

換率決定模型에 관한 實證的 研究 —원貨의 對美 換率

李 鍾 郁⁽¹⁾

본논문의 목적은 한국의 複數通貨바스켓制度 下의 원貨 對美 換率을 동화론적 구조모형, 펜덤워크모형 및 노동시장불균형모형으로 추정하고 각 모형의 표본내 예측치를 비교하는데 있다. 동화론적 구조모형은 총수요만을 강조하는 먼델-홀레밍模型에서 유도된다. 그러나 본연구는 두 가지 사실을 보여준다. 첫째, 공급에로 요인에 직면해 있는 한국과 같은 중진국의 換率決定模型을 유도하는 데는 총공급요인이 고려되어야 한다. 둘째, 實證分析에서도 총공급을 반영하는 것이 중요한 것으로 나타난다.

1. 序 論

換率의 적정한 관리는 대외의존도가 높은 나라의 경제운용정책에 중요하다. 換率의 適正管理를 위해서는 적정환율 수준이 어느 정도인가에 대한 논의가 앞서야 한다. 그러나 실제 원貨의 對美 換率決定模型에 대한 연구는 많지 않다.

1980년 2월 27일부터 시행된 通貨바스켓制度는 1986년의 경상수지 흑자와 대미 통상압력으로 인하여 한국이 換率操作國으로 지정됨에 따라 1990년 3월부터 市場平均換率制로 전환된다. 市場平均換率制度는 선진국과 같은 자유변동환율제도가 아니기 때문에 市場平均換率에 일정한 목표치의 범위 속에서 운영되게끔 하는 것이다. 이것은 곧 중앙은행의 外換市場 介入을 불가피하게 한다. 이로 인하여 중앙은행은 目標換率 범위(target zone)를 추정하기 위한 換率決定模型에 대한 연구를 필요로 하게 된다.

본연구의 목적은 柳東吉·李鍾郁(1990)의 연구에서 앞으로 더 연구되어야 할 과제로 지적된 것을 분석, 발전시키는 데 있다. 그 연구의 향후 과제로 부각된 것 중의 하나는 분기별 자료를 이용할 경우 對美 換率이 自己回歸分析(AR)을 따를 가능성이 높다는 점이다. 따라서 몇 가지 換率模型을 비교 고찰하여 그 문제를 확인하고 그에 대한 代案을 제시하는 과정이 반드시 필요하리라고 본다. 이제까지 우리나라의 명목환율수준에 관한 연구는 實質換率을

(1) 本研究은 1990년 학술진흥재단의 자유공모과제 연구비 지원으로 이루어진 두 편의 논문중 하나임. 본논문의 개선점을 구체적으로 논평해주신 匿名의 논평가 그리고 연립방정식체계의 공적분문제에 대한 의문점에 해답을 준 한국개발연구원의 崔範樹 博士께 감사말 드린다.

계산하여 명목환율을 推定하는 것이 보통이었다. 이것은 通貨바스켓制度의 특징에서 기인한다고도 볼 수 있다. 그러나 元貨의 對美 달러 名目換率의 變化 추이가 實際換率과 얼마만큼 밀접한 연관을 갖고 움직이는지에 대한 적극적인 연구는 아직까지 발견되지 않고 있다.

따라서 이에 대한 분석, 연구와 함께 본연구는 元貨의 對美 換率을 결정하는 데 있어서 總需要側面만을 고려하는 선진국간 명목환율의 결정모형인 伸縮價格 通貨接近法(flexible-price monetary approach), 硬直價格 通貨接近法(sticky-price monetary approach), 경상수지를 고려한 模型, 환율의 랜덤워크(random walk) 模型과 증진국과 후진국 경제의 애로요인인 총공급을 강조하는 勞動市場 不均衡 換率決定模型을 이용하고자 한다. 이러한 연구는 通貨바스켓制度 下에서의 환율 변화가 시장기능을 고려한 換率決定模型에 의해 얼마만큼 제대로 설명될 수 있는가를 연구하는 계기가 될 뿐만 아니라, 그 연구결과에 따라서는 미국의 換率操作國 지정이 과연 正當한 것이었는지에 대한 批判的 論理를 제시하는 한 근간이 될 수 있을 것이다. 또한 이 연구는 市場平均換率制를 운용함에 있어 目標換率帶(target zone) 설정에 지표를 제공할 것으로도 기대된다.

1972년 선진국이 自由變動換率制度로 이행되어 가는 동안 한국은 1980년 2월 27일 通貨바스켓制度가 시작될 때까지 固定換率制度를 채택하고 있다. 그럼에도 불구하고 이 제도 하에서 스칸디나비아 모형을 한국의 名目換率 결정에 원용한 李天杓(1981)의 연구는 換率의 適正水準을 경제의 구조적 모형으로 설명한 대표적인 예라 할 것이다.

통화바스켓제도가 시작된 이후 元貨의 對美 달러 名目換率 決定模型에 대한 실증적 연구가 비로소 가능했다. 그러나 환율제도 개선의 필요성에 대한 분석은 그 동안 비교적 활발히 진행되어 온[車東世(1985), 王然均(1988), 郭泰運(1989)] 반면, 명목환율 결정모형에 대한 연구는 상대적으로 부진했던 것으로 나타난다. 환율결정모형에 대한 연구는 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 하나는 通貨바스켓制度에서 가중치를 산출하는 방식에 따른 適正換率 決定이며 또 다른 하나는 경제구조의 모형에서 縮小方程式을 유도하여 名目換率을 구하는 방법이다. 전자에 속한 연구로는 金仁哲(1984), 申世敦(1986), 金仁竣(1989), 郭泰運(1989), 郭承榮·金勝鎭(1989) 등이 있고, 후자에 속한 연구로는 金仁哲(1983), Kuark(1989), 柳東吉·李鍾郁(1989)을 들 수 있다.

우리나라는 미국과의 통상마찰에서 換率操作國으로 지정됨에 따라 市場機能에 의한 換率 決定이라는 가장 시급한 당면 과제를 해결하기 위해 1990년 3월부터 市場平均換率制度를 시행했다. 이에 따라 종래 통화바스켓제도에서의 가중치에 대한 실증적 분석은 의미를 잃고, 경제모형으로부터 축소방정식을 유도하여 適正換率 水準을 추정할 수 있는 연구의 필요성

이 대두되고 있다. 또한 市場平均換率制度에서는 적정 환율 수준이라 볼 수 있는 目標換率帶에 대한 연구가 필요하다. 따라서 본연구는 元貨 對美 換率決定의 실증분석에 선진국의 換率決定模型 그리고 한국경제의 구조적 특징을 반영하여 설정된 모형을 이용하여 元貨 대미 환율결정모형을 추정해 보고 모형들을 이용한 標本內 豫測值(in-sample forecast)⁽²⁾를 통해 元貨 對美 適正換率 水準을 분석한다.

본연구의 실증분석 결과는 기존 통화론적 구조모형보다 Goldfeld-Hooper-Morton 模型 그리고 勞動市場 不均衡構造模型이 장기적으로는 더 예측력이 높다는 것을 보여준다. 이것은 1987년 이후 원화 대미 환율의 과대절상이 對美 通商摩擦이라는 교란요인(noise)과 관련되어 있음을 보여주며 또한 1990년 3월부터 시행된 시장평균환율제도 하에서도 複數通貨바스켓制度 하의 자료를 이용한 Goldfeld-Hooper-Morton 模型 그리고 勞動市場 不均衡構造的 모형이 환율예측에 이용될 수 있다는 것을 시사한다.

본연구의 내용은 크게 네 가지로 나눌 수 있다. 첫째, VAR모형을 이용해 換率推定方程式에 나타난 설명변수들의 相對의 重要性을 분석하는 것이다. 본연구는 통화바스켓제도 하의 자료를 이용하는 데, 그 제도 하에서는 對外秘인 α 파라미터가 중요한 환율결정 요인이 되고 있어 換率決定 要因을 선형적으로 판단하는 것은 극히 어려운 일이다. 따라서 換率決定理論에서 주요한 요인으로 간주되는 변수들의 환율에 대한 설명력을 분석하는 선행작업으로 오차분해분석이 행해진다.

둘째, 본연구는 Meese and Rogoff(1983a, 1983b)가 이용한 통화론적 접근방법 및 랜덤워크模型 뿐만 아니라, 총수요만을 강조하는 통화론적 접근법과는 달리 總需要와 總供給을 동시에 강조하는 柳東吉·李鍾郁(1990)의 개방경제 하의 勞動市場 不均衡模型을 변형한 모형이 이용된다. 또한 본연구에서 시도되는 통화론적 환율결정모형의 주요 특징은 환율의 기대형성 메커니즘을 도입하지 않고 Goldfeld(1973)의 短期貨幣需要函數를 이용함으로써 화페스톡의 時差變數가 나타나게 한 것이다. 이것은 통화론적 접근법에서 유도되는 모형은 貨幣需要函數를 어떻게 설정하느냐에 따라 다른데, 화페스톡의 시차변수를 포함시킨 화페수요추정모형을 택하는 것은 그것이 통계적 적합성에서 더 뛰어나기 때문이다.

셋째, 본연구는 추정모형들의 豫測力을 비교할 것이며 넷째, 실증분석의 결과가 元貨 對美 환율의 운용정책에 주는 시사점을 논의한다.

(2) Mussa(1979)는 환율 예측의 어려움을 지적하면서 분기별 환율의 변화를 10% 설명할 수 있는 모형은 성공적인 모형, 분기별 환율의 25%를 설명할 수 있는 모형은 극히 성공적인 모형, 분기별 환율의 변화를 50% 이상 설명할 수 있는 모형은 마티칸에 보고할 정도로 기적에 가깝다고 말했다.

2. 複數通貨바스켓과 市場換率

1980년 2월 20일 이후 元貨 對美 換率은 복수통화바스켓제도에 따라 결정되었다. 복수통화바스켓제도의 환율수준을 外換市場 메커니즘을 가정한 理論模型을 이용해 실증적으로 분석하는 것은 과연 의미있는 것일까? 이에 대한 해답은 과연 복수통화바스켓제도가 外換市場에 영향을 미치는 요인들 즉, 통화, 이자율, 물가, 국민소득 등을 고려하여 결정되었는가를 찾는 데서 시작해야 한다.

복수통화바스켓제도 하의 元貨 對美 換率의 산출공식은 다음과 같다.

$$E = \beta(\text{SDR바스켓}) + (1 - \beta)(\text{獨自바스켓}) + \alpha.$$

E : 元貨의 對美 달러환율

SDR바스켓 : 미국을 제외한 主要國의 美달러貨 表示 SDR 환율을 원화로 환산한 비율

獨自바스켓 : 한국의 주요 교역국 통화의 미달러 표시 통화바스켓을 기준으로 다시 원화로 환산한 환율

β : 환율결정에서 SDR바스켓에 주는 가중치

α : 내외 금리차 및 물가 차이 등을 반영한 政府政策變數

복수통화바스켓제도 하에서 政策變數 α 는 한국의 경제상황을 반영하는 것이다. 이 제도 하의 元貨 對美 換率水準은 정책변수를 통해 경제상황을 반영하는 것이지 직접적으로 市場의 힘에 의해 결정되는 것은 아니므로 복수통화바스켓제도는 管理變動換率制度(managed floating exchange rate system)로 부를 수 있다. 복수통화바스켓제도는 외환시장이 미발달된 상태에서 정책당국이 α 를 통해 경제구조와 외환시장 상태를 반영한 것이므로 元貨의 對美 換率이 市場狀態를 무시하고 조작되었다는 논리는 경제변수의 환율변화에 대한 설명력이 어느 정도인지를 분석하지 않고서는 타당하지 않다. 따라서 α 를 통해 반영된 경제변수들이 환율수준을 결정하는 데 설명력이 어느 정도이며 그 추정모형이 환율변화의 추이를 얼마나 잘 예측하는지를 분석해 볼 필요가 있다.

복수통화바스켓제도는 외환시장에 영향을 미치는 요소를 多元的으로 고려하게 되므로, 다음 節에서는 그 제도 하의 換率決定을 기존 통화론적 이론모형과 總供給을 강조하는 勞動市場 不均衡模型을 통해 실질적으로 분석해 보고, 그 模型들을 사용해 未來換率水準을 예측해 보는 데 초점을 둔다. 더구나 복수통화바스켓제도 하의 환율결정모형으로 예측한 환율이

1990년 3월 이후 시행된 市場平均換率水準이라면 복수통화바스켓제도 하의 환율결정은 市場要因에 의해 이루어졌다고 유추할 수 있을 것이다.

3. 模型設定

換率決定模型은 크게 두 가지, 즉 구조모형과 랜덤워크模型으로 나누어 분석된다. 여기서 분석되는 구조모형은 Meese and Rogoff(1983a, 1983b)에서 분석된 세 가지 통화론적 構造模型, 즉 伸縮價格 貨幣模型(Frenkel-Bilson모형), 硬直價格 貨幣模型(Dornbusch-Frankel 모형), 무역수지를 고려하는 硬直價格 資産模型(Hooper-Morton모형) 이외에 柳東吉·李連郁(1990)이 시도한 勞動市場 不均衡模型을 변형한 모형이다.

3.1. 通貨論的 構造模型

신축가격 및 경직가격 通貨模型을 유도하기 위해 중요한 두 가지 가정을 하게 된다. 하나는 두 나라의 화폐수요함수가 똑 같으며, 또 하나는 두 나라 화폐간에 購買力評價說이 성립한다는 것이다. Hooper-Morton模型은 通貨論的 換率決定模型에 무역수지를 고려한 것이다.

이 세 가지를 포괄하는 일반적인 換率決定模型은 (3.1)식과 같다.⁽³⁾

$$(3.1) \quad E_t = a_0 + a_1(M_t - M_t^*) + a_2(Y_t - Y_t^*) + a_3(r_t - r_t^*) + a_4(\pi^e - \pi^{e*}) + a_5 TB_t + u_{0t}$$

여기서 *가 있는 변수는 외국의 경제변수이다. 환율결정 요인은 상대적 화폐공급($M_t - M_t^*$), 상대적 국민소득($Y_t - Y_t^*$), 상대적 이자율($r_t - r_t^*$), 상대적 기대인플레이션($\pi^e - \pi^{e*}$), 무역수지(TB_t), 오차항(u_{0t})으로 이루어져 있다. 첫째, Frenkel-Bilson模型인 伸縮價格 貨幣模型에서 계수의 이론적 부호 및 값은 $a_1=1$, $a_2<0$, $a_3>0$, $a_4=a_5=0$ 이다. 둘째, Dornbusch-Frankel模型인 硬直價格模型에서 계수의 이론적 부호 및 값은 $a_1=1$, $a_2<0$, $a_3<0$, $a_4>0$, $a_5=0$ 이다. 硬直價格模型과 伸縮價格模型의 가장 큰 이론적 차이는 후자에서는 $a_3<0$ 이라는 것과 경직가격에 의한 변화가 환율결정에 반영된다는 것이다. 셋째, Hooper-Morton 模型은 $a_5<0$ 인 무역수지항을 제외하면 硬直價格模型의 이론적 부호와 똑 같다.

세 가지 模型은 모두 중앙은행이 경제안정화를 위해 시장에 개입하는 것을 배제하고 있다. (3.1)식에서 시장 메커니즘 이외에 정책목표를 고려하게 되면 두 가지 변수의 부호는 理論値와 다를 수 있다. 첫째, 중앙은행이 물가안정을 최우선 목표로 한다면 기대인플레이션은 환율결정 하 요인이 되기보다 중앙은행의 적극적 개입으로 인해 오히려 換率切上 要因이

(3) 이에 대한 구체적 논의는 Meese and Rogoff(1983a, 1983b) 참조. 반면 이론적인 시베이 논문은 鄭琪榮(1990) 참조.

될 수 있다. 둘째, 외채규모가 고려되어 있지 않아 외채가 있을 경우 무역수지가 陽이더라도 그것이 외채상환액보다 부족하면 무역수지 흑자는 환율절상이 아닌 換率切下 요인으로 변할 수 있다.

Goldfeld(1973)의 화폐수요함수를 이용한 경우의 환율결정모형[李鍾郁(1992)]은 (3.2)식이다.

$$(3.2) \quad E_t = a_0 + a_1(M_t - M_t^*) + a_2(M_{t-1} - M_{t-1}^*) + a_3(Y_t - Y_t^*) + a_4(r_t - r_t^*) \\ + a_5(\pi^e - \pi^{e*}) + a_6 TB_t + u_{1t}.$$

(3.2)식은 $t-1$ 期の 상대적 화폐공급($M_{t-1} - M_{t-1}^*$)이 추가되고 그 계수인 $a_2 < 0$ 이라는 것을 제외하면 (3.1)식에 대한 각 모형의 이론적 부호와 똑 같다.

3.2. 勞 動 市 場 的 不 均 衡 模 型

柳東吉·李鍾郁(1990)은 경직가격 화폐모형과는 달리 勞 動 市 場 的 不 均 衡 을 가정하고 환율결정에 총공급요인을 고려하여 목표환율대불 예측하려는 실증분석을 시도했다. 본논문의 구조모형은 柳東吉·李鍾郁(1990)의 모형과 다르지만, 본논문의 (3.3)식은 柳東吉·李鍾郁(1990)의 모형에서 IS, LM 방정식의 이자율을 다르게 설정함으로써 얻어진다. 즉 IS 방정식에는 實 質 利 子 率 을 그리고 LM 방정식에는 名 目 利 子 率 을 사용하고 다른 과정은 그대로 반복하면 (3.3)식을 얻는다.⁽⁴⁾

$$(3.3) \quad E_t = b_0 + b_1(P_{t-1} - P_{t-1}^*) + b_2(DP_{t-1} - DP_{t-1}^*) + b_3(M_t - M_t^*) \\ + b_4(M_{t-1} - M_{t-1}^*) + b_5(r_t - r_t^*) + b_6(r_{t-1} - r_{t-1}^*) \\ + b_7(Y_t^s - Y_t^{s*}) + b_8(Y_{t-1}^s - Y_{t-1}^{s*}) + b_9 TB_t + u_{2t}.$$

(3.3)식에서 (3.2)식과 다른 변수들은 $t-1$ 기의 상대적 물가수준($P_{t-1} - P_{t-1}^*$), 소비자물가지수(CP)와 도매물가지수(WP)의 差 를 나타내는 $CP_t - WP_t$ 를 나타내는 DP_t , 각국의 산출물의 갭($Y_t - Y_t^p$),⁽⁵⁾ 즉 실제 산출물(Y_t)과 잠재적 산출물(Y_t^p)의 差 를 나타내는 Y^s 이다. 따라서 (3.3)식은 환율결정에 兩國의 경기변동을 반영하고 있다. 理論的으로 보면 (3.3)식의 계수부호는 다음과 같다. $b_1 > 0$, $b_2 > 0$, $b_3 > 0$, $b_4 < 0$, $b_5 < 0$, $b_6 < 0$, $b_7 < 0$, $b_8 < 0$, $b_9 < 0$. 두 가지 변수의 이론적 부호는 각국의 정책 최우선 목표에 따라 실제 부호와 서로 다를 수 있다. 첫째, 정부가 物價安定을 최우선 목표로 한다면 물가변수 계수의 추정부호는 $b_1 < 0$, $b_2 < 0$ 이 될 것이다. 둘째, 外債規模가 모형 속에 고려되어 있지 않으므로 貿易黑字가 외채상환보다 부족하면 무역흑자는 換率切下 요인이 될 수 있다.

(4) 구체적인 유도과정은 李鍾郁(1992) 참조.

(5) 잠재적 산출물의 추정치(Y_t^p)는 실제산출(Y_t)의 추세선에 대한 회귀방정식으로부터 구한다.

$$Y_t^p = a + bt$$

3.3. VAR 模型

VAR 模型의 일반적 추정식은 (3.4)이다.

$$(3.4) \quad c(L)X_t = \varepsilon_t.$$

위 식에서 X_t 와 ε_t 는 $n \times 1$ 벡터이고 시차조작항(lag operator) $c(L)$ 은 $n \times n$ 벡터이다. VAR 모형은 통화론적 구조모형과 노동시장 불균형모형에 대한 실증분석에 응용되며, 그것의 추정결과는 構造模型의 추정결과와 대비된다.

3.4. 랜덤워크模型

랜덤워크모형은 浮遊項(drift term)을 갖느냐에 따라 다음과 같이 설정된다.

$$(3.5) \quad E_t = c_0 + c_1 E_{t-1} + e_{0t},$$

$$(3.6) \quad E_t = c_2 E_{t-1} + e_{1t}.$$

(3.5)식은 c_0 의 부유항이 존재하는 경우이며, (3.6)식은 부유항이 없는 경우이다. e_{0t} , e_{1t} 는 오차항이다.

4. 實證分析

실증분석은 1980년 1分期에서 1990년 3分期를 대상으로 한다. 실증분석은 1988년말을 기준으로 기간을 연장해 가며 각 추정결과를 비교한다. 1986년 이후 소위 3低現象으로 인한 큰 폭의 무역흑자는 1988년 미국내 쌍둥이 적자, 즉 재정적자와 국제수지적자의 해소를 위해 시작된 통상마찰협상국에 한국을 포함시키게 되는 계기를 만든다. 이 결과 통상협상 속에 미국이 한국을 환율조작국으로 지정하여 환율의 절상을 요구해 옴에 따라 1988년에 원화 대미 환율의 급속한 切上이 이루어진다. 따라서 基準年度로 1988년말을 택한다.

실증분석에 이용되는 자료는 分期別 資料이며 利率 이외의 모든 변수는 로그값을 취하여 사용한다. 한국 자료는 M_2 , 실질 GNP, 소비자물가지수, 도매물가지수, 회사채수익률, 對美 무역수지이며, 미국 자료는 M_2 , U.S. Treasury Bill(3개월), 실질 GNP, 소비자물가지수, 생산자물가지수(PPI)이다. 여기서 인플레이션은 $P_t - P_{t-1}$ 로 정의된다. 또한 모든 자료의 季節調整은 RATS Manual 방식을 따른다.

통화론적 구조모형인 Dornbusch-Frankel모형과 Hooper-Morton 모형의 추정에서는 기대인플레이션의 代變數(proxy) 문제가 발생한다. Meese and Rogoff(1983a, 1983b)는 기대인플레이션의 代變數로 長期利率을 사용하고 있다. 그러나 그들은 기대인플레이션의 대변수로 실제인플레이션, 과거인플레이션의 MA(moving average) 등을 이용해도 표본내 예측에

〈表 1〉豫測誤差分散의 分解¹⁾

豫測誤差分散	攪亂項						
	k	M-M*	Y-Y*	r-r*	P-P*	TB	E
M-M*	1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	51.11	3.99	4.03	1.15	17.16	22.53
	3	25.51	6.28	5.51	0.92	30.82	30.94
	4	15.58	6.42	5.45	0.38	36.29	35.85
Y-Y*	1	23.11	76.88	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	7.64	12.96	3.71	0.43	32.78	42.45
	3	7.60	5.25	3.96	0.20	60.94	22.02
	4	12.79	4.67	1.85	1.70	68.49	10.48
r-r*	1	0.01	7.36	92.61	0.00	0.00	0.00
	2	4.63	0.47	4.92	0.18	4.41	85.37
	3	4.53	0.39	5.23	0.39	3.84	85.59
	4	4.97	0.23	5.00	0.41	2.46	86.89
π-π*	1	0.00	3.86	13.14	82.97	0.00	0.00
	2	2.88	2.12	10.78	46.80	0.10	37.29
	3	2.96	2.54	9.87	45.33	0.14	39.13
	4	4.88	1.54	8.23	29.61	0.65	55.06
TB	1	5.40	7.41	0.42	5.08	81.66	0.00
	2	8.18	5.68	0.50	6.01	66.61	12.99
	3	9.05	3.48	1.67	5.45	43.42	36.90
	4	8.98	2.22	2.37	4.35	29.12	52.93
E	1	7.60	0.03	3.94	1.54	1.63	85.24
	2	7.57	0.03	3.97	1.73	1.91	83.76
	3	7.47	0.02	4.04	1.91	1.98	84.54
	4	7.35	0.02	4.10	1.99	1.93	84.58

註: 1) 표 속의 얻은 특정 예측시점(k=1,2,3,4)에서 특정변수에 대한 교란항들을 나타낸다. 얻의 합은 1이며, 원변에 있는 각 변수에 귀속될 수 있는 총예측오차분산이 7개 변수에 할당된다.

서는 유사한 결과를 낳는다는 것을 보였다. 따라서 본논문에서는 기대인플레이션의 대변수로 실제인플레이션을 사용한다.

실증분석은 세 단계로 이루어진다. 첫째 豫測誤差分散分解를 분석하며 둘째, 모형의 推定結果를 분석하며 셋째, 圓貨對美 平均換率을 예측하여 비교한다.

4.1. 豫測誤差分散의 分解

대표적인 구조적 환율결정모형을 추정하기 전에 먼저 환율과 構造模型의 설명변수들로 이루어진 VAR 技法을 이용해 예측오차분산분해를 분석해 보기로 하자. 대표적인 구조적 환율결정모형에서 주요 설명변수들은 상대적 화폐공급, 상대적 국민소득, 상대적 인플레이션, 상대적 단기이자율, 무역수지이다. VAR 模型分析은 환율결정 요인을 분석하는 데 두

가지 정보를 제공한다. 첫째, 그것은 장단기 환율을 예측하는 데 構造的 換率模型의 설명변수들의 상대적 중요성을 분석하는 수단이다. 둘째, VAR분석은 구조모형들을 추정하는 데 이용되어지는 外生性 假定들이 타당한지에 대한 부분적인 정보를 제공한다.

換率豫測誤差의 설명력이 가장 높은 것은 환율변수이며 다른 변수들의 설명력은 아주 낮다. 변수의 순서를 바꾸더라도 환율에측오차의 설명력이 가장 높은 것은 환율변수이지만 그 변수가 이자율변수의 선후에 위치했을 때 특히 환율변수의 설명력이 떨어진다.

豫測誤差分散의 분해분석의 결과에서 구조모형에 의한 換率豫測이 어렵다는 것을 알 수 있다. 왜냐 하면 환율은 외생변수에 비해 환율의 시차변수에 의해 크게 영향을 받기 때문이다.

4.2. 通貨論的 構造模型

통화론적 구조모형의 실증적 분석은 각 모형의 추정과 그 추정모형의 예측치의 비교로 진행된다.

4.2.1. 模型推定

通貨論的 構造模型 추정식 (3.1) 또는 (3.2)는 어떤 계수를 制約시키느냐에 따라 세 가지의 환율결정모형이 될 수 있다.⁽⁶⁾ 계수에 制約이 없는 추정결과는 <表 2>~<表 5>와 같다.

通貨論的 構造模型의 추정결과를 요약한 <表 2>에 나타난 결과를 분석해 보면, Frankel (1979a)에서와 같이 시계열상관을 제거하기 위해 Cochrane-Orcutt 技法을 이용해도 Durbin-Watson 통계량이 개선되지 않는다. 時系列相關을 고려한 추정결과는 모든 설명변수의 부호를 陰이 되게 하며 이론적인 부호와 일치하지도 않을 뿐 아니라 변수들의 t 값이 낮아 5% 유의수준에서 非有意의이다.

그러나 시계열상관을 고려하지 않고 단순한 OLS 技法을 이용한 推定結果는 상대적 화폐공급의 추정계수 부호를 제외하면 Dornbusch-Frankel 모형인 硬直價格模型이 타당하다는 것을 보여준다. 또한 (1b')식의 相對的 貨幣供給의 계수를 제외하면 모든 변수의 추정계수는 유의수준 5%에서 유의적이다.

通貨論的 構造模型을 유도하는 데 Goldfeld 화폐수요함수를 이용한 추정결과인 <表 3>에 따르면, 시계열상관을 고려한 추정결과는 <表 2>와 같이 5% 유의수준에서 非有意의인 상대소득을 제외하면 모든 설명변수의 부호가 陰일 뿐만 아니라 변수들의 t 값이 낮아 5% 유의수준에서 非有意의이다.

(6) 계수를 이론적 값으로 제약시킨 추정결과는 決定係數가 아주 낮아 논의에서 제외한다. 추정결과는 언제든지 이용가능함.

〈表 2〉通貨論의 構造模型의 換率決定

變數	1980. 1/4~1987. 4/4		1980. 1/4~1988. 4/4		1980. 1/4~1989. 4/4	
	(1a)	(1a')	(2a)	(2a')	(3a)	(3a')
常數	8. 0509 (24. 14)	6. 5016 (17. 90)	8. 5351 (25. 88)	6. 8791 (46. 72)	8. 8197 (31. 55)	7. 2194 (74. 10)
$M_t - M_t^*$	-0. 3213 (-1. 621)	-0. 7729 (-1. 927)	-0. 6101 (-3. 874)	-1. 0818 (-4. 943)	-0. 7227 (-5. 084)	-1. 5331 (-8. 798)
$Y_t - Y_t^*$	-0. 1822 (-0. 780)	1. 2950 (3. 396)	-0. 0714 (-0. 360)	1. 5208 (6. 181)	-0. 0834 (-0. 420)	1. 9692 (9. 143)
$r_t - r_t^*$	-0. 0036 (-1. 077)	-0. 0202 (-3. 581)	-0. 0047 (-2. 324)	-0. 0250 (-8. 868)	-0. 0033 (-1. 691)	-0. 0294 (-11. 12)
$\pi_t - \pi_t^*$	-0. 0007 (-0. 247)	0. 0307 (2. 274)	-0. 0003 (-0. 102)	0. 0348 (2. 477)	-0. 0005 (-0. 164)	0. 0402 (2. 710)
ρ	0. 9433 (69. 77)	—	0. 9367 (65. 90)	—	0. 9339 (71. 08)	—
R^2	0. 9943	0. 9302	0. 9901	0. 9055	0. 9899	0. 8865
$D-W$	0. 4987	0. 4601	0. 8352	0. 7028	0. 6701	0. 8365

註: 1) ()속의 값은 t 값임. $D-W$ 는 Durbin-Watson 통계량임.

2) ρ 는 1계차 시계연상관의 추정계수.

〈表 3〉通貨論의 構造模型의 換率決定: Goldfeld 貨幣需要函數 사용

變數	1980. 1/4~1987. 4/4		1980. 1/4~1988. 4/4		1980. 1/4~1989. 4/4	
	(1b)	(1b')	(2b)	(2b')	(3b)	(3b')
常數	8. 1842 (23. 31)	6. 9528 (12. 25)	8. 6467 (26. 75)	6. 9355 (41. 92)	8. 8953 (32. 49)	7. 2817 (70. 36)
$M_t - M_t^*$	-0. 1365 (-0. 524)	-0. 5272 (-1. 132)	-0. 1630 (-0. 574)	-0. 7372 (-1. 475)	-0. 2249 (-0. 783)	-0. 7512 (-1. 415)
$M_{t-1} - M_{t-1}^*$	-0. 3000 (-1. 098)	-0. 8015 (-1. 033)	-0. 5594 (-1. 861)	-0. 4484 (-0. 768)	-0. 5883 (-1. 980)	-0. 9242 (-1. 555)
$Y_t - Y_t^*$	-0. 0935 (-0. 378)	-1. 8282 (2. 850)	0. 0230 (0. 116)	1. 6335 (5. 674)	0. 0027 (0. 014)	2. 1303 (9. 064)
$r_t - r_t^*$	-0. 0048 (-1. 357)	-0. 0282 (-2. 945)	-0. 0052 (-2. 657)	-0. 0266 (-7. 671)	-0. 0040 (-2. 070)	-0. 0319 (-10. 51)
$\pi_t - \pi_t^*$	-0. 0006 (-0. 195)	0. 0347 (2. 473)	-0. 0008 (-0. 239)	0. 0349 (2. 469)	-0. 0008 (0. 255)	0. 0394 (2. 711)
ρ	0. 9441 (72. 56)	—	0. 9378 (72. 63)	—	0. 9910 (77. 55)	—
R_2	0. 9945	0. 9331	0. 9912	0. 9074	0. 9910	0. 8943
$D-W$	0. 4050	0. 5661	0. 7540	0. 7453	0. 5841	0. 9308

註: 〈表 2〉와 동일

그러나 시계열상관을 고려하지 않는 단순한 추정결과는 상대적 화폐공급의 변수들(즉 t 期와 $t-1$ 期の 상대적 화폐공급)과 (1b')식의 상대소득 추정계수를 제외하면 모든 변수의 추정계수의 부호는 理論의 부호와 같다. 또한 相對的 화폐공급의 변수들을 제외하면 모든 변수

〈表 4〉貿易收支量 고려한 換率決定模型

變數	1980. 1/4~1987. 4/4		1980. 1/4~1988. 4/4		1980. 1/4~1989. 4/4	
	(1c)	(1c')	(2c)	(2c')	(3c)	(3c')
常數	7. 9938 (24. 24)	7. 2586 (21. 97)	8. 4465 (26. 44)	6. 9918 (56. 71)	8. 7046 (32. 29)	7. 2654 (91. 95)
$M_t - M_t^*$	-0. 3127 (-1. 564)	-1. 0483 (-3. 318)	-0. 5832 (-3. 685)	-0. 7342 (-3. 702)	-0. 6805 (-4. 743)	-1. 0148 (-5. 559)
$Y_t - Y_t^*$	-0. 1755 (-0. 747)	1. 2335 (4. 188)	-0. 0757 (-0. 382)	0. 9344 (3. 766)	-0. 0941 (-0. 476)	1. 1735 (4. 702)
$r_t - r_t^*$	-0. 0036 (-1. 046)	-0. 0289 (-6. 027)	-0. 0045 (2. 219)	-0. 0244 (-10. 57)	-0. 0032 (-1. 620)	-0. 0275 (-12. 71)
$\pi_t - \pi_t^*$	-0. 0010 (-0. 322)	0. 0216 (2. 036)	-0. 0008 (-0. 237)	0. 0202 (1. 684)	-0. 0010 (-0. 299)	0. 0222 (1. 761)
TB_t	0. 0101 (0. 806)	0. 1242 (4. 320)	0. 0168 (1. 112)	0. 1157 (4. 015)	0. 0197 (1. 289)	0. 1346 (4. 427)
ρ	0. 9408 (64. 08)	—	0. 9334 (60. 46)	—	0. 9309 (65. 51)	—
R^2	0. 9944	0. 9600	0. 9905	0. 9392	0. 9904	0. 9288
$D-W$	0. 5816	0. 9984	0. 9394	1. 0414	0. 7849	1. 1625

註: 〈表 2〉와 동일.

〈表 5〉Goldfeld-Hooper-Morton模型: Goldfeld 貨幣需要函數 사용

變數	1980. 1/4~1987. 4/4		1980. 1/4~1988. 4/4		1980. 1/4~1989. 4/4	
	(1d)	(1d')	(2d)	(2d')	(3d)	(3d')
常數	8. 1283 (23. 35)	7. 5642 (16. 34)	8. 5632 (27. 19)	6. 9580 (51. 36)	8. 7898 (32. 96)	7. 2668 (84. 18)
$M_t - M_t^*$	-0. 1288 (0. 490)	-0. 8681 (-2. 349)	-0. 1490 (-0. 524)	-0. 9635 (-2. 334)	-0. 2107 (0. 736)	-0. 9978 (2. 233)
$M_t - M_{t-1}^*$	-0. 2989 (-1. 084)	-0. 5698 (-0. 944)	-0. 5456 (-1. 815)	0. 3284 (0. 635)	-0. 5607 (-1. 892)	-0. 0228 (-0. 041)
$Y_t - Y_t^*$	-0. 0875 (-0. 351)	1. 6138 (3. 233)	0. 0158 (0. 794)	0. 8129 (2. 578)	-0. 0113 (-0. 057)	1. 1811 (3. 804)
$r_t - r_t^*$	-0. 0047 (-1. 324)	-0. 0344 (-4. 554)	-0. 0050 (-2. 547)	-0. 0232 (-7. 859)	-0. 0038 (-1. 985)	-0. 0276 (-10. 05)
$\pi_t - \pi_t^*$	-0. 0008 (-0. 195)	0. 0246 (2. 217)	-0. 0012 (-0. 363)	0. 0191 (1. 564)	-0. 0012 (-0. 374)	0. 0222 (1. 727)
TB_t	0. 0100 (0. 800)	0. 1217 (4. 207)	0. 0155 (1. 608)	0. 1234 (3. 913)	0. 0174 (1. 176)	0. 1340 (3. 939)
ρ	0. 9416 (66. 76)	—	0. 9350 (66. 94)	—	0. 9331 (71. 61)	—
R^2	0. 9947	0. 9615	0. 9916	0. 9401	0. 9914	0. 9288
$D-W$	0. 4897	1. 1204	0. 8428	1. 0601	0. 6761	1. 1623

註: 〈表 2〉와 동일.

는 5% 유의수준에서 유의적이다.

무역수지를 고려한 換率決定模型의 추정결과인 <表 4>에 따르면, 시계열상관을 고려한 모형의 추정계수의 부호는 貿易收支項을 제외하면 모두 陰일 뿐만 아니라 모든 설명변수는 유의수준 5%에서 非有意의이다.

그러나 시계열상관을 고려하지 않고 OLS 技法을 이용한 추정계수의 부호는 相對的 利子率에서만 이론적 부호와 같다. 그러나 추정계수의 부호는 유의수준 5%에서 모두 유의적이다. OLS 추정에서 무역수지의 추정계수가 陽이고 유의적인 것은 한국의 外債問題에서 연유하는 것이라 볼 수 있다. 왜냐 하면 무역수지 黑字는 외채상환에 필요한 수준이어야 하므로, 무역수지 흑자가 外債償還額에 못미친다면 그것은 오히려 換率에 陽의 영향을 미치기 때문이다.

통화론적 구조모형에 나타난 변수를 이용한 VAR모형의 추정에서 얻은 결과는 <表 6>과 같다. 추정기간을 달리함에 따라 유의수준 5% 또는 10%에서 換率의 시차변수는 항상 有意인 설명력을 갖지만 다른 설명변수들의 경우 유의적인 변수가 서로 다르다. 추정식 (3)에서는 환율의 시차변수와 利子率의 差가 유의수준 5%에서 환율결정에 유의적인 설명력을 지니며, 추정식 (4)에서는 환율의 시차변수와 $t-2$ 期の 인플레이션의 差가 유의수준 5%에서 환율결정에 유의적이다. 유의수준 10%에서 $t-2$ 期の 인플레이션의 差가 유의적이다. 반면 추정식 (5)에서는 환율의 시차변수, 상대적 貨幣供給 그리고 $t-1$ 期の 相對的 인플레이션이 유의수준 5%에서 유의적이다.

推定期間을 달리할 때 t 값으로 판정하여 유의적인 변수들에 대해 <表 7>의 F 檢定을 이용한 결과와 비교해 보면, 추정식 (3)의 해당 기간에는 5% 유의수준에서 t 값으로 유의적인 변수는 F 값으로 판정해도 유의적이다. 그러나 추정식 (4), (5)의 경우 환율변수를 제외하면 t 값으로 판정해 유의적인 변수가 F 값을 기준으로 한 유의적인 변수와 서로 다르다.

Goldfeld 貨幣需要函數를 이용하고 무역수지를 고려한 환율모형(이하 Goldfeld-Hooper-Morton 模型이라 부름)의 추정결과인 <表 5>는 $t-1$ 期の 相對的 貨幣供給도 陰이라는 사실을 제외하면 <表 4>와 똑 같다.

<表 2>~<表 5>까지의 推定結果를 보면, 시계열상관을 고려하지 않는 모형의 추정결과가 이론적 부호와 일치하지 않지만 변수들은 유의수준 5%에서 有意的이다. 그러나 구조모형의 추정결과와 공통적인 현상은 시계열상관을 조정한 Durbin-Watson 통계량이 너무 낮다는 것이다. 이것은 복수통화바스켓환율을 산정하는 데 이용한 소위 비밀 파라메터인 α 가 시장변수의 변화에 비해 너무 느리게 조정되어 발생된 것으로 해석하는 학자들도 있다.

〈表 6〉通貨論的 接近의 換率決定 VAR 模型推定

推定期間 變數	1980. 1/4~1987. 4/4 (3)	1980. 1/4~1988. 4/4 (4)	1980. 1/4~1989. 4/4 (5)
E_{t-1}	1. 7648 (11. 21)	1. 5740 (11. 59)	1. 8176 (14. 620)
E_{t-2}	-0. 8409 (-5. 179)	-0. 6554 (-4. 517)	-0. 8873 (-7. 006)
$M_{t-1}-M_{t-1}^*$	-0. 0201 (-0. 224)	-0. 1188 (-1. 697)	-0. 2419 (-3. 304)
$M_{t-2}-M_{t-2}^*$	-0. 0084 (-0. 071)	-0. 0517 (-0. 462)	0. 2250 (2. 452)
$Y_{t-1}-Y_{t-1}^*$	-0. 1313 (-0. 902)	-0. 0834 (-0. 817)	0. 0296 (0. 269)
$Y_{t-2}-Y_{t-2}^*$	0. 1604 (1. 231)	0. 2070 (2. 106)	-0. 0071 (-0. 073)
$r_{t-1}-r_{t-1}^*$	0. 0041 (2. 298)	0. 0010 (1. 397)	-0. 0002 (-0. 281)
$r_{t-2}-r_{t-2}^*$	-0. 0049 (-3. 302)	-0. 0041 (-3. 070)	-0. 0002 (-0. 267)
$\pi_{t-1}-\pi_{t-1}^*$	0. 0015 (0. 867)	0. 0031 (2. 048)	0. 0040 (2. 341)
$\pi_{t-2}-\pi_{t-2}^*$	0. 0011 (0. 678)	0. 0029 (1. 847)	0. 0002 (0. 170)
TB_{t-1}	0. 0058 (1. 166)	0. 0071 (1. 354)	0. 0043 (0. 696)
TB_{t-2}	-0. 0060 (-1. 011)	-0. 0002 (-0. 039)	-0. 0041 (-0. 619)
常數	0. 5373 (2. 139)	0. 7658 (3. 497)	0. 4783 (2. 396)
R^2	0. 9995	0. 9993	0. 9990
$D-W$	2. 7556	2. 4921	2. 0759

註: 1) ()속의 값은 t 값임. $D-W$ 는 Durbin-Watson 통계량임.

〈表 7〉通貨論的 模型의 換率決定 VAR 推定에서 F檢定

推定期間 變數	1980. 1/4~1987. 4/4	1980. 1/4~1988. 4/4	1980. 1/4~1989. 4/4
E	480. 54 (0. 000)	664. 44 (0. 000)	665. 91 (0. 000)
$M-M^*$	0. 064 (0. 937)	11. 56 (0. 000)	6. 195 (0. 006)
$Y-Y^*$	0. 777 (0. 476)	3. 148 (-0. 064)	0. 081 (0. 922)
$r-r^*$	5. 653 (0. 013)	4. 750 (-0. 020)	0. 152 (0. 859)
$\pi-\pi^*$	0. 539 (0. 593)	4. 163 (-0. 030)	2. 741 (-0. 846)
TB	0. 923 (0. 417)	1. 084 (0. 357)	0. 292 (0. 749)

註: 1) ()속의 값은 유의수준.

이러한 정책적 현실을 반영하고 통화론적 구조모형이 갖는 시계열상관의 문제를 해결하는 방법은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 첫째, 불안정 변수를 안정(stationary)된 변수로 전환시켜 사용하는 것으로, 이를 위해 차분변수가 이용될 수 있다. 둘째, 불안정 변수를 이용하고, 공적분검정을 하는 것이다. 이것은 추정식의 殘差項에 대해 단위근검정을 하는 것이다.

4.2.2. 標本內 豫測

각 모형의 두 가지 推定方式에서 얻은 豫測值를 비교한 것이 <表 8>과 <表 9>이다. 두 表에 나타난 바에 따르면 1989.1/4 분기~1989.4/4 분기 동안은 OLS 推定模型의 豫測誤差가 시계열상관을 고려한 추정모형의 예측오차보다 작지만 1990.1/4 분기 이후에는 後者가 前者보다 작다. 또한 예측기간 동안에는 무역수지를 고려한 通貨論的 構造模型이 단순한

<表 8> 豫測值와 實際值 : 通貨論的 構造模型

分 期	實際換率	豫 測 換 率			
		(2a)	(2a')	(2b)	(2b')
1989. 1/4	677. 460	740. 481	713. 734	737. 120	714. 181
2/4	666. 880	728. 395	706. 467	723. 520	704. 551
3/4	668. 560	767. 133	703. 252	760. 623	697. 999
4/4	672. 920	746. 794	694. 065	738. 425	686. 994
1990. 1/4	694. 130	684. 716	680. 297	679. 513	677. 231
2/4	711. 770	741. 652	666. 911	733. 891	660. 432
3/4	714. 000	730. 806	658. 962	720. 842	649. 619
MAE	—	50. 440	29. 582	52. 234	35. 789
RMSE	—	58. 789	39. 700	57. 651	39. 457

註: 1) MAE=mean absolute error, RMSE=root mean square error.

<表 9> 豫測值와 實際值 : 貿易收支 고려한 通貨論的 構造模型

分 期	實際換率	豫 測 換 率			
		(2c)	(2c')	(2d)	(2d')
1989. 1/4	677. 460	729. 894	713. 734	731. 629	713. 958
2/4	666. 880	719. 499	705. 352	722. 456	703. 567
3/4	668. 560	744. 647	700. 786	747. 829	695. 866
4/4	672. 920	724. 119	691. 059	728. 626	684. 419
1990. 1/4	694. 130	684. 151	678. 096	687. 946	675. 265
2/4	711. 770	710. 858	663. 716	714. 339	657. 653
3/4	714. 000	707. 712	656. 167	713. 340	647. 279
MAE	—	35. 645	35. 290	35. 937	35. 956
RMSE	—	44. 830	37. 936	17. 758	40. 164

註: <表 8>과 동일.

〈表 10〉豫測値와 實際値

分 期	實際換率	豫 測 換 率		
		(3)	(4)	(5)
1988. 1/4	771. 460	804. 914	—	—
2/4	735. 640	787. 913	—	—
3/4	722. 970	774. 432	—	—
4/4	695. 790	777. 853	—	—
1989. 1/4	677. 460	774. 683	678. 704	—
2/4	666. 880	763. 164	631. 330	—
3/4	668. 560	748. 055	585. 467	—
4/4	672. 920	729. 888	544. 420	—
1990. 1/4	694. 130	717. 538	512. 761	657. 019
2/4	711. 770	705. 267	481. 830	653. 817
3/4	714. 000	695. 412	453. 539	655. 210
MAE	—	—	131. 461	—
RMSE	—	—	159. 592	—

註 : 〈表 8〉과 동일.

구조모형보다 예측력이 더 높고 Hooper-Morton 模型의 추정에서는 Goldfeld 회귀수요함수를 이용한 모형 즉 Goldfeld-Hooper-Morton 模型의 예측력이 더 높다.

Goldfeld-Hooper-Morton 模型의 標本內 豫測에서 MAE와 RMSE⁽⁷⁾로 판정해 豫測力이 높은 모형은 (2d)이다. 그러나 推定模型의 계수 부호가 대부분 陰으로 이론적 부호와 일치하지 않아 豫測力만 높다고 좋은 모형이라 할 수 없다.

〈表 6〉의 환율추정모형을 사용해 換率의 예측치를 비교한 〈表 10〉을 보면, VAR모형의 예측치와 실제치는 差가 큰것을 알 수 있다. VAR모형과 구조모형을 이용한 標本內 豫測의 결과는 예측오차를 기준으로 보면 構造模型의 예측치가 실제치에 가깝다. 그러나 이것은 독일 마르크貨와 미국 달러貨間 換率(\$/DM)의 표본의 예측을 분석한 Woo(1985)의 결과와 같으며 G5에 속한 국가의 환율의 표본의 예측에서 랜덤워크模型이 더 낫다는 Meese and Rogoff(1983a, 1983b)와는 상반된 결과이다.⁽⁸⁾

(7) 여기서 MAE(mean absolute error)와 RMSE(root mean square error)는 아래와 같이 정의된다. $A(t)$ 는 실제치, $F(t)$ 는 예측치이다.

$$MAE = \frac{\sum |F(t+s) - A(t+s)|}{N}, \quad RMSE = \sqrt{\frac{\sum [F(t+s) - A(t+s)]^2}{N}}$$

(8) 현재 환율예측모형의 論爭點은 표본의 예측치의 예측력에 집중되고 있다. 이것은 두 가지 사실에 기인한다. 첫째, 지금까지의 연구는 표본내 예측에서는 構造的 模型이 랜덤워크模型보다 예측력이 높다는 것을 지적하고 있고, 이에 대해 학자들의 의견이 일치하고 있다. 둘째, 표본내 예측에서 문제는 推定方程式의 부호가 이론적 부호와 같고 예측력이 얼마나 높으나에 있다. 그러나 표본의 예측에서는 構造的 模型보다 랜덤워크模型이 더 낫다는 것이 實證的으로 보여지고 있다.

4.3. 勞動市場 不均衡模型의 推定

노동시장 불균형을 고려한 환율결정의 구조모형 추정결과는 <表 11>과 <表 12>에 요약되어 있다. 추정식 (6a)에서 추정계수가 理論의 부호와 일치하는 것은 利率의 差와 貿易收支이며 이 중에서 5% 유의수준에서 유의적인 것은 이자율의 差뿐이지만, 이론적 부호와 일치하지 않지만 5% 유의수준에서 有意의인 변수는 상대적 貨幣供給과 이질적 物價相對比(소비자물가/도매물가)의 差($DP_t - DP_t^*$)이다.

추정식 (6b)에서 이론적 부호와 일치하는 것은 利率 差 그리고 t 期 相對所得과 貿易收支이지만 세 변수중 5% 유의수준에서 유의적인 변수는 利率 差뿐이다. 이론적 부호와 일치하지 않지만 유의적인 변수는 $DP_t - DP_t^*$ 항이다.

貿易收支를 무시한 추정모형은 (6c)와 (6d)이다. (6c)에서 추정계수가 이론적 부호와 일치하며 유의수준 5%에서 有意的인 변수는 이자율 差뿐이며, $DP_t - DP_t^*$ 項은 유의수준 5%에서 유의적이지만 추정계수가 이론적 부호와 일치하지 않는다. (6d)의 추정결과는 (6c)

<表 11> 表勞動市場不均衡下의 換率決定構造模型(1980.1/4~1988 4/4)

變 數	(6a)	(6b)	(6c)	(6d)
常 數	10.461 (4.702)	0.5784 (0.365)	12.103 (5.547)	0.4735 (0.321)
$M_t - M_t^*$	-0.3255 (-2.946)	0.0676 (0.633)	-0.0976 (-0.502)	-0.6676 (-2.163)
$M_{t-1} - M_{t-1}^*$	— —	— —	-0.3149 (-1.576)	0.6683 (2.384)
$r_t - r_t^*$	-0.0039 (-3.135)	-0.0122 (-4.959)	-0.0041 (-3.513)	-0.0102 (-4.320)
$cp_{t-1} - cp_{t-1}^*$	0.1570 (0.901)	-0.2725 (-1.572)	0.1773 (1.090)	0.0607 (0.291)
$DP_t - DP_t^*$	-1.6078 (-5.43)	-2.2521 (-4.987)	-1.4640 (-5.666)	-2.0080 (-5.853)
$Y_t^s - Y_t^{s*}$	0.1244 (0.926)	-0.4327 (-1.288)	0.1688 (1.321)	-0.3527 (-1.149)
$Y_{t-1}^a - Y_{t-1}^{s*}$	0.0407 (0.291)	0.0607 (0.156)	0.0800 (0.611)	-0.0341 (-0.095)
TB_t	-0.0053 (-0.488)	-0.0421 (-1.544)	— —	— —
TB_{t-1}	-0.0005 (-0.469)	0.0129 (0.505)	— —	— —
ρ	0.9451 (45.21)	— —	0.5900 (57.63)	— —
R^2	0.9963	0.9850	0.9965	0.9864
D-W	1.4252	1.0399	1.3432	0.9307
DF	25	26	26	27

註: <表 2>와 동일.

〈表 12〉 豫測値와 實際値

分 期	實際換率	豫 測 換 率			
		(6a)	(6b)	(6c)	(6d)
1989. 1/4	677. 460	702. 84	723. 339	702. 910	724. 740
2/4	666. 880	690. 87	730. 710	688. 880	728. 828
3/4	668. 560	681. 57	742. 675	677. 073	739. 865
4/4	672. 920	666. 06	735. 316	660. 073	732. 877
1990. 1/4	694. 130	650. 06	723. 470	645. 172	716. 827
2/4	711. 770	632. 78	713. 303	626. 426	706. 714
3/4	714. 000	621. 80	709. 596	613. 638	707. 380
MAE	—	44. 5	40. 222	53. 323	39. 266
RMSE	—	58. 34	48. 486	61. 101	46. 807

註：〈表 8〉과 동일.

의 추정결과와 달리 t 期の 상대적 貨幣供給과 이질적 物價相對比를 제외하면 추정계수가 이론적 부호와 일치하지만 Durbin-Watson 통계량과 결정계수가 낮다.

세 가지 추정모형에서 $DP_t - DP^*$ 項이 5% 유의수준에서 유의적이지만 이론적 부호와 달리 陰의 부호를 갖는 것은 중앙은행의 화폐시장 개입이 物價安定에 역점을 두고 있다는 것을 반영한다. 이 결과는 한국은행의 실제 換率運用政策이 物價安定에 역점을 두었다는 것과 일치한다.

〈表 11〉의 추정모형을 이용한 標本內 豫測換率과 實際換率을 비교한 것이 〈表 12〉이다. 장기적인 환율수준을 예측하는 데는 (6b)와 (6d)가 낫다고 볼 수 있지만, 이들 두 가지 모형중에서도 (6d) 예측치의 豫測誤差가 더 적다.

장기적인 元貨對美 換率趨勢를 예측하는 데는 노동시장 불균형구조모형인 (6d)와 통화론적 구조모형중 예측력이 높은 (2d)를 MAE와 RMSE 기준으로 비교하면 後者가 前者보다 낫다. 그러나 長期換率을 예측하는 데는 (6d)가 (2d)보다 두 가지 점에서 더 낫다. 첫째, 추정계수의 부호가 理論的 부호와 상당히 일치하면서 변수들이 유의적이다. 둘째, 결정계수가 약간 낮지만 Durbin-Watson 통계량은 더 높다. 따라서 통화론적 구조모형에서의 같은 시계열상관의 문제가 발생하지 않는다.⁽⁹⁾

이런 결과는 柳東吉·李鍾郁(1989), Yoshikawa(1990)와 마찬가지로 환율의 장기적 추세를 결정하는 데 總供給要因을 고려하는 것이 중요하다는 것을 보여준다.

(9) 이에 대한 더 구체적 논의는 본연구의 결론을 참조.

4.4. 랜덤워크模型 推定

여기서 랜덤워크 推定模型은 浮遊項이 있는 것을 택하고 모형의 추정은 誤差項에 시계열 상관관계가 있는 경우에 한정된다. 시계열 상관관계를 무시한 모형의 推定에 대한 논의를 생략하는 것은 이 경우 實際推定에서 Durbin-Watson 통계량이 낮아 시계열상관의 문제가 발생하기 때문이다.

랜덤워크模型을 추정기간을 달리하며 추정한 결과는 <表 13>에 요약되어 있다. 名目換率 사이에 시계열상관이 높아, 실제추정은 그것을 고려한 모형을 이용했다. <表 14>에 따르면 랜덤워크 추정모형을 이용한 표본내 예측치와 실제치는 乖離가 크다. 위 분석결과에 비

<表 13> 推定結果

變數 \ 推定期間	1980. 1/4~1987. 4/4 (9a)	1980. 1/4~1988. 4/4 (9b)	1980. 1/4~1989. 4/4 (9c)
常數	1. 1701 (2. 875)	-0. 0836 (-0. 278)	0. 2014 (0. 614)
E_{t-1}	0. 8263 (13. 62)	1. 0239 (21. 72)	0. 9680 (20. 00)
ρ	0. 8263 (0. 0001)	1. 0241 (0. 020)	0. 9680 (0. 0003)
R^2	0. 9977	0. 9975	0. 9973
D-W	0. 8383	1. 2929	0. 9762

註: <表 2>와 동일.

<表 14> 實際値와 豫測値

分 期	實際換率	豫 測 換 率		
		(9a)	(9b)	(9c)
1988. 1/4	771. 460	810. 858	—	—
2/4	735. 640	803. 172	—	—
3/4	722. 970	799. 207	—	—
4/4	695. 790	797. 871	—	—
1989. 1/4	677. 460	798. 360	691. 142	—
2/4	666. 880	800. 083	660. 854	—
3/4	668. 560	802. 604	629. 432	—
4/4	672. 920	805. 600	597. 074	—
1990. 1/4	694. 130	808. 837	563. 987	651. 39
2/4	711. 770	812. 146	530. 393	645. 67
3/4	714. 000	815. 409	496. 520	640. 25
MAE	—	—	94. 811	—
RMSE	—	—	122. 265	—

註: <表 8>과 동일.

추어 볼 때 선진국간의 名目換率의 月刊資料, 週刊資料를 이용하는 경우 랜덤워크模型의 예측력은 높을지 모르지만[Meese and Rogoff(1983a, 1983b)] 환율의 장기분석을 위해 分期別 資料를 이용하는 경우 랜덤워크모형은 한계가 있다고 볼 수 있다. 우리나라의 경우 市場平均換率制度가 시행된 기간 동안의 월별 자료를 랜덤워크모형을 사용해 환율수준을 예측해 보면 標本內 豫測力이 아주 높게 나타난다.⁽¹⁰⁾

5. 政策的 示唆點

通貨論的 接近의 구조모형중에서도 Goldfeld-Hooper-Morton 모형인 추정식 (2d)가 예측력이 가장 높고 추정계수가 非有意的이지만 추정계수의 부호가 이론적 부호와 다르다. 반면 勞動市場 不均衡模型중 예측력이 가장 높은 추정식 (6d)는 추정계수가 유의적이며 추정계수의 부호가 이론적 부호와 상당히 일치한다. (2c)와 (6d)에 의한 예측오차는 1989년에는 아주 크게 나타나지만 1990년부터는 예측오차가 줄어든다. 그 원인의 하나로 對美 通商摩擦의 결과 元貨 對美 환율의 결정방식이 1990년 3월부터는 1980년 2월부터 시행된 복수통화바스켓제도에서 市場平均換率制度로 전환된 것을 들 수 있다. 그러나 본논문의 勞動市場 不均衡模型은 환율결정방식을 시장에 맡기는 市場平均換率制度에서도 예측력이 높다.

Goldfeld-Hooper-Morton 模型이나 노동시장 불균형모형의 분석결과에 비추어 보면 1988년 이후 美國의 통상압박에 의한 元貨 對美 달러환율의 過大切上은 1990년 3월부터 시행된 市場平均換率制度로 인해 사라지고 있다. 그러나 이러한 현상을 환율의 장기변동에서 일시적 교란으로 볼 것인가 아니면 換率의 ‘장기균형 이탈상태’ (misalignment)로 볼 것인가는 앞으로 더 연구될 과제이다.

Huizinga(1987)는 변동환율제도 이후 실질환율의 장기간의 변동을 분석하기 위한 통계적 기법을 사용해 실질환율의 長期樣相은 랜덤워크와는 달리 平均逆轉要因(mean reverting component)이 존재한다는 것을 보였다. 본논문의 랜덤워크模型에 따르면, 두 기간(1980.1/4~1987.4/4 및 1980.1/4~1989.4/4)의 환율 시차변수의 추정계수가 1보다 적고 유의적임으로 환율에도 평균역전요인이 존재한다고 볼 수 있다.⁽¹¹⁾ 名目換率의 장기변동을 설명하는데 일시적인 평균역전요인이 元貨 對美 환율에서도 나타나고 있다. 따라서 實質換率에 대한 Huizinga(1987)의 실증분석과 金融資産에 대한 De Long *et al.*(1990)의 理論的 分析에

(10) 추정결과는 필자에게 요구하면 언제나 이용가능함.

(11) Mankiw, Miron and Weil(1987)은 부유함을 가진 랜덤워크模型과 유사한 모형을 이용한 실증 분석에서 시차변수의 추정계수가 1보다 작은 것을 평균역전이 존재하는 것으로 해석하고 있다.

서 제시된 이른바 자산가격의 長期變動에서 단기적 이탈현상인 교란인자는 平均逆轉要因에 의해 자산가격을 기본가치(fundamental value)로 수렴시켜 간다는 이론이 元貨 對美 換率의 장기양상을 설명하는 데 적용될 수 있다고 추론할 수 있다.

이러한 연구가 우리 경제에 주는 시사점은 크게 세 가지로 나눌 수 있다. 첫째, 우리나라의 換率決定에서는 선진국의 경우에서와 달리 랜덤워크모형에 비해 구조적 모형의 標本內 豫測力이 높게 나타난다.⁽¹²⁾ 따라서 미국의 환율조작국 지정은 본논문의 실증적 연구 결과와는 오히려 상반된 것으로 지적될 수 있다. 外換市場이 발달된 미국의 경우, 중앙은행이 외환시장에 개입하여 換率을 안정시킨다면 한국과 같이 외환시장이 미개발된 나라는 비밀파라미터와 같은 政策變數로 환율을 관리할 수밖에 없다. 즉, 미국이나 한국의 환율관리는 두 나라의 경제 여건의 차이에서 오는 것으로 환율결정모형을 韓美 양국의 경제구조에 맞게 總供給側面을 강조하여 설정한다면, 미국이 한국을 換率操作國으로 지정한 것의 논리적 타당성은 희박해진다. 둘째, 勞動市場 不均衡模型의 예측환율을 기본으로 하고 동화론적 모형에서 나온 예측환율을 잠적한 예측환율수준은 1990년 3월부터 시행되는 市場平均換率制度下에서의 목표환율대(target rate zone) 또는 참고환율대(reference rate zone)의 설정에 이용될 수 있다. 市場平均換率을 그 폭 속에서 자유롭게 변동시킴으로써 환율이 실물거래 특히 수출 및 수입에 미치는 영향을 안정적으로 만들 수 있다. 셋째, 變動換率制度를 가미한 환율운용방식인 복수통화마켓제도 이후 元貨의 對美 환율을 랜덤워크모형으로 분석해 보면 平均逆轉要因이 존재할 가능성이 높다는 것을 알 수 있다.

6. 結 論

본연구는 한국과 선진국의 換率決定模型을 비교 고찰했을 뿐만 아니라 韓美 양국의 공동된 경제구조를 반영하기 위해 총공급측면을 강조하여 複數通貨마켓制度가 시행된 1980년 2월 27일부터 1990년 9월까지의 미국 및 한국의 분기별 자료를 이용해 元貨 대비 명목환율을 분석하고 균형환율 예측모형을 유도하였다.

본논문의 결론은 몇 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 몇 가지 환율결정모형을 대비해 볼 때 總供給의 애로요인이 없는 선진국간 환율결정모형에 이용되는 동화론적 접근의 Goldfeld-Hooper-Morton 模型이 포본내 예측에서 예측력이 가장 높지만 추정계수가 非有意의이고 추

(12) 선진국간 換率의 예측에서 Meese and Rogoff(1983a, 1983b)는 랜덤워크모형의 예측력이 높다는 것을 보인 반면 Woo(1985)는 구조적 모형의 예측력이 높다는 것을 보였다.

정계수의 부호가 이론적 부호와 일치하지 않는다. 따라서 그 모형을 한국과 같은 중진국과 선진국간 換率豫測模型으로 적용하기엔 한계가 있다. 반면 총공급의 애로요인을 갖는 중진국과 선진국간의 환율결정모형은 총공급측면을 고려했을 때 추정계수의 부호가 理論的 부호와 상당히 일치하며, 변수들이 유의적일 뿐만 아니라 추정모형의 예측력도 높다. 둘째, 구조적 모형의 추정에서 相對的 物價의 추정계수 부호가 이론적 부호와 다른 것은 元貨의 對美 換率 운용정책은 물가안정에 역점을 둔 것으로 해석할 수 있다. 셋째, 본연구의 標本內 豫測結果의 정책적 시사점을 찾아 본다면, 1990년 3월부터 시행된 시장평균환율제도 하에서 Goldfeld-Hooper-Morton 모형과 勞動市場 不均衡模型을 이용하여 환율의 標本外 豫測值(out-of-sample forecast)를 얻고 그것은 목표환율대의 중심환율로 이용될 수 있을 것이다. 넷째, 이러한 실증분석의 결과는 미국의 한국에 대한 환율조작국 지정이 경제논리보다는 정치논리의 성격이 강하다는 것을 시사하고 있다.

本研究의 한계로 지적될 수 있는 세 가지로 볼 수 있다. 첫째, 예측력의 비교가 표본내 기간에만 한정되어 있고 표본외 예측에 대한 모형간의 비교가 분석되지 않고 있다는 것이다.

둘째, 구조모형의 추정에 이용되는 변수의 安定性 檢定이 간여되어 있다는 것이다. 그러나 구조모형에 대한 공적분견성으로도 이 문제는 해결될 수 있다.

셋째, 통화론적 구조모형의 추정결과에서는 Durbin-Watson 통계량이 낮아 시계열상관의 문제가 발생하지만, 노동시장 불균형모형의 추정결과에서는 이런 문제가 발생하지 않는다. 통화론적 구조모형에서 시계열상관 문제가 심각하게 나타나는 것을 복수통화바스켓제도 하의 비밀파라미터의 느린 조정으로 보는 견해가 있다. 그러나 노동시장 불균형모형에서는 시계열상관의 문제가 발생하지 않으므로, 통화론적 구조모형에서 나타난 시계열상관의 문제는 오히려 본연구에 따르면 '생략된 변수'문제로 볼 수 있다. 그러나 이런 차이가 어떤 요인에 기인하는지에 대해서는 더 깊은 분석이 필요하다.

서울女子大學校 經濟學科 副教授

139-242 서울 노원구 공릉 2동

전화 : (02)970-5114

팩시 : (02)978-7931

參 考 文 獻

- 郭承榮·金勝鎮(1989): “適正換率 分析에 관한 이론정립”, 韓國經濟研究院.
- 郭泰運(1989): “우리나라 換率制度的 選擇方向”, 『換率政策的 課題와 展望』, 韓國經濟研究院 研究調查資料 89-05.
- 金仁竣(1989): “새로운 換率政策的 展開 方向: 小規模 開放經濟下에서 換率政策的 選擇”, 『金融研究』 3월호, 全國銀行聯合會.
- 金仁哲(1983): “韓國의 國際收支와 換率의 同時的 決定에 대한 通貨論的 分析”, 『韓國開發研究』 봄호.
- _____ (1984): “우리나라의 實質換率指數와 마스켓通貨의 最適 加重值 計算”, 『韓國開發研究』 봄호.
- 金宗萬(1991): 『主要 換率變動의 特性和 政策示唆點』, 對外經濟政策研究院.
- 申世敦(1983): “우리나라의 換率 制度 및 運用에 관한 연구”, 韓國銀行金融研究室.
- 王然均(1988): “韓國의 換率 實勢化와 外換自由化에 관한 연구”, 『經濟學研究』 36.1, 147~170.
- 柳東吉·李鍾郁(1989): “換率切上이 經常收支에 미치는 效果: 名目適正換率決定模型”, 『崇實大學論文集』 19, 33~64.
- 李鍾郁(1992): “總需要, 總供給과 換率決定模型: 원貨對美換率의 實證的 研究”, 『金融研究』 6.1, 39~75.
- 李天杓(1981): “輸出主導型 成長經濟의 換率決定”, 『韓國開發研究』, 23~43.
- 鄭琪榮(1990): “資產市場接近法에 의한 換率決定理論”, 『銀行情報』 5월호, 52~79.
- 車東世(1985): “우리나라 換率制度的 改善方向”, 『金融研究』 8월호, 全國銀行聯合會.
- 崔範樹(1989): “單位根과 共積分의 經濟學的 意味과 그 檢定方法에 대한 概要”, 『韓國開發研究』 여름호, 1~25.
- 韓國銀行(1980~1990): 『調查統計月報』.
- Ahking, F.W., and S.M. Miller (1987): “On Comparison of the Stochastic Processes of Structural and Time-Series Exchange-Rate Models,” *Review of Economics and Statistics*, 496~502.
- Bilson, John F.O. (1979a): “The Deutsche Mark/Dollar Rate: A Monetary Analysis,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 11, 59~102.
- _____ (1979b): “Recent Developments in Monetary Models of Exchange Rate Determination,”

- IMF Staff Papers*, 59~102.
- De Long, J.R., A. Schleifer, L.H. Summers, and R.J. Waldman(1990): "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, 703~738.
- Dornbusch, R. (1980): "Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 143~185.
- _____(1986): "Exchange Rate Economics: 1986," *NBER Working Paper* #2071.
- Enders, W. (1989): "Unit Roots and the Real Exchange Rate before World War I: The Case of Britain and the U.S.A.," *Journal of International Money and Finance*, 8, 59~74.
- Frankel, J. (1979a): "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rate Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review*, Sep., 610~622.
- _____(1979b): "Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination," in John F.O. Bilson, and R.C. Martson, *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago, the University of Chicago Press.
- _____(1980): "Exchange Rates, Prices, and Money: Lessons from the 1920's" *American Economic Review*, May, 235~242.
- Goldfeld, S.M. (1973): "The Demand for Money Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity*, 577~638.
- Hooper, P., and J. Morton(1982): "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination," *Journal of International Money and Finance*, 39~56.
- Huizinga, J.(1987): "An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 149~214.
- Krugman, P.(1987): "Sustainability and the Decline of the Dollar," *Brookings Discussion Papers in Inflation Economics*, No. 57, March.
- Kuark, Y.T.(1988): "Korean Won: Sticky Price Asset Model for Foreign Exchange Rate Determination," *KDI Working Paper*.
- Mankiw, N.G., J.A. Miron, and D.N. Weil(1987): "The Adjustment of Expectations to a Change in Regime: A Study of the Founding of the Federal Reserve," *American Economic Review*, 77, 358~374.
- Meese, R.A., and K.J. Singleton(1982): "On Unit Roots and the Empirical Modelling of Exchange Rates," *Journal of Finance*, Sep., 1029~1035.
- Meese, R.A., and K. Rogoff (1983a): "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?" *Journal of International Economics*, 3~24.
- _____(1983b): "The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?" in J.A. Frenkel (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago, the University of Chicago, 67~105.
- Mussa, M.(1979): "Empirical Regulations in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 11, 9~58.

- _____ (1986): "Nominal Exchange Rate Regimes and The Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **26**, 117~214.
- Papell, D.H. (1989): "Monetary Policy in the United States under Flexible Exchange Rates," *American Economic Review*, Dec., 1106~1116.
- Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Jan., 1~48.
- U.S. Department of Commerce (1980~1990): *Survey of Current Business*, each issue.
- Williamson, J. (1983): *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, Washinton D.C.
- _____ (1986): "Target Zones and the Management of the Dollar," *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 165~174.
- Woo, W.T. (1985): "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations," *Journal of International Economics*, 1~16.
- Yoshikawa, H. (1990): "On the Equilibrium Yen-Dollar Rate," *American Economic Review*, June, 576~583.