

實證의 數量方程式의 時差分布 比較 考察

尹 起 重*
尹 錫 範**

1. 序 論

數量方程式(quantity equation)이라고 通稱되는 費雪(Irving Fisher 1867~1947)流의 恒等式은 物價와 去來量, 通貨量사이의 關係를 流通速度라는 파라메타를 媒介로 하여 連結시킨 方程式을 말한다. 이 方程式은 경우에 따라서는 物價를 說明하는 데에, 또는 通貨의 需要를 說明하는 데에, 그리고 간혹 極端的인 경우에는 所得水準이나 去來量을 說明하는 데에 多樣하게 利用되었다. 그러나 후리드만(Milton Friedman)에 의하여 通貨의 需要를 說明하기 위한 하나의 方法으로 新數量方程式(new quantity equation)으로 發展하게 됨에 따라 費雪流의 數量方程式은 通貨의 需要를 說明하는 方程式으로서의 性格이 더욱 支配적으로 決定된 느낌을 갖게 되었다.¹⁾

費雪나 후리드만의 경우를 막론하고 數量方程式은 恒等式的 形態에서나 또는 其他兩數의 形態에서 簡單하게 物價를 被說明變數(explained variable)로 하는 置換된 形態로 바뀔 수 있다. 이렇게 바뀌어진 形態의 方程式은 事實上 여러가지의 理由 때문에 物價를 說明하는 方程式으로 利用되어왔다.²⁾ 數量方程式에서 바로 導出된 結果는 一般的으로 다음과 같은 基礎의 方程式의 形態를 취한다.

$$(1) \quad p = \dot{M} + \dot{V} - \dot{Y}$$

여기에서 p 는 物價, M 은 通貨量, Y 는 國民所得을 말하는데 變數위에 점(\cdot)을 찍은 것은 다음과 같이 定義했음을 말한다.

$$(2) \quad \dot{X} = \frac{dX}{dt} \cdot \frac{1}{X}$$

式(2)는 곧 式(1)이 數量方程式을 基礎로 하여 時間에 걸친 變數의 變化率로 構成되는 것임을 말하여 주고 있다. 다시 式(1)에서 \dot{V} 를 다른 變數의 函數로 表示하면 다음과 같이 表現할 수 있다.

* 延世大學校 應用統計學科 教授

** 延世大學校 經濟學科 副教授

本 研究는 1974年度 韓國經濟學會에 支給된 文教部學術研究造成費에 의하여 이루어진 것임을 밝힌다.

1) Milton Friedman, "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)

2) 여기에 관한 最近의 例는 Marcelo Selowsky, "Cost of Price Stabilization in an Inflationary Economy," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXXVII, No. 1 (Feb. 1973), pp.44~59 을 들 수 있다.

$$(3) \quad \dot{p} = \dot{M} - \dot{Y} + \phi(\dot{p}^*, \dot{f}, i)$$

여기에서 $\phi(\dot{p}^*, \dot{f}, i)$ 는 \dot{V} 가 期待物價變動率 \dot{p}^* 와 外換率의 變動率 \dot{f} , 그리고 利子率 i 에 따라 決定되는 것을 意味한다. 式(3)을 動態化하면서 다시 線型化하면 다음과 같이 式(4)를 얻는다.

$$(4) \quad \dot{p}_t = \sum_{i=0}^k \beta_{0i} M_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{1i} \dot{Y}_{t-i} + \beta_2 \dot{p}_t^* + \beta_3 \dot{f}_t + \beta_4 i_t + u_t$$

式(4)에서 β_i 는 線型파라메타, u_t 는 誤差項을 意味하며 β_3 와 β_4 는 必要에 따라 零의 制約을 그리고 $\sum_{i=0}^k \beta_{0i}$ 와 $\sum_{i=0}^r \beta_{1i}$ 는 各各 1과 -1의 制約을 줄 수 있다. 물론 이와같은 制約은 基本的으로 數量方程式의 條件을 反映시키는 것이라고 할 수 있다.

物價水準 決定에 관한 以上과 같은 單純한 側面을 떠나 論理的으로 좀더 깊이를 가지고 分析하려는 最近의 여러가지 接近方法을 統合하여 보면 대체로 物價-賃金의 連鎖의 關係를 重視하여 이를 模型化한 것이 大部分이라고 하겠다.³⁾ 이러한 接近方法은 物價와 賃金의 決定이 相互 依存의이라는 假說에서 出發하고 있으므로 一般的으로 2個以上の 行態方程式으로 構成되는 聯立方程式模型에 基礎하고 있다. 이러한 模型을 線型化하여 表示하면 다음과 같다.

$$(5) \quad Y = AY + BY(L) + \Gamma X + u$$

여기에서 Y 는 物價, 賃金等과 같이 相互 依存의으로 決定되는 變數의 變化率로 構成되는 行列을 말한다.

$$(6) \quad Y = \begin{pmatrix} \dot{p}_t \\ \dot{w}_t \\ \vdots \end{pmatrix}$$

$Y(L)$ 은 Y 에다 時差를 둔 變數의 行列로서 다음과 같이 表示된다.

$$(7) \quad Y(L) = \begin{pmatrix} \dot{p}_{t-1} \\ \dot{w}_{t-1} \\ \vdots \\ \dot{p}_{t-2} \\ \dot{w}_{t-2} \\ \vdots \end{pmatrix}$$

X 는 外生變數의 行列이 되며 A, B 와 Γ 는 各各 方程式의 數를 行으로 하고 變數의 數를 列로 하는 파라메타의 行列이 된다.

式(5)을 整理하여 Y 를 모두 被說明變數(explained variables)로 하는 縮小型(reduced form)으로 바꾸면 다음 式(8)을 얻는다.

$$(8) \quad Y = (I - A)^{-1} BY(L) + (I - A)^{-1} \Gamma X + v$$

여기에서 誤差項 v 는 다음과 같이 定義된다.

$$(9) \quad v = (I - A)^{-1} u$$

式(8)에 파라메타 行列 $(I - A)^{-1} B$ 와 $(I - A)^{-1} \Gamma$ 를 推定하여 Y 의 推定量을 얻게 되면 式(8)은 聯立定差方程式(simultaneous difference equation)이 된다. 이렇게 얻어진 聯立定差方程式의 解를 求함으로써 y 變數의 時間에 걸친 循環變動은 물론 共同決定變數外的

3) 代表的인 例로서는 Bent Hansen, *A Survey of General Equilibrium Systems* (New York: McGraw-Hill, 1970)의 Chapter 10, Inflation, General Equilibrium, and Quasiequilibrium과 Jerome L. Stein, "Unemployment, Inflation, and Monetarism," *American Economic Review*, Vol. LXIV, No. 6 (December, 1974), pp.867~887을 들 수 있다.

變數들의 時差構造도 終局的으로 把握할 수 있게 된다.

그러나 式(5)로 表示되는 大部分의 聯立方程式模型은 變數에 있어서 非線型으로 構築되기 때문에 式(8)과 같이 縮小型으로 變型되지 않는다는 問題點을 가지고 있다. 따라서 定差方程式의 解는 現實的으로 求할 수 없게 된다. 定差方程式의 解가 求하여 지지 않는 경우라도 反復計算(iteration)을 통하여 近似解(approximated solution)를 얻으므로써 時間에 걸친 y 變數의 循環變動은 概略的으로나마 얻어질 수 있다.

物價水準의 變動을 說明하는 方程式이나 模型이 어떠한 形態를 取하든지 理論的으로 이러한 方程式에도 時差構造는 얻을 수 있게 된다는 것을 以上에서 概略的으로 살펴보았다.

本論文의 目的은 以上과 같이 時差構造를 包含하는 數量方程式類의 物價模型에서 各說明變數의 時差構造가 어떠한 形態를 취하고 있는가 하는 것을 推定된 方程式을 中心으로 比較分析하고 그 結果의 合理性을 經濟的 側面에서 模索하는 데 있다. 이러한 目的을 위하여 이미 統計的으로 推定된 方程式을 蒐集하여 適切하게 時差構造가 包含되어 있는 것을 選定한 다음 이를 分析對象으로 삼고 있다.

2. 模型의 紹介

인플레이션의 研究를 위한 模型의 設定과 이에 따른 實證的인 分析은 이미 論議한 바와 같이 大體로 두가지의 類型으로 分類되는데 첫번째 類型이 單一方程式에 의한 數量方程式의 形態를 取하는 것이며 두번째의 類型이 聯立方程式에 의하여 物價-生産의 一聯의 循環的인 關係를 說明하려는 形態라고 할 수 있다.

여기에서 紹介하는 模型은 前者의 경우와 後者の 경우에서 可能的 限 物價方程式을 擇한 것이 된다. 인플레이션의 類型이나 그 循環過程으로 보아 要素市場에서의 影響力이 큰 것이거나 또는 細部門別로 分類되어 微視的인 分類方法이 支配的인 것은 時差分布가 一般的으로 뚜렷하지 않기 때문에 여기에서 分析의 對象으로 삼지 않았다. 實證的으로 樹立된 物價方程式은 一般的으로 分期別時系列資料와 年度別時系列資料에 基礎하여 推定되었다. 여기에서 紹介하고 있는 模型은 하버거(Arnold C. Harberger)의 年度別 및 分期別時系列資料에 基礎한 두가지 類의 模型⁴⁾, 뢰겔(Robert C. Vogel)의 年度別時系列 및 크로스-섹션資料에 基礎한 라틴 아메리카 模型⁵⁾, 버만(Jere R. Behrman)의 年度別時系列資料에 基礎한 칠레의 模型⁶⁾, 그리고 韓國의 模型으로서는 宋熙奉의 分期別時系列資料에 基礎한 模型⁷⁾, 韓國銀行의 分期別時系列資料에 基礎한 模型⁸⁾, 그리고 金光錫의 年度別時系列에 基礎한 模型이다.⁹⁾

1963年 刊行된 하버거의 模型은 1939년부터 1958년까지의 20年間을 基礎로 하여 年度別

4) Arnold C. Harberger, "The Dynamic Inflation in Chile," in *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld* edited by Arnold C. Harberger (Stanford, California: Stanford University Press, 1963)

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

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

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

8) "物價와 通貨의 時差의 函數關係" 한국은행조사월보 제27권제4호(1973년 4월) 15~29面.

9) 金光錫, 韓國「인플레이션」의 原因과 그影響, 韓國開發研究院 研究叢書 1 (서울: 章文閣, 1973)

및 分期別資料를 모두 使用하고 있다. 하버거의 基本模型은 다음과 같이 表示될 수 있다.

$$(10) \quad \dot{p}_t = f(\dot{Y}_t, \dot{M}(L), A_t, W_t)$$

여기에서 \dot{p}_t 는 年間 또는 分期間 퍼센트로 表示된 物價變動率, \dot{Y}_t 는 年間 또는 分期間 퍼센트로 表示된 實質 國民所得의 變動率, $\dot{M}(L)$ 은 年間 또는 分期間 퍼센트로 表示된 通貨量의 變動과 同時差構造¹⁰⁾, A_t 는 $t-1$ 期和 $t-2$ 期 사이의 物價變動率의 差額, 即 $A_t = \dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}$, 그리고 W_t 는 퍼센트로 表示된 生計賃金(sueldo vital)의 變動率을 말한다. 式(11)에서 Y 와 M 과 같은 變數가 說明變數로 包含되고 있는 것은 所謂 金融論者(monetarists)의 見解를 代表하는 것이며 W 變數가 說明變數로서 表示되고 있는 것은 構造論者(structuralists)의 見解를 代表하는 것이라고 할 수 있다. 南美의 인플레이션에 관하여서는 一般的으로 金融論者-構造論者의 論爭이 상당한 期間동안 持續되었다는 點으로 보아 두가지의 見解를 모두 統計的으로 推定하려는 試圖에서 이 方程式에서는 두가지의 變數가 모두 包含된 것이라고 볼 수 있다. 線型으로 推定된 하버거의 方程式은 다음과 같다.

$$(11) \quad \dot{P}_t^c = -1.15 - 0.89\dot{Y}_t + 0.70\dot{M}_t + 0.29\dot{M}_{t-1} + 0.16A_t + 0.13W_t \quad R^2=0.87$$

(9.56) (0.32) (0.18) (0.18) (0.14) (0.22)

$$(12) \quad \dot{p}_t^c = s_t - 0.49\dot{y}_t + 0.31\dot{m}_t + 0.21\dot{d}_t + 0.04a_t + 0.04w_t \quad R^2=0.54$$

(0.24) (0.10) (0.13) (0.03) (0.06)

여기에서 大文字로 表示된 變數는 年度別 資料로 表示된 變數, 그리고 小文字로 表示된 變數는 分期別 資料로 表示된 變數를 뜻한다. 物價變動率 變數 \dot{P} 또는 \dot{p} 의 上添字 c 는 物價가 消費者物價指數로 表示되었음을 意味한다. 其他의 變數는 이미 앞에서 定義된 바와 같으며, 다만 s_t 는 季節的 假變數(seasonal dummy variables)로 調整된 常數項을 말한다. 그리고 d_t 는 다음과 같이 定義된다.

$$(13) \quad d_t = 0.59 m_{t-2} + 0.28 m_{t-4} + 0.31 m_{t-6}$$

即 二分기에 걸친 通貨量 變動率을 過去 六分期마다 세가지로 求하여 이를 加重平均한 값 임을 d_t 는 말해주고 있다. R^2 는 決定係數를 말하며 推定된 係數 밑에 括弧 속에 表示된 값은 推定量의 標準誤差가 된다. 推定된 結果는 一般的으로 良好하나 式(11)로 表示된 年度別 資料에 基礎하여 推定된 結果에서는 截片項과 A_t 및 W_t 가 影響力을 갖기 어렵다는 統計的 事實을 提示하여 주고 있다. 이러한 現象은 分期別 資料에 基礎하여 推定된 式(12)의 경우에서도 同一하게 나타나고 있다. 따라서 하버거의 模型에서는 構造論者의 見解가 統計的으로 立證되지 못한 셈이다.¹¹⁾ 나머지의 變數들의 경우에는 標準誤差의 크기로 보아 충분히 影響力이 立證된 셈이다.

휘전은 이와같은 하버거의 實證的 分析方法을 擴大하여 라틴 아메리카 全域에 걸쳐 模型을 適用하였다. 휘전은 1950년부터 1969년에 이르는 20年동안 年度別 時系列 資料를 따닌 아메리카 16個國에 걸쳐 蒐集하여 時系列 資料와 크로스섹션 資料를 混用(pooling)하여 模型을 推定하였다. 휘전이 基礎한 模型은 基本的으로 數量方程式이라고 할 수 있으나 하버거의 模型에 비하여 약간의 相異性을 지닌다. 그의 模型은 다음과 같이 展開된다. 式(14)는 數量方程式으로 表示되는 恒等式이다.

10) 이점에 대하여서는 뒤에서 자세히 證明된다.

11) 이와 對照의인 경우는 이스라엘의 인플레이션 分析 및 歐洲諸國의 인플레이션 分析에서 보여지고 있다. Michael Evans, "An Econometric Model of the Israeli Economy, 1952~1965", *Econometrica*, Vol. 38, No. 5(September 1970) pp.624-660. R. Boelart, "Unemployment-Inflation Trade-Offs in EEC Countries," *Weltwirtschaftliches Archiv* Ed. 109, Ht 3. pp. 418~451를 참조할 수 있다.

$$(14) \quad MV \equiv pY$$

式(14)에 포함되어 있는 變數는 이미 定義된 바 있다. 다만 匯價는 V 에 대하여 다음 式(15)와 같이 想定하고 있다.

$$(15) \quad V^{-1} = Y^e C^b$$

即 式(15)는 通貨의 所得流通速度의 逆數가 所得 및 通貨保有에 따르는 豫想費用의 函數라는 것을 말해 주고 있다. 따라서 式(14)로 表示되는 恒等式은 다음 式(16)과 같이 變型된다

$$(16) \quad M = pY^{1+e}C^b$$

式(16)을 對數로 轉換하여 時間 t 로 全微分하면 다음과 같이 式(17)을 얻게 된다.

$$(17) \quad \dot{p} = \dot{M} - (1+a)\dot{Y} - b\dot{C}$$

式(17)에 時差를 두고 \dot{C} 를 $\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2}$ 로 代替하면 式(17)은 推定이 可能한 다음과 같은 式으로 바뀌게 되는데 이것이 곧 하버거의 式에서 賃金項目인 W_t 를 除外한 것과 一致하게 된다.

$$(18) \quad \dot{P}_t = k + d\dot{M}_t + e\dot{M}_{t-1} - (1+a)\dot{Y}_t + b(\dot{p}_{t-1} - \dot{p}_{t-2})$$

이렇게 式(18)을 基礎로 하여 推定된 方程式은 다음 式(19)와 式(20)에 의하여 代表的으로 表示될 수 있다.¹²⁾

$$(19) \quad \dot{P}_t^e = -0.19 + 0.549\dot{M}_t + 0.377\dot{M}_{t-1} - 0.280\dot{Y}_t + 0.018(\dot{p}_{t-1}^e - \dot{p}_{t-2}^e) \\ (0.037) \quad (0.040) \quad (0.097) \quad (0.036)$$

$$R^2 = 0.82$$

$$(20) \quad \dot{P}_t^e = 0.044 + 0.437\dot{M}_t + 0.236\dot{M}_{t-1} - 0.803Y_t + 0.099(\dot{p}_{t-1}^e - \dot{p}_{t-2}^e) \\ (0.129) \quad (0.124) \quad (0.110) \quad (0.083)$$

$$R^2 = 0.84$$

式(19)는 1950년부터 1969年 사이의 時系列資料와 라틴·아메리카 16個國의 크로스·섹션 資料를 混用하여, 每國家別로 假變數를 두어 推定한 結果이다. 變數와 統計量의 定義는 앞에서 定義한 바와 같다. 式(20)은 同一한 模型을 페루에 適用하여 얻어진 結果로서 推定量의 規模가 式(19)와 類似한 뿐만 아니라 決定係數도 라틴·아메리카 16個國의 回歸에 비하여 相當히 높게 얻어졌다. 匯價의 推定에서 모두 賃金率 變數 W_t 가 除外되고 있는 것은 推定結果 統計的 有意性이 立證되지 못하였기 때문이라고 보겠다.

匯價는 하버거의 模型을 延長하여 時差構造를 좀더 多樣하게 模型에 包含시켜서 이를 推定한 結果 다음과 같이 式(21)을 代表的으로 얻었다.¹³⁾

$$(21) \quad \dot{P}_t^e = -0.35 + 0.396\dot{M}_t + 0.265\dot{M}_{t-1} - 0.120\dot{M}_{t-2} - 0.287\dot{Y}_t + 0.617\dot{Y}_{t-1} \\ (0.040) \quad (0.050) \quad (0.052) \quad (0.093) \quad (0.010) \\ + 0.103\dot{Y}_{t-2} + 0.278\dot{p}_{t-1}^e + 0.119\dot{p}_{t-2}^e \quad R^2 = 0.85 \\ (0.103) \quad (0.075) \quad (0.060)$$

式(21)에서는 時差構造가 모든 變數의 경우 $t-2$ 까지 延長되어 說明變數가 8個로 增大되었다. 따라서 通貨量變數나 國民所得變數 모두가 同一한 時差의 範圍를 갖게 되었다. 匯價의 이와 같은 試圖는 첫째로 國民所得變數에 대하여서도 通貨量變數처럼 같은 範圍의 時差를 주고, 둘째로는 國民所得 變數를 一種의 永久所得(permanent income)으로 置換하여 效果

12) 式(19)는 라틴·아메리카 全體를 對象으로 推定된 네가지의 式 중에서 選擇되었고, 式(20)은 라틴·아메리카 16個國을 個別的으로 對象하여 推定된 16가지의 式 가운데에서 選擇되었다.

13) 여러가지 制約을 加한 8가지의 推定結果 가운데에서 R^2 가 가장 크고 모든 說明變數가 全部 包含되어 있는 것을 選擇한 것이 式(21)이다.

를 살리고자 한 데에 있다.¹⁴⁾

버만은 하버거의 모델과 大同小異하게 推定模型을 設定하여 1945년부터 1965년까지 21年間の 年度別時系列 資料에 基礎하여 파라메타를 推定하였다. 모델이 하버거의 모델과 類似하므로 模型設定에 있어서 理論의인 展開도 類似하다고 보겠으나 버만은 通貨需要를 中心으로 하여 通貨需要의 變動에 따른 物價決定의 調整이라는 立場에서 接近하였다고 하겠다. 模型에서 設定되고 있는 時差構造도 하버거 模型에 比하여 훨씬 더 複合的이라고 할 수 있다. 推定の 對象이 되던 模型은 다음과 같다.

$$(22) \quad \dot{P}_t = s + \sum_{i=0}^m a_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_i \dot{Y}_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \dot{E}_{t-i} + \sum_{i=0}^r d_i W_{t-i}$$

여기에서 s 는 앞에서의 같이 常數截片項을 말하며, \dot{E}_t 는 年平均 換率變動率 W_t 는 租稅等を 調整한 賃金의 變動率等を 말한다. 다른 模型에서와는 달리 通貨와 國民所得은 모두 一人當으로 表示된 數이다. 通常의으로 파라메타의 合은 다음과 같이 制約을 받는다는 條件을 完化하여

$$\sum_{i=0}^m a_i = 1$$

버만은 칠레에서의 特殊現象을 考慮하고 있다. 卽 칠레에서는 物價變動率에 刺戟을 주는 變數가 變動하면 이에 따라 過剩期待가 形成되며 過剩期待의 現象은 均衡變動率 以上으로 物價變動率을 一時的으로나 刺戟하여 過大反應(overshooting)이 나타난다고 보고 있다. 따라서 이와 같이 過大反應이 보여진다는 假說을 前提로 파라메타의 合은 1을 上廻한다고 다음과 같이 制約條件을 設定하였다.

$$\sum_{i=0}^m a_i \neq 0$$

이와같은 前提아래 推定된 結果는 다음 式(23)과 같다.

$$(23) \quad \begin{aligned} \dot{P}_t = & s + 0.847\dot{M}_t - 0.272\dot{M}_{t-1} - 0.200\dot{M}_{t-2} + 0.797\dot{M}_{t-3} - 0.844\dot{M}_{t-4} \\ & (0.154) \quad (0.167) \quad (0.179) \quad (0.172) \quad (0.192) \\ & + 0.316\dot{M}_{t-5} - 1.488\dot{Y}_t - 0.453\dot{Y}_{t-1} + 1.579\dot{Y}_{t-2} + 0.260\dot{E}_t + 0.151W_t \\ & (0.150) \quad (0.388) \quad (0.431) \quad (0.356) \quad (0.078) \quad (0.106) \\ R^2 = & 0.94 \end{aligned}$$

여기에서 物價變數 上添字 d 는 總國內生産(GDP)의 디플레이타로서 物價가 表示된 것을 말한다. 式(23)에서 通貨變數의 경우에는 時差가 $t-5$ 까지, 國民所得變數의 경우에는 $t-2$ 까지로 制限되고 있으며 나머지 變數는 모두 時差構造를 갖지 않고 있다. 버만의 模型이 하버거나 또는 휘겐의 模型과 相異한 것은 外換率 變動率이 包含되고 있다는 點으로서 이는 칠레의 인플레이션이 海外部門에 의하여서도 影響을 받고 있다는 것을 示唆한다고 보겠다. 또한 賃金變動率인 W_t 가 包含되어 있다는 事實로 보아 構造論者로서의 見解도 버리지 않고 있다고 할 수 있다. 推定된 結果는 統計的으로 높은 相關性을 보이고 있다.

대체로 以上에서 紹介된 것이 라틴 아메리카 全般, 칠레, 페루 등에서 實證的으로 얻어진 數量方程式의 推定結果이다. 우리나라의 경우에는 우선 1972年 宋熙奎의 模型을 들 수 있다. 宋熙奎은 1960년부터 1971년까지의 分期別 時系列 資料에 基礎하였는데 推定에서 對象으로 삼아진 模型은 다음과 같다.

14) 永久所得은 一種의 加重平均所得으로 定義되기 때문에 y 變數에 時差를 $t-2$ 까지 둔 것은 永久所得에 準할 수 있다.

$$(24) \quad \dot{P}_t^w = s + \beta_1 \sum_{i=0}^m a_i \dot{Y}_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^n b_i \dot{M}_{t-i} + \beta_3 \sum_{i=0}^p c_i \dot{E}_{t-i} + \beta_4 \dot{P}_t^r + \beta_5 \dot{P}^w$$

여기에서 物價變數 P 에 上添된 w, r , 그리고 u 는 都賣物價, 米穀價格, 公共料金임을 各各意味한다. 式(24)가 以前에서 紹介된 다른 方程式과 相異한 點은 다음과 같다. 첫째로 所得과 通貨變數의 時差構造가 다른 파라메타와 같이 推定된 것이 아니고 一種의 加重值로 事前的으로 賦與되었다는 點을 들 수 있다. 即時差構造를 事前的으로 決定하여 加重平均値를 求한 다음 이를 說明變數로 하여 다시 파라메타 β_1 과 β_2 를 推定하였다는 點이다. 둘째로 米穀價格과 公共料金の 變動率이 說明變數로 包含되어 있어서 政府策定 價格의 價格引上 先導機能을 測定하고 또한 主穀으로서 米穀이 갖는 重要性을 物價變動率 決定에 測定試圖하였다는 點이다. 셋째로 賃金變數가 除外되고 있어서 構造論者의 見解는 保持하지 않고 다만 外換率 變數를 包含시켜서 海外部門의 役割을 強調하고 있다는 點을 끝으로 들 수 있다. 式(24)에 基礎하여 推定된 結果는 다음과 같다.

$$(25) \quad \begin{aligned} \dot{p}_t^w = & -0.704 - 0.165 \sum_{i=0}^m a_i \dot{y}_{t-i} + 0.232 \sum_{i=0}^n b_i \dot{m}_{t-i} + 0.363 \sum_{i=0}^p c_i \dot{e}_{t-i} \\ & (0.373) (0.077) \quad (9.040) \quad (0.044) \\ & + 0.121 \dot{p}_t^r + 0.200 \dot{p}_t^w \quad R^2 = 0.935 \\ & (0.010) \quad (0.023) \end{aligned}$$

式(25)은 分期別時系列 資料에 基礎하여 推定되었기 때문에 모두 變數를 小文字로 表示하였다. 推定된 結果는 統計의으로 모두 높은 有意性을 갖는다.

韓國銀行은 1965년부터 1971년까지의 期間동안의 分期別資料를 基礎로 다음과 같은 形態의 模型을 基礎로 推定하였다.

$$(26) \quad P_t = Y_t^{a_0} Y_{t-1}^{a_1} Y_{t-2}^{a_2} \cdots M_t^{b_0} M_{t-1}^{b_1} M_{t-2}^{b_2} \cdots V_t$$

여기에서 a_i , ($i=0, 1, 2, \dots$)와 b_i , ($i=0, 1, 2, \dots$)는 파라메타이며, 所得流通速度 V_t 는 다음과 같은 函數關係를 갖는다고 보았다.

$$(27) \quad V_t = V(E_t, p_t - p_{t-1}, p_{t-1} - p_{t-2})$$

式(26)과 式(27)을 統合하여 모든 變數를 變動率로 바꾸면 다음과 같이 線型方程式을 얻게 된다.

$$(28) \quad \dot{p}_t = s + \beta_1 \sum_{i=0}^m a_i \dot{y}_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^n b_i \dot{m}_{t-i} + \beta_3 \dot{e}_t$$

韓國銀行의 模型은 위에서 紹介된 模型과 大同小異하나 賃金變數 또는 主要價格變數가 除外된 單純化된 模型이나 아래 推定結果에서 提示되는 바와 같이 季節別 假變數가 效果的으로 包含되어 있다. 推定된 結果는 다음 式(29)와 (30)과 같다.¹⁵⁾

$$(29) \quad \begin{aligned} \dot{p}_t^w = & -0.0192 - 1.00 \sum_{i=0}^m a_i \dot{y}_{t-i} + 0.9254 \sum_{i=0}^n b_i \dot{m}_{t-i} \\ & (0.2474) (0.0178) \quad (0.2428) \quad (0.0164) \quad (0.0157) \\ & + 0.7127 \dot{e}_t - 0.0446 D_2 + 0.0508 D_3 + 0.4252 D_4 \quad R^2 = 0.990 \end{aligned}$$

$$(30) \quad \begin{aligned} \dot{p}_t^r = & -0.0270 - 1.00 \sum_{i=0}^m a_i \dot{y}_{t-i} + 1.2767 \sum_{i=0}^n b_i \dot{m}_{t-i} \\ & (0.3879) (0.0280) \quad (0.3822) \quad (0.0260) \quad (0.0598) \\ & + 0.8690 \dot{e}_t - 0.0620 D_2 + 0.0307 D_3 + 0.4219 D_4 \quad R^2 = 0.979 \end{aligned}$$

15) 여러가지의 推定結果 가운데에서 時差構造 Y 및 M 에 걸쳐 모두 表示되어 있고 R^2 가 높은것을 選擇하였다.

推定된 결과는 統計的으로 높은 信憑性을 갖는다. 特히 國民所得變數에 대한 파라메타를 1로 制約함으로써 얻어진 결과는 위에서 提示된 바와 같이 높은 相關係數를 보이며, 또한 通貨變數의 파라메타가 1에 近似하게 推定되었다는 特徵을 갖는다. 이러한 事實은 基本的인 數量方程式에서 導出되는 결과와 合致하고 있다. 式(29)와 (30)에서의 D_i 는 i 分期の 假變數를 意味한다.

國民所得變數의 파라메타 β_1 이 1.00으로 表示되고 그 밑에 標準誤差가 表示되지 않은것은 $\beta_1=1$ 이라는 事前的인 制約을 두었기 때문에 1이 推定量이 아닌 데에 그 理由가 있다.

끝으로 金光錫은 1953년부터 1972년까지의 20年間의 年度別時系列을 基礎하여 하버거流의 模型을 推定하였다. 推定에 基礎하였던 方程式은 여러가지의 型態이었으나 根本的으로 는 위에서 論議되었던 方程式과 大同小異하다고 할 수 있다. 說明變數로서 要求拂預金의 回轉率의 變動率을 使用하였으나 餘他の 경우에 比하여 推定된 결과가 統計的으로 좋지 못하였다. 基本的 推定에 使用된 것은 代表的으로 式(31)을 들 수 있다.

$$(31) \quad \dot{P}_t = s + \beta_1 \sum c_i \dot{M}_{t-i} + \beta_2 \sum b_i \dot{Y}_{t-i} + \beta_3 \sum c_i \dot{P}_{t-i}$$

여기에서 Y 는 國民所得 대신에 總可用資源(total available resources)을 使用하고 있으므로 總生産의 뜻보다는 總去來量의 뜻이 더 含蓄되고 있다. \dot{P}_t^c 는 穀物都賣價格의 變動을 말한다. 穀物都賣價格이 方程式에 包含된 것은 宋熙奎의 研究에서 같은 理由라고 볼 수 있다. 一般的으로 穀物이 우리의 經濟生活, 特히 去來에서 占有하는 比率이 크기 때문에 이러한 變數를 推定에서 說明變數로 包含시키는 것은 合理性이 認定된다고 하겠다. 推定된 결과는 다음과 같다.

$$(32) \quad \dot{P}_t^c = 3.311 + 0.500 \sum_{i=0}^m a_i \dot{M}_{t-i} - 0.756 \dot{Y}_t + 0.167 \sum_{i=0}^r c_i \dot{P}_{t-i} \\ (3.638) (0.132) \quad (0.378) \quad (0.072)$$

$$R^2 = 0.8665$$

式(32)에 의하여 提示되고 있는 바와 같이 \dot{Y} 變數에는 하버거의 推定方程式과 同一하게 時差가 주어지지 않고 있다. 推定된 결과는 截片項만을 除外하고서는 모두 統計的으로 有意性을 갖는다.

3. 時差構造의 比較

一般的으로 時差分布는 여러가지의 形態를 取한다. 時差分布는 本源的으로 確率分布(probability distribution)에 基礎하고 있으므로 다음과 같은 性格을 基本的으로 가지고 있다.

$$(33) \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = 1$$

또는

$$(34) \quad \sum_{i=-\infty}^{\infty} f(i) = 1$$

그러나 흔히 總和가 1이라는 利約을 반드시 두지 않고 式(33)이나 또는 (34)의 兩邊에 β 를 곱하여 1보다 적게 또는 1보다 크게 表示한다.

通常的으로 使用되는 時差分布는 첫째로 鍾型(bell-shape)分布, 둘째로 逆J型(inverse J-shape)分布, 그리고 세째로 逆鍾型(inverse bell-shape)分布를 들 수 있다. 첫번째의 分布는 單一 最頻值(unique mode)를 가지고 있는 對稱分布이면 모두가 이에 該當된다. 例示하면 모든 正規分布, 出現確率이 1/2인 二項分布, $a=b$ 가 成立되는 베타分布(Beta distri-

bution) 등과 같은 形態를 取하는 時差分布를 말한다. 두번째의 分布는 $f(t)$ 에서 t 가 점점 커질 수록 出現確率 또는 確率密度 적어지는 模型의 分布로서 幾何分布(geometric distribution) 또는 指數分布(exponential distribution)에서 얻어지는 形態를 들 수 있다. 세번째 分布는 첫번째의 分布를 뒤집어 놓은 形態를 取하는데 흔히 V字型(V-shape) 分布라고도 한다.

여기에서 다루어지는 時差分布는 이미 前節에서 紹介된 바와 같이 通貨變數와 所得變數를 中心으로 이들 變數의 時差變數가 갖는 파라메타의 크기를 橫軸(ordinate)의 값으로 놓고 그려지는 分布가 된다. 前節에서 紹介된 方程式으로부터 通貨變數와 所得變數의 時差를 추려보면 다음 表(1)~表(4)와 같다.

表(1)은 年度別 資料에 基礎한 通貨變數의 時差構造를 보여주고 있다. 6個의 推定方程式

表 (1) M 의 時差

模 型 \ 時 差	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	Σ
Harberger	0.700	0.290	—	—	—	—	0.990
Vogel (I)	0.549	0.377	—	—	—	—	0.926
Vogel (II)	0.396	0.265	-0.120	—	—	—	0.541
Vogel (P)	0.437	0.236	—	—	—	—	0.673
Behrman	0.847	-0.272	-0.200	0.797	-0.844	0.316	0.644
Kim	0.300	0.200	—	—	—	—	0.500

註) Harberger는 式(11), Vogel(I)은 式(19), Vogel(II)는 式(21), Vogel(P)는 式(20), Behrman은 式(23), 그리고 Kim은 式(32)에서 각각 推定된 結果를 말한다.

表 (2) Y 의 時差

模 型 \ 時 差	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	Σ
Harberger	-0.890	—	—	—	—	—	-0.890
Vogel (I)	-0.280	—	—	—	—	—	-0.280
Vogel (II)	-0.287	0.617	0.103	—	—	—	0.433
Vogel (P)	-0.803	—	—	—	—	—	-0.803
Behrman	-1.488	-0.453	1.579	—	—	—	-0.362
Kim	-0.756	—	—	—	—	—	-0.756

註) 表(1) 參照

表 (3) m 의 時差

模 型 \ 時 差	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	$t-6$	Σ
Harberger	0.310	0.127	0.124	0.059	0.059	0.065	0.065	0.806
Song	—	0.081	0.086	0.065	—	—	—	0.232
Bok (I)	0.370	0.241	0.121	0.083	0.065	0.046	—	0.925
Bok (II)	0.511	0.332	0.166	0.115	0.089	0.064	—	1.277

註) Harberger는 式(12)와 式(13), Song은 式(25), Bok(I)은 式(29), 그리고 Bok(II)는 式(30)에서 計算되었다.

表 (4) y 의 時差

模 型	時 差	t	$t-1$	$t-2$	Σ
Harberger		-0.490	—	—	-0.490
Song		-0.041	-0.073	-0.051	-0.165
Bok (I)		-0.600	-0.400	—	-1.000
Bok (II)		-0.600	-0.400	—	-1.000

註) 表(3)을 參照할 것

을 對象으로 하여 通貨變數의 時差構造만을 따로 表로서 모아놓은 結果 最長時差는 버만의 경우로서 $t-5$ 에까지 이르고 있다. 時差變數의 파라메타를 모두 합한 結果가 表(1) 끝에 Σ 로서 表示되어 있다. 年度別 資料에 基礎한 推定에 있어서는 버만의 模型을 除外하고는 모두 比較의 時差가 짧게 주어지고 있다. 파라메타의 合計의 크기로 보면 하버거와 휘겔의 模型을 除外하고는 모두 1의 값으로부터 커다란 偏差를 갖는다.

表(2)에는 \dot{Y} 의 時差가 表示되고 있는데 表(1)에서와 같이 年度別 資料에 基礎한 推定結果이므로 버만의 模型과 휘겔의 II 模型을 除外하고는 時差가 전혀 주어지지 않고 있다. 따라서 年度別 國民所得 變數의 時差는 特別히 時差에 관하여 論議할 것이 多樣하지 못하다. 파라메타의 크기도 또한 하버거와 휘겔의 페루 模型에서만 1에 近似하고 그밖에는 모두 1로부터 커다란 偏差를 갖는다.

表(3)에는 分期別 資料로서 m 의 時差가 表示되고 있다. 分期別 資料에 基礎한 推定인 만큼 m 의 時差도 比較의 길게 주어지고 있다. 宋熙奎의 模型을 除外하고는 모두 파라메타의 合計가 1에 近似한 값을 보이고 있어서 이미 前節에서 論議한 바와 같이 數量方程式의 基本性格을 모두 具現해 주고 있다고 보겠다. 時差에 길이에 있어서도 宋熙奎의 模型만을 除外하고는 모두 t 에서부터 $t-5$ 또는 $t-6$ 에까지 長期化하여 分期別 通貨變數가 갖는 影響力을 1年 以上으로 擴大하여 보고 있다고 하겠다. 이러한 現象은 表(1)의 年度別 資料에 基礎한 結果와 大體으로 合致하고 있다.

表(4)에는 分期別 資料에 基礎한 y 의 時差가 表示되고 있다. 表(3)의 m 의 경우에서와 같이 時差가 길게 주어지지 않고 있으나 宋熙奎의 模型에서는 $t-2$ 까지 주어 約 一年 程度까지 그 影響力을 살피고자 한 것 같다. 이點은 表(2)의 時差가 大體로 一年에서 거의 모두 끝나고 있다는 點이 一致한다. 파라메타의 合計는 事前的인 制約을 1로 둔 韓國銀行의 模型의 경우를 除外하고도 모두 1에 未達하는데, 特別히 宋熙奎의 模型의 경우는 不過 0.165 程度의 水準에 있다. 表(1), (2), (3), 그리고 (4)는 時差分布의 比較를 위하여 파라메타의

表 (5) 標準化된 M 의 時差分布

模 型	時 差	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	Σ
Harberger		0.7070	0.293	—	—	—	—	1
Vogel (I)		0.593	0.407	—	—	—	—	1
Vogel (II)		0.732	0.490	-0.223	—	—	—	1
Vogel (P)		0.649	0.351	—	—	—	—	1
Behrman		1.315	-0.422	-0.311	1.238	-1.311	0.491	1
Kim		0.600	0.400	—	—	—	—	1

表 (6) 標準化된 \dot{Y} 의 時差分布

模 型 \ 時 差	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	Σ
Vogel (II)	-0.663	1.425	0.235	—	—	—	1
Behrman	4.110	1.251	-4.362	—	—	—	1

表 (7) 標準化된 m 의 時差分布

模 型 \ 時 差	t	$t-1$	$t-2$	$t-3$	$t-4$	$t-5$	$t-6$	Σ
Harberger	0.385	0.154	0.154	0.073	0.073	0.081	0.081	1
Song	—	0.349	0.371	0.280	—	—	—	1
Bok (I)	0.400	0.260	0.131	0.090	0.070	0.050	—	1
Bok (II)	0.400	0.260	0.130	0.090	0.070	0.050	—	1

表 (8) 標準化된 \dot{y} 의 時差分布

模 型 \ 時 差	t	$t-1$	$t-2$	Σ
Song	0.248	0.442	0.309	1
Bok (I)	0.600	0.400	—	1
Bok (II)	0.600	0.400	—	1

그림 (1)

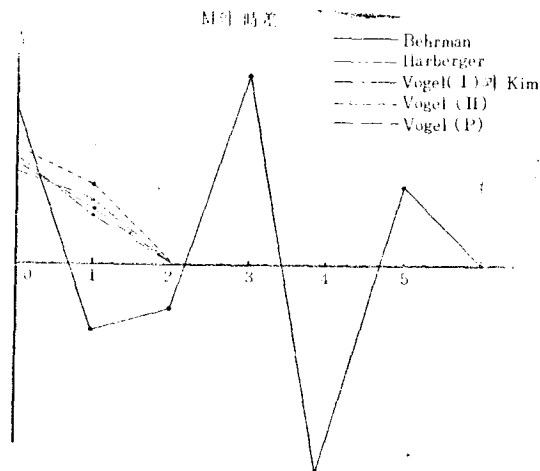


그림 (2)

Y 의 時差

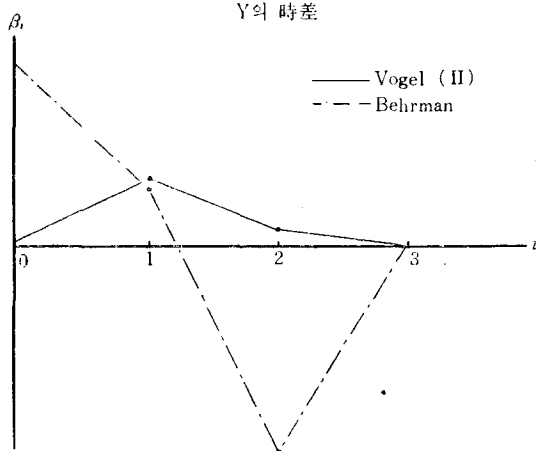


그림 (3)

m 의 時差

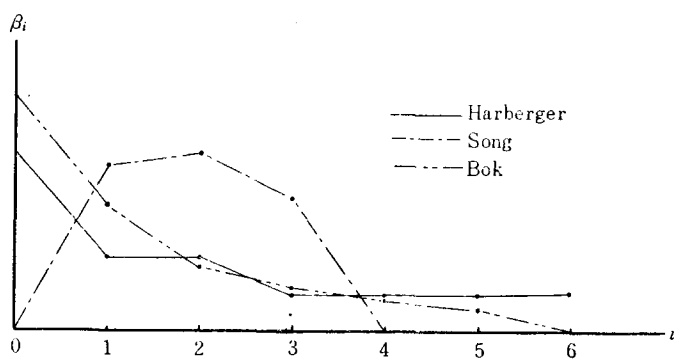
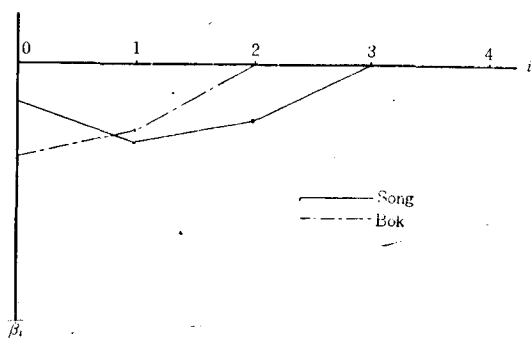


그림 (4)

\bar{y} 의 時差



合計를 모두 1로 制約하여 標準化하면 다음과 같이 表 (5), (6), (7) 그리고 (8)을 얻게 된다. 標準化에 있어서는 時差構造가 $t-i$ 에서 $i>0$ 인 경우만을 골랐다. 卽 時差分布가 없는 것은 除外하였다.

表 (5), (6), (7) 그리고 (8)에 基礎하여 그려진 各變數의 時差分布는 그림 (1), (2), (3) 그리고 (4)와 같다.

위에서 提示된 그림에 의하면 各變數의 時差分布는 極端的인 경우를 除外하고는 모두 同類의 形態를 取하는 것을 볼 수 있다. 그림 (1)의 경우에는 버만의 模型이 極端的이었고, 그림 (2)의 경우에는 두가지 模型밖에 比較되지 않았으므로 어느 경우가 極端이라고 볼 수 없다. 그림 (3)의 경우에도 宋熙奎의 模型이 例外的이었으며 그림 (4)의 경우에는 두가지 밖에는 比較되지 못하였으므로 어느 것이 例外的이라고 할 수가 없다. 期待하는 바와같이 一般的으로 年度別 變數의 경우 分期別 變數에 比하여 時差가 짧은 것이 事實이다. 그림 (1)에서 버만의 模型이 特히 例外的인 時差構造를 보이고 있는 것은 첫째로 時差構造가 相對的으로 길게 주어진 메다가, 所謂“過剩調整”(overshooting)의 現象이 나타날 수 있다는 假定 아래서 通貨의 供給은 一次的으로 物價를 지나치게 調整시킨 다음, 이를 다시 均衡點으로 歸着시키기 위하여 試行錯誤的인 現象이 나타날 수 있다는 說明으로 어느 程度 辨明된다고 보겠으나, 그러한 假定 成立은 現實的으로나 統計的으로 困難한 것 같다.

4. 結 論

時差構造는 이미 豫測한 바와 같이 大別하여 알몬드型和 逆J字型으로 크게 두가지로 얻어졌다. 年度別 通貨 變數 M 의 경우에는 버만의 模型을 除外하고는 모두 一律的으로 파라마타의 크기가 時間의 흐름에 따라 減少하는 傾向을 보여 時差分布가 指數曲線(exponential curve)의 形態를 取하고 있다고 할 수 있다. 이러한 現象은 通貨의 供給이 增加 또는 減少와 더불어 即刻的으로 物價水準에 影響을 주며 時間이 흐름에 따라 物價에 주는 影響力이 漸減하여 마침내는 2년이 흐르면 그 影響力이 없어진다는 것을 말해 주고 있다. 이와같은 結果에 基礎하여 볼 때 通貨變數가 年度別로 物價에 주는 影響은 漸減한다고 判斷하는 것이 合理的인 것이다.

年度別 國民所得 變數의 增減 Y 의 경우에는 一律的으로 合理的이라고 할 수 있는 判斷을 내리기가 어렵다. 그 理由는 첫째로 이 論文에서 對象으로한 大部分의 模型이 Y 의 경우에는 時差를 設定하고 있지 않으므로 年度別 所得變數가 物價에 주는 影響을 即刻的인 것으로 制限하고 있다는 事實에 있으며 둘째로 時差를 考慮한 회절과 버만의 경우 모두 얻어진 推定結果가 相反된 效果를 보여 준다는 데에 있다.

分期別 通貨變數 m 의 경우에는 뚜렷하게 두가지의 分布를 보이고 있다. 하버거와 韓國銀行의 경우에는 모두 約 2년에 가까운 期間에 걸쳐 漸減해 나가는 分布를 보이고 있는 반면에 宋熙奎의 模型의 경우에는 鍾型的 알몬드 分布를 보이고 있다. 이 두 경우를 各各 解釋하면, 첫번째의 경우에는 通貨變數의 變動率이 物價變動率에 처음에는 크게 影響을 주다가 차차 그 影響力이 減退하는 것으로 볼 수 있으나, 두번째의 경우에는 대체로 二分期 程度의 時差를 겪고 나서야 物價에 對한 影響이 가장 크게 나타나고 다시 그 뒤로는 影響力이 減退하는 것으로 說明될 수 있다.

그러면 이와같은 두가지의 推定 結果를 가지고 어느 分布가 더욱 合理的으로 通貨變動率이 物價變動率에 주는 時差構造를 說明하는가 하는 것을 究明하여야 할 것이다. 通貨變動

率は定義에 따라, 流通過程에 投入된 通貨量이 前期에 比하여 相對的으로 變動한 規模을 말한다. 따라서 通貨가 增加하였다함은 即時로 通貨가 流通過程에서 그만큼 增加하였다는 것을 意味한다. 이러한 立場에서 보면 通貨變動率이 物價水準 變動率에 미치는 影響力은 即刻的이라고 할 수 있을 뿐더러 時間의 흐름에 따라 주는 影響은 副次的이므로 그規模가 減退한다고 보는 것이 合理的이다. 이러한 事實은 年度別 資料를 基礎로 한 分析에서도 뒷받침되고 있다. 通貨가 增減한지 半年이나 지나서야 그 效果가 가장 크게 物價에 미친다고 보는 見解는 따라서 合理性이 缺與된다고 할 수 있다.

分期別 資料를 基礎로 한 國民所得變動率의 時差는 역시 두가지의 類型으로 區分되고 있다. 韓國銀行의 模型에서는 即刻的인 影響이 가장 크게 나타났다가 漸次로 減少하는 分布를 보이는 한편 宋熙季의 模型에서는 一分期가 經過한 뒤에 影響力이 가장 크게 高調되는 分布를 보이고 있다. 國民所得의 경우에는 通貨와는 달리 附加價値의 生産이 있었다고 하여도 生産된 새로운 增加分이 流通過程에 들어오기 위하여서는 中間財의 形態로 相當期間동안 製造過程에 머물게 되는 경우가 許多하다. 따라서 通貨變動의 경우에서와 마찬가지로 物價變動에 주는 影響이 即刻的이라고 하기보다는 一定한 時差를 가진 후에 서서히 나타나는 것이라고 類推할 수 있다. 이러한 立場에서 본다면 3의 경우는 알몬드 分布를 뒤집어 놓은 V字型 分布가 合當하다고 보겠다.

以上 여러가지의 경우를 모두 考慮할 結果 通貨變動가 物價水準에 주는 影響力의 時差分布는 逆J字型의 指數分布, 그리고 所得變動가 物價水準에 주는 影響力의 時差分布는 V字型分布라고 보는 것이 가장 合理的이라고 할 수 있다. 이러한 結論은 물론 制限된 經驗式에 基礎한 것이다.

參 考 文 獻

- 金光錫, 韓國「인플레이션」의 原因과 그 影響, 韓國開發研究院 研究叢書(1), 서울: 章文閣, 1973.
- 韓國銀行, “물가와 통화의 시차적 함수관계”, 조사월보, 제27권 제4호(1973년 4월), 15~29면.
- Behrman, Jere R., *Price Determination in an Inflationary Economy: The Dynamics Chilean Inflation Revisited*, University of Pennsylvania Discussion Paper, No. 151, 1970.
- Boelaert, R., “Unemployment-Inflation Trade-offs in EEC Countries,” *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 109, Ht. 3, (1973) pp. 418~451.
- Evans, Michael, “An Econometric Model of the Israeli Economy, 1952~1965,” *Econometrica*, Vol. 38, No. 5 (September 1970), pp. 624~66.
- 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.
- Gordon, Donald F. and Hyness, Allen, “On the Theory of Price Dynamics,” in *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, ed. by Edmond Phelps, New York: W.W. Norton, 1970.
- Hansen, Bent, *A Survey of General Equilibrium Systems*, New York: McGraw-Hill, 1970.

- 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.
- Selowsky, Marcelo, "Cost of Price Stabilization in an Inflationary Economy," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXXVII, No.1 (Feb. 1973), pp. 45~59
- Song, Heeyhon, *An Econometric Forecasting Model of the Korean Economy*, Korea Development Institute, 1973 (mimeo).
- Stein, Jerome L., "Unemployment, Inflation, and Monetarism," *The American Economic Review*, Vol. LXIV, No.6 (December 1974), pp.867~887.
- Vogel, Robert C., "The Dynamic Inflation in Latin America, 1950—1969," *The American Economic Review*, Vol. LXIV, No. 1 (March 1974) pp. 102~114
- 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.