의 交역재가격수준을 고려하지 않고 一物一價의 法則으로 결정된 자국의 交역재가격과 비교역재가격만을 고려한다. 이에 비하면 (13)式은 實質換率이 비교역재를 포함한 각국의 물가수준의 차이에 의하여 결정된다는 포괄적인 견해를 보이고 있다. 만약 (13)式에서 交易財에 대한 一物一價의 法則이 성립하고 각국의 交역재비중이 같다면 다음과 같이 변형된다.

$$S = \left( \frac{EP_H^*}{P_H} \right)^{1-\alpha} \dots \dots \dots (13a)$$



따라서 實質換率은 각국의 非交易財價格의 差異에 의해 변화하게 된다.

本章에서는 우선 (13)式의 정의에 의한 實質實效換率의 변화추이를 살펴보고 다음으로 (1)式의 정의에 따라 交易財의 비교역재에 대한 상대가격의 변화추이를 살펴본다. 그러나 交易財가격의 산정시 一物一價의 法則을 적용하지는 않는다.

[圖 3]은 主要先進國이 變動換率制로 이행한 1973년부터 대부분의 자료구득이 가능한 1989년까지 우리나라의 주요 7대 交易國의 매분기별 무역가중치와 도매물가를 이용한 實質實效換率과 製造業 附加價值生産 디플레이터와 非製造業 附加價值生産 디플레이터의 비율로 정의된 國內相對價格의 추이를 보여주고 있다. 實質實效換率은 1970년대에는 주요통화간 환율변동에 따라 기복을 보이기는 하나 대체로 절상되는 추세를 보였다. 그러나 1980년대에는 1987년까지 實質實效換率이 빠르게 切下되었다. 주지하다시피 1988년 이후 실질실효환율의 切上은 그 이전의 빠른 切下에 대한 조정이었다. 한편 交易財의 非交易財에 대한 國內相對價格으로 표시한 실질환율은 實質實效換率과는 달리 전기간에 걸쳐 대체로 切上되는 추세를 보였다<sup>9)</sup>.

[圖 3]은 다음과 같은 두가지 논점을 남기고 있다. 첫째 實質換率의 변화는 정책당국이 어떠한 換率政策을 채택하였는가에 따라 달라지기 때문에 지난 20여년의 환율운용방식과 실질환율의 변동간에 어떤 관계가 있는가 하

는 점이다. 둘째, 1980년대에 나타난 實質實效換率과 國內相對價格間의 상이한 추세를 어떻게 해석할 것인가 하는 점이다.

우선 첫번째 논점과 관련하여 지난 20여년의 환율운용방식을 살펴보면 다음과 같다. 1965년 3월에 政府가 實質換率의 安定을 위하여 單一變動換率制를 채택하기 이전까지 우리나라의 換率은 高評價를 시정하기 위한 간헐적 平價切下로 일관되었으며 이에 따라 달러貨의 暗市場도 광범위하게 형성되어 있었다. 그러나 政府가 單一變動換率制를 채택한 이후에도 換率의 변동형태와 外換市場은 이전에 비하여 크게 개선되지 않았다. 1969년부터 1971년 6월까지 환율은 購買力平價를 유지하기 위하여 우리나라와 外國의 물가상승률의 차이를 조정하는 방향으로 운용되었다. 이후에는 다시 간헐적인 평가절하의 모습을 보이다가 1974년 12월부터 1980년 1월까지 圓貨의 對美名目換率을 달러當 484원에 고정시켰다. 1980년 2월에는 複數通貨바스켓制度를 채택하여 작년 2월까지 시행하였으며 작년 3월부터는 市場平均換率制로 이행하였다.

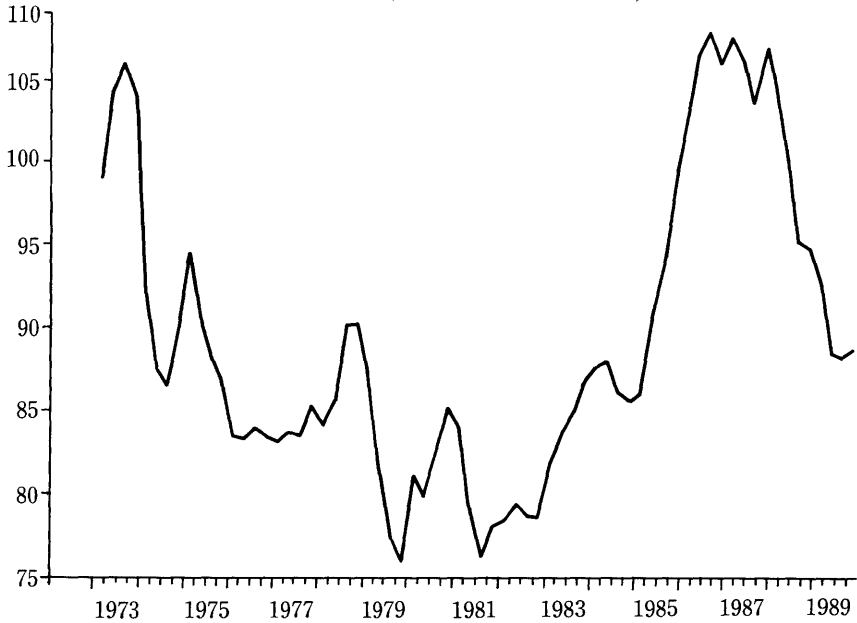
지난 20여년의 환율운용방식을 돌이켜 보면 1970년대에는 환율을 고정시키려 했다는 점에서 名目固定接近法에 의존하였다고 하겠다. 한편 1980년대에는 複數通貨바스켓制度의 운용과정에서 관리변동환율제적 재량변수를 도입함으로써 實質目標接近法을 채택하였다고 하겠다. 固定換率制下에서는 暗市場이 형성되어 實質換率이 公的換率보다 상당히 높은 수준으로 유지되었으며 1986년에 경상수지가 흑자를 보이기 이전까지 複數通貨바스켓制度下에서도 暗달러市場이 형성되어 있었다. 그러나 1986년 이후 公的換率과 實勢換率과의 격

9) 우리나라가 상당한 양의 농산물을 수입하고 있음을 감안하여 農水産品을 交易財에 포함시켜도 交易財 相對價格은 하락추세를 보였다.

〔圖 3〕 우리나라 實質換率의 推移

(a) 實質實效換率<sup>1)</sup>

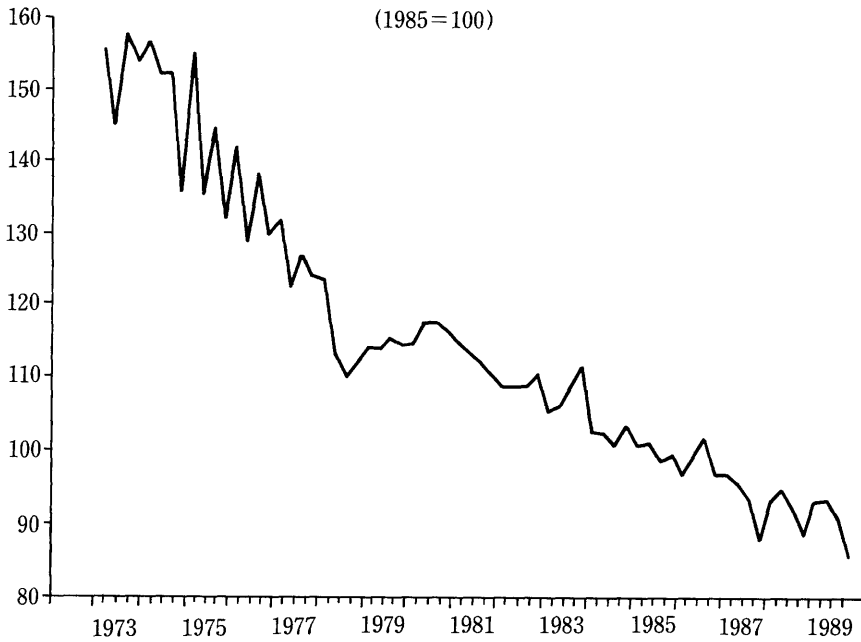
(1985 : 3 ~ 1986 : 2 = 100)



註 : 1) 主要 7大交易國(美國, 日本, 西獨, 英國, 프랑스, 캐나다, 네덜란드)의 貿易加重值 및 都賣物價 사용. 指數의 上昇은 切下를 의미.

(b) 國內相對價格(交易財/非交易財)

(1985 = 100)



〈表 1〉 實質換率의 變化

|  | 1973 : 1~1979 : 4 |      |                    | 1980 : 1~1989 : 4 |      |      |
|--|-------------------|------|--------------------|-------------------|------|------|
|  | 平 均               | 標準偏差 | 變動係數 <sup>1)</sup> | 平 均               | 標準偏差 | 變動係數 |
| 實質實效換率<br>(1985 : 3~1986 : 2=100)                    | 88.2              | 7.5  | 0.09               | 90.4              | 10.1 | 0.11 |
| 國內相對價格<br>(1985=100)                                 | 133.5             | 15.8 | 0.12               | 102.4             | 9.0  | 0.09 |
| 바스켓通貨/달러貨換率 <sup>2)</sup><br>(1985 : 3~1986 : 2=100) | 108.8             | 8.3  | 0.08               | 96.5              | 10.2 | 0.11 |

註 : 1) 變動係數=標準偏差/平均

2) 主要 7大交易國 通貨바스켓(貿易加重值使用)의 對달러貨 換率.

차해소로 暗달러市場이 사라졌다.

우리나라는 1970년대와 80년대에 걸쳐서 서로 다른 환율운용방식을 채택하였으므로 양기간에 걸쳐 實質換率의 움직임이 어떻게 변화하였는지를 살펴보기로 하자. 〈表 1〉은 1973 : 1~1979 : 4期間과 1980 : 1~1989 : 4期間에 걸쳐 실질환율의 平均, 標準偏差 및 變動係數를 보이고 있다. 〈表 1〉에 의하면 양기간에 걸쳐 실질환율의 변동계수는 크게 차이가 나지 않았다. 實質實效換率基準으로는 80년대에 변동폭이 다소 커진 것으로 추정되었으며 국내상대가격기준으로는 80년대에 변동폭이 다소 줄어든 것으로 추정되었다.

일반적으로 名目固定接近法을 채택하게 되면 名目換率의 변동폭이 줄어들 것이므로 實質目標接近法을 채택했을 때보다 實質換率의 변동폭이 줄어들게 된다<sup>10)</sup>(Stockman, 1988 ; Corden, 1990). 〈表 1〉에서 보는 바와 같이

우리나라의 경우 實質實效換率基準으로는 1970년대의 변동계수가 낮으므로 名目固定接近法下에서 실질환율이 안정되었다고 볼 수도 있다. 그러나 이 경우에도 실질실효환율 산정시 暗市場에서 형성된 원貨의 對美實勢換率을 사용하지 않고 對美公式換率을 사용한 점을 감안하면 70년대 실질실효환율의 변동폭은 〈表 1〉보다 훨씬 커졌을 가능성을 배제할 수 없으므로 名目固定接近法下에서 實質換率의 변동폭이 줄어들었다고 명확하게 말할 수 없게 된다. 만약 70년대에는 두번에 걸친 油價波動 등으로 主要先進國 通貨間의 환율이 80년대에 비해 더욱 크게 변동하였다면 名目固定接近法下에서도 실질환율의 변동폭이 커질 수 있으나 〈表 1〉에서 보는 바와 같이 7대 주요선진국통화로 구성되는 바스켓通貨의 對달러貨換率은 70년대에 더욱 安定的으로 움직였으므로 이와 같은 단순한 추측을 할 수 없다. 이와 같은 점을 고려하면 70년대 名目固定接近法下에서의 換率運用은 金融·財政政策을 안정시켜 實質換率을 안정시키려는 所期的 목적을 명확하게 달성하지는 못한 것으로 보아야 할 것이다.

10) Stockman(1988)은 固定換率制下에서는 外貨準備金の 변화를 줄이기 위한 關稅, 金融規制 등의 政策變化에 대한 期待 때문에 期間間 代替效果를 통하여 현재의 價格이 변화함으로써 實質換率의 변화를 줄일 수 있다고 보았다.

다음으로는 1980년대에 나타난 실질실효환율과 국내상대가격간의 상이한 추세에 관하여 논의하기로 한다. 80년대에 實質實效換率의 切下되었음에도 불구하고 國內相對價格基準으로는 實質切上趨勢가 나타난 것은 交易財產業의 生産性向上이 非交易財產業에 비하여 높아져서 交易財價格을 낮추었기 때문이다. 이와 같은 效果는 우리나라뿐만 아니라 日本 및 선진국에서도 나타나는 것으로 추정되고 있다<sup>11)</sup>.

交易財產業의 높은 生産性이 交易財價格을 낮추어 實質切上을 유발할 뿐만 아니라 交易財産業의 높은 생산성으로 國內賃金이上昇하고 이에 따라 非交易財價格이 상승하여 實質切上이 유발되는데 이와 같은 效果를 Ricardo-Balassa效果로 부르고 있다. 따라서 80년대에 국내상대가격이 하락하는 가운데 실질실효환율이 절하된 것은 80년대에 Ricardo-Balassa效果가 크게 유의하지 않았거나 우리나라가 換率을 競爭的으로 유지한 결과라고 하겠다.

Marston(1987)은 1973~83년간 美國과 日本의 생산성과 실질환율에 관한 연구에서 日本은 交易財産業의 생산성증가만큼 交易재가격이 하락하지 않았으며 엔貨의 換率을 競爭的으로 유지한 결과 엔貨의 實質實效換率의 切下되었다고 하였다. 따라서 日本에서도 우리나라의 1980년대와 마찬가지로 국내상대가격과 실질실효환율이 서로 상이한 추세를 보인 바 있다.

第IV章에서는 實質換率變數로 국내상대가격보다는 보다 광범위하게 이용되는 實質實效換

率을 채택하여 그 決定要因을 살펴보고자 한다. 우리나라의 경우 交易재가격의 상대적 하락으로 交易財産業의 성장률이 추세적으로 낮아졌던 것은 아니므로 실질환율변수로 실질실효환율을 사용하는 것이 보다 적합하리라 판단된다. 비록 第II章에서는 분석의 편의를 위하여 實質換率을 (1)式으로 정의하였으나 (13)式의 방법으로 바꾸어 정의하더라도 대체로 第II章에서와 동일한 결론을 얻게 된다.

#### IV. 實質換率의 決定要因 推定

第II章에서 소개한 모형에 따르면 實質換率의 움직임은 매우 불안정한 鞍線的 均衡을 보이게 된다. 즉 短期에서는 실질환율이 實物的 및 貨幣的 要因의 변화에 따라 영향을 받게 되지만 長期에서는 貨幣的 要因의 영향이 없어지고 實物的 要因에 의해서만 영향을 받게 된다. 이와 같은 실질환율의 동태적 변화를 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\log q_t - \log q_{t-1} = \theta(\log q_t^* - \log q_{t-1}) + \lambda \cdot IMPACT_t \dots\dots\dots (14)$$

윗식에서  $\theta$ 는 실질환율이 鞍線上에서 균형점으로 수렴하는 조정속도를 나타내며  $\theta$ 가 커질수록 균형으로의 복귀가 빨라진다.  $q_t^*$ 는 균형실질환율수준을 나타내며  $IMPACT_t$ 는 초기교란을 나타낸다.

第II章에서 논의한 바와 같이 均衡實質換率에 영향을 미치는 실물적 요인으로 수출단가 지수를 수입단가 지수로 나눈 交易條件(TOT), 實質政府消費의 實質GDP에 대한

11) 우리나라의 경우 Park(1987), 先進國의 경우 Hsieh(1982), Marston(1987) 참조.

比重(*GEDP*, %), 關稅收入의 商品輸入에 대한 비율로 정의된 關稅率(*TARIFF*)을 선택하고 生産性的의 대응변수인 *GDP*成長率(*RGDP*) 및 長·短期資本收支(*SLTC*)를 추가하여 Ricardo-Balassa 效果 및 資本流出入의 效果를 고려한다. 초기교란을 일으키는 화폐적 요인으로는 總通貨增加率(*RM2*), 對美名目換率 切下率(*REX*) 및 主要 7大交易國通貨바스켓의 美달러貨에 대한 名目實效換率의 切下率(*REFX*)을 선택하기로 한다.

(14)式에서 貨幣的 要因의 단기적 변화가 단기적 효과만을 갖기 위해서는 실제 실질환율이 균형실질환율수준에 근접하여야 하며 1個 화폐적 요인의 변화가 다른 화폐적 및 실물적 교란을 유발하지 말아야 한다. 그러나 현실적으로는 화폐적 요인의 효과가 단기에 그치지 않을 수도 있는데 名目換率切下の 경우를 예를 들어 설명하면 다음과 같다. 名目換率의 切下는 실질환율이 균형수준에서 크게 벗어난 상태에서 발생하며 金融·財政의 安定運用 등 다른 화폐적 및 실물적 요인의 변화를 동반하게 되어 名目換率의 변화가 實質換率에 中長期的 效果를 갖게 된다. 또한 名目換率의 변화가 一時的이 아니라 상당기간 지속될 경우도 있다.

12) Stockman(1988)은 환율제도변경에 따른 實質換率變動幅의 차이가 名目換率制度의 변화와 관계 없이 市場均衡으로부터 설명될 수 있음을 보였다. 그의 이러한 주장은 本章의 構造的 安定性檢證과는 논의의 차이를 달리하고 있다. 구조적 안정성에 관한 검증은 外生的 變化가 있었던 두 기간중의 실질환율변화를 동일한 추정식으로 설명할 수 있는가를 계량적으로 검증하는 것이다. 그러나 市場均衡論者들이 밝히려 한 것은 서로 다른 환율제도하에서도 실질환율의 변화를 동일한 均衡接近法으로 설명할 수 있다는 점이다.

따라서 각 要因의 단기적 및 장기적 영향에 의한 화폐적 및 실물적 요인으로서의 구분은 실제추정과정에서 문제점을 야기할 수 있다. 이와 같은 어려움을 고려하여 실제추정과정에서는 각 요인별 長短期效果가 모형이 시사하는 바와 일치하는지에 중점을 두기보다는 각 요인이 실질환율에 미치는 短期效果의 방향이 모형이 시사하는 바와 일치하는지에 보다 큰 관심을 두었다.

마찬가지 이유로 通貨變化의 경우 總通貨增加率 自體를 사용하였으며 通貨變化의 효과가 단기에 그치게 하기 위하여 總通貨增加率에서 經濟成長率을 빼는 등의 변형을 하지 않았다. 또한 통화량변화가 물가에 미치는 시차효과를 감안하여 실제추정에서는 前期의 총통화증가율을 사용하였다.

第III章에서 설명한 바와 같이 종속변수로서 實質實效換率(*REER*)을 사용할 때 실제추정식은 다음과 같다.

$$\log(REER_t) = C + \beta_1 \log(TOT_t) + \beta_2 \log(GEDP_t) + \beta_3 \log(TARIFF_t) + \beta_4 RGDP_t + \beta_5 SLTC_t + (1 - \theta) \log(REER_{t-1}) + \beta_6 RM2_{t-1} + \beta_7 REX_t + \beta_8 REFX_t \dots (15)$$

(15)式에서  $\beta_1$ 에서  $\beta_5$ 까지는 균형실질환율의 각각의 실물적 요인에 대한 추정계수와 조정속도  $\theta$ 의 결합이며  $\beta_6$ ,  $\beta_7$ ,  $\beta_8$ 은 (14)式에서  $\lambda$ 에 해당한다.

먼저 第III章에서 지적한 바와 같이 우리나라는 1970년대와 80년대에 각각 다른 환율운용방식을 채택하였으므로 (15)式의 兩期間에 걸친 構造的 安定性을 檢證하였다<sup>12)</sup>. <表 2>는 (15)式에 대하여 1973 : 1~1979 : 4期間과 1980 : 1~1989 : 4期間에 걸쳐 通常最小自乘

〈表 2〉 構造的 安定性 檢證

| 從屬變數                 | 實質實效換率<br>(REER) | 國內相對價格<br>(IRP) |
|----------------------|------------------|-----------------|
| Chow檢證 <sup>1)</sup> | 4.76*            | 3.98*           |
| 尤度比率檢證 <sup>2)</sup> | 49.78*           | 44.13*          |

\* 1% 水準에서 有意함.

註: 1)  $F = [(RRSS - URSS) / k] / [URSS / (68 - 2k)]$

RRSS: 全期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 自乘合

URSS: 兩期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 自乘合

k: 說明變數의 數

2)  $\chi^2_k = -2(\log L_R - \log L_U)$

$L_R$ : 全期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 尤度

$L_U$ : 兩期間에 걸쳐 推定된 誤差項의 尤度

法 推定에 의한 Chow檢證과 尤度比率檢證(likelihood ratio test)을 시행한 결과를 보이고 있다. 어느 검증방법을 택하든 構造的 安定性的 假說이 기각되고 있어서 본고에서는 1980:1~1989:4期間을 대상으로 실질환율의 변화를 추정하고자 한다.

1980:1~1989:4期間을 대상으로 실질환율의 변화를 추정하려 할 때 外國의 財貨와 國內財貨間에 購買力平價가 성립하지 않으면 實質實效換率이 非定常的(nonstationary) 時系列이 될 가능성이 높아지고, 따라서 (15)式을 추정할 때 假性的 回歸(spurious regression)의 문제가 발생한다. 〈表 3〉은 이와 같은 문제의식에 따라 (15)式에 사용되는 변수의 單位根 존재여부를 Phillips-Perron方式으로 檢證한 결과를 보여주고 있다. 이에 따르면 우

〈表 3〉 單位根 檢證(Phillips-Perron方式)<sup>1)</sup>

|                | 1973:1~1989:4     |                   | 1980:1~1989:4 |        |
|----------------|-------------------|-------------------|---------------|--------|
|                | (A) <sup>2)</sup> | (B) <sup>2)</sup> | (A)           | (B)    |
| $\log(REER)$   | -6.13             | -6.79             | -3.02         | -3.57  |
| $\log(IRP)$    | -1.41             | -46.46            | 0.29          | -27.88 |
| $\log(TOT)$    | -8.16             | -9.63             | 1.39          | -12.92 |
| $\log(GEDP)$   | -54.76            | -83.31            | -18.52        | -47.79 |
| $\log(TARIFF)$ | -14.84            | -17.39            | -10.95        | -12.91 |
| SLTC           | -33.29            | -43.74            | -20.88        | -31.00 |
| RGDP           | -24.84            | -24.81            | -11.60        | -14.80 |
| RM2            | -5.96             | -10.98            | -3.88         | -4.96  |
| REX            | -11.50            | -13.19            | -3.06         | -12.81 |
| REFX           | -15.33            | -15.34            | -9.17         | -8.83  |

註: 1)  $Z_\alpha$  統計值임. 標本數가 50個일 때 5% 및 1% 有意水準下에서의 Dickey-Fuller臨界値는 (A)의 경우 각각 -13.3, -18.9이며 (B)의 경우 -19.8, -25.7임(Fuller, 1976 참조).

2) (A)는 常數만 포함. (B)는 常數와 趨勢 포함.

리나라의 實質實效換率은 單位根을 가진 不安定的 時系列인 것으로 나타났다. 이는 國內外物價差異에 따라 換率이 調整되는 購買力平價가 우리나라에도 성립하기 어려움을 보이는 간단한 증거로 볼 수 있다<sup>13)</sup>. 한편 國內相對價格(IRP)도 강한 추세효과로 역시 不安定的이나 추세를 제거하면 상당히 안정적인 시계열로 만들 수 있다. 설명변수 중에서도 政府支出變數(GEDP), 長短期資本收支(SLTC)를 제외하고는 모두 不安定的이다.

따라서 (15)式은 사용되는 變數의 不安定性을 고려하여 共積分關係를 감안한 다소 변형된 형태로 추정되어야 하나 이하에서는 標本이 소규모이며 時差從屬變數를 설명변수로 포함할 때 시계열의 불안정성에 따른 문제가 심각하지 않을 것으로 보아 二部門模型으로부터 도출된 (15)式을 그대로 추정하기로 하였다.

13) 그러나 우리나라의 경우 長期的으로 實質換率이 平均으로 복귀하여 장기적으로는 購買力平價가 성립할 수 있는가를 보려면 추가적 분석을 하여야 한다. 이에 관해서는 Huizinga(1987) 참조.

〈表 4〉 實質實效換率의 決定要因 推定  
(1980: 1~1989: 4期間)

| 推定方法 <sup>1)</sup>        | OLS                       | IV <sup>2)</sup> |
|---------------------------|---------------------------|------------------|
| 常 數                       | 1.40 (2.44) <sup>3)</sup> | 0.64 (0.83)      |
| $\log(TOT)$ <sup>4)</sup> | 0.14 (1.73)               | 0.15 (1.77)      |
| $\log(GEDP)$              | -0.19 (-3.24)             | -0.16 (-2.45)    |
| $\log(TARIFF)$            | 0.11 (3.08)               | 0.09 (2.26)      |
| $RGDP$                    | -0.17 (-1.06)             | -0.02 (-0.10)    |
| $SLTC$                    | -0.015(-3.09)             | -0.012(-1.75)    |
| $\log(REER_{-1})$         | 0.36 (2.98)               | 0.55 (3.22)      |
| $RM2_{-1}$                | -0.10 (-1.29)             | -0.08 (-1.00)    |
| $REX$                     | 0.16 (1.69)               | 0.25 (2.19)      |
| $REFX$                    | -0.60 (-4.35)             | -0.37 (-1.84)    |
| $R^2$                     | 0.98                      | 0.98             |
| $D.W.$                    | 1.70                      | 1.75             |

註: 1) 季節더미를 설명변수로 추가하였음. 또한  $RGDP$ (實質 GDP成長率),  $RM2$ (總通貨增加率),  $REX$ (원貨의 對美換率切下率),  $REFX$ (7개국 바스켓通貨의 美달러貨에 대한 切下率)는 %가 아닌 增加比率를 單位로 사용하였으며  $SLTC$ (長短期資本收支)는 10億달러 單位임.

2) 手段變數로는 常數, 季節더미 및  $\log(TARIFF)$ ,  $\log(REFX)$ 를 제외한 각 설명변수의 4分期前까지의 時差變數와  $\log(TARIFF)$ 를 사용하였음.

3) ( ) 안은  $t$ 값임.

4)  $TOT$ : 交易條件

$GEDP$ : 實質政府消費의 實質GDP에 대한 비중

$TARIFF$ : 關稅率

$REER$ : 實質實效換率

〈表 4〉는 主要 7大交易國에 대한 實質實效換率을 종속변수로 선택하여 1980년대에 걸쳐

通常最小自乘法과 手段變數를 사용하여 추정 한 결과를 보이고 있다. 〈表 4〉에 의하면 실질 물적 및 화폐적 요인이 실질환율에 미치는 영향은 대체로 二部門模型에서 시사하는 바와 일치하였다. 또 설명변수의 內生性을 고려하여 手段變數를 사용해도 추정계수나 유의성이 크게 변하지 않았다.

먼저 1980년대에는 交易條件이나 關稅率이 實質實效換率과 正의 關係를 갖는 것으로 나타났다. 이 중 관세율의 효과는 70년대까지 포함하여 추정하였을 때 반대로 나타나 관세율이 실질환율에 미치는 효과는 다소 불확실하다고 하겠다. 이와 같은 결과는 第II章에서 交易條件이나 관세율이 실질환율에 미치는 효과가 확실하지 않음을 지적하였으므로 놀랄 만한 일이 아니다. 그러나 다른 나라의 경우 交易條件의 改善이나 關稅率引上이 實質切上을 유발하고 있다는 결과를 얻었으므로 우리나라 경우에는 通念과 배치되고 있음에 유의하여야 한다<sup>14)</sup>.

둘째, 우리나라의 경우 生産性向上이나 成長率上昇이 國內貨金上昇 및 非交易財部門의 成長을 촉진하여 實質切上을 유발하는 Ricardo-Balassa 效果가 강하게 나타날 것으로 기대되기도 하지만 실제추정결과 同 效果의 有意性은 크지 않은 것으로 나타났다. 물론 실질GDP성장률은 技術進步의 적절한 代用變數가 아닐 수도 있으나 經濟成長率 외에도 非製造業과 비교한 제조업의 生産性 향상을 代用變數로 사용하여도 同 效果가 크게 유의하지 않은 것으로 나타났다.

셋째, 政府消費支出의 增加나 總通貨供給增加는 실질실효환율을 절상시키는 效果가 있는 것으로 나타났다. 즉 金融·財政의 擴大가 수

14) 다른 나라에 대한 연구는 Edwards(1988) 참조. 또한 Edwards and van Wijnbergen(1987)은 交易條件改善이나 關稅率引上이 實質切上을 유발한다는 전통적 지식이 옳지 않음을 보였다. 한편 80년대 우리나라의 交易條件과 關稅率이 실질실효환율에 미치는 正의 效果는 시계열의 불안정성을 고려하여도 변하지 않았다.

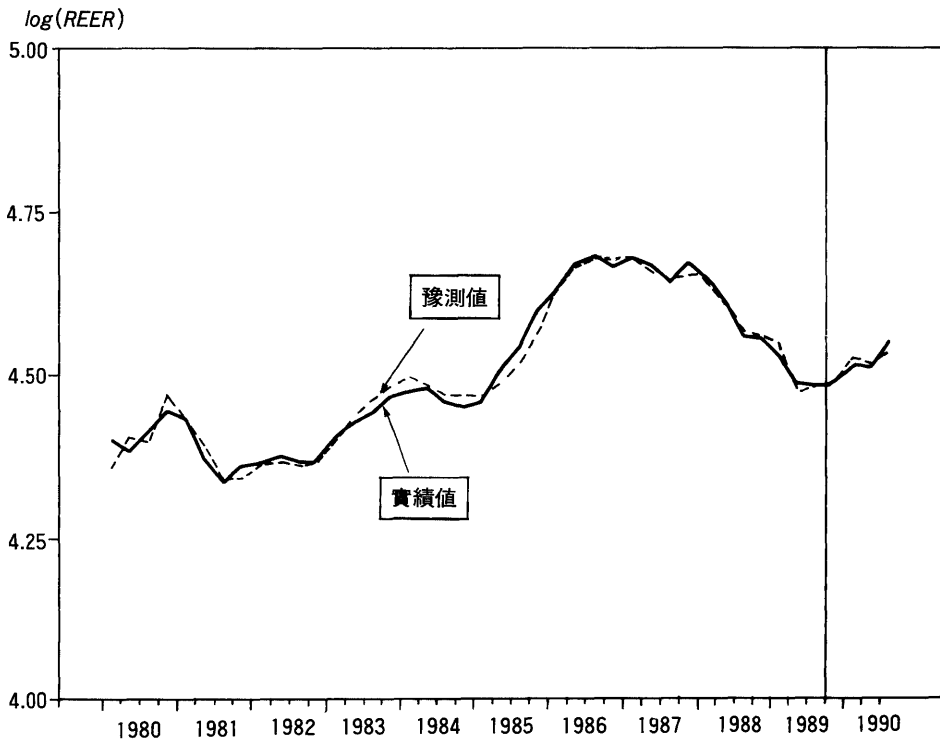
출경쟁력을 저하시키는 효과가 있는 것으로 나타났는데 이 중 80년대 총통화증가의 실질실효환율에 대한 효과는 크게 유의하지는 않았다. 한편 자본의流入은 예상대로 실질환율을 절상시키는 효과가 있는 것으로 나타났다.

넷째, 主要 7個國 通貨의 對달러貨切上은 예상대로 실질실효환율을 절하시키는 효과가 강한 것으로 나타났다. 주요 7개국통화바스켓의 달러貨에 대한 10% 추가절상은 단기적으로 4~6%의 實質切下를 유발하는 것으로 추정되었다.

마지막으로, 1980년대 實質目標接近法을 채택하는 가운데 外國 元貨의 對美名目換率切下가 실질실효환율을 어느 정도 切下시킬 수 있는가가 관심의 대상이 된다. <表 4>에 따르면

對美名目換率의 10% 追加切下는 今分期內에 實質實效換率을 약 2% 切下시키고 4분기 후까지 時差效果가 나타난다고 보면 1년 내에 實質實效換率을 약 4% 切下시킬 수 있는 것으로 추정되었다. 우리나라 對美名目換率의 切下가 國內物價의 신속적인 上昇으로 완전히 상쇄되지 않고 상당한 정도로 실질환율을 절하시키고 있음은 실질환율을 균형상태에 유지하기 위하여 換率을 적절히 변동시켜야 한다는 實質目標接近法의 타당성을 입증하는 것이다. 즉 金融, 財政狀況의 변화로 實質換率이 균형상태에서 벗어났을 때에는 환율정책을 적절히 구사함으로써 균형으로의 복귀를 가속시킬 수 있다. 또한 實物的 要因의 변화로 실질환율이 새로운 균형을 찾아 이동하는 과정에

[圖 4] 實質實效換率式을 이용한 豫測<sup>1)</sup>



註: 1) log 값임.



서도 환율을 적절히 변동시켜서 調整費用을 줄일 수 있다. 이와 같은 換率의 역할은 바로 實質目標接近論자들이 강조하는 점이다.

지금까지는 우리나라 實質換率의 貨幣的 및 實物的 決定要因을 (15)式의 推定式을 중심으로 논의하였다. 이에 더하여 推定式이 추정기간에 걸쳐서 실적치를 얼마나 잘 추적하는지를 보기로 하자. [圖 4]는 <表 4>에서 通常最小自乘法으로 추정한 식을 이용하여 추정기간에 걸쳐서 靜態的 시뮬레이션을 한 결과를 보이고 있다. <表 4>에서 추정식의 決定係數가 매우 높은 만큼 靜態的 시뮬레이션의 값이 실적치를 매우 잘 추적하는 것으로 나타났다. 動態的 시뮬레이션을 하여도 실적치와의 오차가 매우 낮은 것으로 나타났다. 또한 <表 4>의 推定式이 市場平均換率制下에서의 실질실효환율의 변동을 어느 정도 예측할 수 있는지를 알아보기 위하여 1989년 4/4분기의 실적치를 初期値로 하여 자료구득이 가능한 1990년 3/4분기까지 動態的 豫測을 해 보았다. [圖 4]에서 보는 것처럼 推定式의 예측력도 매우 높은 것으로 나타났다. 그러나 이는 實質實效換率의 변동을 예측하기 위하여 (15)式과 같은 構造模型을 사용하여야 함을 의미하지는 않는다. (15)式은 우리나라 實質換率의 決定要因을 밝히려 함에 目的이 있으며, 推定期間外 豫測을 위해서는 時系列模型이 더 좋을 수도 있다. 우리나라의 경우 構造模型과 時系列模型의 豫測力에 관한 논의는 역시 본고의 범위를 벗어나므로 생략하기로 한다<sup>15)</sup>.

## V. 맺음말

본고에서는 우리나라 對美名目換率의 변화를 複數通貨바스켓制度의 운용과 관련지어 설명하거나 특정한 理論的 接近法으로 설명하려는 기존의 연구와는 달리 우리나라 實質換率의 실질적 및 화폐적 결정요인을 二部門模型에 따라 설명하고 實質換率의 動態的 變化를 추정하였다. 推定結果에 따르면 1980년대에는 通貨增發이나 財政支出의 增加가 모두 實質換率을 切上시키는 것으로 나타나서 實質換率의 切下를 위해서는 金融·財政의 安定이 필수적임을 보여주고 있다. 또 交易條件의 改善은 實質換率을 切下시킨 것으로 나타나 交易條件의 改善이 實質換率을 切上시킨다는 다른 나라에 대한 연구결과와 배치되고 있다. 한편 生産性向上으로 實質換率이 切上되는 Ricardo-Balassa效果가 나타나고 있으나 그 有意性은 크지 않았다. 마지막으로 名目換率의 切下는 상당한 정도로 實質換率의 切下를 유발하고 있어서 實質目標接近法에 의한 換率運用의 타당성을 입증하고 있다.

우리나라는 작년 3월부터 市場平均換率制度를 도입하여 元貨의 對美名目換率을 신속적으로 운용하고 있다. 이와 같은 제도의 도입은 變動換率制로의 進一步라고 하겠으나 새로운 제도하에서의 환율변동을 변동환율제하에서의 선진국 환율결정모형을 이용하여 설명하기에는 시기상조라고 하겠다. 價格의 신속적 변동을 가정하는 通貨論的 接近法은 말할 것도 없고 가격변화의 경직성을 가정하는 Mundell

15) 이에 관한 基本的 論議는 Meese and Rogoff (1983) 참조.

-Fleming式의 巨視的 接近法을 채택하더라도 작년 3월 이후 원貨換率의 新축적 變動을 만족스럽게 설명할 수 없을 것으로 보인다. 이는 무엇보다도 우리나라의 경우 아직까지 購買力平價나 對美名目換率의 過剩反應(overshooting)現象이 나타나고 있지 않기 때문이다.

洪甲秀(1990)는 市場平均換率制度下에서 우리나라의 원貨콜市場과 外換市場間의 연계성이 높아지고 있음을 발견하였으나 콜金利의 원貨換率에 대한 영향을 뚜렷하게 발견하지 못하고 있다. 이는 아직도 우리나라의 名目換率變動을 變動換率制下 換率模型으로 설명할 수 없음을 시사하고 있다.

### ▷ 參 考 文 獻 ◁

- 郭承滌·金勝鎮, 「複數바스켓制度下에서 對美換率 決定要因 分析」, 『韓國經濟研究』, 韓國經濟研究院, 1990. 12, pp. 185~193.
- 金仁哲, 「우리나라 實效換率指數와 바스켓通貨의 最適加重值 試算」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1984 겨울, pp. 47~61.
- 朴元巖, 「우리나라 經常收支黑字의 實證的 分析」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1989 여름, pp. 65~88.
- 李煥浩, 「우리나라 원貨의 適正換率水準에 대한 檢討」, 『國際經濟研究』, 世宗大學校, 1989. 12, pp. 30~51.
- 嚴峰成, 「우리나라의 適正바스켓換率: 市場平均換率制度의 運用基準摸索」, 『韓國開發研究』, 韓國開發研究院, 1990 봄, pp. 111~126.
- 車東世, 「우리나라 換率制度의 改善方案」, 『金融研究』, 全國銀行聯合會 金融問題研究所, 1985. 8, pp. 179~201.
- 洪甲秀, 「市場平均換率制下的 換率과 원貨 콜金利 關係分析」, 『金融經濟研究』, 第15號, 韓國銀行, 1990. 8.
- Calvo, Guillermo A. and Carlos A. Rodriguez, "A Model of Exchange Rate Determination under Currency Substitution and Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, 85, 1977, pp.617~626.
- Corden, W., "Exchange Rate Policy in Developing Countries", Working Paper Series 412, Country Economics Department, World Bank, April 1990.
- Dornbusch, Rudiger, "Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey", NBER Working Paper No.2775, November 1988.
- Edwards, Sebastian, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries", NBER Working Paper No.2721, Sep. 1988.
- \_\_\_\_\_ and Sweder van Wijnbergen, "Tariffs, the Real Exchange Rate and the Terms of Trade: On Two Popular Propositions in International Economics," NBER Working Paper No. 2365, August 1987.
- Fuller, Wayne A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley, New York, 1976.
- Hsieh, David A., "The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach," *Journal of International*

- Economics*, 12, 1982, pp. 355~362.
- Huizinga, John, "An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates", in K. Brunner and A. H. Meltzer(eds.), *Empirical Studies of Velocity, Real Exchange Rates, Unemployment, and Employment*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 27, pp. 149~214.
- Kuark, John Y.T., "Korean Won: Sticky Price Asset Model for Foreign Exchange Rate Determination", KDI Seminar Paper, 1988.
- Marston, Richard A., "Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan," in S.W. Arndt and J.D. Richardson(eds.), *Real-Financial Linkages among Open Economies*, MIT Press, 1987, pp. 71~98.
- Meese, Richard A. and Kenneth Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies : Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, Feb. 1983, pp. 3~24.
- \_\_\_\_\_, "Was It Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation over the Modern Floating Rate Period", *Journal of Finance*, Sep. 1988, pp. 933~948.
- Park, Won-am, "Exchange Rates, Wages, and Productivity in Korea", *Korean Economic Review*, Sep. 1987, pp.17~34.
- \_\_\_\_\_, "Korea's Exchange Rate Policy : Determinants of the Won/Dollar Exchange Rate", KDI Working Paper No.8914, April 1989.
- Sachs, Jeffrey and Charles Wyplosz, "Real Exchange Rates Effects of Fiscal Policy", NBER Working Paper No.1256, Jan. 1984.
- Stockman, Alan C., "Real Exchange Rate Variability Under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory", NBER Working Paper No.2565, April 1988.

the market mechanism, upward pressure for interest rate adjustments, never reaches regulated deposit rates. Hence the overall effects of tight monetary policy diminish considerably, only causing distortions in the flow of funds. Therefore, frequent adjustments of deposit rates are necessary as market conditions such as inflationary expectations change. Then it becomes important for the policymaker to actively engage in adjusting regulated deposit rates, because the financial sector in Korea is not fully developed.

## **Real and Monetary Determinants of Korea's Real Exchange Rate**

*Park Won-am*

This paper introduces a two-sector model to analyze the real and monetary determinants of Korea's real exchange rate. So far, most studies on Korea's exchange rate have concentrated on the behavior of nominal exchange rate, but this study proposes a dynamic model of real exchange rate behavior in developing countries and estimates the real and financial determinants of Korea's real exchange rate behavior.

The estimation was performed over the period of 1980-89. The results show many interesting things. First, the monetary and fiscal expansion led to a real appreciation, which suggests that the monetary and fiscal stances be kept sound for a real depreciation. Second, the improvement in the terms of trade led to a real depreciation. This experience is in the contrast to the popular view that the improvement in the terms of trade will result in a real appreciation. Third, the productivity growth led to a real appreciation, but this effect of the Ricardo-Balassa type was not significant. Finally, the nominal devaluation was quite effective to produce a real depreciation. This result also supports Korea's exchange rate policy in the 1980s which was based upon the real target approach instead of nominal anchor approach.

## **Local Autonomy, National Economy and Local Public Finance**

*Lee Kye-sik*

Local autonomy of Korea's lower-level local council has been reinstated following elections last March for the first time in thirty years. Last June, we had elections for the upper-level local council. Mayors, governors, and administrative chiefs of cities, pro-