

換率의 可變性이 우리나라 國際貿易에 미치는 效果分析:誘導型的 GARCH-M 模型의 推定¹⁾

李愚理²⁾ 金基興³⁾

〈目 次〉	
I. 머리말	IV. 모형의 추정 및 결과 해석
II. 모형	1. 환율
1. 이론적인 분석틀	2. 수출량
2. 모형의 설정	3. 수출가격지수
III. 자료 및 모형의 식별	V. 맺는말
1. 자료 및 사전검정	
2. 모형의 식별	

I. 머리말

우리나라는 원화환율의 國際收支 조정기능을 提高하기 위하여 1980년 1월부터 복수통화바스켓에 의한 管理變動換率制를 도입한 이후, 환율은 큰폭의 變動을 보여 왔으며 이러한 급격한 변동은 우리 경제전반에 적지않은 영향을 미치고 있다.

지난 1973년 이후 主要 先進國들이 變動換率制를 채택한 이래 환율변동의 증대가 국제무역의 규모를 줄일 것이라는 논의가 이론적 또는 실질적으로 많이 진행되어 왔다. 換率制度의 선택에 있어서 最適換率制度(optimal exchange rate system)의 선택에 관한 견해는 변동환율제가 외부 충격으로부터 국내경제를 보호한다는 것이다.

1) 이 논문은 1993년도 한국학술진흥재단의 자유공모과제 연구비에 의하여 연구되었음.

본 논문에 대하여 유익한 논평을 하여주신 익명의 두 분 논평자에 대하여 감사드린다. 또한 본 모형의 추정을 위하여 프로그램을 제공해준 Kroner 교수에게도 감사한다.

2) 경기대학교 응용통계학과 부교수

3) 경기대학교 경제학과 부교수.

반면에 외환시장에서 환율의 변동(volatility)에 따른 불확실성의 증대는 수출가격과 수출물량을 변화시킨다. 즉 수출(입)업자는 危險回避性向(risk aversion)을 갖는다면 換危險의 증대는 수출(입)의 수요와 공급을 감소시킴으로써 輸出入의 價格變動으로 轉嫁되거나 物量을 줄이게 된다. 환율변동이 국제무역에 미치는 효과에 관한 연구는 최적환율제도의 선택문제와 관련하여 중요한 과제로 되고 있다.

이에 대한 기존의 연구는 시간에 따라서 변동하는 위험에 대한 代理變數로서 과거 성장율의 이동표준편차 등을 사용하였다. 그러나 이와같은 방법은 환율을 生成하는 確率過程에 대한 중요한 정보를 무시할 가능성을 가지고 있는 사후적인(ad hoc) 한 방법이므로 무역과 환율변동 간의 관계를 추정하는 데 비효율적이다.

Kroner 와 Lastrapes의 분석에서 환율의 가변성이 수출량보다는 수출가격에 더 큰 영향을 주는 것으로 분석하였다. 그러나, 수출량에 대한 환율의 조건부 이분산 효과는 일본, 프랑스, 독일의 경우는 양으로 미국과 영국의 경우는 음으로 나타났다. 김규환(1992)의 연구에서 환율변동이 우리나라의 수출입에 미치는 영향에 대하여 평균분산모형(mean variance model) 분석을 통한 실증분석에서 수입물량과 수출단가 및 물량에 모두 유의성 있게 영향을 주는 것으로 분석하였다.

이 논문의 목적은 우리나라 환율의 可變性이 輸出量 및 輸出價格에 미치는 영향을 분석하기 위하여 이들 간의 誘導型(reduced form)模型을 설정하여 분석하는데 있다. 먼저 GARCH-M(Generalized Autoregressive Heteroskedasticity in Mean)모형[Engle and Bollerslev(1986), Engle, Lilien,& Robins(1987), Bollerslev, Chou, & Kroner(1992)]을 사용하여 換率의 可變性을 추정하고, 또 추정된 환율의 가변성을 포함하는 輸出量 및 輸出價格에 대한 誘導型的 GARCH-M 模型을 Kroner 와 Lastrapes(1993)이 제시한 방법을 수정하여 추정 분석한다.

본 논문은 제 2절에서 모형의 설정을 위한 이론적 분석들과 모형을 기술하고, 제 3절에서 자료 및 모형을 식별하며, 제 4절에서 모형의 추정 및 결과를 설명한다. 그리고 제 5절에서 결론을 맺는다.

II. 模 型

1. 理論的인 分析를

경험적인 분석틀을 만들기 위하여 이 절에서는 國內輸出部門의 部分均衡模型을 발전시킴으로써, 해외통화단위로 표시한 총수출량과 수출가격에 대한 유도형모형을 설정한다. 이와같은 유도형은 이론적 모형이 의미하는 것과 선형적인 근사값을 갖는다.

국내수출업자는 하나의 재화를 생산하고 이 재화는 세계로 수출된다고 가정하고, 기타 세계(수입부문)는 하나의 세계국가를 고려한다. 수출재의 시장은 그 기간의 초에 청산되는 반면에 인도와 지급은 기말에 발생하며, 이 시장에서 거래되는 값의 일부분 β 는 국내통화로 표시되고 나머지 부문 $1-\beta$ 는 해외통화로 표시된다. β 는 외생변수로 가정한다. 이때 기말의 환율이 시장이 청산되는 시점에서 알려져 있지않다고 가정함으로써 不確實性을 가정한다. 만일 $\beta < 1$ 이라면 수출업자들은 국내통화를 보유하려고 하는 범위내에서 인도시점에 總收入이 불확실하게 되고, 만일 $\beta > 0$ 이라면 수입업자들은 해외통화로 보유하는 범위내에서 인도시점에서 불확실한 支給에 직면하게 된다. 따라서 일반적으로 환율의 불확실성은 수출업자와 수입업자 모두에게 영향을 미친다. 또 환율은 국내수출시장의 균형에 관하여 외생변수라고 가정한다.⁴⁾

이와같은 분석틀은 Hooper와 Kohlagen(1978)의 연구와 유사하지만, 시장참가자들의 효용에 대하여 함수적 형태를 정형화하지 않은 점에서 이 모형과 다르다. 이것은 환율의 가변성이 수출재의 수요와 공급에 미치는 영향에 관하여 중요한 의미를 갖는다 (de Grauwe 1988).

여기서 대표적인 수출업자는 기말의 利潤에 대한 期待效用을 극대화하기

4) 여기에서는 예를 들면, Hooper와 Kohlagen(1978)과 같이 선물환시장에서 수출업자와 수입업자들이 이 위험을 헷지(hedge)하는 정도에 관하여 가정하지 않는다. 일반적으로 최적 헷지정도는 기대효용함수의 분석틀에서 수출입량과 동시에 결정된다. 만일 선물 환투자자가 위험회피자이고 수출업자가 전거래를 헷지한다고 한다면, 환위험의 양은 투기업자에게 지급되는 리스크 프리미엄을 통하여 수출업자들의 비용으로 부담된다.

위한 수출량을 선택한다고 가정한다면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{MAX } E_t u(\pi_{t+1}) \quad (1)$$

$$\text{St. } \pi_{t+1} = X_t Q_t [(1-\beta)S_{t+1} + \beta S_t] - c(X_t) \quad (2)$$

E_t 는 t 시점에서 알려진 정보의 조건에 따른 기대값이고 π_{t+1} 은 국내통화의 단위로 표시한 $t+1$ 시점에서의 이윤을 나타내며, X_t 는 수출량, Q_t 는 수출재의 해외통화표시가격, S_t 는 t 시점에서 해외통화의 국내통화표시가격, $c(X_t)$ 는 비용함수이다.

하첨자 t 가 붙은 모든 변수들은 기간의 초기에 모든 정보를 포함하고 있다. 최적화의 문제는 수출공급함수를 결정한다. 효용함수에 대한 특수한 형태를 가정하지 않고서는 수출공급에 대한 해를 구할 수 없다. 그러나, 경험적인 분석을 충분히 할 수 있을 만큼 환율의 가변성이 수출공급에 미치는 효과를 결정할 수 있다.

분석을 단순화하기 위하여 $c'(X_t) = 0$, $Q_t = 1$ 그리고 $\beta = 0$ 를 가정한다. 후자는 모든 수출입은 환율변동에 따라서 불확실하다는 것을 의미한다. S_{t+1} 는 t 시점의 정보에 대한 조건에 따라서 확률 p_1 을 갖는 S_1 그리고 조건부 확률 p_2 를 갖는 S_2 를 나타내는 이산적 확률변수이다. 여기서 $S_2 > S_1$ 이고 $p_1 + p_2 = 1$ 이다.

$dS_1 = (-p_2/p_1)dS_2$ 의 制約에 따라서 S_2 를 변경시킴으로서 환율분포의 분산에 대한 平均保全的(mean-preserving) 분산의 轉換을 유도할 수 있다.

이 조건은 분산이 변화함에 따라서 평균이 일정하다는 것을 의미한다. 따라서 분산에 대한 효과는 일정하다.

$$\frac{d\text{Var}(S_{t+1})}{dS_2} = 2p_2(S_2 - S_1) > 0 \quad (3)$$

따라서 平均保全的 轉換條件의 제약에 따라서 S_2 가 증가하는 것은 조건부 분산이 증가하는 것과 같다.

극대화를 위한 1차 조건은 다음과 같다.

$$E_t u'(\pi_{t+1}) = p_1 u'(S_1 X_t) S_1 + p_2 u'(S_2 X_t) S_2 = 0. \quad (4)$$

(4)식을 전미분하고 dS_t 에 대한 평균보전적 전환조건을 사용하여 다시 정리하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\text{즉 } \frac{dX_t}{dS_2} = (1-R) p_2 \frac{u'(S_1 X_t) - u'(S_2 X_t)}{p_1 S_1^2 u''(S_1 X_t) + p_2^2 S_2 u''(S_2 X_t)} \geq 0 \text{ 만일 } R \geq 1 \quad (5)$$

여기서 $R = \frac{-u''(\pi_{t+1})\pi_{t+1}}{u'(\pi_{t+1})}$ 는 상대적인 危險回避의 係數이다. R 이 일정하고 $u'(\pi_{t+1}) > 0$, 그리고 $u''(\pi_{t+1}) < 0$ 이라고 가정한다. 따라서 만일 p_1 이 충분히 크다고 한다면 (S_{t+1} 에 대한 확률분포가 대칭적이라면 $p_1 = 0.5$), 可變性이 수출공급에 미치는 효과는 R 에 의존한다. 만일 $R < 1$, $dX_t/dS_2 < 0$ 이라면, 일반적인 가정과 같다. 그렇지만, 만일 수출업자들이 매우 위험회피적($R > 1$)이라면 $\text{Var}(S_{t+1})$ 의 증가는 수출을 증가시킨다.

또 국내재화의 대표적인 외국수입업자는 기대효용을 극대화하기 위하여 고정된 소득을 국내재화와 수출재에 대하여 배분한다고 가정하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{MAX } E_t u(X_t, \underline{d}_t) \quad (6)$$

$$\text{St. } Y_t^* = p_t^* \underline{d}_t + (1-\beta) Q_t X_t + \beta \frac{Q_t S_t}{S_{t+1}} X_t \quad (7)$$

여기서 \underline{d}_t 는 국내의 재화량, Y_t^* 는 해외 통화단위로 표시된 외국의 소득, 그리고 p_t^* 는 수입업자의 자국재화에 대한 외국통화표시가격이다.

상기와 유사한 논쟁으로서 분산 $\text{Var}(1/S_{t+1})$ 의 변화에 따른 輸入需要의 이동은 모호하며, 수입업자들의 일정한 상대적인 위험회피의 정도에 의존한다.

이 모형은 명목환율의 가변성은 수출업자들과 수입업자들이 직면하고 있는 불확실성의 유일한 원천이라는 것을 의미한다. 실질환율의 가변성은 국제무역의 위험에 대한 대리변수로서 본다. 그러나, 변동환율제하에서 명목과 실질환율의 변동성은 월별로 상관관계가 높다. 따라서 경험적인 분석의 결과는 실질환율이 사용되어도 크게 차이가 나타나지 않는다.

수출시장의 참여자가 危險中立의이지 않다면 ($R \neq 1$) 미래의 名目換率의

가변성이 변화하는 것은 수출재의 수요와 공급의 변화를 초래하고 따라서 균형 수출량(X) 과 가격(Q)이 변화한다. 그러나, 選好에 대한 제약을 하지 않는 경우 변화의 방향을 예측할 수 없다. 이 모형을 X 와 Q 에 대한 유도형 모형을 추정함으로서 검증할 수 있다.

추정될 유도형은 아래의 모형에 기초한 線形式이 된다.

$$X_t = a_x \underline{m}_t + \beta_x(L)X_t + b_x w_t + \lambda_x f(h_t) + \varepsilon_{xt} + \theta_x(L) \varepsilon_{xt} \quad (8)$$

$$Q_t = a_q \underline{m}_t + \beta_q(L)Q_t + b_q w_t + \lambda_q f(h_t) + \varepsilon_{qt} + \theta_q(L) \varepsilon_{qt} \quad (9)$$

여기서 h_t 는 환율의 條件附分散이다. ε_{xt} 와 ε_{qt} 는 백색잡음오차이며, \underline{m}_t 는 결정변수 (deterministic variable) 의 벡터이며, \underline{w}_t 는 수출의 수요와 공급에 영향을 미치는 것으로 가정된 외생변수 즉 외국의 소득, Y^* , 해외 및 국내물가수준 p^* 와 p , 그리고 현재의 환율(S_t)등의 벡터이다. 다항시차변수 $\beta(L)$ 과 $\theta(L)$ 은 수출량과 가격의 시계열 종속을 설명한다. 理論模型에서는 완전히 정형화되지는 않았지만 이것은 소망된 수준으로의 시차조정을 나타낸다. 환율의 불확실성이 균형량과 물가에 미치는 영향은 이미 알고 있는 함수 $f(h_t)$ 에 의하여 포착된다.

모형의 가정에 따라서 환율은 수출부문에서 균형과 독립적으로 결정되고 환율에 대하여 마아팅게일 과정(martingale process)을 설정한다(McCurdy & Morgan, 1987).

$$S_{t+1} = S_t + u_{t+1} \quad (10)$$

$$u_{t+1} | \sim N(0, h_t) \quad (11)$$

$$h_t = \underline{\alpha} \underline{z}_t \quad (12)$$

\underline{z}_t 는 현재의 정보량에 포함된 외생변수들의 벡터이다. 일반적으로 \underline{z}_t 는 시간 t 에 의존하기 때문에 S_{t+1} 의 조건부 분산은 시간에 따라 가변적이다.

u_t 의 분포에 있어서 시계열에 종속성이 \underline{z}_t 를 통해서 지지되기 때문에 S_{t+1} 은 확률보행(random walk)이 아니다.

본 논문의 초점은 λ_x 와 λ_q 가 零이라는 귀무가설을 검증하는 것이다. $f(h_t)$ 의 변화에 기인한 수요와 공급의 이동이 모호하기 때문에 시장의 참가자들이 위험회피적이라고 할지라도 λ_x 와 λ_q 가 零이 될 수 있다. 예를 들면,

$f(h_t)$ 의 증가는 공급의 감소와 수요의 증가를 초래하여 가격이 상승하지만 수량은 변화하지 않는다. 만일 구조적 모형이 식별되지 않는다면 이 문제는 명확하지 않다. 그러나, 분산변화의 대체효과가 소득효과를 초과한다. 즉, 환율의 불확실성이 증가함에 따라서 수요와 공급이 감소한다고 볼 수 있다.

이것은 수출이 $f(h_t)$ 와 負의 관계에 있는 반면에 구매자와 판매자가 위험 회피적인 한 Q 에 대한 효과는 모호하다.

수요가 Y^* 와 正의 관계에 있는 한 외국의 소득(Y^*)은 X 와 Q 에 正의 효과를 미치는 것으로 볼 수 있다. p^* 가 X 와 Q 에 미치는 효과는 수출재와 자국의 재화가 서로 대체재라고 가정한다면 상대가격효과를 통해서 陽의 관계를 기대할 수 있다. S_t 가 미래의 기대환율을 대리하는 변수인 한 S_t 의 증가는 수출공급을 오른쪽으로 이동시키며 이에 따라서 Q 를 감소시키고 X 를 증가시킨다.

2. 模型의 設定

본 논문에서는 우리나라의 환율의 가변성이 수출량 및 수출가격에 미치는 효과를 분석하기 위하여 앞절에서 제시한 理論的 模型을 이용하여 식(8)에서 (12)를 추정한다. Kroner와 Lastrapes(1993)이 제시한 모형을 수정 변형하여 다음과 같은 誘導型 模型을 설정한다.

$$(13) \Delta S_t = c_0 + c_1 G(h_t) + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad h_t = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 h_{t-1}$$

$$(14) \Delta X_t = a_0 + a_1 \Delta S_t + a_2 \Delta PLA_t + a_3 \Delta UJK_t + a_4 \Delta UJI_t + a_5 \sin(2\pi/L)$$

$$+ a_6 \cos(2\pi/L) \sum_{i=1}^{p_1} a_{6+i} \Delta X_{t-i} + d_1 F(h_t) + \varepsilon_{1t}$$

$$\varepsilon_{1t} | \varepsilon_{1t-1} \sim N(0, h_{1t}) \quad h_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{1t-1}^2 + \alpha_2 h_{1t-1}$$

$$(15) \Delta Q_t = b_0 + b_1 \Delta S_t + b_2 \Delta PLA_t + b_3 \Delta UJK_t + b_4 \Delta UJI_t + \sum_{i=1}^{p_2} b_{4+i} \Delta Q_{t-i} + d_2 F(h_t) + \varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_{2t} | \varepsilon_{2t-1} \sim N(0, h_{2t}) \quad h_{2t} = \beta_0 + \beta_1 + \varepsilon_{2t-1}^2 + \beta_2 h_{2t-1}$$

여기서 X_t 는 시점 t 에서의 輸出量, Q_t 는 輸出價格指數, S_t 는 勞動生産性指

數, PLA_t 는 미국 및 일본의 都賣物價에 대한 한국의 相對都賣物價指數, UJI_t 는 미국 및 일본의 加重平均所得을 나타낸다. 그리고 X_{t-j} ($j=1, 2, \dots, p_1$)와 Q_{t-j} 는 誤差項의 系列相關을 제거하기 위하여 포함되었으며, $\sin(2\pi t/L)$ 와 $\cos(2\pi t/L)$ 는 ΔX_{t-j} 의 계절성을 반영하는 조화변수(harmonic variable)들이다. 또 $F(h_t)$, $G(h_t)$ 는 환율의 시간변동조건부 분산의 함수를 나타내며, Δ 는 차분연산자(differencing operator)를 나타낸다.

환율을 설명하는 모형은 GARCH(1,1)-M 모형으로, 수출량과 수출가격지수는 환율의 가변성을 포함하는 GARCH(1,1)-M 모형으로 설정했다. 이와같은 모형들은 實質輸出量과 輸出價格의 變化를 설명하는 構造模型의 誘導型으로 해석될 수 있다.

III. 資料 및 模型의 識別

1. 資料 및 事前檢定

자료는 복수통화『바스켓-페크』 환율제도를 처음으로 도입한 1980년 1월부터 1993년 2월까지의 월별자료로써 총 158개이고 각 변수들은 다음과 같다. 국내자료의 출처는 한국은행 및 노동생산성본부, 국제자료는 International Financial Statistics 이다.

o 輸出量(X): 수출금액(\$)/수출가격지수.

o 輸出價格指數(Q): 1990년을 기준으로 한 지수.

o 換率(S): 대미명목환율.

o 相對物價指數(UJK): 미국 및 일본에 대한 상대 도매물가지수(기준년도: 1990).

*미국 및 일본의 도매물가지수는 년도별 수출금액을 가중치(W_1, W_2)로 사용하여 다음과 같이 가중 평균했다.

$UJK = (USW * W_1 + JAW * W_2) / WPI * 100$ USW: 미국의 도매물가지수(1990년 기준)

JAW: 일본의 도매물가지수(1990년 기준)

o 美國 및 日本의 加重平均所得(UJI): 미국 및 일본의 년도별 수출금액을 기준으로 한 가중평균실질소득.

$UJI = USI / USW * W_1 + JAI / JAW * W_2$ USI: 미국의 명목소득, JAI: 일본의 명목소득

o 勞動生產性指數(PLA): 상용 근로자 노동생산성 지수(1990년 기준).

각 변수들에 대하여 季節性을 갖는 系列인가 혹은 定常的 系列(stationary series)인가를 먼저 검정한다.

6개의 변수들에 대하여 自己相關函數를 분석한 결과 X와 PLA는 계절성의 길이가 12인 계절성을 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서 내생변수인 X는 모형(14)에서 계절항을 포함시켜서 외생변수인 PLA는 CENSUS II, X-11-ARIMA 방법으로 이들의 계절성을 조정했으며, 이때 선택된 모형은 SARIMA(1,1,1) * (1,0,2)₁₂ 모형이며 추정된 결과는 〈부표 1〉과 같다.

변수들이 非定常的(non-stationary)인 경우, 즉 單位根을 갖는 경우에는 유의한 추정량을 구할 수 없다. 따라서 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법(Dickey and Fuller, 1981)을 사용하여 모형속에 포함되는 변수들에 대한 단위근 검정을 실행하였다. 〈부표 2〉에서 보는 것처럼 常數項과 趨勢性을 갖는 모형을 가정하여 (단, PLA와 UJK는 추세성이 없는 모형을 가정) 검정한 결과 유의수준 10%에서 모든변수들이 단위근이 존재한다는, 즉 비정상적이라는 귀무가설을 기각시킬 수 없다. 따라서 정상적 계열로 유도하기 위하여 일반적으로 사용되는 차이계산을 실시했고, 이 차분계열에 대하여 다시 ADF검정을 했을 때는 UJI를 제외한 모든 변수들이 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 즉 단위근이 제거되었다.

그런데 차분변수를 사용한 모형의 설정은 변수들이 共積分(cointegration) (Engel & Granger, 1987)이 될 수 있으므로 Augmented Dickey-Fuller 검정법을 사용하여 다음과 같이 공적분검정을 했다. X와 Q를 종속변수로 하고 $F(h)$ 를 포함하는 모든 변수들을 설명변수로 하는 공적분 회귀모형에서 ADF 검정통계량은 각각 추세성을 포함하지 않는 경우 -2.28, -2.73 (임계값은 $\alpha=0.1$ 일 때 -4.42)로 나타났다. 즉, 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 유의수준 10%로 기각시키지 못한다. 따라서 장기적인 교호작용을 설명하기 위한 오차수정항(error correction terms)이 필요치 않게 된다.

2. 模型의 識別

(1) 換率

환율을 설명하는 모형은 GARCH(1,1), EGARCH(1,1), GARCH(1,1)-in-mean 등을 고려했다. 먼저 Lee(1992)가 제안한 콕스型の 非枝分檢定⁵⁾

(Cox-type non-nested test)을 사용하여 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형(Nelson,1991)의 적합성을 검정했다. 이 검정결과에서는 두 모형이 다 기각되지 않았으나 GARCH(1,1) 모형의 유의확률(p-value)이 상대적으로 더 작게 나타났고, 또 GARCH(1,1)모형과 GARCH(1,1)-M 모형을 추정한 결과에서는 GARCH(1,1)-M 모형의 계수들이 더 유의하였으므로 최종적으로 GARCH(1,1)-M 모형으로 식별했다.

(2) 輸出量 및 輸出價格指數

최종적인 모형의 식별을 위하여 차분변수를 이용한 회귀모형의 잔차를 추정하여 오차항의 특성들을 분석했다. 오차의 계열상관을 검정하기 위하여 Liung-Box Q 통계량을 구하면, 각각 59.24과 34.51(DF=23)로 수출량의 모형에서는 계열상관의 존재가 매우 강하게 나타났고($P\text{-값} < 0.001$), 가격지수모형에서도 그러한 특성을 보였다($P\text{-값} < 0.1$). 따라서 두 모형에서 이들 계열상관을 제거하기 위하여 종속변수들의 시차변수들을 모형속에 포함시켰다. 이때 수출량 모형에서는 2차 시차까지, 수출가격지수 모형에서는 일차 시차의 종속변수를 설명변수에 포함시키는 것이 가장 적합한 것으로 나타났다. 즉, 모형(14)에서는 $P_1=2$, (15)에서는 $P_2=1$ 로 식별된다. 또 두 모형에 시차변수들을 포함시킨 후 다시 오차항의 이분산을 검정하기 위하여 Breusch and Pagan (1979)과 Godfred(1978) 검정(B-P-G test), Glejser(1969)검정 및 Engle(1982)의 ARCH검정을 한 결과 다음과 같이 나타났다.

(표 1) 이분산 검정

	ΔX		ΔQ	
	X_2 -statistics	p-value	X_2 -statistics	p-value
B-P-G test	19.958(df=11)	$p < 0.05$	1.973(df=7)	$p < 0.9$
GLEJSER test	21.063(df=11)	$p < 0.03$	3.359(df=7)	$p < 0.8$
ARCH test	6.183(df=1)	$P < 0.02$	0.586(df=1)	$p < 0.8$

5) Cox-type non-nested test는 선형 및 비선형 시계열모형의 식별을 위하여 Cox's non-nested test(Cox,1961,1962)를 확장시킨 방법으로 검정통계량은 $NT=T'/S'$ 이다.

여기서 T' 은 콕스의 T-통계량의 몬테칼로 추정량이며, S' 는 T의 표준편차의 몬테칼로 추정량이다. 이때 NT 통계량은 근사적으로 $N(0,1)$ 을 따른다.

즉, 수출량 모형에서는 GARCH 모형의 적용이 요구되지만 가격지수 모형에서는 이분산 및 조건부 이분산이 존재하지 않는 것으로 판단된다. 즉, 모형(3)에서 $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 로 식별된다.

IV. 模型의 推定 및 結果解析

1. 換率

1980년 1월부터 1993년 2월까지의 차분된 환율(S)자료를 사용하여(특이항으로 간주되는 3개의 자료는 전,후월의 값의 평균으로 대체) 모형(1)의 GARCH(1,1)-M 모형을 추정한 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2> 환율에 대한 GARCH(1,1)-M 모형의 추정결과

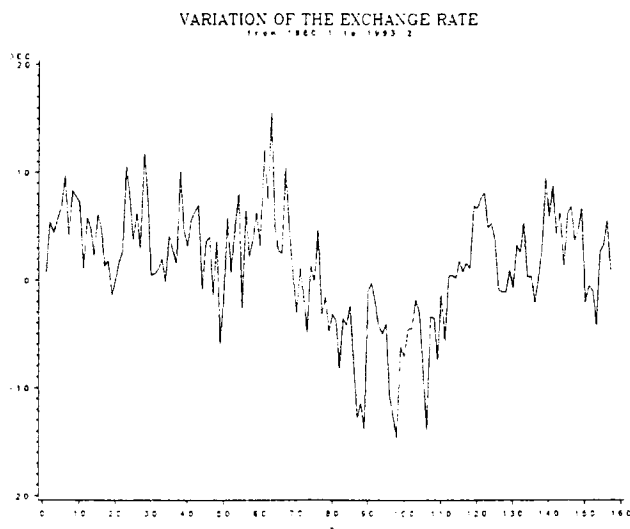
Variable Name	C_0	C_1	γ_0	γ_1	γ_2
Coefficients	15.355	-2.670	1.893	0.148	0.778
t-ratio	2.74	-2.29	1.88	2.45	9.92

Log of Likelihood Function : -457.71, SSE=4.616

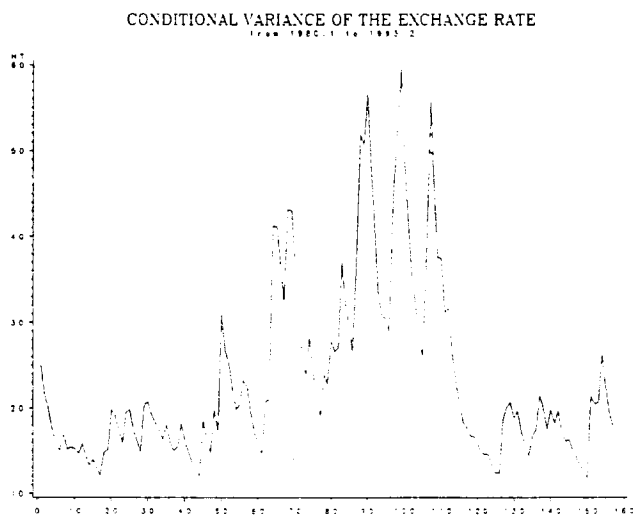
여기서 $G(h_t)$ 는 h_t , h_{t+1} , $\log h_t$, $\sqrt{h_t}$ 등을 고려해 보았으나 $\sqrt{h_t}$ 가 가장 잘 적합했다. 추정된 모든 계수들은 다 유의하고, 定常性을 위한 係數들에 대한 제약조건(γ_0 , γ_1 , γ_2 , $\gamma_1 + \gamma_2 < 1$)도 모두 만족된다. 또 분산에 대한 충격은 ($\gamma_1 + \gamma_2 = 0.926$)으로 상당히 영속적인 것으로 계측된다. 그리고 잔차에 대한 조건부 분포의 正規性을 검정한 결과도 정규성 검정통계량 $W = .987$ ($p\text{-value} < .85$)이고 Skewness는 0.086, Kurtosis는 0.162로 정규성 가정을 기각할 수 없으므로 추정된 모형은 매우 유효한 것으로 판단된다.

<그림 1, 2>는 관찰기간 동안의 환율의 변동 및 조건부 분산을 그림으로 표시한 것이다. 우리나라는 1980년 1월부터 복수 통화 바스켓 방식을 채택함으로서 固定換率을 변동시켰으나 1986년 부터 경상수지 흑자를 기록함에도 불구하고 환율이 평가절상되지 않으므로 환율조작국이라는 비난을 받게 되었다. 따라서 1990년 3월부터 환율이 외환시장에서 외환의 수요와 공급에 의하여 결정되도록 시장평균환율제를 채택하게 되었다. 시장평균환율제도 도입 초기에는 일일변동폭의 범위가 당일 $\pm 0.4\%$ 이내이었으나 1991년 9

월2일 부터 $\pm 0.6\%$ 로 확대 조정되었다. 이어 1992년 7월 1일 부터 $\pm 0.8\%$ 로 더 확대 되었으며 1993년 10월 1일 부터 $\pm 1\%$ 로 단계적으로 상하 변동폭을 확대시켰다. 그러나 〈그림1,2〉에서 보는 것 처럼 전반적으로 복수통화 『바스켓-페크』제도하에서가 시장평균환율제도하에서 보다 환율의 조건부 분산이 더 큰 것으로 나타난다.



〈그림 1〉 환율의 변동추이



〈그림 2〉 환율의 시간변동 조건부 분산

이러한 차이는 통계적으로도 매우 유의하게 나타난다.

복수통화『바스켓-페크』제도가 실시된 기간(1980.1-1990.2)과 시장평균환율제도가 실시된 기간(1990.3-1993.2)에서의 환율의 변동폭과 조건부분산에 대한 변동을 검정하기 위하여 다음과 같은 Behrens-Fisher의 T-검정과 분산비에 대한 F-검정을 했다.⁶⁾

〈표 3〉에서 보는 것처럼 두기간 동안의 조건부분산 및 변동폭의 평균이 동일하다는 귀무가설과 분산이 동일하다는 귀무가설이 모두 유의수준 1% 이하에서도 기각이 된다.

〈표 3〉 환율의 조건부분산 및 변동폭의 비교

	Behren-Fisher의 T-통계량	분산비에 대한 F-통계량
환율의 시간변동 조건부분산(h_t)	T=2.46(0.008)	F=3.73(0.005)
환율의 변동폭(절대값)	T=6.60(0.000)	F=11.39(0.000)

() : p-value

즉, 시장평균환율제도하에서의 환율변동이 상대적으로 더 안정적인 것으로 나타난다. 또 시장평균환율제하에서 환율의 일일 변동폭의 범위를 점차적으로 확대했음에도 불구하고 〈부표3〉에서 보는 것처럼 실제적인 변동폭의 평균이나 분산은 오히려 더 낮아졌다. 이것은 시장평균환율제도하에서는 환율의 안정적 움직임을 도모하기 위하여 환율을 변동시키는 根本的인 要因들(fundamental factors)인 외환시장의 수요공급, 이자율, 금융기관의 외환포지션조정 등에 대한 정부의 간접적인 規制가 있었기 때문으로 생각된다.

2. 輸出量

잠정적으로 識別된 模型 (14)를 관측된 자료를 사용하여 추정한 결과 3개의 자료가 特異項으로 분류되어 이들을 제외시킨 155개의 자료가 모형의 추정을 위하여 사용되었다. GARCH(1,1)모형으로 추정했을 때는 정상성의 조건을 만족하지 못하여 ARCH(1,1) 모형으로 재 추정한 결과 다음과 같았

6) 환율의 시간변동 조건부분산은 추정된 값이므로 모형의 설정 및 추정과정에서 오류가 발생되었을 가능성이 있기 때문에 원 계열의 변동폭에 대한 자료를 사용하여 재 검정을 했다. 〈표3〉에서 보는 것처럼 두 자료에 대한 검정결과는 동일하게 나타난다.

다.

〈표 4〉 수출량에대한 ARCH(1,1)모형의 추정결과

Variable name	ΔS	ΔPLA	ΔUJK	ΔUJI	LX	LLX	ΔHT	SINT	COST	CONSTANT	α_0	α_1
(1) Coefficients	-6.001	17.389	-11.439	44.917	-0.502	-0.386	9.847	86.319	-137.99	70.359	75495.0	0.968
t-ratio	-1.46	1.12	-0.35	1.64	-8.64	-7.17	1.82	2.51	-3.60	2.53	5.20	4.42
(2) Coefficients	-5.496	15.319	-	47.290	-0.499	-0.382	9.070	85.980	-132.31	72.586	75073.0	0.981
t-ratio	-1.39	1.01	-	1.73	-8.72	-7.08	1.68	2.51	-3.47	2.06	5.21	4.44

(1); 모든 변수를 다 포함한 경우(Log of LF = -1136.51, SSE=0.405E+08)

(2); ΔUJK 를 제외시킨 경우(Log of LF = -1035.30, SSE=0.956E+07)

여기서 $LX_t = \Delta X_{t-1}$, $LLX_{t-1} = \Delta X_{t-2}$, 그리고 $SINT = \sin(2\pi T/12)$, $COST = \cos(2\pi T/12)$, ΔHT 는 환율의 가변성을 나타내는 조건부 분산의 차분변수를 나타낸다. ΔUJK 와 PLA 를 제외 모든 변수들이 유의수준 10%로 유의하고 ARCH모형의 정상성 조건도 만족한다. α_1 이 1에 가까운 값으로 나타남으로 분산에 대한 충격이 매우 영속적임을 알수 있다. 환율의 조건부분산의 변동(ΔHT)이 수출량에 미치는 영향은 9.847로 매우 높게 나타났고⁷⁾ 또 이 추정된 계수는 매우 유의한 것으로 나타난다. 추정된 모형에서 UJK의 계수가 매우 유의하지 않아서 이를 제외시키고 다시 추정한 것이 〈표4〉의 (2)이다. 이 경우에도 추정된 계수 및 계수의 t-값은 (1)의 경우와 유사하게 나타난다. 그런데, 환율의 변동(ΔS)이 유의한 계수값을 갖고 또 陰의 符號를 가지는 것은 환율의 변화가 단기적으로는 총수출액을 감소시키는 J-커브의 현상 때문인 것으로 설명될 수 있다. 이 결과는 김규한(1992)의 분석에서도 우리나라의 경우 환율변동이 수출단가보다 상당히 크게 수출물량에 영향을 주는 것으로 나타나 본 연구결과와 유사하다.

3. 輸出價格指數

수출가격지수 모형에서도 식별된 모형(15)를 추정한 결과 4개의 자료가 특이항으로 분류되어 이들을 제외하고 다시 추정을 했다. 추정된 결과는

7) Kroner and Lastrapes(1993)의 실증적분석에서는 수출량에 대한 환율의 조건부 이분산의 효과가 일본,프랑스,독일에서는 +로, 미국과 영국에서는 -로 계측되었다.

〈표5〉와 같다.

〈표 5〉 수출가격지수모형의 추정결과

Variable Name		ΔS	ΔPLA	ΔUJK	ΔUJI	LQ	ΔHT	CONSTANT
(1)	Coefficients	0.0167	-0.0097	-0.0897	-0.0169	0.1232	-0.0076	0.1908
	t-ratio	2.25	-0.45	-1.64	-0.40	1.52	-0.92	4.19
(2)	Coefficients	0.0174	-	-0.0891	-	0.1194	-0.0069	0.1856
	t-ratio	2.41	-	-1.65	-	1.49	-0.86	4.18

(1); 모든 변수를 다 포함한 경우(Log of LF = -99.71, SSE= 33.12)

(2); PLA 와 UJK를 제외시킨 경우(Log of LF= -99.90, SSE=33.20)

여기서 $LQ_t = Q_{t-1}$ 이다. 유의수준을 10%로 할 때 ΔPLA , ΔUJK , ΔHT 등은 유의하지 않다. 즉 노동생산성, 상대물가지수, 환율의 가변성 등의 변화는 수출가격의 변화에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 계측 된다. 그러나 ΔHT 의 경우는 P-값이 0.179 이므로, 유의수준을 약 18%로 할 때는 환율의 가변성이 수출가격지수에 영향을 미친다고 설명할 수도 있다.

추정된 모형에서 p-값이 아주 높은 ΔPLA (0.33), ΔUJI (0.35)를 제외하고 다시 추정한 것이 〈표 5〉의 (2)이다. 추정된 결과는 (1)의 경우와 거의 비슷하게 나타난다. 그런데 환율의 가변성이 수출가격지수에 유의적으로 영향을 미치지 못한 것은 우리나라 수출업자들이 해외통화표시 수출가격 경쟁력을 유지하기 위하여 환율의 가변성을 자체 흡수하여 수출가격에 크게 전가(pass-through)시키지 않았기 때문이다.

반면에 Kroner와 Lastrapes의 분석결과에서는 미국, 영국 및 독일의 경우 환율이 수출가격에 완전히 전가된 반면에 프랑스와 일본의 경우에는 적게 전가되었다. 이것은 일본과 한국의 수출업자들이 환율의 변동을 수출가격에 전가시키는 것보다는 자체 흡수시키는 시장중시가격전략(pricing to market)을 선택하였기 때문으로 해석할 수 있다.

V. 맺는말

우리나라는 1980년 1월 複數通貨『바스켓-페크』제도를 도입한 이후 換率이 매일 변동하기 시작하였으며 1990년 3월 市場平均換率制를 도입한 이래

환율변동폭의 제한을 점차 완화시키고 있다. 이와같은 환율의 변동은 수출업자들에게 換危險을 증가시킴으로써 수출물량 및 수출가격의 변동을 초래시킨다.

본 논문은 우리나라 名目換率의 가변성이 實質輸出量에 유의하게 영향을 미친다는 검정 결과를 제시한다. GARCH-M 모형을 사용하여 추정된 환율의 조건부 이분산이 수출량에 미치는 영향은 아주 높게 나타났고, 또 추정된 계수도 매우 유의하였다. 반면에 수출가격에는 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이것은 Kroner와 Lastrapes의 결과에서는 환율의 가변성이 수출량보다는 수출가격에 더 큰 영향을 미친 것과는 상반된 결과이다. 이것은 우리나라의 수출업자들이 환율의 가변성을 자체 흡수하여 수출가격에 轉嫁(pass-through)시키지 않았기 때문으로 해석할 수 있다. 즉, 우리나라 수출업자들이 일종의 시장중시가격전략을 선택하였기 때문으로 풀이할 수 있다. 따라서 變動換率制하에서 환율의 가변성이 수출에 영향을 미쳐서 산출량의 수준을 변경시킨다는 주장을 支持한다. 따라서 환율의 가변성은 비교우위의 특화정도를 변경시켜서 후생의 손실을 초래하게 된다.

우리나라의 경우 管理變動換率制에서 市場平均換率制로, 또 시장평균환율제하에서도 일일 換率變動幅의 제한을 점차적으로 緩和했음에도 불구하고 환율의 변동은 오히려 전보다 적어졌다. 이것은 환율변동폭의 擴大가 환율의 변동을 반드시 유발시키지는 않는다는 것을 시사해준다. 즉, 환율변동은 外換市場의 수요공급, 利率의 差異, 經常收支, 환율에 대한 미래의 예측값, 금융기관들의 외환 포지션 調整 등과 같은 根本的인 要因들에 의하여 결정되며, 따라서 환율의 일일 변동폭이 확대되어도 정부가 이들 요인들을 간접적으로 조정할 경우 환율의 변동은 안정될 수 있게 된다.

환율의 可變性이 수출시장에 미치는 효과를 파악하기 위해서 본 연구에서는 환율의 가변성을 시간변동 조건부 분산으로 추정하여, 그 다음 단계로 가변성의 효과를 추정했으나, 보다 유효한 추정을 하기 위해서는 수출입에 관한 構造模型의 識別 및 推定이 요구된다.

〈附 表〉

〈부표1〉 계절확장을 위해 사용된 ARIMA 모형

		AR1	SAR12	MA1	SMA12	Q-STATISTIC
PLA	ESTIMATES	.1285	1.0100	.7277	.6402	6.6(DF=8)
	T-RATIO	1.04	36.07	8.59	7.64	

〈부표 2〉 단위근 검정결과(ADF-검정)

	원 계열		1차 차분계열	
(1)Null Hypothesis	$d_1 = 0 \quad d_1 = d_2 = 0$		$d_1 = 0 \quad d_1 = d_2 = 0$	
X	-1.76(12)	1.85	-3.64(12)	6.72
Q	-2.83(9)	4.16	-6.95(2)	24.30
S	-1.94(9)	2.08	-3.41(2)	6.06
UJI	-1.42(9)	1.38	-2.50(9)	3.68
HT	-1.86(9)	1.92	-4.15(9)	8.61
Critical Value(10%)	-3.13	5.34	-3.13	5.34
(2)Null Hypothesis	$d_1 = 0 \quad d_0 = d_1 = 0$		$d_1 = 0 \quad d_0 = d_1 = 0$	
PLA	-1.80(0)	3.66	-3.20(11)	5.47
UJK	-1.60(10)	1.42	-3.00(12)	4.80
Critical Value(10%)	-2.57	3.78	-2.57	3.78

1) 모형 : $\Delta Y_t = d_0 + d_1 Y_{t-1} + d_2 T + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t$

2) 모형 : $\Delta Y_t = d_0 + d_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t$

() : No. of lags

〈부표3〉 시장평균환율제 하에서의 환율의 변화폭의 변동

기 간	일일변동폭의 범위	평균 환율	변동폭의 평균	변동폭의 분산
90.3- 91.8	±0.4	718.0	2.97	7.54
91.9- 92.6	±0.6	766.5	5.46	4.40
92.7- 93.9	±0.8	795.0	2.40	2.66
93.10-94.7	±1.0	806.8	0.92	0.72

參 考 文 獻

1. 金 基興, 환율변화가 수출가격에 미치는 영향 -한국,미국 및 일본의 환율전가비교- 제6차 국제한국인 경제학자 학술대회. 1994.8.
2. 金 圭漢, 환율변동이 우리나라의 무역에 미치는 영향, 금융경제연구 제47호 한국은행 1992.1
3. 洪 甲秀, 시장평균환율제도하의 환율과 원화의 콜금리 관계분석.- GARCH모형을 이용한 日別關係分析 - 금융경제연구 제15호 한국은행, 1990.8.
4. Bollerslev, Tim, Ray, Y. Chou, and Kenneth F. Kroner, "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Economics*, April/May 1992, 52:5-59.
5. Breusch, T. S. and A. R. Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica*, Vol.47,1979,1287-1294.
6. Cox, D.R., "Further Results on Tests of Separate Families of Hypotheses," *JRSS*, B.24 1962, 406-424.
7. De Grauwe, Paul, "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, March 1988,35:63-84.
8. Dickey, D.A., and W.A.Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 1981, 49:1067-1072.
9. Engle, Robert F. and Bollerslev, Tim., "Modeling the Persistence of Conditional Variance," *Econometric Reviews*, 1986, 5:1-50.
10. Engle, Robert F. and Clive W.j. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, and Estimation and Testing," *Econometrica*, March 1987,55,251-276.
11. Engle, Robert F., David M. Lilien, and Russel P. Robins, "Estimat-

- ing Time—Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH—M Model,” *Econometrica*, March 1987, 55:491—407
12. Glejer, H., “A New Test for Heteroscedasticity,” *JASA*, 1969, 64, 316—323.
13. Godfrey, L.G., “Testing for Multiplicative Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 1978, 8:227—236.
14. Hooper, Peter, and Steven W. Kohlhagen, “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade,” *Journal of International Economics*, November 1978, 8:483—511.
15. Kroner, Kenneth F. and Lastrapes, William., “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH—in—mean Model,” *Journal of International Money and Finance*, Volume 12 Number 3 June 1993.
16. Lee, J.H. “Non—nested Tests and Agricultural Trade Models”. Ph.D. Thesis, Oklahoma State University, 1993.
17. McCurdy, Thomas, and Ieuen Morgan, “Tests of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Volatility,” *International Journal of Forecasting*, March 1987, 3:131—158.
18. Nelson, D., “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica* 59, 1991, 347—370.