韓國에 있어서 物價變動率 決定과 그 確率的 屬性

尹 錫 範*

1. 序論的 考察

우리나라 物價變動에 관한 實證的 硏究는 最近에 들어서면서 相當히 活潑하게 進展되어 왔다.[1] 大部分의 硏究 分析 方法은 時系例 都賣物價指數 資料나 總國民生産 디플레이터 (implicit GNP deflator) 資料를 基礎로 하여 이를 數量方程式類의 模型에 맞추어 通貨와 國民所得等 몇몇의 說明變數로 說明하는 接近方法을 取하고 있다. 이와 같은 方法의 單一方程式 推定에 의한 物價變動 說明이외로 간혹 聯立方程式속에서 物價變數를 內生變數로 包含시켜서 直接 物價變動을 說明하는 方法이나 또는 名目價格으로 表示된 變數나 固定不變價格으로 表示된 變數를 各各 求하여서 두 變數의 比率 또는 두 變數를 包含하는 恒等式에서의 係數의 값으로 物價變動을 說明하는 方法도 있다. 그러나 大部分의 경우 任意로 一定한 크기의 加重値가 주어진 過去 時點 變數의 平均値를 說明變數로 使用하여 可能한 限 統計的으로 몇몇 統計量의 값만을 改善하려고 하는 試行錯誤的 試圖에 그치고 있으며 經濟理論에 立脚한 充分한 說明 또는 合理化가 缺如되고 있는 狀態에 있다고 할 수 있겠다. 이러한 接近方法은 흔히 物價를 說明하는 데에 多共線性이 높은 다른 物價變數를 包含시킴으로서 任意로 相關係數만을 높이려는 態度를 取하고 있는것이 一般的이다. 더욱이 最近 物價水準의 決定에 있어서 重要한 說明變數가 되고 있는 期待形成이 單純하게 處理되거나 또는 無視되고 있는 경우가 一般的이라고 할 수 있다.

이 論文은 이러한 現在 狀態에서 이상과 같이 指摘되는 問題點을 可能한 限 合理的으로 解決하여 보려는 試圖를 目的으로 하고 있다. 이러한 目的을 좀 더 具體的으로 列擧하면 다음과 같다.

첫째로 通貨變數와 國民所得變數에 時差를 充分히 두어 各時點別 變數가 物價에 주는 影響을 最少限의 制約下에서 推定하며, 둘째로 任意의 一定量을 加重値로 選擇하여 期待變數를 形成하는 方法을 떠나서 加重値 自體도 合理的으로 推定하는 方法을 擇하였다. 特히 이러한 두 次元에서 確率的인 要因에 대하여 注意를 輕視하지 않았다.

---

* 延世大學校 商經大學 經濟學科 副敎授. 本硏究는 1975年度 延世大學校 特別硏究費에 의하여 이루어진 것임.

1) 例示하면 參考文獻 〔1〕,〔3〕,〔4〕,〔5〕,〔20〕과 같다.

이러한 目的에 따라 우선 다음 節에서는 模型의 導出過程을 說明하고 이어서 資料에 관한 分析이 있은 다음 推定方法도 紹介하고 推定된 結果를 評價하는 것으로 內容과 順序를 삼았다.

2. 物價變動率 決定 模型의 導出

이미 言及한 바와 같이 物價를 說明하는 模型의 構築은 聯立方程式 體系의 構築에 의한 方法과 單一方程式 構築에 의한 方法을 들 수 있다. 本硏究에서는 일단 單一方程式 模型으로 制限하였다. 必要에 따라서는 이 論文에서 構築된 單一方程式을 聯立方程式의 하나로 생각하여 模型을 擴大할 수도 있다. 다시 模型의 設定에 있어서는 構造論者的인 見解에 立脚하여 賃金과 失業의 次元에서나 또는 可用資源과 需要의 次元에서 模型을 導出할 수 있었으나 本論文에서는 이러한 次元을 止揚하여 綜合的으로 通貨論者의 見解를 取하였다. 大體로 大部分의 後進國에서의 物價昻騰現象은 構造論者的인 見解와 같이 어떤 制限된 한 次元에서만 說明된다기 보다는 모든 部門과 次元에서 나타나고 있으므로 綜合的으로 貨幣와 國民所得의 側面에서 더욱 쉽게 說明된다고 볼 수 있다. 따라서 方程式의 構築에 있어서는 後者의 態度를 따르는 것이 우리나라의 경우 合理的이라고 할 수 있다. 또한 物價水準 變動을 說明하려는 데에는 指數 그 自體의 變動을 바로 該當 說明變數와 連結시켜서 說明하는 것이 一般的으로 回歸에 있어서 各種 統計量을 좋게 얻을 수 있게 한다는 利點이 있으나 變動率을 變數로 삼았을 때 보다 豫測에 있어서 豫測力이 弱하다는 不利點이 있을 뿐더러 論理性도 적으므로 變動量의 絶對的인 크기보다는 變動率을 變數로 삼았다. 즉 X보다는 $(dX/dt)/X$를 變數로 삼는 方法을 選擇하였다.

우선 다음과 같이 古典的인 數量方程式을 考慮의 對象으로 두기로 하자.

$$P=k\left(\frac{M}{Y}\right) \tag{1}$$

여기에서 P는 物價水準, k는 所得流通速度의 逆數, M은 通貨量, Y는 實質國民所得을 말한다. 方程式 (1)을 新數量說의 立場에 맞추어 다시 다음과 같이 바꾸어 보기로 하자.

$$P=k(R,E)\frac{M}{Y} \tag{2}$$

여기에는 R은 利子率, 그리고 E는 物價變動에 대한 期待이며 k는 곧 利子率과 物價變動에 대한 期待의 函數가 되는 것을 意味한다. 이때 P, R, E, M 그리고 Y가 모두 時間 t의 函數라고 보면 式(2)는 다음과 같이 바뀐다.

$$\frac{\dot{P}}{P}=\frac{R}{k}\cdot\frac{\partial k}{\partial R}\cdot\frac{\dot{R}}{R}+\frac{E}{k}\cdot\frac{\partial k}{\partial E}\cdot\frac{\dot{E}}{E}+\frac{\dot{M}}{M}-\frac{\dot{Y}}{Y} \tag{3}$$

式(3)에서 $\dot{X}$은 $\dfrac{dX}{dt}$임을 表示한다. 또한 利子率의 變動率 $\dot{R}/R$과 物價變動率 $\dot{P}/P$의 사

이에는 負의 關係가 그리고 期待變動率 $\dot{E}/E$과 物價變動率사이에는 正의 關係가 있음을 밝힌다면 다음과 같다.

$$\frac{R}{k}\cdot\frac{\partial k}{\partial R}<0,\ \frac{E}{k}\cdot\frac{\partial k}{\partial E}>0 \tag{4}$$

式(3)은 따라서 바로 다음과 같이 線型方程式으로 바뀐다.

$$p=\delta_1 r+\delta_2 e+\delta_3 m+\delta_4 y \tag{5}$$

여기에서 δ_i는 다음과 같은 制約을 갖는다.

$$\begin{aligned}&\delta_1<0\\&\delta_2>0\\&\delta_3=1\\&\delta_4=-1\end{aligned} \tag{6}$$

또한 小文字로 表記된 變數는 다음과 같은 略式 表記로 定義된다.

$$x=\frac{\dot{X}}{X} \tag{7}$$

式(5)에서 期待變動率은 다음과 같이 現實的으로 다시 定義되었다.

$$e_t=p_{t-1}+\lambda(p_{t-1}-e_{t-1}) \tag{8}$$

t時點의 物價變動에 對한 $t-1$時點에서의 期待物價變動率은 實現된 物價變動率과 期待變動率사이의 差異를 λ만큼 修正하여 實現된 物價變動率에 合算한 값으로 定義하였다. 이는 곧 現實的으로 期待보다 物價가 더 크게 變動할 경우 次期物價變動率에 대한 期待는 더 크게 되고 反對로 期待보다 物價變動率이 적었을 경우에는 次期 物價變動率에 대한 期待가 적게 나타난다는 것을 意味한다. 물론 物價變動率에 대한 期待는 過去 物價變動率과 期待에 의하여 影響을 받지만 다시 式(5)와 (8)을 通하여 未來의 物價變動率과 期待에 影響을 주는 것을 알 수 있다. 式(8)은 一種의 誤差修正(error-learning)의 形態로 期待가 形成되어 나가고 있음을 말한다. 式(8)을 e의 一次非同次 定差方程式으로 보고 解를 求하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}e_t&=(1+\lambda)p_{t-1}+\lambda(1+\lambda)p_{t-2}+\lambda^2(1+\lambda)p_{t-3}+\cdots\\&=(1+\lambda)\sum_{i=1}^{\infty}\lambda^{i-1}p_{t-i}\end{aligned} \tag{9}$$

式(8)과 (9)에서 λ의 範圍를 零과 1사이로 보면 λ^i는 i가 無限大에 接近할 수록 零에 接近한다. 따라서 e_t는 p_{t-i}의 函數로서만 成立하게 된다.

式(5)도 實際 推定에 있어서 現實的으로 다시 變形되었다. 첫째로 利子率 變動이 現實的으로 不連續的인 데다가 實際로 公式 利子率이 金融市場에서 自由롭게 形成된 利子率을 反映하지 못하는 名目上의 利子率이 되므로 物價에 對한 影響力이 微小할 것으로 보아 說明變數로서 包含시키지 않았다. 둘째로 期待物價變動率 變數를 導出함에 있어서 式(9)대로

하지 못하고 λ^i를 λ^4까지로 制限하였다. λ^5의 값은 λ의 값이 小數이므로 零에 接近하게 되어 그 以上의 自乘은 無視하였다.[1] 셋째로 m과 y 變數에 대하여서는 時差를 5分期까지 두어서 이 두 變數가 物價變動率에 주는 影響을 充分히 考察하기로 하였다. 물론 이때 모든 m_{t-i}와 y_{t-i}의 係數의 合計는 各各 +1과 −1이 되도록 制約을 두었는데 이는 곧 δ_3와 δ_4가 +1과 −1이 된다는 元來의 理論的 制約에 基礎한 것이다. 이 點에 對하여서는 반드시 +1과 −1의 制約을 두지 않아도 된다는 論議가 있기도 하다. 即 貨幣需要에 있어서 所得彈力性이 반드시 1이 아니라는 所論을 基礎로하여 式(5)로 誘導하면 δ_3나 δ_4가 +1과 −1로 制約하지 않을 수도 있기 때문이다.[2] 끝으로 本硏究는 分期別 資料를 利用하였기 때문에 季節假變數(seasonal dummy variables)를 包含시키고 있다. 따라서 最終的으로 推定에 利用된 方程式은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} p_t = {} & \beta_0+\beta_1 D_1+\beta_2 D_2+\beta_3 D_3+\beta_4 m_t+\beta_5 m_{t-1}+\beta_6 m_{t-2}+\beta_7 m_{t-3} \\ & +\beta_8 m_{t-4}+\beta_9 m_{t-5}+\beta_{10} y_t+\beta_{11} y_{t-1}+\beta_{12} y_{t-2}+\beta_{13} y_{t-3} \\ & +\beta_{14} y_{t-4}+\beta_{15} y_{t-5}+\beta_{16}\sum_{i=1}^{4}\lambda^{i-1} p_{t-i}+u_t \end{aligned} \tag{10}$$

式(10)에서 D_1은 第2分期, D_2은 第3分期, D_3은 第4分期의 假變數를 各各 意味하며 β_{16}에는 $(1-\lambda)$가 包含되어 있다.

3. 推定方法과 資料

推定方法은 通常最小自乘法을 母數의 事前制約條件아래서 適用하였다.[3] 即 節次와 推定量의 性格은 다음과 같다.

式(10)에서 推定誤差의 自乘의 合計는 다음과 같이 얻어진다.

$$\hat{\boldsymbol{u}}'\hat{\boldsymbol{u}}=(\boldsymbol{y}-\boldsymbol{X}\tilde{\beta})'(\boldsymbol{y}-\boldsymbol{X}\tilde{\beta}) \tag{11}$$

여기에서 $\hat{\boldsymbol{u}}$는 $n\times1$ 列벡타, $\boldsymbol{y}$는 $n\times1$ 列벡타, $\boldsymbol{X}$는 $n\times k$ 行列, 그리고 $\tilde{\beta}$는 $k\times1$ 列벡타로서, n은 標本의 規模, k는 推定될 母數의 數가 된다. 式(6)으로 表示된 制約 가운데에서 $\delta_3=1$과 $\delta_4=-1$을 式(10)에 맞추어 表示하면 다음과 같다.

$$\tilde{\beta}_4+\tilde{\beta}_5+\tilde{\beta}_6+\tilde{\beta}_7+\tilde{\beta}_8+\tilde{\beta}_9=1 \tag{12}$$

$$\tilde{\beta}_{10}+\tilde{\beta}_{11}+\tilde{\beta}_{12}+\tilde{\beta}_{13}+\tilde{\beta}_{14}+\tilde{\beta}_{15}=-1 \tag{13}$$

式(12)와 (13)으로 表示된 制約條件을 行列로 表示하면 다음과 같다.

$$\boldsymbol{R}\tilde{\beta}=\boldsymbol{r} \tag{14}$$

여기에서 $\boldsymbol{R}$과 $\boldsymbol{r}$은 다음과 같이 定義된다.

---

1) λ의 값은 後述되는 바와 같이 0.5515로 推定되므로 $\lambda^5=0.05102$가 된다.
2) 이 點에 對하여서는 〔23〕을 參考할 수 있다.
3) 〔11〕의 pp. 256-258을 參考할 수 있다.

$$R=\begin{pmatrix}0&0&0&0&1&1&1&1&1&1&0&0&0&0&0&0&0\\0&0&0&0&0&0&0&0&0&0&1&1&1&1&1&1&0\end{pmatrix} \quad (15)$$

$$r=\begin{pmatrix}1\\-1\end{pmatrix} \quad (16)$$

式(14)를 制約條件으로 $\hat{u}'\hat{u}$를 最小化하는 라그랑즈 函數를 세우면 다음과 같다.

$$L=(y-X\tilde{\beta})'(y-X\tilde{\beta})+\lambda'(R\tilde{\beta}-r) \quad (17)$$

여기에서 λ는 다음과 같이 定義된다.

$$\lambda=\begin{pmatrix}\lambda_1\\\lambda_2\end{pmatrix} \quad (18)$$

式(17)을 $\tilde{\beta}$와 λ로 各各 偏微分하여 零으로 놓으면 다음과 같다.

$$\frac{\partial L}{\partial\tilde{\beta}}=-2X'y+2X'X\tilde{\beta}+R\lambda'=o \quad (19)$$

$$\frac{\partial L}{\partial\lambda}=R\tilde{\beta}-r=o \quad (20)$$

式(19)와 (20)은 $k+2$ 個의 方程式으로 構成되는 聯立方程式 體系가 된다. 即 k 個의 $\tilde{\beta}_i$과 2 個의 λ_i의 解를 求하는 方程式 體系가 된다. 式(19)에서 $\tilde{\beta}$을 求하면 式(21)과 같다.

$$\tilde{\beta}=(X'X)^{-1}\left(X'y-\frac{1}{2}R'\lambda\right)=(X'X)^{-1}X'y-\frac{1}{2}(X'X)^{-1}R'\lambda \quad (21)$$

式(21)을 式(20)에 代入하면 다시 式(22)를 얻는다.

$$R(X'X)^{-1}X'y-\frac{1}{2}R(X'X)^{-1}R'\lambda-r=o \quad (22)$$

式(22)에서 λ를 求하면 式(23)과 같다.

$$\lambda=2[R(X'X)^{-1}R']^{-1}R(X'X)^{-1}X'y-2[R(X'X)^{-1}R']^{-1}r \quad (23)$$

式(23)을 다시 式(21)에 代入하여 最終的으로 $\tilde{\beta}$를 求하면 다음 式(24)과 같다.

$$\begin{aligned}\tilde{\beta}&=(X'X)^{-1}X'y-(X'X)^{-1}R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}(X'X)^{-1}X'y-[R(X'X)^{-1}R']^{-1}r\\&=\hat{\beta}-(X'X)^{-1}R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}(R\hat{\beta}-r)\end{aligned} \quad (24)$$

式(24)에서 $\hat{\beta}$은 通常最小自乘推定量으로 다음과 같이 定義된다.

$$\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'y \quad (25)$$

式(24)로 推定된 $\tilde{\beta}$의 一次 數學的期待値는 다음과 같이 얻어진다.

$$\begin{aligned}E(\tilde{\beta})&=E\{\beta+(X'X)^{-1}X'u-(X'X)^{-1}R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}[R\beta+R(X'X)^{-1}X'u+r]\\&=\beta\end{aligned} \quad (26)$$

式(26)이 成立하는 것은 다음의 關係가 成立하기 때문인 것을 쉽게 알 수 있다.

$$E[(X'X)^{-1}X'u]=o \quad (27)$$

$$R\beta-r=o \quad (28)$$

또한 $\tilde{\beta}$의 分散은 다음과 같이 얻어진다.

$$E[(\tilde{\beta}-\beta)(\tilde{\beta}-\beta)'] = \{[(X'X)^{-1}X'u-(X'X)^{-1}R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}R(X'X)^{-1}X'u] \\ [u'X(X'X)^{-1}R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}R(X'X)^{-1}-u'X(X'X)^{-1}]\} \\ =\sigma^2(X'X)^{-1}\{I-R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}R(X'X)^{-1}\} \tag{29}$$

물론 여기에서 $\sigma^2=E(u_i^2)$을 말한다. 式(29)로 表示된 $\tilde{\beta}$의 分散 및 共分數 行列은 對角項의 合計가 最小가 되므로 $\tilde{\beta}$은 最良線型不偏推定量이 된다.[1] 따라서 $\tilde{\beta}$과 $\tilde{\beta}$의 分散의 實際推定 節次는 우선 $\tilde{\beta}$의 경우 式(24)에서와 같이 $\hat{\beta}$을 求한 다음 이를 $(X'X)^{-1}R'[R(X'X)^{-1}R'](R\hat{\beta}-r)$으로 修正하는 方法을 擇하였으며, $\tilde{\beta}$의 分散의 경우 式(29)에서와 같이 $\hat{\sigma}^2(X'X)^{-1}$를 $I-R'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}R(X'X)^{-1}$로 修正하는 方法을 擇하였다.

이와같이 $\tilde{\beta}$의 一般的인 推定節次와는 獨立的으로 期待變數 形成에 있어서 λ의 推定節次는 다음과 같은 方法에 의하였다. 이 論文에서 使用된 모든 變數를 變動率로 求하기 전에 變數 그 自體를 가지고 通貨需要函數를 다음과 같이 線型으로 우선 세웠다.

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t=\gamma_0+\gamma_1 Y_t+\gamma_2 e_t+v_t \tag{30}$$

式(30)에서 e_t는 式(9)에서처럼 定義되었다. 式(30)을 코익 轉換(Koyck transformation)하게 되면 다음과 같다.

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t=\gamma_0(1-\lambda)+\gamma_1 Y_t+\gamma_1\lambda Y_{t-1}+\gamma_2(1-\lambda)P_{t-1}-\lambda\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}+w_t \tag{31}$$

여기에서 誤差項 w_t는 다음과 같이 定義된다.

$$w_t=v_t-\lambda v_{t-1} \tag{32}$$

式(31)에서 $\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}$의 係數 λ를 推定하여 이를 다시 式(9)에서와 같이 e_t를 만드는 데에 使用하였다.[2] 式(30)의 코익 轉換으로 얻어진 式(31)에는 물론 推定上에 問題가 없지 않다. v_t로 表示된 원래의 誤差項이 自己相關을 갖지 않는 限 式(32)로 表示되는 새로운 誤差項은 自己相關을 갖게되므로 推定된 回歸係數는 모두 最小分散을 갖지 못하는 推定量이 되고 만다. 따라서 推定된 λ에 대하여서도 有意性에 관한 正確한 檢定이나 區間推定이 實際로 不可能하다는 弱點을 不可避하게 갖게 된다. 大體로 이와 같이 說明된 推定節次를 要約하면, 첫째로 一次的인 單純模型을 實質殘高需要函數로 세운 다음 이를 轉換하여 推定하므로서 λ를 求하고, 둘째로 求하여진 λ로서 物價變動期待率 變數인 e_t를 얻어서 一般模型을 構築하며 셋째로 制約最小自乘法에 의하여 母數를 推定하는 節次가 된다.

이 論文에서 使用된 變數는 이미 言及한 바와 같이 分期別 時系列資料이기 때문에[3] 資料使用에 있어서 다음과 같은 問題點이 있었다. 첫째로 物價變數로서 GNP 디플레이터는 分

---

1) [11]의 p. 257 參照
2) 具體的인 節次는 [3]을 參考할것.
3) 使用된 分期別 時系列 資料는 附錄에 실려 있다.

期別 資料가 存在하지 않기 때문에 不可避하게 都賣物價指數만을 使用할 수 밖에 없었으므로 資料選擇에 있어서 制限이 있었으며, 둘째로 各變數의 變動率 計算에 있어서는 對前分期 變動率을 計算하여 選擇할 것이냐 또는 對前年度同分期 變動率을 選擇할 것이냐 하는 問題가 있었다. 對前年度 變動率을 使用할 경우에는 季節的 變動이 심한 우리 나라와 같은 狀況에서는 變動率 自體가 별로 큰 意味를 갖지 못한다는 問題를 內包하고 있다. 이 경우 季節變動을 時系列資料에서 調整하면 問題가 어느 程度 解決된 것같이 느껴지나 일단 季節變動이 調整된 資料는 資料로서의 一次性이 喪失된 加工된 資料라는 弱點을 또 다시 지닌다. 對前年度同分期 變動率을 使用하는 경우에는 다소 이와 같은 問題點이 解決될 수 있겠으나 이 硏究에서는 時差가 $t-5$까지 주어지고 있으므로, 처음 5年分의 資料를 쓰지 못하게 되는 結果를 招來하게되며, 따라서 20 程度의 自由度를 推定에서 喪失하게 된다는 問題가 있다. 問題點의 輕重을 比較하여 이 硏究에서는 季節變動을 季節變動調整指數로 調整하는 대신에 季節假變數를 使用하기로 하고, 對前分期 變動率을 採擇하였다. 使用된 資料는 1960年 第1分期부터 1975年 第4分期에 걸치는 通貨, 都賣物價指數, 國民所得 資料等이다.

4. 推定結果의 分析

이미 前節에서 言及된 바와 같이 推定節次는 우선 OLS에 의하여 $\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'y$를 求하고 다시 이를 制約條件에 따라 修正하는 方法을 취하였다. $\hat{\beta}$의 推定過程에서 얻어진 各種統計量은 充分한 有意性을 보이고 있기 때문에[1] 最終的으로 $\tilde{\beta}$을 다음과 같이 求하였다.[2]

<表 1> β의 推定結果

區 分	截片	D_1	D_2	D_3	m_t	m_{t-1}	m_{t-2}	m_{t-3}
$\tilde{\beta}_i$	10.2813	8.4183	−8.7929	−1.8750	0.4397	−0.1441	0.1537	0.4857
標準誤差	2.9294	4.6918	3.9339	5.6030	0.0711	0.0815	0.0780	0.0798
t－統計量	3.52	1.79	2.24	0.33	6.18	1.77	1.97	6.09

區 分	m_{t-4}	m_{t-5}	y_t	y_{t-1}	y_{t-2}	y_{t-3}	y_{t-4}	y_{t-5}	$\sum\lambda^{i-1}p_{t-i}$
$\tilde{\beta}_i$	0.0414	0.0238	−0.0489	−0.0276	−0.2751	−0.2637	−0.2171	−0.1674	2.2243
標準誤差	0.0726	0.0767	0.0470	0.0427	0.0185	0.0194	0.0408	0.0404	0.2015
t－統計量	0.57	0.31	1.04	0.65	14.87	13.59	5.32	4.14	11.04

<表 1>에서 보여지고 있는 바와 같이 β_i의 推定量은 m_{t-1}의 경우만을 除外하고는 모두 期待하였던 바와 같이 얻어졌다. 또한 t-統計量도 D_3, m_{t-4}, m_{t-5}, y_t, 그리고 y_{t-1}을 除外하고는 모두 높은 水準에서 統計的 有意性을 보이고 있다. 따라서 推定結果는 統計的으로

1) $\bar{R}^2=0.6130$, $F(16.33)=3.2662$로 求하여졌다.

2) 새로 얻어진 에 따라 $\bar{R}^2$와 F를 새로이 求하는 것이 當然하나 計算의 分量으로 보아 略하였다.

滿足할 만한 것으로 이미 期待한 바에서 별로 差異가 나지 않는다고 할 수 있다. 우선 分期別 假變數가 갖는 뜻부터 評價하기로 하자. 第二分期 및 第三分期에는 比較的 物價變動에 뚜렷한 變化가 나타나고 있는데 第二分期는 盛需期인 데다가 秋穀 및 夏穀의 供給이 시작되기 전인 6月까지의 時期에 該當하므로 正(+)의 影響을 볼 수 있는 反面에 第三分期에는 物價가 어느 程度 安定을 얻는 期間으로 보여지고 있다. 第四分期의 假變數는 第三分期와 같이 負(−)의 變動을 보이나 t-統計量의 크기로 보아 非有意的이라고 할 수 있다.

期待變數가 物價에 주는 影響은 이미 期待한 바와 같이 正의 效果를 보여 주고 있으며 t-統計量도 充分히 높은 統計的 有意性을 提示하고 있다. 即 過去의 物價가 上昇한 經驗은 未來의 物價上昇에 對하여 높은 確率의 期待를 形成케 하며, 따라서 物價의 上昇에 肯定的인 影響을 미치게 한다는 것을 알 수 있다. $\sum\lambda^{i-1}p_{t-i}$의 回歸係數 $\tilde{\beta}_{16}$은 $(1-\lambda)$를 包含하고 있기 때문에 期待變數 $(1-\lambda)\sum\lambda^{i-1}p_{t-i}$가 物價變動率에 미치는 影響은 $\tilde{\beta}_{16}/(1-\lambda)$로서 다음과 같이 推定된다.

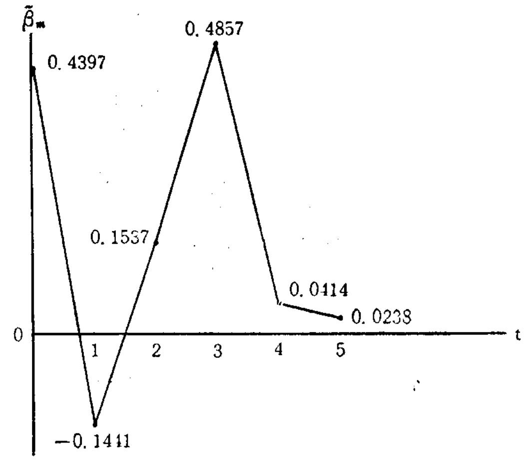
$$\frac{\tilde{\beta}_{16}}{1-\lambda}=\frac{2.2243}{1-0.5515}=4.9594 \tag{33}$$

이는 곧 期待變數의 變化는 相當히 높은 水準으로 物價를 變動시키고 있음을 示唆하고 있는데, 이미 前節에서 考察된 바와 같이 期待變數는 k의 크기에 아주 敏感하게 影響을 주고 있음으로 通貨量의 크기와는 別途로 重要하게 物價에 影響을 주는 變數라고 할 수 있다. 特히 이러한 現象은 慢性的으로 인플레이션을 經驗하고 있는 경우에는 더욱 심하게 나타나고 있는 것을 알 수 있다.

通貨量이 物價에 주는 影響은 特異한 形態를 取하고 있음을 볼 수 있다. 일단 時差가 없이 通貨量의 增加는 相當히 큰 衝擊을 物價變動에 주나 一分期에 時差가 지나가서는 오히려 反作用을 보이다가 다시 二分期 以後에는 五分期에 이르기까지 影響이 徐徐히 減退하는 現象을 보인다. 이렇게 얻어진 時差分布를 圖示하면 다음 <그림 1>과 같다. <그림 1>에서 y軸의 $\tilde{\beta}_m$은 m_{t-i}變數의 推定回歸係數를 意味하며 X軸의 t는 時差의 흐름을 말한다. 이러한 現象은 이미 다른 여러가지의 硏究[1]에서 究明된 바와 같이 通貨의 影響은 即刻的으로 크게 나타나서 徐徐히 減退한다는 一般的인 現象과 大體로 符合되고 있다. 물론 一分期가 지난후 負의 效果를 보이는 것은 例外的인 現象이라고 하겠으나 다음과 같이 풀이될 수도 있지 않을가 생각된다. 即 通貨量이 增加되는 경우 通常的으로 後續되는 物價의 昻騰을 制壓하기 위하여 取하여지는 政策的 配慮가 奏效하게 됨에 따라 그 程度가 지나치게 나타나는 結果라고 볼 수도 있다. 이러한 現象은 우리나라의 物價變動에서만 나타나는 것이 아니고 慢性的인 인플레이션이 典型的으로 經驗되고 있는 칠레의 경우에서도 보여지고 있다.[2] 칠

1) 綜合的으로 〔2〕와 〔25〕에서 볼 수 있다.
2) 〔9〕를 參考할 수 있다.

<그림 1>

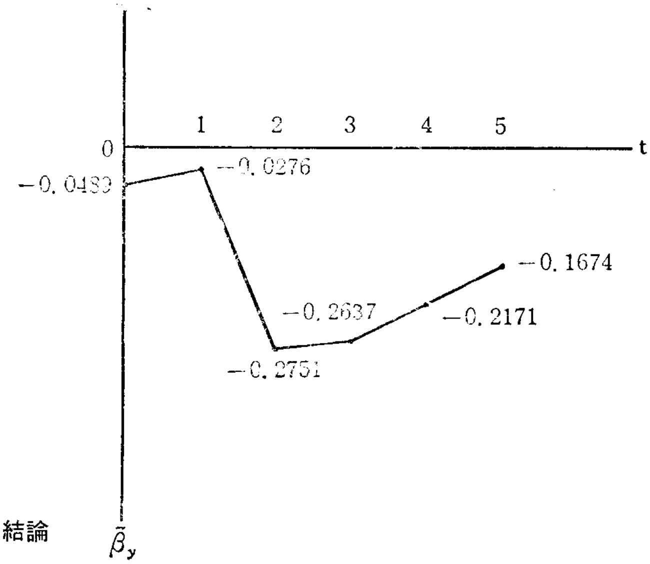


례의 경우 버만(Jere R. Behrman)의 硏究에 의하면 처음 物價가 通貨와 더불어 過剩反應(overshooting)을 보이다가 다시 均衡水準으로 下落하면서 負의 反應을 보이는 것으로 解釋되고 있다. 一分期가 經過한 뒤에 나타나는 負의 影響은 二分期에 이르러서는 다시 正의 影響으로 바뀌면서 抑制되었던 物價變動은 本來의 水準으로 肉薄하였다가 그뒤에 徐徐히 零에 接近한다. 即 時差가 길어지면 物價變動率에 주는 影響이 없어지게 된다.

通貨變數와는 아주 對照的으로 國民所得變數의 경우에는 典型的인 V字型의 時差分布가 보여지고 있다. 우선 여섯개의 y_{t-i} 變數의 回歸係數가 期待한 바와 같이 모두 負의 크기를 가지며, 二分期가 經過한 뒤에야 物價變動에 주는 影響이 가장 크게 나타나고 있다. 이는 곧 所得變數의 경우에는 通貨變數의 경우와는 달리, 物價變數에 대한 影響이 即刻的인 衝擊으로 나타난다기 보다는 二分期 程度 經過期間을 두었다가 徐徐히 나타나는 것으로 解釋될 수 있다. 所得은 生產과 더불어 바로 流通過程에 供給으로 나타나는 것이 아니기 때문에 처음 一定 期間中에는 物價變動에 주는 影響이 微少하다가 充分한 時間이 흐른 다음에야 影響이 크게 나타나게 된다는 것을 볼 수 있게 된다. 推定된 回歸係數의 時差分布를 圖示하면 <그림 2>와 같다. <그림 2>는 <그림 1>에서와 같이 X軸에 時差의 크기를, 그리고 Y軸에 $\tilde{\beta}_y$로서 y_{t-i} 變數의 回歸係數의 크기를 表示하고 있다.

通貨變數와 所得變數가 物價變動에 미치는 影響에 관한 時差分布는 당연히 通貨量과 國民所得이 갖는 槪念과 性格의 相異性 때문에 틀리게 얻어지는 것이 一般的이라고 하겠다. 흔히 通貨變數의 경우에는 時差分布가 逆 J 字型(inverted J-type)分布가 되며, 所得變數의 경우에는 알몬型(Almon type)을 倒置시킨 分布, 即 V字型(V-type) 分布에 가깝게 되는 것으로 믿어지고 있다. 이 硏究에서 찾아진 時差分布는 完全한 形態를 보이고 있지 못하나 이들 形態의 分布에 近似한 것을 볼 수 있다.

<그림_2>



5. 要約 및 結論

本論文에서는 物價變動을 未來에 投影하여 豫測한다기 보다는 物價變動率 決定을 構造的으로 把握하여 보기로 하되, 古典的인 數量方程式의 立場에서 通貨와 所得의 影響力을 時差分布로서 推定하는 것을 一次的인 目的으로 하고 있다. 또한 物價變動에 대한 期待形成을 誤差修正期待(error-learning expectation) 또는 適應期待(adaptive expectation) 形態로 設定하여 一種의 마아코프 一階的 確率過程(Markov first-order scheme process)을 만들어 그 影響力을 推定하였다. 推定 結果, 通貨變數의 경우에 있었던 하나의 例外를 除外하고는 모두 一般的으로 期待되고 있는 形態로서 얻어졌다. 通貨變數의 경우에도 例外로서 얻어진 結果는 그 나름대로 經濟的인 解釋이 可能하였으며 또한 前例가 없었던 現象이 아니므로 구태여 例外로서 보다는 一般的인 現象으로 合理化될 수 있었다. 흔히 한 物價를 다른 物價로 說明하려는 循環論的인 硏究接近方法을 可能한 限 排除하고 確率的인 要因에 의한 說明을 本硏究에서는 試圖하였다. 따라서 諸變數의 共同趨勢에 따르는 虛僞相關을 除去하기 위하여 季節變動이 調整되지 않은 對前期 變動率을 基礎 資料로 使用하였다.

앞으로 硏究內容의 本質的인 改善을 위하여서는 本硏究를 出發點으로 하여 推定模型의 設定에 있어서나 推定方法의 開發, 推定量의 評價등에 있어서 持續的인 硏究努力이 要求된다.

附　錄

使用資料(1960年 第Ⅱ分期～1975年 第Ⅳ分期) (%)

t	분기별 도매물가지수 변동율	분기별 통화량 변동율	분기별 불변총국민생산 변동율	t	분기별 도매물가지수 변동율	분기별 통화량 변동율	분기별 불변총국민생산 변동율
1	3.9	0.77	39.54	29	3.8	10.25	36.46
2	0.3	4.44	−21.69	30	1.5	7.68	−12.18
3	−2.2	11.76	141.50	31	1.1	12.85	106.81
4	10.4	3.94	−60.87	32	3.8	9.24	−54.04
5	2.3	14.32	41.21	33	1.1	4.34	40.47
6	10.3	26.69	−25.13	34	0.1	9.94	−10.51
7	0.3	10.44	160.31	35	2.0	15.37	83.92
8	5.1	2.03	−62.79	36	3.1	1.11	−50.17
9	4.3	−3.45	37.98	37	1.6	7.45	35.40
10	10.3	26.12	−17.65	38	0.8	17.20	−3.23
11	0.3	−11.43	136.35	39	1.9	11.25	75.53
12	3.6	1.96	−55.92	40	4.5	−4.90	−52.19
13	11.5	0.26	11.73	41	1.5	5.82	36.75
14	13.4	11.25	−8.35	42	1.3	9.91	−8.80
15	−0.8	−6.37	155.26	43	1.7	10.35	79.28
16	13.3	3.09	−65.32	44	1.4	−3.56	−47.52
17	13.0	4.46	38.43	45	3.3	2.32	28.96
18	−0.2	6.52	−16.07	46	4.0	13.39	−7.80
19	−0.5	1.69	158.80	47	3.8	4.00	65.26
20	2.5	4.14	−63.45	48	5.2	−0.41	−46.56
21	4.0	10.11	39.68	49	1.9	7.27	30.24
22	0.9	9.83	−17.07	50	0.8	22.43	−6.17
23	0.3	6.52	139.19	51	0.4	10.92	65.32
24	2.9	4.11	−59.75	52	1.2	9.43	−2.58
25	5.1	5.10	46.44	53	1.6	5.15	26.81
26	0.9	8.88	−18.96	54	4.6	9.41	−2.10
27	−0.4	8.82	128.51	55	7.0	11.67	54.38
28	0.9	7.89	−58.12				

資料：한국은행, 경제통계연보 1962～1976

參 考 文 獻

〔1〕 金光錫, 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響, 韓國開發硏究院 硏究叢書(1), 서울 : 章文閣, 1973.

〔2〕 尹起重, 尹錫範, "實證的 數量方程式의 時差分布比較考察," 經濟學硏究, 第23輯(1975년 11월), 39～53面.

〔3〕 尹錫範, "韓國의 戰後 物價變動—貨幣의 實質殘高需要函數推計에 의한 接近," 經濟學硏究, 第19輯(1971년11월), 155～163面.

〔4〕 韓國銀行, "물가와 통화의 시차적 함수관계," 조사월보, 제27권 제 4 호(1973년 4 월) 15～29面.

〔5〕 韓國銀行, "한국 물가변동에 관한 계량적 분석," 조사월보, 제30권 제 6 호 (1976년 6 월), 8 ～22面.

〔6〕 韓國銀行, 경제통계연보, 서울, 1962～1976.

〔7〕 天野昌助, "貨幣的 成長と インフレションの 不均衡分析," 季刊理論經濟學 Vol. XXVII, No. 1(April 1976) pp.24-33.

〔8〕 松川 滋, "インフレーションにおける 期待の 役割," 季刊理論經濟學 Vol. XXVI, No. 3(Dec. 1975) pp.218-227.

〔9〕 Behrman, Jere R., *Price Determination in an Inflationary Economy: The Dynamics Chilean Inflation Revisited*, University of Pennsylvania Discussion Paper, No. 151, 1970.

〔10〕 Friedman, Milton, "The Quantity Theory of Money: A Restatement," in *Studies in the Quantity Theory of Money*, ed. by M. Friedman, Chicago: University of Chicago Press, 1956.

〔11〕 Goldberger, Arthur S., *Econometric Theory*, New York: Wiley, 1964.

〔12〕 Harberger, Arnold C., "The Dynamic Inflation in Chile," in *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*, ed. by Arnold C. Harberger, Stanford, California: Stanford University Press, 1963.

〔13〕 Kane, E.J., and Malkiel, B.G., "Autoregressive and Nonautoregressive Elements in Cross-section Forecasts of Inflation," *Econometrica*, Vol. 44, No. 1 (Jan. 1976), pp. 1-16.

[14] McCallum, B.T., "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates," *Econometrica*, Vol. 44, No. 1 (Jan. 1976), pp. 43-52.

[15] Mincer, J., "Models of Adaptive Forecasting," in *Economic Forecasts and Expectations*, ed. by J. Mincer, New York: Columbia University Press and N.B.E.R., 1969.

[16] Muth, J.F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica*, Vol. 29, No. 3 (1961), pp. 315-335.

[17] Nelson, Charles R., "Rational Expectations and the Predictive Efficiency of Economic Model," *The Journal of Business*, Vol. 48, No. 3 (July 1975) pp. 331-343.

[18] Sargent, T.T., and Wallace, N., "Rational Expectations and Dynamics of Hyperinflation," *International Economic Review*, 14 (June 1973) pp. 328-350.

[19] Schmalensee, R., "An Experimental Study of Expectation Formation," *Econometrica*, Vol. 44, No. 1 (Jan. 1976), pp. 17-41.

[20] Song, Heeyhon, *An Econometric Forecasting Model of the Korean Economy*, Korea Development Institute, 1973 (mimeo).

[21] Stein, Jerome L., "Unemployment, Inflation, and Monetarism," *The American Economic Review*, Vol. LXIV, No. 6 (December 1974), pp. 867-887.

[22] Turnovsky, Stephen J., "Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations," *Journal of the American Statistical Association*, Dec. 1970, pp. 1441-54.

[23] Vogel, Robert C., "The Dynamic Inflation in Latin America, 1950-1969," *The American Economic Review*, Vol. LXIV, No. 1 (March 1974), pp. 102-114.

[24] Walters, A.A., "Consistent Expectations, Distributed Lags, and the Quantity Theory," *Economic Journal*, 81 (June 1971), pp. 272-281.

[25] Yoon, S.B., "A Survey of Lag Distributions in Empirical Quantity Equations Estimated from Korean Time Series Data," *Yonsei Business Review*, Vol. 11, No. 1 (March 1974), pp. 53-64.