
인플레이期待的 經濟的 效果分析

李 啓 植

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 基本模型
- III. 인플레이期待 變數
- IV. 模型의 推定結果
- V. 模型의 縮約式 分析
- VI. 模型의 適合性 比較
- VII. 要約 및 結論

I. 序 論

인플레이期待(inflationary expectations)의 概念은 Marshall (1923)이 그의 『貨幣, 信用 및 交易』에서 처음으로 論議한 이래 Keynes를 비롯한 여러 經濟學者들에 의해 그 經濟的 重要性이 強調되어 왔으며 특히 1960年代 이후에는 Phillips (1958)의 研究를 基盤으로 인플레이期待가 賃金 및 物價에 미치는 영향에 대하여 활발한 研究들이 이루어졌다¹⁾.

이러한 研究들에 있어서 分析의 焦點은 後述하는 廣義 및 狹義의 期待—賃金 決定假說의 檢證問題에 주어지고 있는데 이들 研究들에 대해서 다음과 같은 脆弱點이 지적될 수 있다²⁾.

첫째, 이들 研究들은 대부분 賃金이나 物價方程式 하나만을 推定함으로써 賃金과 物價사이의 相互關聯性이나 이들 變數들과 國民所得과 같은 主要 巨視變數들 사이의 相互 決定

筆者 : 韓國開發研究院 副研究委員

* 本研究는 Lee(1983)를 補充·發展시킨 筆者(1984B)의 重要部分을 拔萃한 것이다. 本研究를 위해 많은 助言과 批判을 아끼지 않은 朴堉卿 博士와 金仲秀 博士에게 衷心으로 謝意를 표하며, 本研究의 資料分析, 原稿整理 및 校正에 이르기까지 여러 과정에 걸쳐 努力이 至大하였던 沈慶玉 主任研究員, 權龍水, 閔烘植 研究員과 任贊順 研究助員에게도 깊은 감사의 뜻을 표한다.

- 1) 이에 대한 비교적 最近의 研究로는 Turnovsky (1972), Turnovsky와 Wachter (1972), Toyoda (1972), McCallum (1975 및 1976), Lahiri (1981), Ormerod (1982) 등이 있다. 우리나라의 경우 消費者의 인플레이期待에 관한 研究로서 車東世(1982)가 있다.
- 2) 정확하거는 모든 研究들이 이 두 가지 脆弱點을 함께 지니고 있다고 할 수 없으나 대부분의 研究들이 이 중 적어도 한 가지를 脆弱點으로 지니고 있는 것으로 판단된다.

關係를 고려하지 않고 있다.

둘째, 이들 研究들은 대부분 사람들이 어떠한 過程을 통하여 인플레이期待를 形成하는가에 대한 特定 期待假說만을 이용함으로써 本研究에서도 밝혀지는 바와 같이 여러 가지 상이한 期待假說에 따라 模型의 推定結果가 현저하게 달라질 수 있는 점을 看過하고 있다.

本研究에서는 이러한 두 가지 脆弱點을 補完한 實證模型이 提示되는데 이제까지 대부분의 模型들과 구별되는 이 模型의 特性은 다음과 같다.

첫째, 本模型은 賃金, 物價 및 所得 등 세 가지 巨視變數들의 相互決定關係를 고려한 三元 聯立方程式 體系를 사용함으로써 인플레이期待가 賃金에 미치는 영향뿐만 아니라 物價 및 所得에 미치는 영향도 함께 綜合적으로 分析할 수 있다.

둘째, 本模型은 特定 期待假說에만 의존한 推定結果가 자칫 偏倚的인 結論을 제시할 수 있는 危險性を 감안하여 인플레이期待 研究에서 가장 빈번하게 이용되고 있는 여섯 가지 期待假說을 포괄적으로 고려함으로써 이들 상이한 期待假說에 따른 推定結果를 比較·分析할 수 있다.

이와 같은 聯立方程式 模型을 1965년 이후의 우리나라 經濟에 適用함으로써 本研究가 특히 究明하고자 하는 바는 다음과 같다.

첫째, 基本模型의 構造式과 縮約式의 分析을 통하여 인플레이期待가 그동안 우리나라의 賃金, 物價 및 成長에 어느 정도의 영향을 미쳐 왔는가를 고찰하고자 한다.

둘째, 여섯 가지 期待模型에 대한 回歸分析 및 「시물레이션」 分析을 통하여 그동안 우리나라 사람들의 인플레이期待 形成過程이 어떤

期待模型에 의해서 가장 잘 說明될 수 있는가를 살펴 보고자 한다.

셋째, 賃金과 物價간에 相互 交叉하는 因果關係를 고려함으로써 이 變數들의 상호 영향력에 대한 推定結果에 의하여 賃金引上問題를 둘러싼 政策當局간의 異見을 調整할 수 있는 基礎的인 政策資料를 提示하고자 한다.

넷째, 賃金決定過程에 있어서의 인플레이期待의 役割에 관한 두 가지 假說, 즉 廣義 및 狹義의 期待—賃金 決定假說이 우리나라의 經濟 支持될 수 있는지 여부를 檢證하고자 한다.

本研究은 7章으로 구성되어 있다. 먼저 Ⅱ章에서는 인플레이期待의 實證分析을 위한 基本模型을 提示하고, Ⅲ章에서는 인플레이期待에 대한 代用變數의 算出方法을 論議하고자 한다. 다음 Ⅳ章에서는 基本模型의 構造式에 대한 推定結果를 分析하고, Ⅴ章에서는 構造式의 推定結果에 근거한 模型의 縮約式에서 여러 가지 長期彈性值를 比較·分析하고자 한다.

이어서 Ⅵ章에서는 回歸分析과 「시물레이션」 結果에 의하여 여러 가지 期待模型의 適合性を 比較하며, 마지막으로 Ⅶ章에서는 本研究의 分析結果를 要約함과 아울러 本研究가 인플레이期待에 관한 보다 適合한 研究로 발전될 수 있는 몇 가지 方向에 대해서 論述하고자 한다.

Ⅱ. 基本模型

本研究에서 分析될 基本模型은 다음과 같은 형태의 賃金, 所得 및 物價決定式으로 구성된다.

$$W_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_t^{-1} + \alpha_2 y_t + \alpha_3 P_t + \alpha_4 P_t^e \quad (1)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 M_t + \beta_2 G_t + \beta_3 P_t + \beta_4 c_{t-1} \quad (2)$$

$$P_t = \gamma_0 + \gamma_1 W_t + \gamma_2 X_t + \gamma_3 P_t^m \quad (3)$$

여기서 W_t 는 名目賃金の 變化率, u_t 는 失業率, y_t 는 實質國民所得의 變化率, P_t 는 實際인플레率, P_t^e 는 期待인플레率, M_t 는 貨幣供給量의 變化率, G_t 는 名目上의 政府支出 變化率, c_{t-1} 는 實質消費의 變化率, X_t 는 勞動生産性의 變化率, P_t^m 는 輸入物價의 變化率을 나타낸다.

方程式 (1)은 期待인플레率이 反映된 Phillips 關係를 나타내고 있다. 첫번째의 說明變數인 失業率 u_t^{-1} 는 勞動市場에서의 超過需要狀態를 나타내는 變數이다. 두번째 變數인 實質國民所得의 變化率 y_t 는 勞動市場에서의 需要變化를 說明하는 代用變數(proxy)이다. 經濟가 好況局面에 있을 때는 勞動에 대한 需要가 增加하게 되고 企業들은 不況期에 비하여 더 높은 水準의 賃金を 支拂하고서라도 필요한 勞動에 대한 需要를 충족시키려 할 것이다. 한편 經濟가 不況局面에 처해 있을 때는 이에

反對되는 현상이 일어나게 된다. 여기서 實質國民所得의 變化率은 이러한 經濟의 好·不況局面을 가장 一般的으로 反映하는 經濟變數이므로 이 變數에 의해 勞動市場에서의 需要變化의 상당부분이 설명될 수 있을 것이다³⁾.

세번째 說明變數인 實際인플레率 P_t 는 企業의 利潤極大化(profit maximization) 및 費用極小化(cost minimization) 條件의 하나로서 유도되는 名目賃金과 勞動의 限界收入生産(marginal revenue product)의 同一性 條件에서 物價上昇에 따른 賃金上昇을 反映하기 위한 變數이다⁴⁾.

賃金決定式의 마지막 說明變數는 期待인플레率 P_t^e 이다. 이 變數의 係數 α_4 의 推定結果에 대하여 다음과 같은 두 가지 假說이 提起되고 있다. 첫째는 廣義의 期待—賃金 決定假說(weak version of expectations hypothesis)로서 實證分析에서 과연 期待인플레率이 賃金決定에 重要한 影響을 미치게 되는가 하는 것이다. 이 假說의 妥當性은 α_4 의 推定結果가 統計적으로 有意性을 갖는지 與否에 의하여 檢證된다.

둘째는 狹義의 期待—賃金 決定假說(strong version of expectations hypothesis)로서 期待인플레率이 賃金決定에 完全히 반영되고 임금 결정과정에서 貨幣幻想이 全無하다는 見解이다. 이는 α_4 가 1의 값을 갖게 됨을 의미한다⁵⁾.

한편 方程式 (2)는 總需要函數이다⁶⁾. 이 方程式은 다음과 같은 몇 개의 方程式으로 要約되는 IS—LM 關係에서 유도된다.

$$c_t = f(y_t, r_t) \quad (4)$$

$$i_t = g(r_t) \quad (5)$$

3) 이와 같이 實質國民所得의 變化率을 賃金決定式의 說明變數로 使用한 研究로는 日本의 勞動市場을 분석한 Toyoda (1972)가 있다.

4) 賃金決定에 있어서 期待인플레率과 함께 實際인플레率의 重要한 역할에 대해서는 여러 研究 등에 의해 강조되고 또 이를 뒷받침하는 實證分分이 이루어졌는데, 그 例로서 Kuh (1967), Gordon (1971), Cukierman (1974), Turnovsky (1972) 및 Lahiri (1981)의 연구가 있다.

5) $0 < \alpha_4 < 1$ 이면 期待인플레率이 賃金決定에 부분적으로만 반영되며 어느 정도의 貨幣幻想이 存在함을 의미한다.

6) 이 형태의 所得決定式은 McCallum (1973)의 研究에서 처음 이용되었다.

$$y_i = c_i + i_i \dots\dots\dots(6)$$

$$M_i^d/P_i = L(y_i, r_i) \dots\dots\dots(7)$$

$$M_i^s = h(r_i) \dots\dots\dots(8)$$

$$M_i^d = M_i^s = M_i \dots\dots\dots(9)$$

여기서 c_i 는 實質消費, y_i 는 實質所得, i_i 는 實質投資, r_i 는 利子率, M_i^d 는 貨幣에 대한 需要量, P_i 는 物價水準, 그리고 M_i^s 는 貨幣의 供給량을 나타낸다⁷⁾.

이제 (7)과 (9)로부터

$$L(y_i, r_i) = M_i/P_i \dots\dots\dots(10)$$

한편 (4), (5) 및 (6)으로부터

$$y_i = f(y_i, r_i) + g(r_i) = \phi(y_i, r_i) \dots\dots(11)$$

여기서 다음이 성립한다.

$$r_i = \rho(y_i) \dots\dots\dots(12)$$

다시 (12)를 (10)에 대입하면

$$L(y_i, \rho(y_i)) = M_i/P_i \dots\dots\dots(13)$$

$$y_i = \phi(M_i/P_i) \dots\dots\dots(14)$$

이제 (4)와 (6)의 다른 形態를 고려해 보기로 한다. 먼저 (4)는⁸⁾

$$c_i = f(y_i, r_i, c_{i-1}) \dots\dots\dots(15)$$

다음 (6)은

$$y_i = c_i + i_i + G_i/P_i \dots\dots\dots(16)$$

여기서 G_i 는 名目政府支出을 나타낸다. 이 두 數式 (15)와 (16)에 대하여 앞에서와 類似한 過程을 거치게 되면 다음과 같은 (14)보다 一般的인 形態의 所得方程式이 얻어진다.

$$y_i = F(M_i, G_i, P_i, c_{i-1}) \dots\dots\dots(17)$$

다시 이 式을 線型函數化하면 所得決定式 (2)가 유도된다.

마지막으로 物價決定式 (3)은 전체 生産額中 利潤이 차지하는 比率이 一定하다는 假定에 근거한 전형적인 利潤加算模型(mark-up model)에서 유도된다⁹⁾.

本模型은 賃金, 所得, 物價의 세 內生變數와 u_i^{-1} , P_i^e , M_i , G_i , c_{i-1} , X_i , P_i^m 등 7개의 外生變數로 구성되는 聯立方程式體系를 이루고 있다¹⁰⁾. 이들 變數間의 相互關係를 그림으로 나타내면 [圖 1]과 같다.

먼저 內生變數들간의 相互關係를 살펴 보면 名目賃金은 實質所得과 物價로부터 영향을 받게 되며¹¹⁾, 實質所得은 物價로부터 物價는 다시 賃金水準으로부터 영향을 받게 된다. 本模型의 特性中의 하나는 賃金과 物價間에 相互交叉하는 因果關係를 고려함으로써 後述하는 바와 같이 物價와 賃金間의 相互影響力에 대한 推定에 의해서 賃金引上問題를 둘러싼 政策當局間의 異見調整을 위한 한가닥 실마리를 提示할 수 있다는 점이다.

한편 인플레이期待는 名目賃金에 直接的인 영향을 미치게 되고 賃金→物價의 關係를 통하여 物價에 영향을 미치게 되며 다시 物價→實質所得의 關係를 통하여 實質所得에도 영향을 미치게 된다. 여기서 人플레이期待가 賃金水準에 미치는 영향은 두 가지로 나누어 생각할 수 있는데, 첫째는 人플레이期待의 賃金水準에

7) 本模型에서는 실제로 여러 변수들의 變動率이 사용된다.

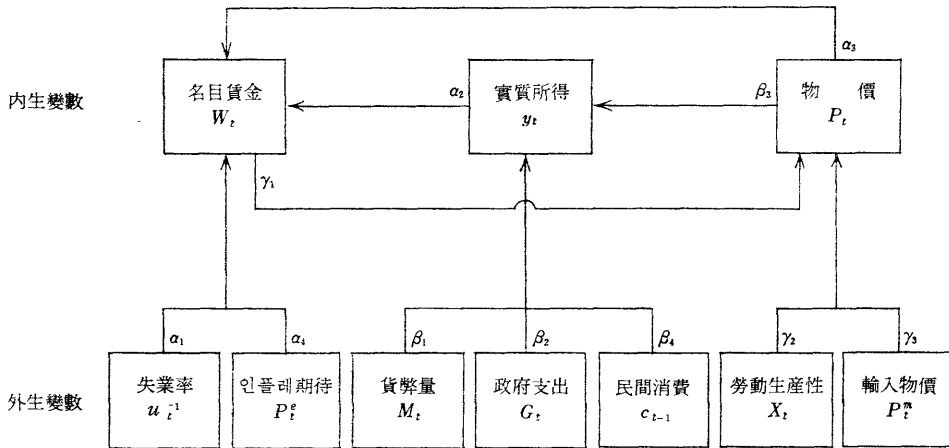
8) 이 消費函數는 恒常所得假說(permanent income hypothesis)의 特性을 반영한 것이다. 이에 대해서는 Wallis (1979) 참조.

9) 物價決定式(3) 및 이와 다른 形態의 物價方程式에 대한 간결한 論議에 관하여는 Jackman 등 (1981) 참조. 이 利潤加算模型에 의한 物價方程式을 이용한 研究로는 Hines (1964), Dicks-Mireaux (1961), Klein과 Ball (1959)이 있다.

10) 後述하는 바와 같이 合理的인 期待模型의 경우에는 期待인플레이率 P_i^e 도 內生變數로 취급되나 여기서는 傳統的인 期待模型을 中心으로 論議를 進行하기로 한다.

11) 특히 物價가 賃金에 미치는 영향은 α_3 로 표시되는 直接的인 영향과 實質所得을 통하여 미치게 되는 間接的인 영향으로 구분되며, 이 間接的인 영향은 $\alpha_2\beta_3$ 로 표시된다.

〔圖 1〕 模型의 構造



대한 短期的인 영향으로 그림에서 이는 α_4 로 測定되며, 둘째는 인플레이期待의 賃金水準에 대한 長期的인 영향으로, 그림에서 이는 α_4 뿐만 아니라 $\gamma_1, \alpha_3, \beta_3$ 및 α_2 의 관계로 測定된다¹²⁾.

여기서 模型의 識別(identification) 問題를 살펴 보면 위의 세 方程式이 모두 過度識別(over-identification)됨을 알 수 있다. 따라서 本模型에서는 通常最小自乘法(ordinary least squares method)을 사용하지 않고 각 方程式에 二段階最小自乘法(two-stage least squares method)을 사용하여 推定하였다.

위의 세 方程式에 대한 推定에는 1965年 1/4 分期에서 1982年 4/4分期에 걸친 分期資料를 사용하였다¹³⁾. 推定期間이 1965年 1/4分期에

서 시작되는 것은 資料들의 一貫性을 維持하기 위해서이다. 모든 變數들은 4分期前 對比 變化率을 使用하였다. 예컨대

$$W_t = (Z_t - Z_{t-4}) / Z_{t-4}$$

여기서 Z 는 名目賃金水準을 나타낸다¹⁴⁾. 이와 같이 1年前 對比 變化率을 變數로 使用하게 되면 1分期前 對比 變化率에 비하여 비교적 용이하게 季節性(seasonality)을 상당 부분 除去할 수 있다는 利點이 있는 반면 殘餘項(residual)의 自己相關(autocorrelation) 問題가 提起된다.

예상한 바와 같이 本模型에 通常의인 二段階 最小自乘法을 사용한 결과 얻게 되는 Durbin-Watson 統計値는 매우 강한 陽의 自己相關을 나타내었다. 이 問題를 緩和하기 위한 方法의 하나로써 本研究에서는 1次的인 系列相關(first order serial correlation)을 修正하는 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法을 사용하였다.

12) 前者를 인플레이期待에 대한 賃金の 短期彈性值, 後者를 長期彈性值라고 부른다. 이에 대해서는 V章에서 詳述하게 될 것이다.
 13) 本研究에서 사용된 개개 變數에 대한 資料의 出處 등에 대한 내용은 附錄I에 收錄되어 있다.
 14) 다만 失業率 u_t 는 그 自體가 比率를 나타내고 있으므로 다른 變數와의 均衡을 위해서 時點 t 를 중심으로 5分期에 걸친 移動平均値(moving average)를 사용하였다. 이러한 移動平均値는 失業率의 短期的인 急激한 變動을 調整하는 方法으로 흔히 사용되고 있다.

Ⅲ. 인플레이 期待 變數

基本模型 (1)~(3)을 推定함에 있어 대두되는 1次的인 問題는 觀察할 수 없는(unobservable) 變數인 期待인플레이率 P_t^e 를 실제로 어떻게 計測할 것인가 하는 것이다. 다른 나라의 경우에는 設問을 통한 인플레이 期待의 實測值들이 發表되고 있는데¹⁵⁾, 우리나라에서는 이러한 實測資料들이 全無한 실정이라므로 本研究에

15) 예를 들어 英國의 小賣物價에 대한 期待值을 測定한 Carlson과 Parkin (1975)의 研究라든가, 美國의 경우 역시 消費者 物價에 대한 Livingston指數가 그것이다. 이러한 資料들은 設問에 의해서 실제로 사람들로부터 測定되었다는 점에서 이제까지 대부분의 研究들이 의존했던 代用變數에 비하여 여러 가지 利點이 指摘되고 있지 않지만 심각한 測定誤差(measurement error)가 자주 발견되고 있다.

16) 傳統的 期待假說과 合理的 期待假說의 차이는 다음 두 가지 點에서 찾아 볼 수 있다.

첫째, 傳統的 期待假說에서는 사람들이 오로지 過去인플레이率에 대한 情報만을 고려하게 되나 合理的 期待假說에서는 인플레이率 이외에도 여러 가지 다른 經濟變數에 대한 情報를 고려하게 된다. 둘째, 傳統的 期待假說에서는 인플레이 期待를 形成하는 過程이 일정한 巨視 模型 體系와 獨立의으로 이루어진다는 假定에서 模型分析에 있어서 인플레이 期待가 外生變數로 취급되는 반면, 合理的 期待假說에서는 인플레이 期待가 模型內의 여러 가지 다른 變數들과의 相互關係下에 決定된다는 假定에서 인플레이 期待가 内生變數로 취급된다.

17) 이 假說은 Ezekiel (1938)의 유명한 거미집 模型(cobweb model)의 分析에서 처음으로 소개되어 주로 그 單純性때문에 適應的 期待假說과 더불어 期待에 관한 研究에서 가장 빈번히 이용되어 왔다.

18) 이 假說은 사람들이 過去の 錯誤를 修正해 가는 過程(error-learning process)을 단순한 형태이긴 하나 고려하고 있다는 점에서 다른 네 가지 傳統的 期待假說과 구별된다. 이 假說을 이용한 代表的인 研究로는 Fisher (1930), Cagan (1956), Friedman (1957), Nerlove (1958), Phelps (1970)와 Solow (1969) 등이 있다.

19) 여기서 \bar{P}_{t-1} 을 어떻게 測定할 것인가 하는 문제가 提起된다. 本研究에서는 慣例에 따라 過去 2年 동안의, 즉 8分期 동안의 平均值를 사용하였다. 한편 過去 4分期 동안의 平均值도 使用하였으나, 그 推定結果에서 8分期 平均值에 비해 별다른 差異가 나타나지 않

서는 다섯 가지 傳統的 期待假說과 合理的 期待假說에 근거한 代用變數(proxy)를 사용하였다¹⁶⁾. 이하에서는 각 期待假說에 따른 代用變數의 算出方法에 대해서 論議하고자 한다.

1. 傳統的 期待變數

本研究에서 이용된 다섯 가지 傳統的 期待假說은 다음과 같다.

$$P_t^e = P_{t-1} \dots\dots\dots(18)$$

$$P_t^e = P_{t-1}^e + \lambda(P_{t-1} - P_{t-1}^e) \dots\dots\dots(19)$$

$$P_t^e = P_{t-1} + \rho(\bar{P}_{t-1} - P_{t-1}) \dots\dots\dots(20)$$

$$P_t^e = P_{t-1} + \theta(P_{t-1} - P_{t-2}^e) \dots\dots\dots(21)$$

$$P_t^e = (1 - \delta)P_{t-1} + \delta P_{t-2} \dots\dots\dots(22)$$

$$0 < \lambda, \rho, \theta, \delta < 1$$

먼저 式 (18)은 靜態的(static) 期待假說을 나타내며 이는 期待假說中에서 가장 단순한 形態로서 사람들이 현재 알고 있는 인플레이率 이 今期에도 계속되리라고 期待한다는 假說이다¹⁷⁾. 다음 式 (19)는 適應的(adaptive) 期待假說을 나타내며 이는 사람들이 期待인플레이率을 算定함에 있어서 過去の 實際인플레이率과 期待인플레이率을 比較하여 그 誤差의 일정 부분 만큼을 適應 또는 修正해 간다는 假說이다¹⁸⁾.

한편 式 (20)은 正常的(normal) 期待假說을 나타내며 이는 사람들에게 過去인플레이에 대한 經驗을 통하여 正常水準이라고 생각되는 인플레이率 이 있어서 實際인플레이率이 正常水準과 相異할 경우, 사람들은 그 實際인플레이率 이 일정 기간이 지나면 正常水準으로 되돌아가리라고 믿게 된다는 假說이다. 이 式에서 \bar{P}_{t-1} 은 사람들이 正常水準으로 생각하는 인플레이率을 나타낸다¹⁹⁾.

다음 식 (21)은 投機的(extrapolative) 期待假說을 나타내며 이는 사람들이 期待인플레이율을 算定할 때 過去 몇 년간의 인플레이趨勢를 감안하게 되는데, 이제까지 인플레이가 增加해 왔다면 그 增加趨勢가 앞으로도 持續되리라고 믿는다는 假說이다²⁰⁾. 마지막으로 식 (22)는 平均的(weighted) 期待假說을 나타내며 이는 사람들이 過去인플레이율을 단순히 加重平均하여 期待인플레이율을 算定한다는 假說이다²¹⁾.

았다. 이 假說을 分析한 理論的 研究로는 Gandolfo (1971)가 있고 實證分析에 이용한 研究로는 Kane과 Malkiel (1971) 및 Figlewski와 Wachtel (1981)이 있다.

- 20) 이 假說을 extrapolative의 直譯인 “外插的”이라고 부르지 않고 “投機的”이라고 부르는 理由는 이 假說이 다른 傳統的 期待假說에 비해 사람들의 投機的 心理를 어느 정도 明示의으로 반영하고 있는 까닭이다. 이 假說을 이용한 研究로는 Metzler (1941), Goodwin (1947), Ferber (1953) 및 Enthoven과 Arrow (1956)가 있다.
- 21) 여기서 식 (22)를 변형하면 $P_t^e = P_{t-1} - \delta(P_{t-1} - P_{t-2})$ 가 되는데 이를 식 (21)과 비교하면 사람들이 過去에 인플레이가 增加해 왔더라도 그 增加趨勢가 앞으로는 오히려 反轉되리라고 믿는다는 의미에서 이 假說을 逆進的(regressive) 또는 保守的(conservative) 期待假說이라고도 부른다. 이 假說을 이용한 研究로는 Arrow와 Nerlove (1958), Turnovsky (1972) 및 Lahiri (1981)가 있다.
- 22) 實際推定時點보다 P_t^e 의 初期值의 時點이 이르면 이를수록 計算上의 誤差를 줄일 여지는 증대될 것이다. 그러나 Solow의 研究나 Toyoda (1972)의 研究에서도 지적되었듯이 推定結果가 P_t^e 의 初期值 時點의 늦고 빠름에 별다른 차이를 보이지 않는다는 점을 고려할 때 推定時點보다 4年前의 期待인플레이율을 0으로 假定함에 큰 무리가 없을 것으로 보인다.
- 23) 期待인플레이율을 算出함에 있어서는 上述한 Solow의 方法 외에 몇 가지 다른 方法을 사용한 研究들이 있다. Turnovsky (1970)와 Lahiri (1981)의 研究에서는 예를 들어 投機的 期待模型의 경우, $P_t = \mu_0 + \mu_1 P_{t-1} + \mu_2 (P_{t-1} - P_{t-2})$ 와 같은 回歸方程式으로부터 얻어지는 P_t 의 推定值(fitted value)를 사용하였다. 특히 適應的 期待假說의 경우에는 (19)와 같은 期待假說의 原型을 유지하면서 Koyck 轉換法(transformation)을 사용하기도 하는데 Toyoda (1972)의 研究에서도 지적되었듯이 이 轉換法에 의해 推定된 係數들의 符號가 이론적인 模型에서 推測되는 符號와 相馳되는 등 여러 가지 문제점이 드러나고 있다.
- 24) 이 McCallum의 推定方法과 合理的 期待模型에서 이용되는 몇 가지 다른 推定方法에 대해서는 Begg (1982)의 著書에 비교적 상세한 論議가 收錄되어 있다.
- 25) 이에는 인플레이율 자체에 대한 確率誤差(random error)가 포함된다.

基本模型 (1)~(3)과 이 다섯 가지 傳統的 期待假說을 연결하는 方法으로 本研究에서는 Solow(1969)의 方法을 사용하였다. 이 方法은 傳統的 期待假說의 數式에서 0과 1 사이의 값을 가지는 期待母數 $\lambda, \rho, \theta, \delta$ 의 값에 따라 P_t^e 의 時系列을 算出하는 것이다. 특히 適應的 期待假說의 경우에는 λ 값에 따라 P_t^e 의 初期值와 P_t 에 대한 實際值를 이용하여 P_t^e 의 時系列이 算出되는데 本研究에서는 推定時點인 1965年 1/4分期보다 4年前인 1961年 1/4分期의 期待인플레이율이 0이라는 假定으로부터 출발하여 反復計算方法(iteration method)을 사용하였다²²⁾. 本研究에서는 λ, ρ, θ 및 δ 의 0.1, 0.2, 0.3에서 0.9까지의 값에 따라 P_t^e 의 時系列을 구하였다²³⁾.

2. 合理的 期待變數

다음에는 合理的 期待假說에 의하여 期待인플레이율을 算出하는 方法에 대하여 論議하고자 한다. 本研究에서는 다른 方法에 비해 간편하고 그런대로 여러 研究에서 사용되고 있는 McCallum(1976)의 推定方法을 이용하였다²⁴⁾.

Muth (1961)의 研究에서 처음으로 소개된 合理的 期待假說을 數式으로 요약하면,

$$P_t^e = E(P_{t+1}/\phi) = P_{t+1} - \eta \dots \dots \dots (23)$$

여기서 E 는 確率變數의 數學的 期待值들, ϕ 는 期待인플레이율을 算定할 때 이용하는 여러 가지 經濟情報의 集合을 나타낸다. η 는 사람들이 이용하는 정보의 不完全性에 따른 誤差를 表示한다²⁵⁾.

本研究에 있어서 이용가능한 經濟情報의 集合인 ϕ 는 基本模型 (1)~(3)에 나타난 모든

〈表 1〉 補助回歸方程式에 包含되는 說明變數

說明變數	「읍								선」								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12 ²⁾	13	14	15	16	
常 數	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×		×	×	×	×
u_t^{-1}	×	×	×	×	×	×	×	×									
u_{t-1}^{-1}		×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×					
M_t	×	×	×	×	×	×	×	×									
M_{t-1}				×	×	×	×	×	×	×	×	×					
G_t	×	×	×	×	×	×	×	×									
G_{t-1}		×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×					
c_{t-1}	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×					
c_{t-2}				×	×	×	×	×	×	×	×	×					
X_t	×	×	×	×	×	×	×	×									
X_{t-1}				×	×	×	×	×	×	×	×	×					
P_t^m	×	×	×	×	×	×	×	×									
P_{t-1}^m		×		×	×	×	×	×	×	×	×	×					
W_{t-1}						×	×				×	×					
W_{t-2}						×	×				×	×					
y_{t-1}						×	×				×	×					
y_{t-2}					×	×	×				×	×					
P_{t-1}			×		×		×		×		×		×	×	×	×	×
P_{t-2}			×		×		×		×		×			×	×	×	×
P_{t-3}															×	×	×
P_{t-4}																×	×

註: 1) 通常最小自乘法에 의한 推定

變數들의 過去值 및 現在值로 구성된다. Mc-Callum의 方法에 의하면, 經濟情報의 集合 Φ 에 포함되는 여러 가지 變數들을 說明變數로 사용하는 補助回歸方程式(auxiliary regression equation)을 推定함으로써 算出되는 代變數(instrumental variable)를 期待인플레이率로 사용하게 된다. 이 補助回歸方程式에 어떤 變數들을 說明變數로 포함시키느냐에 따라 數多한 代變數의 算出이 가능할 것이나 本研究에서는 다음과 같은 16가지의 「읍선」(option)만을 고려하기로 한다. 〈表 1〉에는 각 「읍선」에 따라 補助回歸方程式에 포함된 說明變數들이 나

타나 있다.

가장 基本的인 경우로서, 「읍선」 1에는 基本模型 (1)~(3)에 있어서의 모든 事前決定變數(predetermined variables)들을 補助回歸方程式의 說明變數로 포함하였다. 「읍선」 2에서 7까지는 基本形態인 「읍선」 1에 時差가 있는 內生變數와 함께 事前決定變數들의 相異한 여러 組合들을 포함시킨 것인데 이 「읍선」들은 模型의 推定結果가 相異한 變數들을 補助回歸方程式에 추가함에 따라 어떻게 變化하는가를 살펴 보기 위한 것이다²⁶⁾.

8에서 11까지의 「읍선」에서는 時點 t 에 대한 變數들이 除外되었는데 이는 사람들이 인플레이에 대한 期待를 形成할 時點에서는 시기적으로 이 變數들에 대한 情報를 수집할 수

26) 특히 「읍선」 2에는 $u_t^{-1}, G_{t-1}, P_{t-1}^m$ 등 세 說明變數가 追加되었는데, 이는 「읍선」 1의 推定結果 1期後의 說明變數들인 u_t^{-1}, G_t, P_t^m 등이 다른 變數들에 비해 높은 說明力을 나타냈기 때문이다.

없을 것이라는 점에 근거한 것이다. 또한 극단적인 경우로서 「읍선」 12에는 $t+1$ 期の實際인플레이율이 期待인플레이율의 代變數로 사용되었으며 이 경우 賃金決定式 (1)은 通常最小自乘(OLS)法에 의해 推定되었다.

마지막으로 「읍선」 13에서 16까지는 期待인플레이율을 算定할 때 여러 가지 經濟變數에 대한 모든 情報를 利用하는 것이 아니라 실제로는 그 情報의 일부분만을 사용한다는 이른바 부분적으로만 合理的(partly rational)인 期待假說의 경우를 나타낸다²⁷⁾.

Ⅳ. 模型의 推定結果

인플레이 期待形成에 관한 상이한 假說에 따른 여러 가지 期待模型에 대하여 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法를 사용하여 賃金, 所得 및 物價方程式을 推定한 結果가 <表 2>, <表 5>, <表 6> 및 <表 7>에 나타나 있다²⁸⁾.

27) 이 部分的 合理性의 概念은 Sargent (1973)에 의해 소개된 것으로서 이는 사람들이 經濟情報의 集合 Φ 에서 인플레이에 대한 過去值만을 사용하여 期待인플레이율을 算定함을 의미한다.

28) 이 表들에서 먼저 R^2 값은 그리 높지는 않으나 다른 研究들(예컨대, 註 1)에서 언급한 研究들)과 비교할 때 무난한 水準을 보여주고 있다. 한편 本模型에 通常的인 二段階最小自乘法를 사용한 推定結果에서는 Durbin-Watson 統計值가 매우 강한 陽의 自己相關을 나타냈다(이에 대해서는 <附表 2 및 3>참조). 이를 시정하기 위해 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法를 사용한 推定 結果, Durbin-Watson 統計值는 自己相關問題가 상당부분 해결되었음을 보여주고 있다. 推定係數의 符號도 豫想할 수 있는 符號와 일치하며 失業率과 名目政府支出을 제외한 대부분의 說明變數가 통상적인 수준에서 有意한 것으로 나타나고 있다.

29) 이 失業率 變數는 다음에 論議할 合理的 期待模型의 경우에도 有意性이 缺如된 것으로 나타난다.

30) 여기서 이 結果에 대하여 明確한 診斷을 내리기는 실로 어려운 일이겠으나 다음과 같은 說明에 의하여 이 문제에 대한 한가닥 실마리가 提示될 수 있을 것이다.

1. 賃金決定式

먼저 <表 2>에는 傳統的 期待模型에 있어서 賃金決定式에 대한 推定結果가 나타나 있다. 期待母數 $\lambda, \rho, \theta, \delta$ 의 0.1에서 0.9까지의 아홉 가지 값에 따른 模型 중에서 지면의 節約과 說明의 便宜를 위해서 $\lambda, \rho, \theta, \delta=0.2, 0.4, 0.6, 0.8$ 의 네 가지 경우에 해당하는 推定結果만을 고찰하기로 한다.

賃金決定式의 첫번째 說明變數인 失業率은 <表 2>의 모든 경우에 있어서 有意性이 없는 것으로 나타난다²⁹⁾. 이 表에 나타난 失業率 變數로는 時點 t 를 중심으로 한 5分期 移動平均値를 사용하였는데 이와 다른 형태의 여러 가지 失業率 變數를 사용한 경우에서도 이 有意性 缺如의 결과는 달라지지 않았다. 이 結果에 대하여 또 하나 지적될 수 있는 것은 失業率 變數와 實質國民所得 變數와의 多重共線性(multicollinearity)문제인데 賃金決定式 (1)에서 實質國民所得 變數를 제외시킨 推定結果에서도 역시 失業率 變數는 統計的 有意性이 없는 것으로 나타났다.

이 結果에 대해 생각할 수 있는 또 다른 문제는 模型設定誤差(specification error)이다. 즉 本模型에서는 失業率을 外生變數로 취급하였으나 失業率을 模型內에서 決定되는 内生變數로 취급해야 타당하지 않겠느냐는 異論이 제기될 수 있다. 이 問題를 고려하기 위해 Gordon (1976)의 研究에서와 같이 失業率의 時差變數(lagged variables)들을 이용, 失業率을 内生變數化하는 模型을 推定하였으나 賃金決定式에 있어서 失業率 變數의 有意性 缺如의 結果는 달라지지 않았다³⁰⁾.

〈表 2〉 賃金決定式(傳統的 期待模型)

	常 數	u_t^{-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D. W.
A. 靜 態 的							
	-.0811 (-.8442)	.0035 (.7016)	.6774 (2.0670)*	.8811 (3.1146)**	.3347 (1.7869)*	.5886	1.7922
B. 適 應 的							
$\lambda = .2$	-.1917 (-1.5202)	.0038 (.8041)	.8461 (2.5368)**	.9575 (3.0989)**	.7320 (1.6091)	.5368	1.9055
.4	-.1309 (-1.2246)	.0034 (.6954)	.7675 (2.3196)*	.8752 (3.0522)**	.5642 (1.6820)*	.5792	1.8525
.6	-.1016 (-1.0186)	.0032 (.6552)	.7173 (2.1903)*	.8485 (3.0696)**	.4754 (1.7429)*	.5960	1.8140
.8	-.0876 (-.9017)	.0033 (.6612)	.6907 (2.1127)*	.8558 (3.1053)**	.4037 (1.7786)*	.5968	1.7952
C. 正 常 的							
$\rho = .2$	-.1037 (-1.0295)	.0033 (.6729)	.7262 (2.1749)*	.8867 (3.1041)**	.4363 (1.8975)*	.5821	1.7965
.4	-.1380 (-1.2664)	.0031 (.6355)	.7960 (2.3128)*	.9039 (3.0881)**	.5797 (1.9926)*	.5700	1.8079
.6	-.1800 (-1.4812)	.0031 (.6108)	.8723 (2.4385)**	.9409 (3.0666)**	.7336 (1.9903)*	.5500	1.8360
.8	-.2024 (-1.5606)	.0036 (.7183)	.8996 (2.5174)**	.9951 (3.0835)**	.7432 (1.7992)*	.5242	1.8889
D. 投 機 的							
$\theta = .2$	-.0772 (-.8130)	.0037 (.7583)	.6681 (2.0435)*	.9111 (3.1043)**	.2674 (1.7554)*	.5762	1.8049
.4	-.0740 (-.7866)	.0039 (.8023)	.6594 (2.0240)*	.9327 (3.0891)**	.2169 (1.7207)*	.5677	1.8134
.6	-.0714 (-.7655)	.0040 (.8357)	.6522 (2.0091)*	.9484 (3.0762)**	.1792 (1.6835)*	.5616	1.8202
.8	-.0694 (-.7489)	.0041 (.8612)	.6463 (1.9978)*	.9599 (3.0661)**	.1511 (1.6472)	.5572	1.8257
E. 平 均 的							
$\bar{\epsilon} = .2$	-.0849 (-.8802)	.0032 (.6501)	.6839 (2.1008)*	.8491 (3.1001)**	.4043 (1.7776)*	.6004	1.7907
.4	-.0876 (-.9189)	.0032 (.6615)	.6822 (2.1381)*	.8311 (3.0114)**	.4368 (1.6916)*	.6046	1.8202
.6	-.0858 (-.9394)	.0039 (.8219)	.6664 (2.1647)*	.8584 (2.8935)**	.3572 (1.4015)	.5865	1.9059
.8	-.0786 (-.9073)	.0046 (1.0272)	.6427 (2.1636)*	.9146 (2.8657)**	.2120 (.9595)	.5593	1.9672

註: ** $\alpha \leq .01$ 에서 有意 * $\alpha \leq .05$ 에서 有意 () 안은 t 값

먼저 本模型에서 사용된 變數들에 대한 平均値와 變異係數(coefficient of variation)를 정리한 〈附表 1〉에서 特記할 만한 점은 失業率 變數 u_t^{-1} 가 다른 變數들에 비해 그 變異係數가 낮다는 것인데 이는 失業率 變數의 상대적인 分散度(relative dispersion)가 다른 變數에 비해 낮다는 것을 의미한다. 또 하나 여기에서 지적할 수 있는 것은 〈附表 2 및 3〉에 수록된 通常最小自乘法와 보통의 二段階最小自乘法를 사용한 推定結果에서 失業率 變數가 모든 경우에 매우 높은 有意성을 나타내고 있다는 점이다.

이 두 가지 사실과 本模型에서 系列相關(serial correlation)을 수정하기 위하여 사용한 Cochrane-Orcutt 二階段最小自乘法이 모든 變數의 一次階差(first difference)를 취한다는 점을 고려할 때, 이 Cochrane-Orcutt 方法이 워낙 다른 變數에 비해 낮은 失業率 變數의 分散度를 더욱 더 낮추게 되므로 그로 인해 失業率 變數가 賃金決定에 有意성이 없는 것으로 나타나는 說明이 어느 정도는 妥當한 것으로 判斷된다. 傳統的인 Phillips 模型에서 가장 중요하고 유일한 說明變數로 고려되었던 失業率 變數가 1960年 後半 이후부터는 점차 그 說明力이 弱화대지는 缺如된 현상이 여러 나라에 걸쳐 나타나고 있다. 이러한 結果를 밝힌 最近의 研究로는 Sims (1980), Holmes와 Smyth (1979) 및 Lahiri (1981)가 있다.

賃金決定式에서 期待인플레이率 P_t^e 는 <表 2>의 17가지 경우 중 13가지 경우에서 有意한 係數를 갖는 것으로 나타난다. 이는 傳統的 期待模型의 대부분의 경우, 인플레이期待가 賃金決定에 中대한 影響을 미치게 됨을 의미한다. 有意性을 갖는 期待인플레이率 變數의 係數는 0.1792(投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$ 인 경우)에서 0.7432(正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$ 인 경우)까지의 값을 가지며 平均值는 0.4443이다. 이는 사람들이 1%의 인플레이率 上昇을 期待할 경우, 賃金은 0.4443% 上昇하게 됨을 의미한다.

이와 같이 期待인플레이率의 係數 α_4 가 統計的 有意性을 갖는 13가지 경우를 살펴 볼 때, 그 값들이 狹義의 期待—賃金 決定假說에서 취하게 되는 값인 1에 훨씬 못미친다. 따라서 本研究에서 이용된 다섯 가지 형태의 傳統的 期待模型의 推定結果에 의하면 인플레이期待가 名目賃金의 決定에 中요한 影響을 미친다는 廣義의 期待—賃金 決定假說은 支持되나, 狹義의 期待—賃金 決定假說은 否定된다. 이는 賃金決定에 있어서 사람들이 期待하는 인플레이率이 完全하게 반영되지 못하며 어느 정도의 貨幣幻想이 존재함을 의미하는 것이다.

이밖에도 期待인플레이率 P_t^e 의 推定結果에 대하여 다음과 같은 두 가지 점을 特記할 수 있을 것이다.

첫째, 다섯 가지의 傳統的 期待模型의 推定結果를 비교할 때 投機的 期待模型에서 期待인플레이率 係數 α_4 의 推定値가 현저히 낮다. <表 3>에 요약되어 있는 바와 같이 投機的 期待模型에서 有意性이 있는 α_4 의 세 값의 平均值는 0.2211로서 有意性있는 α_4 전체 平均值인 0.4443의 절반에도 미치지 못하고 正常的

<表 3> 有意性 있는 α_4 의 平均值

靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的	全體
0.3347	0.4811	0.6232	0.2211	0.4206	0.4443

<表 4> 賃金決定式의 推定係數 (傳統的 期待模型)

變數	平均	變異係數
y_t	0.7232	0.1145
P_t	0.9029	0.0526
P_t^e	0.4443	0.3982

期待模型에 비해 약 1/3 정도의 水準을 나타내고 있다.

이는 사람들이 投機的 期待假說에 따라 인플레이에 대한 期待를 형성하게 되면 다른 期待假說의 경우에 비하여 인플레이期待가 賃金決定에 미치는 影響이 현저하게 減少하게 됨을 의미한다.

둘째, <表 4>에 나타나 있는 바와 같이 여러 가지 상이한 期待模型에 따라 說明變數의 推定係數가 變化하는 폭을 나타내는 變異係數가 期待인플레이率의 경우, 다른 變數 즉 實質國民所得이나 實際인플레이率의 경우에 비해 현저하게 높다. 이는 賃金決定式에 있어서 期待인플레이率 變數가 期待模型의 變化에 따라 다른 說明變數들에 비해 매우 敏感한 反應을 나타내는 것을 의미하며 期待인플레이가 賃金水準에 미치는 影響을 分析할 경우, 어느 특정한 期待模型에만 의존하게 되면 適合치 못한 結論에 이르게 될 수 있음을 示唆한다고 하겠다.

<表 5>에는 合理的 期待模型에 의한 賃金決定式의 推定結果가 나타나 있다. 먼저 失業率 變數 u_t 는 傳統的 期待模型에서와 같이 이 表에 나타난 16가지의 모든 경우에 有意性이 결여된 것으로 나타난다. 이 失業率의 有意性

〈表 5〉 賃金決定式(合理的 期待模型)

「읍 선」	常 數	α_i^{-1}	y_i	P_i	P_i^*	R^2	D. W.
1	.0941 (.9177)	.0024 (.4424)	.0467 (.1996)	.5382 (2.6123)**	.1185 (.6532)	.7008	2.0952
2	.1083 (1.0931)	.0024 (.4377)	.0400 (.1706)	.4953 (2.4235)**	.0821 (.3572)	.6994	2.0813
3	.0565 (.5600)	.0021 (.4001)	.1091 (.4680)	.5475 (2.7417)**	.3224 (1.5005)	.7089	2.1331
4	.1152 (1.1758)	.0028 (.4997)	.0426 (.1657)	.5078 (2.4654)**	-.0022 (-.0124)	.6988	2.0506
5	.1121 (1.1462)	.0022 (.4040)	-.0159 (-.0635)	.4889 (2.4139)**	.1222 (.6508)	.7008	2.1036
6	.1182 (1.1851)	.0019 (.3409)	-.0973 (-.3759)	.4619 (2.2909)*	.1911 (1.0672)	.7040	2.1521
7	.1121 (1.1372)	.0020 (.3659)	-.0689 (-.2709)	.4765 (2.3690)*	.1872 (.9983)	.7034	2.1354
8	.0891 (.9378)	.0042 (.7854)	.2218 (.7783)	.7571 (2.3368)*	-.3287 (-.9306)	.7024	2.0020
9	.1191 (1.2043)	.0027 (.4865)	.0466 (.1863)	.5187 (2.2846)*	-.0361 (-.1407)	.6989	2.0431
10	.1141 (1.1539)	.0020 (.3638)	-.1504 (-.5834)	.3188 (1.3876)	.3832 (1.5166)	.7092	2.1983
11	.1092 (1.1166)	.0021 (.3747)	-.0696 (-.2783)	.3971 (1.8047)*	.2842 (1.1514)	.7049	2.1385
12	.1074 (1.2854)	.0038 (.7514)	.1173 (.8190)	.3304 (2.7778)**	.1030 (.8614)	.6974	1.9111
13	.0677 (.7032)	.0031 (.6013)	.1131 (.4875)	.4156 (1.9858)*	.3060 (1.5619)	.7095	2.0379
14	.0253 (.2574)	.0032 (.6459)	.2059 (.8648)	.4529 (2.2100)*	.4574 (1.6810)*	.7105	2.0492
15	.0539 (.5363)	.0032 (.6182)	.1704 (.6940)	.5073 (2.5180)**	.2501 (1.1402)	.7042	2.0700
16	.0608 (.6091)	.0030 (.5842)	.1437 (.5972)	.5082 (2.5222)**	.2367 (1.0730)	.7036	2.0683

** $\alpha \leq .01$ 에서 有意

* $\alpha \leq .05$ 에서 有意

缺如에 대해서는 前述한 傳統的 期待模型에서
의 論議가 그대로 여기에서도 妥當할 것이다.

한편 期待인플레이率 P_i^* 의 推定結果에서는 傳
統的 期待模型과 비교할 때 현저한 差異가 나
타나고 있다. 이 表에 나타난 16가지 경우 중
한 경우를 제외하고는 인플레이期待가 賃金決定
에 有意한 影響을 미치지 못하는 것으로 나타
나 있다. 예외적으로 有意성이 있는 것으로

나타난 경우는 「읍선」 14이다. 이 경우는 部
分的으로만 合理的(partly rational)인 期待模
型에서 사람들이 期待인플레이率을 算定할 때
過去 2期の 實際인플레이率만 이용하는 경우이
다. 이와 같이 거의 모든 경우에 있어서 期待
인플레이率의 係數 α_i 가 有意성이 缺如된 結果는
本研究의 合理的 期待模型에 있어서는 狹義의
期待—賃金 決定假說을 且置하고라도 인플레이
期待가 賃金決定에 중요한 影響을 미치게 된
다는 廣義의 期待—賃金 決定假說조차 支持될
수 없음을 의미한다³¹⁾.

31) 이밖에도 賃金決定式에 대한 두 期待模型의 推定結果
에서 몇 가지 다른 差異點이 드러나고 있는데 이에
대해서는 V章에서 두 模型의 適合性을 비교할 때 論
議하게 될 것이다.

〈表 6〉 所得決定式

	常 數	M_t	G_t	P_t	c_{t-1}	R^2	$D.W.$
(1) 傳統的 期待模型							
A. 靜 態 的							
	.0735 (1.7717)*	.2160 (3.7513)**	.0584 (1.1078)	-.5304 (-2.3460)*	.6570 (3.2601)**	.6260	1.9819
B. 適 應 的							
$\lambda=.2$.0758 (1.8344)*	.2158 (3.7345)**	.0563 (1.0512)	-.5421 (-2.4034)**	.6607 (3.2676)**	.6230	1.9824
.4	.0728 (1.7568)*	.2172 (3.7771)**	.0537 (1.0113)	-.5205 (-2.2943)*	.6574 (3.2712)**	.6297	1.9823
.6	.0733 (1.7717)*	.2167 (3.7674)**	.0558 (1.0603)	-.5251 (-2.3291)*	.6554 (3.2578)**	.6280	1.9822
.8	.0738 (1.7839)*	.2161 (3.7538)**	.0578 (1.1003)	-.5308 (-2.3576)*	.6554 (3.2525)**	.6260	1.9821
C. 正 常 的							
$\rho=.2$.0728 (1.7546)*	.2166 (3.7646)**	.0564 (1.0652)	-.5236 (-2.3080)*	.6567 (3.2630)**	.6284	1.9820
.4	.0726 (1.7558)*	.2170 (3.7718)**	.0548 (1.0288)	-.5205 (-2.2955)*	.6562 (3.2620)**	.6295	1.9822
.6	.0739 (1.7975)*	.2168 (3.7614)**	.0548 (1.0261)	-.5275 (-2.3466)*	.6559 (3.2538)**	.6275	1.9824
.8	.0766 (1.8766)*	.2156 (3.7265)**	.0576 (1.0806)	-.5465 (-2.4681)**	.6559 (3.2372)**	.6213	1.9826
D. 投 機 的							
$\theta=.2$.0727 (1.7522)*	.2162 (3.7580)**	.0578 (1.0933)	-.5260 (-2.3197)*	.6592 (3.2744)**	.6274	1.9818
.4	.0719 (1.7379)*	.2165 (3.7649)**	.0573 (1.0798)	-.5219 (-2.3007)*	.6606 (3.2877)**	.6287	1.9816
.6	.0714 (1.7281)*	.2167 (3.7712)**	.0567 (1.0678)	-.5185 (-2.2876)*	.6618 (3.2986)**	.6298	1.9816
.8	.0709 (1.7216)*	.2169 (3.7765)**	.0562 (1.0578)	-.5158 (-2.2789)*	.6627 (3.3073)**	.6306	1.9815
E. 平 均 的							
$\delta=.2$.0742 (1.7940)*	.2158 (3.7493)**	.0583 (1.1126)	-.5333 (-2.3743)*	.6551 (3.2494)**	.6252	1.9821
.4	.0745 (1.8136)*	.2159 (3.7529)**	.0577 (1.1077)	-.5336 (-2.3990)**	.6538 (3.2542)**	.6252	1.9823
.6	.0742 (1.8236)*	.2163 (3.7621)**	.0567 (1.0905)	-.5308 (-2.4100)**	.6537 (3.2542)**	.6262	1.9823
.8	.0736 (1.8221)*	.2167 (3.7738)**	.0544 (1.0675)	-.5259 (-2.4056)**	.6548 (3.2687)**	.6279	1.9823
(2) 合理的 期待模型							
	.0729 (1.7573)	.2171 (3.7693)**	.0545 (1.0216)	-.5216 (-2.2959)*	.6559 (3.2582)**	.6293	1.9823

** $\alpha \leq .01$ 에서 有意

* $\alpha \leq .05$ 에서 有意

2. 所得決定式

實質國民所得方程式에 대한 傳統的 및 合理的 期待模型의 推定結果는 <表 6>에 나타나 있다. 먼저 傳統的 期待模型에 대한 推定結果를 살펴 보면 通貨供給量 M_t , 實際인플레이率 P_t 및 1期前 民間消費支出 c_{t-1} 이 實質國民所得 決定에 매우 높은 有意性을 갖는 것으로 나타난 反面, 政府支出 G_t 는 이 表의 모든 경우에 有意性이 없는 것으로 나타난다. 이 政府支出 變數의 여러 가지 다른 時差變數를 사용한 推定結果에서도 有意性 缺如 結果는 달라지지 않았다.

合理的 期待模型에 있어서 所得決定式은 期待인플레이率 P_t^e 가 說明變數의 하나인 賃金決定式과는 달리 한 가지 형태로 集約된다. 이는 傳統的 期待模型과 合理的 期待模型의 根本的 差異에서 비롯되는 것으로 傳統的 期待模型에서 P_t^e 는 模型의 밖에서 별도의 算出過程을 통해 주어지는 外生變數인 반면, 合理的 期待模型에서의 P_t^e 는 模型 안에서 決定되는 内生變數인 까닭이다.

이 單一方程式에 대한 推定結果를 살펴 보면 傳統的 期待模型과 매우 유사한 結果가 나타난다. 政府支出 G_t 는 傳統的 期待模型에서와 같이 實質國民所得 決定에 有意性이 없는 것으로 나타나며 實質國民所得 決定에 有意性이 있는 變數인 貨幣供給量(M_t), 實際인플레이率(P_t) 및 實質消費支出(c_{t-1})의 係數 역시 傳統的 期待模型에서의 값들과 別반 差異가 없

다. R^2 값도 傳統的 期待模型의 값들과 거의 비슷하여 賃金決定式의 推定結果에서 나타난 두 模型 사이의 顯격한 差異와는 對照的이다.

3. 物價決定式

<表 7>에는 傳統的 및 合理的 期待模型에 대한 物價決定式의 推定結果가 나타나 있다. 먼저 傳統的 期待模型에 대한 推定結果를 살펴 보면, 첫번째 說明變數인 名目賃金水準 W_t 는 物價決定에 매우 높은 水準에서 有意한 것으로 나타난다.

최근 우리나라에서는 物價와 賃金の 相互作用에 관하여 엇갈린 見解들이 대두되고 있다. 그 하나는 우리 經濟의 當面課題인 物價安定을 달성하기 위하여 賃金を 凍結하거나 그 上昇率을 가능한 抑制해야 한다는 物價政策當局의 主張이고 또 다른 하나는 賃金勞動者의 立場을 代辯하여 物價政策當局의 見解에 反對하는 主張이다.

賃金の 凍結 내지는 上昇抑制를 主張하는 側에서는 賃金上昇이 우리나라 인플레이의 代表的 要因中の 하나라는 見解이고 物價上昇에 따라 賃금이 上向調整되어야 한다고 主張하는 사람들은 賃금이 物價에 미치는 영향보다는 오히려 物價가 賃金에 미치는 영향이 더 크기 때문에 物價安定을 위한 急先務가 賃金抑制라는 見解는 그 妥當性이 稀薄하다고 論駁한다.

이 問題는 결국 賃金, 物價 두 變數中 어느 一方이 他方에 더 영향을 주는가, 아니면 그 영향의 方向이 一方的인 것이 아니고 서로 交叉하는 것인지를 究明해야 하는 因果關係의 檢證(causality test)問題로 귀착된다³²⁾.

32) 이것이 흔히 거론되는 “닭이 먼저냐 달걀이 먼저냐” 하는 問題(chicken-egg-chicken dilemma)와 論理學에서의 “이에 따라서 그러므로 必然的으로 이로 인하

〈表 7〉 物價決定式

	常 數	W_t	X_t	P_t^m	R^2	D. W.
(1) 傳統的 期待模型						
A. 靜 態 的						
	.0398 (1.0103)	.5455 (3.4077)**	-.2256 (-2.5028)**	.1164 (2.1201)*	.4756	1.9416
B. 適 應 的						
$\lambda=.2$.0508 (1.3496)	.5012 (3.2842)**	-.2241 (-2.5409)**	.1177 (2.2194)*	.4896	1.9445
.4	.0423 (1.6899)*	.5340 (3.3850)**	-.2222 (-2.4776)**	.1175 (2.1638)*	.4795	1.9457
.6	.0398 (1.0115)	.5445 (3.4140)**	-.2217 (-2.4578)**	.1169 (2.1347)*	.4760	1.9457
.8	.0394 (1.0003)	.5463 (3.4156)**	-.2229 (-2.4700)**	.1166 (2.1257)*	.4754	1.9443
C. 正 常 的						
$\rho=.2$.0433 (1.1155)	.5317 (3.3699)**	-.2273 (-2.5415)**	.1174 (2.1639)*	.4801	1.9405
.4	.0478 (1.2517)	.5142 (3.3171)**	-.2292 (-2.5868)**	.1182 (2.2084)*	.4855	1.9394
.6	.0516 (1.3717)	.4994 (3.2656)**	-.2307 (-2.6223)**	.1180 (2.2268)*	.4898	1.9386
.8	.0522 (1.3880)	.4976 (3.2545)**	-.2306 (-2.6218)**	.1161 (2.1911)*	.4904	1.9390
D. 投 機 的						
$\theta=.2$.0397 (1.0039)	.5471 (3.4066)**	-.2285 (-2.5361)**	.1155 (2.1003)*	.4750	1.9385
.4	.0391 (.9849)	.5505 (3.4124)**	-.2308 (-2.5593)**	.1145 (2.0742)*	.4739	1.9360
.6	.0383 (.9611)	.5544 (3.4211)**	-.2325 (-2.5742)**	.1134 (2.0479)*	.4725	1.9342
.8	.0376 (.9374)	.5582 (3.4304)**	-.2337 (-2.5832)**	.1125 (2.0241)*	.4712	1.9328
E. 平 均 的						
$\delta=.2$.0389 (.9856)	.5482 (3.4225)**	-.2222 (-2.4593)**	.1165 (2.1194)*	.4747	1.9450
.4	.0369 (.9280)	.5559 (3.4504)**	-.2194 (-2.4150)**	.1155 (2.0903)*	.4721	1.9476
.6	.0340 (.8469)	.5674 (3.4849)**	-.2180 (-2.3827)*	.1135 (2.0333)*	.4681	1.9487
.8	.0312 (.7674)	.5796 (3.5158)**	-.2184 (-2.3706)*	.1109 (1.9600)*	.4636	1.9480
(2) 合理的 期待模型						
	.0305 (.7414)	.5831 (3.4961)**	-.2187 (-2.3706)*	.1100 (1.9350)*	.4623	1.9475

** $\alpha \leq .01$ 에서 有意

* $\alpha \leq .05$ 에서 有意

經濟學에서는 金融政策과 財政政策의 有效性에 대한 通貨主義者와 新「케인즈」主義者들간의 論爭과 관련하여 國民所得과 貨幣供給量 사이의 因果關係에 대한 糾明이 Granger (1969)의 理論的 研究를 바탕으로 Sims (1972)에 의한 實證分析으로 시도된 바 있다.

Sims가 사용한 推定期間과 거의 비슷한 1947~76년의 分期資料를 이용한 筆者(Lee, 1980)의 研究에 의하면 Sims의 因果關係의 檢證 방법은 貨幣量과 國民所得에 대한 推定模型의 형태가 상이함에 따라 크게 一貫性을 결여하는 등의 여러 가지 難點이 드러나 두 經濟變數間의 因果關係를 究明하는 一般적 檢證手段으로서는 많은 문제점을 지닌 것으로 판단된다.

이에 따라 物價와 賃金の 因果關係를 分析함에 있어서는 두 變數間의 因果關係가 서로 交叉한다는 假定에서 出發, 物價와 賃金を 內生變數로 하는 聯立方程式의 推定結果를 分析하는 間接的인 方法이 사용되고 있다. 이 方法에 의하여 鄭基俊教授(1983)는 1965~80년까지의 分期別 資料를 사용하여 우리나라의 物價와 賃金の 關係를 分析하였는데 物價가 賃金에 미치는 영향이 賃金이 物價에 미치는 영향보다 무려 4배 정도 강하다는 결론을 제시하였다.

賃金, 所得 및 物價를 內生變數로 하여 3元

여”의 誤謬(post hoc, ergo propter hoc fallacy)—즉 봄이 되어 自己가 綠色의 衣裳을 입게 될 때 비로소 森羅萬象도 新綠의 春色을 나타내리라고 착각하는 사람의 誤謬와 동일한 論點에 속하는 문제이다. 이에 관하여는 Samuelson (1976, p. 9) 참조.

33) 鄭基俊教授의 模型과 本模型과의 기본적인 차이는 前者가 賃金과 物價의 2元聯立方程式體系로서 後者와는 달리 物價가 實質所得을 통하여서 賃金에 미치는 間接的인 영향을 고려하지 않고 있다는 점에서 찾아 볼 수 있다.

34) 合理的 期待模型의 경우에는 $\hat{\alpha}_2=0$ 이므로 이 間接的인 영향은 고려되지 않는다.

聯立方程式體系를 이루고 있는 本模型에서도 이와 같은 間接的인 方法에 의하여 物價와 賃金の 相互關係를 分析할 수 있다³³⁾. 本模型에서 賃金이 物價에 미치는 영향은 物價方程式의 γ_1 에 의해서 표시된다. 한편 物價가 賃金에 미치는 영향은 賃金方程式의 α_3 로 표시되는 直接的인 영향과 實質所得을 통하여 미치게 되는 間接的인 영향으로 구분된다. 傳統的 및 合理的 期待模型에 있어서 이들 係數들의 推定結果를 정리하면 <表 8>과 같다.

먼저 두 變數 사이의 直接的인 영향만을 α_3 와 γ_1 의 推定值에 의해 비교해 보면 다섯 가지의 期待模型에 있어서 모두 α_3 가 γ_1 보다 훨씬 크게 나타난다. 傳統的 期待模型 전체의 平均値를 비교해 볼 때 物價가 賃金에 미치는 영향을 나타내는 α_3 의 값이 0.9029로서 賃金이 物價에 미치는 영향을 나타내는 γ_1 값, 0.5397보다 1.67배 가량 높은 것으로 나타난다. 반면 合理的 期待模型에서는 γ_1 의 값이 오히려 α_3 의 값보다 1.18배 높은 것으로 나타나 賃金이 物價에 미치는 영향이 더 강한 것을 의미한다.

한편 物價가 實質所得을 통해서 賃金에 미치는 間接的인 영향을 고려하게 되면 敍上한 바와 매우 對照的인 結果가 나타난다. 이 表에서 傳統的인 期待模型의 경우³⁴⁾, 投機的 期待模型을 제외한 네 期待模型에 있어서 γ_1 값이 物價가 賃金에 미치는 綜合的인 영향을 표시하는 $\alpha_3 + \alpha_2\beta_3$ 의 값보다 약간씩 높게 나타난다. 傳統的 期待模型 전체의 平均値를 비교해 보면 γ_1 값이 $\alpha_3 + \alpha_2\beta_3$ 값보다 1.04배 높은 것으로 나타나 賃金이 物價에 미치는 영향이 미미하게나마 더 강함을 의미하고 있다.

한편 物價方程式의 다른 說明變數인 勞動生

〈表 8〉 貨金—物價의 相互影響力¹⁾

	傳統的 期待模型						合理的 期待模型
	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的	全體	
$\frac{\Delta W_t}{\Delta P_t} : \alpha_3$.8801	.8843	.9380	.8633	.9317	.9029	.4936
$\alpha_3 + \alpha_2\beta_3$.5218	.4839	.4951	.5963	.5082	.5209	
$\frac{\Delta P_t}{\Delta W_t} : \gamma_1$.5455	.5315	.5526	.5628	.5108	.5397	.5831

註: 1) 推定係數의 平均值

産性 X_t 와 輸入物價指數 P_t^m 도 全體物價 決定에 有意한 影響을 미치는 것으로 나타나고 있다.

合理的 期待模型에 의한 物價決定式은 前述한 所得決定式과 마찬가지로 한 가지 方程式으로 集約되는데 전체적으로 傳統的 期待模型과 비교할 때 顯著한 差異點을 발견할 수 없다³⁵⁾.

V. 模型의 縮約式 分析

基本模型의 構造方程式 (1)~(3)은 W_t, y_t, P_t 등 세 개의 內生變數를 가진 3元聯立方程式인데, 이로부터 內生變數의 각각에 대한 解를 구하면 일곱 개의 外生變數 $u_t^i, P_t^e, M_t, G_t, c_{t-1}, X_t, P_t^m$ 로 표시되는 다음과 같은 縮約式을 얻게 된다.

$$\begin{aligned}
 W_t = & \alpha_1 \Pi^{-1} u_t^i + \alpha_4 \Pi^{-1} P_t^e + \alpha_2 \beta_1 \Pi^{-1} M_t \\
 & + \alpha_2 \beta_2 \Pi^{-1} G_t + \alpha_2 \beta_4 \Pi^{-1} c_{t-1} \\
 & + (\alpha_2 \beta_3 + \alpha_3) \gamma_2 \Pi^{-1} X_t + (\alpha_2 \beta_3 \\
 & + \alpha_3) \gamma_3 \Pi^{-1} P_t^m + (\alpha_0 + \alpha_2 \beta_0)
 \end{aligned}$$

35) R^2 값은 傳統的 期待模型에 비해 조금 낮다. 名目貨金水準 W_t 의 係數는 傳統的 期待模型의 平均值인 0.5397에 비해 다소 높으나 勞動生産性이 物價에 미치는 影響은 傳統的 期待模型에서 보다 다소 낮게 나타나고 있다. 한편 輸入物價의 全體物價에 미치는 影響도 傳統的 期待模型에서 보다 다소 낮게 나타나고 있다.

$$+ \alpha_2 \beta_3 \gamma_0 + \alpha_3 \gamma_0) \Pi^{-1} \dots \dots \dots (24)$$

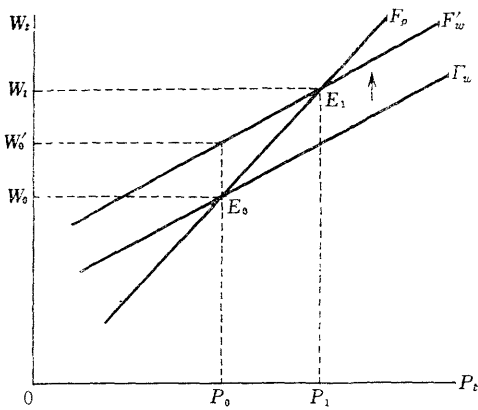
$$\begin{aligned}
 y_t = & \alpha_1 \beta_3 \gamma_1 \Pi^{-1} u_t^i + \alpha_4 \beta_3 \gamma_1 \Pi^{-1} P_t^e \\
 & + (1 - \alpha_3 \gamma_1) \beta_1 \Pi^{-1} M_t \\
 & + (1 - \alpha_3 \gamma_1) \beta_2 \Pi^{-1} G_t \\
 & + (1 - \alpha_3 \gamma_1) \beta_4 \Pi^{-1} c_{t-1} \\
 & + \beta_3 \gamma_2 \Pi^{-1} X_t + \beta_3 \gamma_3 \Pi^{-1} P_t^m + (\beta_0 \\
 & + \alpha_0 \beta_3 \gamma_1 - \alpha_3 \beta_0 \gamma_1 + \beta_3 \gamma_0) \Pi^{-1} \dots \dots (25)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_t = & \alpha_1 \gamma_1 \Pi^{-1} u_t^i + \alpha_4 \gamma_1 \Pi^{-1} P_t^e + \alpha_2 \beta_1 \gamma_1 \Pi^{-1} M_t \\
 & + \alpha_2 \beta_2 \gamma_1 \Pi^{-1} G_t + \alpha_2 \beta_4 \gamma_1 \Pi^{-1} c_{t-1} \\
 & + \gamma_2 \Pi^{-1} X_t + \gamma_3 \Pi^{-1} P_t^m + (\gamma_0 + \alpha_0 \gamma_1 \\
 & + \alpha_2 \beta_0 \gamma_1) \Pi^{-1} \dots \dots \dots (26)
 \end{aligned}$$

여기서 $\Pi = 1 - \gamma_1(\alpha_2 \beta_3 + \alpha_3)$ 인데 이것은 [圖 1]에 설명된 本模型의 因果關係에서 세 內生變數間의 相互依存關係를 나타내고 있다.

이 縮約式에서 각 外生變數들의 係數는 本模型에 대한 比較靜學(comparative statics)의 結果를 나타낸다. 여기서 문제되는 점은 예를 들어 期待인플레이率의 경우, 構造式 (1)에서의 係數 α_1 와 縮約式 (24)에서의 係數 $\alpha_4 \Pi^{-1}$ 사이에는 어떠한 差異가 있는가 하는 것이다. 다른 外生變數에 대해서도 동일한 質問이 가능하다. 이 問題를 「그래프」를 이용하여 分析하기 위해 基本模型 (1)~(3)을 다음과 같이 物價와 貨金의 關係만으로 單純化해 보기로 한다.

[圖 2] 賃金の長·短期 彈性値



$$W_t = \alpha_3 P_t + \alpha_4 P_t^e + \epsilon_t \dots (27)$$

$$P_t = \gamma_1 W_t + \gamma_2 X_t + \eta_t \dots (28)$$

이제 期待인플레이率의 두 係數 α_4 와 $\alpha_4 \Pi^{-1}$ 사이의 關係는 [圖 2]를 이용하여 설명할 수 있다. 이 그림에서 F_w 는 賃金函數(wage function) (27)을 F_p 는 物價函數(price function) (28)을 나타낸다. 本模型의 構造式에 대한 推定結果에서와 같이 α_3 와 γ_1 이 1보다 작은 陽의 값을 가지게 되면 F_w 의 기울기 α_3 는 F_p 의 기울기 $\frac{1}{\gamma_1}$ 보다 항상 작게 된다. 이 그림에서 點 E_0 은 (P_0, W_0) 으로 표시되는 初期均衡狀態를 나타내고 있다.

이제 期待인플레이率 P_t^e 가 1% 上昇했다고 하자. 이에 따라 賃金函數 F_w 은 上方으로 이동하게 되어 經濟는 點 E_1 에서 새로운 均衡狀態가 성립한다. 여기서 賃金水準의 變化를 두 가지로 나누어 생각할 수 있다. 첫째는 W_0 에서 W'_0 으로의 變化인데 이는 다른 外生變數(이 模型에서 ϵ_t, X_t, η_t)가 變化하지 않고 物價도 P_0 수준에서 變化하지 않을 경우의 賃金變化이며 構造式 (1)에서의 P_t^e 의 係數 α_4 는 이 變化幅을

測定하는 것이다. 즉 그림에서 $W'_0 - W_0 = \alpha_4$.

다른 하나는 W_0 에서 W_1 으로의 變化인데 이는 다른 外生變數는 變化하지 않으나 內生變數인 物價가 P_0 에서 P_1 으로 變化할 경우의 賃金變化이며 縮約式 (24)에서의 P_t^e 의 係數 $\alpha_4 \Pi^{-1}$ 은 이 變化幅을 測定하는 것이다. 즉 그림에서 $W_1 - W_0 = \alpha_4 \Pi^{-1}$.

이 두 가지 係數의 가장 큰 差異點은 前者의 경우에는 物價가 變化하지 않지만 後者의 경우에는 物價도 함께 變化한다는 것이다. 여기서 物價의 變化與否는 결국 時間上의 문제로 歸着될 수 있으므로 前者를 短期彈性値, 後者를 長期彈性値로 구별해 부를 수 있을 것이다. 여기서 또 하나 指摘할 수 있는 것은 인플레이期待에 대한 賃金の 長·短期 彈性値의 크기인데 이 그림에서 $W_0 W_1 > W_0 W'_0$ 이므로 短期彈性値가 長期彈性値보다 작다. 즉

$$\alpha_4 < \alpha_4 \Pi^{-1} \dots (29)$$

이 關係가 本模型의 推定結果 成立되는지 여부는 本模型의 一貫性(consistency)에 대한 檢證의 하나가 될 수 있을 것이다.

<表 9>에는 期待인플레이率 P_t^e 에 대한 賃金, 所得 및 物價의 長期彈性値가 나타나 있다. 먼저 傳統的 期待模型에 대한 結果를 살펴 보기로 한다. 期待인플레이率에 대한 賃金の 長期彈性値 $\alpha_4 \Pi^{-1}$ 은 0.2708(投機的 期待模型에서 $\theta = 0.6$ 인 경우)에서 0.9916(正常的 期待模型에서 $\rho = 0.8$ 인 경우) 까지의 값을 가지며 平均値는 0.6047이다. 이는 期待인플레이率이 1% 上昇할 경우, 長期的으로 賃金은 0.6047% 上昇하게 됨을 의미한다.

한편 이 長期彈性値 $\alpha_4 \Pi^{-1}$ 과 <表 2>의 短期彈性値 α_4 를 비교해 보면 모든 경우에 長期彈

〈表 9〉 期待인플레率에 대한 長期彈性值

	賃	金	所	得	物	價
(1) 傳統的 期待模型						
A. 靜 態 的						
	0.4679		-0.1354		0.2552	
B. 適 應 的						
$\lambda=0.2$	0.9760		-0.2652		0.4892	
0.4	0.7563		-0.2102		0.4039	
0.6	0.6398		-0.1829		0.3484	
0.8	0.5509		-0.1598		0.3010	
C. 正 常 的						
$\rho=0.2$	0.5971		-0.1662		0.3175	
0.4	0.7747		-0.2074		0.3984	
0.6	0.9654		-0.2543		0.4821	
0.8	0.9916		-0.2697		0.4934	
D. 投 機 的						
$\theta=0.2$	0.3854		-0.1109		0.2109	
0.4	0.3209		-0.0922		0.1766	
0.6	0.2708		-0.0778		0.1501	
0.8	0.2324		-0.0669		0.1297	
E. 平 均 的						
$\delta=0.2$	0.5505		-0.1609		0.3018	
0.4	0.5900		-0.1750		0.3280	
0.6	0.5005		-0.1507		0.2840	
0.8	0.3184		-0.0971		0.1846	
(2) 合理的 期待模型						
	0.5728		-0.1742		0.3340	

性值가 短期彈性值보다 크게 나타나 關係式 (29)가 성립하게 됨을 알 수 있다. 이것은 本模型이 어느 정도 一貫性을 지니고 있음을 나타내는 것이라 할 수 있다. 또한 關係式 (29)는 長期的으로 貨幣幻想의 여지가 줄어들게 됨을 의미하는 것으로 특히 正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$ 인 경우에는 長期彈性值가 1에 매

36) 本研究의 附錄②에서 論議되는 바와 같이, 本模型에서 사람들의 상이한 期待形成過程에 따라 經濟가 일정한 均衡狀態에서 安定되는지의 여부는 이 長期彈性值의 크기에 좌우된다. 즉 靜態的, 適應的, 投機的 및 平均的 期待模型에서는 이 物價의 彈性值가 1보다 작고 正常的 期待模型에서는 이 彈性值가 $1/(1-\rho)$ 보다 작을 때 經濟는 長期的으로 일정한 均衡狀態에서 安定된다. 우리는 이 表에서 傳統的 期待模型의 모든 경우에 있어서 經濟의 安定條件이 충족됨을 알 수 있다.

우 근접하여 長期的으로 貨幣幻想이 全無하게 됨을 나타낸다고 하겠다.

다음 인플레期待에 대한 實質國民所得의 彈性值 $\alpha_4\beta_3\gamma_1\Pi^{-1}$ 은 -0.0778 (投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$ 인 경우)에서 -0.2697 (正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$ 인 경우)까지의 값을 가지며 平均値는 -0.1694 이다. 이는 期待인플레率이 1% 上昇할 경우 實質國民所得은 0.1694% 下落함을 의미한다.

마지막으로 인플레期待에 대한 物價의 彈性值 $\alpha_4\gamma_1\Pi^{-1}$ 은 0.1501(投機的 期待模型에서 $\theta=0.6$ 인 경우)에서 0.4934(正常的 期待模型에서 $\rho=0.8$ 인 경우)까지의 값을 가지며 平均値는 0.3446이다. 이는 期待인플레率이 1% 上昇할 경우 物價는 0.3446% 上昇하게 됨을 의미한다³⁶⁾.

이상의 結果에서 特記할 점은 다섯 가지의 傳統的 期待模型을 비교할 때 投機的 期待模型에서 인플레期待에 대한 賃金, 所得 및 物價의 長期彈性值가 현저하게 낮게 나타난다는 것이다. 〈表 10〉에 요약되어 있는 바와 같이 投機的 期待模型의 경우 세 變數에 대한 인플레期待의 平均影響力이 모두 전체 平均値의 절반수준에 지나지 않으며 특히 正常的 期待模型의 경우와 비교할 때 현저하게 낮다.

이는 사람들이 投機的 期待假說에 따라 인플레期待를 形成하게 되면 다른 期待假說의 경우에 비하여 인플레期待가 長期的으로 賃金, 所得 및 物價에 미치는 영향이 현저하게 減少하게 됨을 의미하는 것이다.

合理的 期待模型의 경우, 인플레期待에 대한 長期彈性值는 賃金構造式的 推定結果에서 인플레期待가 有意性을 나타내는 유일한 경우인 「음선」 14의 경우만이 〈表 9〉에 나타나

〈表 10〉 賃金, 所得, 物價에 대한 인플레이期待의 平均影響力

	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的	全體
$\frac{\Delta W_t}{\Delta P_t^e}$	0.4679	0.6490	0.8322	0.3257	0.5703	0.6047
$\frac{\Delta y_t}{\Delta P_t^e}$	-0.1354	-0.1843	-0.2244	-0.0936	-0.1680	-0.1694
$\frac{\Delta P_t}{\Delta P_t^e}$	-0.2552	0.3511	0.4229	0.1792	0.3149	0.3446

있다³⁷⁾.

이 長期彈性值들을 〈表 10〉에 나타난 傳統의 期待模型에서의 平均彈性值와 比較해 보면 賃金 및 物價의 彈性值는 다소 낮게, 그리고 所得의 彈性值는 다소 높게 나타나고 있다.

V. 模型의 適合性 比較

本研究의 重要한 目的 중의 하나는 인플레이 期待 形成에 관한 研究에서 빈번하게 이용되는 여섯 가지 期待模型中, 어느 期待模型에 의해서 우리나라 사람들의 인플레이 期待 形成過程이 가장 잘 說明될 수 있는가를 究明하고자 하는 것이다. 이것은 결국 우리가 고려한 여러 가지 期待模型 중에서 어느 模型에 의한 推定結果가 더 높은 說明力(explanatory power) 및 正確度(accuracy), 나아가서 이 두 측면을 포괄하는 의미의 適合性(relevancy)을 나타내고 있는가 하는 문제로 歸着된다.

이 문제를 고찰함에 있어서 먼저 전체적인 傳統的 期待模型과 이에 對照되는 合理的 期

待模型의 適合性을 比較해 보기로 한다.

1. 傳統의 및 合理的 期待模型의 比較

이 두 模型의 適合性은 賃金, 所得 및 物價 構造式의 推定結果를 통하여 比較할 수 있다. 우리가 IV章에서 살펴 본 바와 같이 所得 및 物價構造式의 推定結果에서는 두 模型間에 별 다른 差異가 발견되지 않으나 賃金構造式의 推定結果에서는 현저한 差異가 드러나고 있다. 賃金構造式의 推定結果 露呈된 두 模型間의 差異點은 다음 세 가지로 集約된다.

첫째, 本研究에서 가장 關心있는 變數라 할 수 있는 인플레이 期待 變數의 說明力이 두 模型에서 懸隔한 差異를 나타내고 있다. 즉 傳統的 期待模型에서는 우리가 고려한 17가지의 模型 중에서 13가지의 模型에서 인플레이 期待 變數가 通常의인 水準에서 統計的 有意性이 있는 것으로 나타나고 있는 反面, 合理的 期待模型에서는 우리가 고려한 16가지 模型 중에서 오직 한 경우에만 有意性이 있는 것으로 나타나고 있다.

둘째, 賃金構造式에서 勞動市場의 需要狀態를 반영하며 基本模型에서 內生變數로 고려한 實質國民所得의 說明力이 역시 두 模型에서 커다란 差異를 드러내고 있다. 즉 傳統的 期待模型에서는 17가지의 모든 경우에 實質國民

37) 合理的 期待模型에서는 傳統的 期待模型과는 달리 인플레이 期待 P_t^e 가 內生變數로 취급되어 推定되나, 여기에서는 傳統的 期待模型과의 比較를 용이하게 하기 위해 外生變數로 취급하였다.

所得이 賃金決定에 有意한 영향을 미치는 것으로 나타나는 반면 合理的 期待模型에서는 16가지의 모든 경우에 있어서 賃金決定에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다.

세째, 賃金構造式에서 企業의 利潤極大化 및 費用極小化 條件을 반영하는 實際인플레이率의 說明力에 있어서도 두 模型間에 差異가 드러나고 있다. 傳統的 期待模型에서의 모든 경우에 이 變數가 統計的 有意성이 있는 것으로, 合理的 期待模型에서는 한 경우를 제외한 모든 경우에 역시 統計的 有意성이 있는 것으로 나타나고 있으나 合理的 期待模型의 경우 그 有意水準(significance level)이 현저히 낮게 나타나고 있다³⁸⁾.

이러한 差異點에서 傳統的 期待模型에 의한 推定結果가 合理的 期待模型에 비해서 높은 適合성을 나타낸다고 판단함에 있어서 큰 無

理가 없을 것으로 보인다. 이에 따라 이제 여러 가지 상이한 傳統的 期待模型 사이의 適合성을 비교해 보기로 한다.

2. 傳統的 期待模型의 比較

다섯 가지의 傳統的 期待模型에 대한 適合성을 비교함에 있어서는 두 가지 측면, 즉 模型의 說明力과 正確度를 함께 고려하였다. 먼저 模型의 說明力은 回歸分析의 結果에서 각 說明變數의 t 값과 세 개의 方程式에 대한 R^2 값에 의해서 그리고 模型의 正確度는 基本模型에 動態의 「시뮬레이션」(dynamic simulation)을 행하여 平均自乘根誤差(root-mean-square error: RMSE)와 Theil의 不等係數(inequality coefficient)로 표시되는 「시뮬레이션」誤差에 근거하여 비교하였는데, 이들 네 가지 값들을 비교함에 있어서는 다음과 같은 두 가지 방법을 사용하였다³⁹⁾.

첫째, 靜態의 期待模型을 제외한 네 期待模型의 경우, 期待母數의 네 가지 값(즉 0.2, 0.4, 0.6 및 0.8)에 따른 상이한 模型 중에서 說明力과⁴⁰⁾ 正確도가 가장 높은 模型을 選擇하여 비교하였다.

둘째, 이와 같은 첫번째 방법을 補完하는 意味에서 네 期待模型의 경우, 期待母數의 네 가지 값에 따른 상이한 期待模型에 있어서의 t 값, R^2 및 「시뮬레이션」誤差를 平均하여 비교하였다.

이 두 방법에 의한 比較值들이 각각 <表 11> 및 <表 12>에 나타나 있다⁴¹⁾.

가. 回歸分析

먼저 <表 11>의 윗 부분에는 첫번째 방법에

38) 이와 같은 세 가지 差異點은 合理的 期待模型에서 賃金構造式의 R^2 가 다소 높게 나타나는 사실을 相殺하고도 남음이 있을 것이다.

39) 靜態의 期待模型을 제외한 네 期待模型의 경우, 이 네 가지 값들을 비교함에 있어서 만족스러울만큼 精巧한 統計的方法이 아직껏 提示되지 못하고 있으나, 이러한 制約下에서 생각할 수 있는 가장 바람직한 방법은 각 期待母數의 네 가지 값에 따라 상이한 模型 중에서 賃金, 所得 및 物價方程式에 共通의 說明力과 正確도가 가장 높은 模型을 選擇하여 비교하는 방법일 것이다. 그러나 이 방법을 適用함에 있어서 다음과 같은 難點이 提起된다. 즉 R^2 값을 基準으로 할 때 예를 들어 適應의 期待模型의 경우, 賃金決定式에 있어서는 $\lambda=0.8$ 인 模型이, 所得決定式에 있어서는 $\lambda=0.4$ 인 模型이, 그리고 物價決定式에 있어서는 $\lambda=0.2$ 인 模型이 가장 說明力이 높은 模型으로 나타나 세 聯立方程式에 共通의 說明力이 높은 동일한 λ 값에 따른 特定模型을 選擇하기 어렵다. 이에 따라 次善策으로 첫번째 방법을, 그리고 이를 補完하는 의미에서 두번째 방법을 사용하였다.

40) 여기서 模型間 說明力의 比較基準으로 R^2 값을 사용하였다. 동일한 期待模型에서의 說明力을 비교함에 있어서는 개별적인 變數들의 t 값보다는 R^2 값이 보다 適切한 基準이 될 수 있을 것이다.

41) 이 表들에서 統計的 有意성이 缺如된 것으로 나타난 失業率 變數와 名目政府支出 變數의 t 값은 제외되었다.

〈表 11〉 傳統的 期待模型의 適合性比較(I)

	靜態的	適應的	正常的	投機的	平均的
가. 回歸分析					
(1) t 값					
① 賃金式					
y_t	2.0670	2.1127	2.1749*	2.0435	2.1381
P_t	3.1146*	3.1053	3.1041	3.1043	3.0114
P_t^c	1.7869	1.7786	1.8975*	1.7554	1.6916
② 所得式					
M_t	3.7513	3.7771*	3.7718	3.7765	3.7738
P_t	-2.3460	-2.2943	-2.2955	-2.2789	-2.4056*
c_{t-1}	3.2601	3.2712	3.2620	3.3073*	3.2687
③ 物價式					
W_t	3.4077	3.2842	3.2545	3.4066	3.4225*
X_t	-2.5028	-2.5409	-2.6218*	-2.5361	-2.4593
P_t^m	2.1201	2.2194*	2.1911	2.1003	2.1194
(2) R^2					
賃金式	0.5886	0.5968	0.5821	0.5762	0.6046*
所得式	0.6260	0.6297	0.6295	0.6306*	0.6279
物價式	0.4756	0.4896	0.4904*	0.4750	0.4747
나. 「시뮬레이션」					
(1) 平均自乘根誤差					
賃金式	0.0973	0.0736*	0.0771	0.0795	0.0741
所得式	0.0508	0.0360*	0.0453	0.0460	0.0450
物價式	0.0686	0.0597	0.0562*	0.0610	0.0579
(2) Theil의 不等係數					
賃金式	0.2045	0.1421*	0.1490	0.1531	0.1434
所得式	0.2235	0.1838	0.1813	0.1783*	0.1816
物價式	0.2021	0.1638	0.1558*	0.1684	0.1592

註: * 回歸分析의 結果에서는 가장 높은 값을, 「시뮬레이션」結果에서는 가장 낮은 값을 나타낸다.

의해서 선택된 각 期待模型의 t 값 및 R^2 값이 나타나 있다.

이 表에서 *로 表示된 가장 높은 t 값과 R^2 값을 고려할 때 正常的 期待模型이 비교적 說明力이 높다고 하겠으나 특히 平均的 期待模型과 비교할 때 뚜렷한 차이가 있다고 보기는 어렵다.

이에 따라 〈表 12〉를 통하여 두번째 方法에 의한 t 값과 R^2 값을 비교해 보면 〈表 11〉과 다소 상이한 結果가 나타난다. 이 表에서 *로

표시된 가장 높은 t 값과 R^2 값을 고려할 때 正常的 期待模型이 平均的 期待模型을 포함한 다른 期待模型에 비해 비교적 說明力이 높은 것으로 나타나고 있다.

이상의 回歸分析 結果를 비교해 볼 때 어느 期待模型이 다른 期待模型에 비해 絕對的으로 說明力이 높다고 判斷하기는 어려우나 이 表들에서 *로 표시된 가장 높은 說明力을 나타내는 경우를 고려해 볼 때 正常的 期待模型이 다른 模型에 비해 비교적 높은 說明力을 나타

〈表 12〉 傳統的 期待模型의 適合性 比較(Ⅱ)

	靜 態 的	適 應 的	正 常 的	投 機 的	平 均 的
가. 回 歸 分 析					
(1) t값					
① 貨 金 式					
y_t	2.0670	2.2899	2.3609*	2.0186	2.1418
P_t	3.1146*	3.0815	3.0856	3.0839	2.9677
P_t^c	1.7869	1.7345	1.9199*	1.7199	1.7346
② 所 得 式					
M_t	3.7513	3.7582	3.7561	3.7677*	3.7595
P_t	-2.3460	-2.3461	-2.3546	-2.2967	-2.3972*
c_{t-1}	3.2601	3.2623	3.2540	3.2920*	3.2566
③ 物 價 式					
W_t	3.4077	3.3747	3.3018	3.4176	3.4684*
X_t	-2.5028	-2.4866	-2.5931*	-2.5632	-2.4069
P_t^m	2.1201	2.1609	2.1976*	2.0616	2.0508
(2) R ²					
貨 金 式	.5886*	.5772	.5566	.5657	.5877
所 得 式	.6260	.6267	.6267	.6291*	.6261
物 價 式	.4756	.4801	.4865*	.4732	.4696
나. 「시뮬레이션」					
(1) 平均自乘根誤差					
貨 金 式	.0973	.0767	.0784	.0810	.0750*
所 得 式	.0508	.0433*	.0454	.0554	.0453
物 價 式	.0686	.0603	.0581*	.0624	.0586
(2) Theil의 不等係數					
貨 金 式	.2045	.1478	.1512	.1598	.1470*
所 得 式	.2235	.1844	.1822*	.2481	.1827
物 價 式	.2021	.1652	.1604*	.1754	.1614

註 : * 回 歸 分 析 的 結 果 에 서 는 가 장 높 은 값 을 , 「시뮬레이션」結 果 에 서 는 가 장 낮 은 값 을 나 타 낸 다 .

낸다고 할 수 있을 것이다⁴²⁾.

42) 더욱이 本 研 究 에 서 關 心 의 點 이 되 고 있 는 인 플레 期 待 變 數 에 대 한 推 定 結 果 에 대 해 서 다 음 事 實 을 餘 他 의 期 待 模 型 과 구 별 되 는 正 常 的 期 待 模 型 의 特 異 點 으 로 指 摘 할 수 있 다 . 즉 〈表 2〉 에 서 볼 수 있 듯 이 靜 態 的 期 待 模 型 을 제 외 한 傳 統 的 期 待 模 型 에 서 자 期 待 模 型 의 期 待 母 數 의 값 에 따 라 우 리 가 고 려 한 네 가 지 경 우 중 에 서 適 應 的 期 待 模 型 에 서 는 $\lambda=0.2$ 인 경 우 , 投 機 的 期 待 模 型 에 서 는 $\theta=0.8$ 인 경 우 , 그 리 고 平 均 的 期 待 模 型 에 서 는 $\delta=0.6$ 및 0.8 인 경 우 에 인 플레 期 待 變 數 가 通 常 的 水 準 에 서 統 計 的 有 意 性 이 缺 如 된 반 면 正 常 的 期 待 模 型 에 서 는 네 가 지 모 든 경 우 에 有 意 性 을 나 타 내 고 있 다 .

나. 「시뮬레이션」

먼저 〈表 11〉 및 〈表 12〉에 나타난 「시뮬레이션」誤差를 비교함에 앞서서 本 研 究 에 서 試 圖 한 統 計 的 「시뮬레이션」 過 程 에 대 해 簡 略 하 게 說 明 하 고 자 한 다 . 本 研 究 에 서 의 「시뮬레이션」은 基 本 模 型 (1) 에 서 (3) 과 다 섯 가 지 인 플레 期 待 假 說 의 數 式 을 연 결 함 으 로 써 얻 어 지 는 1 階 및 2 階 定 差 方 程 式 의 解 를 構 造 方 程 式 에 서 의 推 定 係 數 를 이 용 하 여 풀 어 가 는 過 程

을 의미한다.

여기서는 代表的인 경우로서 適應的 期待模型의 경우에 대해서만 고찰해 보고자 한다. 適應的 期待模型의 경우 賃金, 所得 및 物價에 대한 다음과 같은 1階定差方程式이 얻어진다.

$$W_t - \{1 - \lambda(\Delta - 1)\} W_{t-1} = \Pi^{-1} [A_t + \alpha_2 B_t + (\alpha_2 \beta_3 + \alpha_3) C_t + \alpha_4 \{\lambda + (1 - \lambda)\Delta^{-1}\} C_{t-1} - \alpha_4 (1 - \lambda)\Delta^{-1} D_{t-1}] \dots \dots \dots (30)$$

$$y_t - \{1 - \lambda(\Delta - 1)\} y_{t-1} = \Pi^{-1} [\beta_3 \gamma_1 A_t + (1 - \alpha_3 \gamma_1) B_t - \alpha_4 \gamma_1 \{\lambda + (1 - \lambda)\Delta^{-1}\} B_{t-1} + \beta_3 C_t - (1 - \lambda)\beta_3 \Pi D_{t-1}] \dots \dots \dots (31)$$

$$P_t - \{1 - \lambda(\Delta - 1)\} P_{t-1} = D_t - (1 - \lambda) D_{t-1} \dots \dots \dots (32)$$

여기서

$$\Pi = 1 - \gamma_1 (\alpha_2 \beta_3 + \alpha_3)$$

$$\Delta = \alpha_4 \gamma_1 \Pi^{-1}$$

$$A_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_t^{-1}$$

$$B_t = \beta_0 + \beta_1 M_t + \beta_2 G_t + \beta_4 c_{t-1}$$

$$C_t = \gamma_0 + \gamma_2 X_t + \gamma_3 P_t^m$$

$$D_t = \Pi^{-1} (\gamma_1 A_t + \alpha_2 \gamma_1 B_t + C_t)$$

43) 여기서 이 誤差의 값들이 0에 가까울수록 「시물레이션」을 통해 얻어지는 賃金, 所得 및 物價의 擬制值가 實際值를 더욱 正確하게 추적해가고 있음을 나타낸다.

44) 이상의 分析에서 또 하나 指摘할 수 있는 것은 回歸分析의 結果에 의한 模型의 說明力과 「시물레이션」 結果에 의한 模型의 正確度가 항상 併行하는 것이 아니라 사실 이 表들을 통해서도 밝혀진다는 점이다. 예를 들어 <表 12>에서 賃金決定式에 대한 回歸分析의 結果, 靜態的 期待模型의 경우 R^2 가 가장 높아 模型의 說明力이 가장 높은 것으로 나타나나 平均自乘根誤差나 Theil의 不等係數로 測定되는 「시물레이션」 誤差는 이 경우 가장 높아, 模型의 正確度에 있어서는 가장 문제가 있는 期待模型으로 나타나고 있다. 所得決定式에 있어서는 이와 동일한 사실을 찾아볼 수 있는 바, 回歸分析의 結果에서는 R^2 값이 投機的 期待模型에서 가장 높은 反面, 「시물레이션」 誤差는 平均自乘根誤差나 Theil의 不等係數에 의해서도 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 다만 物價決定式에 있어서는 回歸分析과 「시물레이션」을 통해서도 正常的 期待模型에서 模型의 說明力 및 正確度가 가장 높은 것으로 나타나 두 가지 分析이 一貫性 있는 結果를 보여 주고 있다.

이 定差方程式의 解는 賃金, 所得 및 物價에 대한 하나의 初期條件(本研究의 경우 1964年 4/4分期의 數值)과 $t-1$ 및 t 期에 있어서의 外生變數의 實際值를 이용하여 얻어진다.

이와 같은 歷史的 「시물레이션」 (historical simulation)을 통하여 1階 및 2階定差方程式의 解로서 얻어진 擬制值(simulated value)의 實際值(actual value)에 대한 誤差가 흔히 사용되는 測定基準인 平均自乘根誤差(RMSE)와 Theil의 不等係數에 의해 <表 11> 및 <表 12> 아래 부분에 나타나 있다⁴³⁾.

먼저 <表 11>에는 前述한 첫번째 방법에 의해서 選擇된 각 期待模型의 平均自乘根誤差와 Theil의 不等係數가 나타나 있다. 이 表에서 *로 표시된 가장 낮은 誤差를 고려할 때 適應的 期待模型이 비교적 正確度가 높다고 하겠으나 正常的 期待模型과 비교할 때 뚜렷한 차이가 있다고 보기는 어렵다.

이에 따라 <表 12>를 통해서 두번째 방법에 의한 「시물레이션」 誤差를 비교해 보면 <表 11>과 다소 상이한 結果를 찾아볼 수 있다. 이 表에서 *로 표시된 가장 낮은 「시물레이션」 誤差를 고려할 때 正常的 期待模型이 비교적 높은 正確度를 나타내고 있다⁴⁴⁾.

이제 이와 같은 「시물레이션」 結果를 통하여 어느 期待模型이 餘他的 期待模型에 비해 絕對的으로 높은 正確度를 나타내고 있는가를 判斷하기는 回歸分析의 結果와 마찬가지로 용이한 일이 아니긴 하나 이 表들에서 *로 표시된 바와 같이 가장 높은 正確度를 나타내는 경우를 고려해 볼 때, 正常的 期待模型이 다른 期待模型에 비해 비교적 높은 正確度를 나타낸다고 할 수 있을 것이다.

이와 같은 「시물레이션」의 結果와 앞에서

살펴 본 回歸分析의 結果를 통하여서 다섯 가지 傳統的 期待模型中 正常的 期待模型이 비교적 높은 適合性을 지닌 模型으로 判斷된다. 이는 우리가 고려한 여섯 가지 期待模型에서 正常的 期待模型이 우리나라 사람들의 인플레이션 期待 形成過程을 비교적 잘 설명할 수 있음을 의미한다. 즉 우리나라 사람들은 인플레이션에 대한 期待를 形成함에 있어서 대체적으로 過去인플레이션에 대한 知識과 經驗을 통해서 正常水準이라고 믿는 인플레이션율을 想定하고 일정한 시간이 지나게 되면 이 正常水準의 인플레이션율이 現實化되리라고 期待한다는 說明이 制限된 範圍이긴 하나 비교적 妥當한 것임을 示唆하는 것이다.

Ⅵ. 要約 및 結論

이제 本研究에서 고려한 여러 가지 期待模型 중에서 模型의 適合性이 비교적 높은 것으로 나타난 正常的 期待模型에 의한 推定係數의 平均值에 근거하여 本研究의 分析結果를 要約하면 다음과 같다.

① 인플레이션 期待가 賃金, 物價 및 成長에 미치는 影響

인플레이션 期待에 대한 名目賃金의 長期彈性値는 0.8322로서 이는 인플레이션 期待가 1% 增加할 경우, 名目賃金은 長期的으로 0.8322% 上昇하게 됨을 의미한다. 한편, 인플레이션 期待에 대한 賃金의 短期彈性値는 0.6232로서 이는 인플레이션 期待가 名目賃金에 미치는 影響力이 長期的으로 強化됨을 意味한다.

인플레이션 期待에 대한 物價의 長期彈性値는 0.4229로서 이는 인플레이션 期待가 1% 增加할 경우 物價는 長期的으로 0.4229% 上昇하게 됨을 의미한다. 한편 實質成長의 長期的인 인플레이션 期待 彈性値는 -0.2244로서 이는 인플레이션 期待가 1% 增加할 경우 實質成長이 0.2244% 鈍化됨을 의미한다.

② 우리나라 사람들의 인플레이션 期待 形成過程

本研究에서는 사람들이 인플레이션 期待를 形成하는 過程에 대하여 經濟學에서 자주 이용되고 있는 여섯 가지 期待假說, 즉 靜態的, 適應的, 正常的, 投機的 및 平均的 期待假說과 이와 對照되는 合理的 期待假說을 考察하였다.

이 여섯 가지 期待模型 중에서 어느 模型이 우리나라 사람들의 인플레이션 期待 形成過程을 잘 說明해 주는가를 究明하기 위하여 回歸分析에 의한 模型의 說明力과 「시뮬레이션」에 의한 模型의 正確度를 比較分析한 結果, 正常的 期待模型이 비교적 適合性이 높은 것으로 나타나고 있다.

이는 우리나라 사람들이 인플레이션에 대한 期待를 形成함에 있어서 過去의 인플레이션에 대한 知識과 經驗을 통하여서 正常水準(예를 들어서 過去 數年間 인플레이션율의 平均水準)이라고 믿는 인플레이션율을 想定하고 일정한 시간이 지나게 되면, 이 正常水準의 인플레이션율이 現實化되리라고 期待한다는 說明이 우리나라 사람들의 인플레이션 期待 形成過程을 制限된 범위이긴 하나 비교적 잘 描寫하고 있음을 의미하는 것이다.

한편 이 正常的 期待假說과 對照的이라고

할 수 있는 投機的 期待假說⁴⁵⁾을 이용한 推定 結果에서는 模型의 適合性이 비교적 낮게 나타나고 있으며 특히 賃金·物價 및 成長에 대한 인플레期待의 영향력이 다른 期待假說의 경우에 비해 현저히 낮게 나타나고 있다.

이는 本研究에서 이용된 投機的 期待假說의 형태가 우리나라 사람들의 投機心理를 충분히 反映하기에는 너무 單純하다는 문제가 제기될 수 있으나 사람들의 인플레期待 形成過程에 있어서의 投機的인 要素가 우리 經濟에 미치는 영향이 비교적 높지 않다는 사실을 간접적으로 示唆해 주는 것이라 하겠다.

③ 賃金·物價의 相互影響力

基本模型의 構造式에 대한 推定結果, 物價에 대한 賃金의 彈性値는 0.4951로, 賃金에 대한 物價의 彈性値는 0.5526으로 나타난다. 이는 物價가 1% 오를 경우 賃金은 0.4951% 상승하고, 賃金이 1% 오를 경우 物價는 0.5526% 상승함을 의미한다. 따라서 賃金이 物價에 미치는 影響力이 物價가 賃金에 미치는 影響力보다 다소 높은 것으로 나타난다⁴⁶⁾.

④ 期待—賃金 決定假說의 檢證

本研究의 實證分析 結果, 인플레期待는 賃金決定過程에 있어서 重大한 影響을 미치는 것으로 나타나 廣義의 期待—賃金 決定假說이

45) 이 假說에 의하면 사람들이 과거 인플레의 增加趨勢를 보고 앞으로도 그 增加趨勢가 꾸준히 持續되리라고 期待한다는 것으로 이 假說에는 다른 期待假說에 비해 사람들의 投機心理가 비교적 뚜렷하게 나타나 있다고 할 수 있다.

46) 이 결과는 物價가 實質所得을 통하여 賃金에 미치는 間接的인 影響을 함께 고려한 것이며 두 變數 사이의 直接的인 影響만을 고려하게 되면(이 때 物價에 대한 賃金의 彈性値는 0.9380임) 物價가 賃金에 미치는 영향력이 오히려 그 反對의 影響력보다 약 1.7배 높은 것으로 나타난다.

支持된다. 反面 인플레期待가 賃金決定에 完全하게 반영되는 (즉 期待인플레率이 a% 增加하게 되면 名目賃金도 a% 上昇하게 되는) 것이 아니라 部分的으로만 反映되는 것으로 나타나 狹義의 期待—賃金 決定假說은 支持되지 않는다. 이는 우리나라의 賃金決定過程에 있어서 어느 정도의 貨幣幻想이 存在하고 있음을 의미한다.

本研究에서는 聯立方程式體系를 이용하여 賃金·物價 및 所得 등 세 가지 巨視變數의 相互決定關係와 사람들의 인플레期待 形成過程에 대한 여러 가지 假說들을 包括적으로 고려함으로써 이제까지 대부분의 研究들이 지닌 脆弱點을 補完하고자 하였다.

그러나 本研究는 다음의 몇 가지 觀點에서 아직도 매우 미흡하며 인플레期待에 대한 보다 綿密한 分析을 위해서는 여러 가지 측면에서 補完되어야 할 것이다.

첫째, 美國이나 英國 등의 경우와는 달리 우리나라에는 사람들의 인플레期待에 대한 實測值(direct measure)가 존재하지 않는 까닭으로 本研究에서는 부득이 傳統的인 혹은 合理的인 期待假說에 입각한 代用變數를 使用할 수 밖에 없었다. 英美의 경우, 인플레期待의 實測值를 사용한 研究에서도 매우 심각한 實測誤差가 드러나 문제가 되고 있긴 하지만 인플레期待에 대한 代用值보다 實測值를 사용하게 되면 보다 適合한 結果를 얻을 수 있을 것으로 期待된다.

둘째, 本研究의 實證模型에 있어서 換率, 利率, 原油價 및 輸出 등과 같은 몇 가지 重要한 巨視變數들이 고려되지 않았다. 이러한 變數들을 고려하게 되면 模型은 다소 복잡하게 될 것이나, 이로부터 보다 普遍的인 結

果가 提示될 수 있을 것이다⁴⁷⁾.

세째, 本研究의 實證模型은 그 誘導過程에 대한 論議에서도 찾아볼 수 있듯이 상당 부분이 歐美 諸國의 研究들에 그 理論的 基盤을 두고 있어서 歐美 諸國의 經濟와 區別되는 우리 經濟의 特性이 충분히 反映되지 않고 있다. 예를 들어 우리나라의 私債市場 및 住宅市場 등의 特性을 反映할 수 있는 變數들을 模型 안에 包含시킬 수 있다면 보다 現實的인 結果가 提示될 수 있을 것으로 期待된다.

네째, 基本模型의 推定結果 중에서 특히 名目賃金에 失業率 變數가 有意한 影響을 미치지 못하는 결과는 다른 研究의 결과와 비교할 때 매우 例外的인 현상으로서 이는 本研究에서 제시된 基本模型에 어느 정도 模型設定誤差(specification error)가 介在되어 있을 가능성을 示唆하는 것이라 하겠다. 아직껏 이와 같은 誤差問題를 만족스럽게 해결할 수 있을 만큼 精巧한 統計的 方法이 提示되고 있지는 못하나 本研究의 結果를 判斷함에 있어서는 이와 같은 脆弱點을 充分 감안하여야 할 것이다⁴⁸⁾.

우리 經濟에 있어서 인플레이期待가 미치는 影響은 실로 廣範圍하다고 할 수 있으며 특히

賃金, 物價 및 所得 등 主要 經濟變數들에 重大한 影響을 미치는 點을 감안할 때 위에서 지적한 本研究의 몇가지 脆弱點을 補完함으로써 우리 經濟에 있어서 인플레이期待의 役割 및 特性을 明瞭하게 드러낼 수 있을 뿐만 아니라 우리 經濟의 安定基調를 維持하기 위해서 人플레이期待를 鎮靜시키는 데 필요한 政策手段 및 方向을 提示할 수 있는 보다 精緻하고 體系的인 研究의 필요성이 매우 絶실하다고 하겠다⁴⁹⁾.

미흡하나마 本研究가 人플레이期待 問題에 대한 組織的이고 體系的인 接近方法의 一端을 提示할 수 있었다면 거기에 本研究의 진정한 意義가 있다고 하겠다.

附 錄

① 實證分析의 資料 解說

本研究에서는 1965年 1/4分期에서 1982年 4/4 分期까지의 分期別 資料를 이용하였으며 失業率 變數를 제외한 모든 變數의 경우 年平均 變動率을 사용하였다. 예를 들어 名目賃金(W_t)의 경우,

$$W_t = \frac{Z_t - Z_{t-4}}{Z_{t-4}}$$

여기서 Z_t 는 t 分期의 名目賃金水準을 나타낸다.

이하에서는 다음과 같은 略記를 사용하기로 한다.

‘調査’: 韓銀 조사 제 2부, 『조사통계월보』, 각권 각호.

‘國民’: 韓銀 조사 제 2부, 『한국의 국민소

47) 한편 <附表 4>에는 正常的 期待模型의 경우 所得決定式에서 輸出을 說明變數로 포함하여 Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法을 사용한 推定結果가 나타나 있는데 本研究의 基本模型의 推定結果와 비교할 때 推定係數들의 크기가 조금씩 달라지는 點에서는 別다른 差異點이 발견되지 않는다.

48) <附表 5>에는 基本模型의 變形으로서 物價決定式에 人플레이期待가 說明變數로 포함된 模型의 推定結果가 正常的 期待模型의 경우에 대해서 정리되어 있는데 基本模型의 推定結果와 比較할 때 輸入物價 變數의 有意水準이 낮아지고 특히 人플레이期待 變數의 부호가 通常的인 인식과는 달리 負로 나타나고 있다. 이 경우 賃金 및 所得決定式의 推定結果는 基本模型의 경우와 同一하다.

49) 人플레이期待 鎮靜에 필요한 몇 가지 政策手段 및 方向에 관한 概略的인 論議에 대해서는 筆者(1984A) 참조.

독』, 1982年版.

‘한국’ : 경제기획원 조사통계국 『한국통계월보』, 각호.

名目賃金(W_t) ; ‘調査’에 수록된 製造業 常備從業員의 月給與(단위 : 원)를 3個月 移動平均한 값의 年平均 變動率.

失業率(u_t) ; ‘한국’에 수록된 非農家失業者數를 非農家經濟活動人口(단위 : 1,000名)로 나누어 非農家失業率(U_t)을 계산한 다음 2分期 前後移動平均한 값, 즉

$$u_t = (U_{t-2} + U_{t-1} + U_t + U_{t+1} + U_{t+2}) / 5$$

實質所得(y_t) ; ‘國民’의 分期 및 產業別 國民總生産 統計에서 1975年 不變市場價格으로 나타낸 非農林·漁業 國民總生産(단위 : 10億원)의 年平均 變動率.

物價(P_t) ; ‘國民’의 分期 및 產業別 國民總生産 統計에서 經常市場價格으로 나타낸 國民總生産을 1975年 不變市場價格으로 나타낸 國民總生産으로 나눈 다음, 이 값에 100을 곱한 값인 GNP디플레이터의 年平均 變動率.

通貨量(M_t) ; ‘調査’에 수록된 화폐공급량(M_1)의 分期末 殘額(단위 : 10億원)의 年平均 變動率.

名目政府支出(G_t) ; ‘國民’의 分期別 國民總生産에 대한 支出 統計에서 經常市場價格으로 나타낸 一般政府消費支出(단위 : 10億원)의 年平均 變動率.

實質民間消費支出(c_{t-1}) ; ‘國民’의 分期別 國民總生産에 대한 支出 統計에서 1975年 不變市場價格으로 나타낸 民間消費支出(단위 : 10億원)의 1分期前의 年平均 變動率.

勞動生産性(X_t) ; ‘國民’의 分期 및 產業別 國民總生産 統計에서 1975年 不變市場價格으로

나타낸 製造業 GNP(단위 : 10億원)를 ‘한국’의 產業別 就業者 統計에서 製造業 就業者(단위 : 1,000名)로 나눈 製造業 部門의 平均 勞動生産性의 年平均 變動率.

輸入單價指數(P_t^*) ; ‘調査’의 貿易指數 및 交易條件 統計에서 1975年을 100으로 한 輸入單價指數의 年平均 變動率.

② 經濟의 安定條件

여기서는 本模型에서 사람들이 인플레이에 대한 期待를 어떻게 形成하는가에 따라 經濟가 일정한 均衡狀態에서 安定되는지 여부의 문제를 考察하고자 한다. 合理的 期待模型에서는 사람들이 合理的으로 期待를 形成하게 되고 모든 市場에서 價格이 迅速하게 調整됨으로써 거의 순식간에 經濟安定이 이루어지게 되므로 여기서는 傳統的 期待模型을 중심으로 이 문제를 살펴 보고자 한다.

經濟의 安定問題를 分析함에 있어서 基本模型 (1)~(3)을 다음과 같이 단순화할 수 있다.

$$W_t = \alpha_2 y_t + \alpha_3 P_t + \alpha_4 P_t^* + A \dots \dots \dots (2a)$$

$$y_t = \beta_3 P_t + B \dots \dots \dots (2b)$$

$$P_t = \gamma_1 W_t + C \dots \dots \dots (2c)$$

이 세 方程式을 이용하여 다음과 같은 P_t 에 대한 縮約式이 얻어진다.

$$P_t - \Delta P_t^* = D \dots \dots \dots (2d)$$

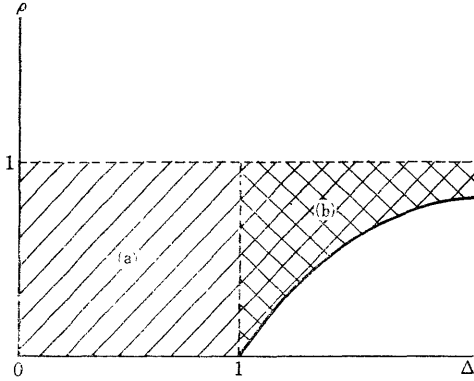
여기서

$$\Delta = \frac{\alpha_4 \gamma_1}{1 - \gamma_1 (\alpha_2 \beta_3 + \alpha_3)} \dots \dots \dots (2e)$$

$$D = \frac{\gamma_1 (A + \alpha_2 B) + C}{1 - \gamma_1 (\alpha_2 \beta_3 + \alpha_3)}$$

먼저 이 模型에 의한 經濟의 長期均衡狀態

[附圖 1] 經濟의 安定條件
(正常的 期待假說)



는 다음과 같다. 經濟가 長期均衡狀態에 있게 되면 實際인플레이率과 期待인플레이率이 일치하게 될 것이다.

$$\text{즉 } P_t = P_t^e = P^*$$

이 관계를 이용하면 (2d)에서 $1 - \Delta \approx 0$ 이면

$$P^* = \frac{D}{1 - \Delta} \dots\dots\dots(2f)$$

한편 $1 - \Delta = 0$ 이면 P_t 에 대한 長期均衡水準이 결정되지 않는다. $1 - \Delta \approx 0$ 일 경우 (2f)의 P^* 값을 (2b)에 대입하게 되면 實質所得의 長期均衡水準 y^* 가 결정되고 다시 이 y^* 와 P^* 를 (2a)에 대입하게 되면 名目賃金의 長期均衡水準 W^* 가 결정된다. 이 模型에서 經濟의 安定問題는 經濟가 결국 (W^*, y^*, P^*) 로 표시되는 長期均衡狀態에서 安定되느냐 하는 問題이다.

이하에서는 紙面의 절약을 위해서 다른 傳統的 期待假說의 경우와 구별되는 正常的 期待假說의 경우에 대해서만 이 문제를 살펴 보 고자 한다. 다른 期待假說의 경우에는 (2d)에 여러 假說의 數式을 代入하여 $\Delta < 1$ 이라는 同

한 安定條件이 얻어진다.
正常的 期待假說의 경우,

$$P_t^e = P_{t-1} + \rho(\bar{P}_{t-1} - P_{t-1}) \dots\dots\dots(2g)$$

여기서 \bar{P}_{t-1} 은 사람들이 正常水準이라고 생각하는 인플레이率을 나타내며 보통 $\bar{P}_{t-1} = P^*$ 라고 가정한다. 이제 (2g)를 (2d)에 代入하면

$$P_t - \Delta(1 - \rho)P_{t-1} = D + \Delta\rho P^*$$

여기서 經濟의 安定條件은

$$\Delta < \frac{1}{1 - \rho} \dots\dots\dots(2h)$$

이 條件을 그림으로 나타내면 [附圖 1]과 같다. 이 그림에서 安定條件 (2h)는 빗금친 부분 (a)와 (b)에 해당되는데 (2f)로 표시되는 P^* 의 決定條件으로부터 $\Delta = 1$ 의 영역은 排除된다. 여기서 다른 傳統的 期待假說에서의 安定條件은 정사각형 (a)부분에만 해당되므로 사람들이 正常的 期待假說에 따라 인플레이率을 形成하게 될 경우 다른 傳統的 期待假說에 비해 經濟가 安定될 여지가 擴張됨을 알 수 있다.

<附表 1> 變數들의 平均值와 變異係數

變 數	平 均	變 異 係 數
W_t	0.2491	0.3216
y_t	0.1118	0.5742
P_t	0.1720	0.3547
u_t^{-1}	13.8460	0.2506
M_t	0.2929	0.4090
G_t	0.3065	0.4943
c_{t-1}	0.0729	0.4554
X_t	0.0709	1.1185
P_t^m	0.0879	1.9545

〈附表 2〉 賃金決定式(傳統的 期待模型：通常最小自乘法)

	常 數	u_i^{-1}	y_i	P_i	P_i'	R^2	$D. W.$
A. 靜 態 的							
	-.0368 (-.8331)	.0079 (3.4203)	.4566 (3.3135)	.5101 (3.1519)	.2121 (1.3251)	.4157	.6788
B. 適 應 的							
$\lambda = .2$	-.0695 (-1.2217)	.0080 (3.4719)	.4633 (3.3405)	.5765 (3.9242)	.3135 (1.3746)	.4169	.7011
.4	-.0529 (-1.0628)	.0080 (3.4736)	.4650 (3.3326)	.5375 (3.4944)	.2588 (1.3387)	.4160	.6817
.6	-.0470 (-1.0063)	.0080 (3.4450)	.4674 (3.3588)	.5085 (3.1716)	.2607 (1.4111)	.4178	.6733
.8	-.0422 (-.9337)	.0079 (3.4238)	.4647 (3.3564)	.4991 (3.0627)	.2484 (1.4210)	.4180	.6744
C. 正 常 的							
$\rho = .2$	-.0472 (-1.0170)	.0079 (3.4111)	.4674 (3.3725)	.5110 (3.2228)	.2652 (1.4584)	.4189	.6860
.4	-.0586 (-1.1821)	.0079 (3.4204)	.4759 (3.4153)	.5243 (3.4077)	.3087 (1.5447)	.4212	.6895
.6	-.0657 (-1.2494)	.0080 (3.4522)	.4756 (3.4088)	.5517 (3.7025)	.3145 (1.5258)	.4207	.6919
.8	-.0646 (-1.1903)	.0081 (3.4960)	.4650 (3.3474)	.5837 (3.9913)	.2736 (1.3877)	.4172	.7000
D. 投 機 的							
$\theta = .2$	-.0313 (-.7210)	.0080 (3.4260)	.4455 (3.2534)	.5285 (3.3154)	.1671 (1.1790)	.4125	.6832
.4	-.0270 (-.6307)	.0080 (3.4393)	.4365 (3.2029)	.5444 (3.4644)	.1292 (1.0387)	.4097	.6839
.6	-.0239 (-.5630)	.0081 (3.4527)	.4296 (3.1640)	.5568 (3.5846)	.1003 (.9174)	.4076	.6836
.8	-.0217 (-.5138)	.0081 (3.4647)	.4245 (3.1350)	.5661 (3.6776)	.0790 (.8162)	.4060	.6833
E. 平 均 的							
$\delta = .2$	-.0421 (-.9354)	.0079 (3.4225)	.4658 (3.3656)	.4940 (3.0145)	.2530 (1.4463)	.4186	.6727
.4	-.0453 (-.9929)	.0080 (3.4472)	.4698 (3.3866)	.4888 (2.9734)	.2704 (1.4903)	.4198	.6676
.6	-.0446 (-.9727)	.0081 (3.4865)	.4653 (3.3602)	.4987 (3.0623)	.2519 (1.4306)	.4183	.6729
.8	-.0407 (-.8936)	.0081 (3.5246)	.4550 (3.3022)	.5182 (3.2379)	.2093 (1.2946)	.4150	.6864

〈附表 3〉 賃金決定式(傳統的 期待模型:普通 ω 二段階最小自乘法)

	常 數	u_t^{-1}	y_t	P_t	P_t^e	R^2	D. W.
	A. 靜 態 的						
	-.1151 (-1.9700)	.0062 (2.3077)	.7794 (3.6738)	1.0133 (3.1591)	.0990 (.4531)	.3062	.9083
	B. 適 應 的						
$\lambda=.2$	-.1820 (-2.4359)	.0060 (2.2178)	.8878 (4.0621)	1.0234 (3.8096)	.4006 (1.5047)	.2956	.9517
.4	-.1395 (-2.1692)	.0063 (2.3694)	.8292 (3.8554)	.9541 (3.3555)	.2494 (1.0232)	.3178	.8990
.6	-.1247 (-2.0655)	.0063 (2.3873)	.8029 (3.7700)	.9465 (3.0594)	.1917 (.7656)	.3223	.8830
.8	-.1181 (-2.0095)	.0062 (2.3546)	.7880 (3.7172)	.9744 (3.0160)	.1426 (.5859)	.3165	.8901
	C. 正 常 的						
$\rho=.2$	-.1277 (-2.1104)	.0062 (2.3129)	.8104 (3.7965)	.9736 (3.1730)	.1902 (.7817)	.3149	.8833
.4	-.1483 (-2.2973)	.0061 (2.2950)	.8538 (3.9475)	.9557 (3.3017)	.2974 (1.1560)	.3157	.8795
.6	-.1696 (-2.4500)	.0061 (2.2550)	.8913 (4.0655)	.9804 (3.5672)	.3694 (1.4709)	.3058	.9011
.8	-.1816 (-2.4770)	.0061 (2.2113)	.9052 (4.0729)	1.0365 (3.8357)	.3722 (1.6235)	.2904	.9449
	D. 投 機 的						
$\theta=.2$	-.1131 (-1.9360)	.0061 (2.2768)	.7730 (3.6474)	1.0419 (3.3437)	.0666 (.3580)	.2981	.9264
.4	-.1117 (-1.9072)	.0061 (2.2610)	.7685 (3.6258)	1.0583 (3.4888)	.0462 (.2935)	.2933	.9385
.6	-.1107 (-1.8834)	.0061 (2.2549)	.7652 (3.6096)	1.0671 (3.5950)	.0334 (.2483)	.2908	.9463
.8	-.1098 (-1.8639)	.0061 (2.2539)	.7626 (3.5971)	1.0715 (3.6710)	.0250 (.2149)	.2897	.9515
	E. 平 均 的						
$\delta=.2$	-.1172 (-2.0037)	.0063 (2.3614)	.7860 (3.7138)	.9710 (2.9668)	.1415 (.5754)	.3177	.8884
.4	-.1187 (-2.0238)	.0064 (2.4274)	.7900 (3.7476)	.9282 (2.8429)	.1790 (.6996)	.3286	.8755
.6	-.1175 (-2.0051)	.0065 (2.4839)	.7855 (3.7519)	.9070 (2.8592)	.1842 (.7646)	.3342	.8813
.8	-.1139 (-1.9489)	.0066 (2.5125)	.7742 (3.7205)	.9121 (2.9938)	.1573 (.7473)	.3342	.9012

〈附表 4〉 所得式에 輸出이 포함된 模型(正常的 期待模型 : Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法)

賃金決定式

	常 數	u_{t-1}	y_t	P_t	P_t'	R^2	$D. W.$
$\rho=.2$	-.1131 (-1.1505)	.0033 (.6452)	.7888 (2.5747)	.8936 (3.2146)	.4481 (1.9410)	.5655	1.7463
.4	-.1409 (-1.3475)	.0029 (.5707)	.8303 (2.6570)	.9052 (3.2367)	.5953 (2.0300)	.5594	1.7529
.6	-.1743 (-1.5256)	.0026 (.5006)	.8666 (2.7105)	.9262 (3.2548)	.7627 (2.0458)	.5521	1.7753
.8	-.1882 (-1.5408)	.0028 (.5383)	.8491 (2.6637)	.9490 (3.2510)	.8073 (1.8766)	.5471	1.8262

所得決定式

	常 數	M_t	P_t	G_t	c_{t-1}	EX_t	R^2	$D. W.$
$\rho=.2$.0452 (1.0829)	.1643 (2.8804)	-.5339 (-2.5722)	.0729 (1.4565)	.7443 (3.7523)	.0758 (2.3324)	.6664	1.9810
.4	.0442 (1.0678)	.1644 (2.8835)	-.5286 (-2.5722)	.0724 (1.4518)	.7443 (3.7564)	.0762 (2.3513)	.6681	1.9826
.6	.0429 (1.0460)	.1643 (2.8896)	-.5207 (-2.5706)	.0715 (1.4419)	.7445 (3.7680)	.0768 (2.3828)	.6707	1.9853
.8	.0417 (1.0231)	.1640 (2.8916)	-.5127 (-2.5614)	.0070 (1.4270)	.7444 (3.7758)	.0776 (2.4162)	.6734	1.9885

物價決定式

	常 數	W_t	X_t	P_t^m	R^2	$D. W.$
$\rho=.2$.0476 (1.1997)	.5264 (3.3054)	-.2537 (-2.7556)	.1073 (1.9307)	.4777	1.9088
.4	.0494 (1.2498)	.5204 (3.2830)	-.2576 (-2.8085)	.1080 (1.9511)	.4792	1.9061
.6	.0503 (1.2768)	.5169 (3.2717)	-.2586 (-2.8253)	.1084 (1.9634)	.4801	1.9052
.8	.0492 (1.2480)	.5200 (3.2870)	-.2544 (-2.7708)	.1080 (1.9552)	.4796	1.9080

〈附表 5〉 物價式에 期待인플레率이 포함된 模型¹⁾(正常的 期待模型 : Cochrane-Orcutt 二段階最小自乘法)

物價決定式

	常 數	W_t	X_t	P_t^m	P_t'	R^2	$D. W.$
$\rho=.2$.0635 (1.1809)	.6156 (3.1257)	-.2819 (-2.7309)	.1095 (1.5457)	-.2141 (-1.2516)	.4562	1.7374
.4	.0726 (1.2740)	.6208 (3.1327)	-.2933 (-2.8660)	.1051 (1.4934)	-.2645 (-1.2597)	.4543	1.7441
.6	.0789 (1.3168)	.6157 (3.1589)	-.2983 (-2.9748)	.0985 (1.4521)	-.2846 (-1.1257)	.4566	1.7875
.8	.0788 (1.2826)	.6001 (3.1937)	-.2900 (-2.9395)	.0925 (1.4304)	-.2591 (-.9284)	.4613	1.8542

註 : 1) 이 경우 賃金 및 所得決定式의 推定結果는 基本模型의 경우와 同一하다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 李啓植, 「經濟安定을 위한 인플레이期待政策」, 『金融』, 6月號, 1984A, pp. 8~17.
- _____, 『인플레이期待와 經濟安定』, 韓國開發研究院(近刊豫定), 1984B.
- 鄭基俊, 「賃金の 國民經濟的 效果分析」, 『韓國賃金の 政策課題와 制度改善研究』, 서울大學校 經濟研究所, 1983.
- 車東世, 「우리나라 消費者의 인플레이션心理에 관한 研究」, 『經濟論集』, 第21卷 第2號, 서울大學校 經濟研究所, 1982, pp. 203~217.
- Arrow, K.J. and M. Nerlove, "A Note on Expectations and the Stability of Equilibrium," *Econometrica* 24 : 1958, pp. 283~293.
- Begg, D.K.H., *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*, Baltimore: The Johns Hopkins Univ. Press, 1982.
- Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation," in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: Aldine, 1956.
- Carlson, J.A. and J.M. Parkin, "Inflation Expectations," *Economica* 42: 1975, pp. 123~138.
- Cukierman, A., "A Test of the 'No Trade-off in the Long Run' Hypothesis," *Econometrica* 42: 1974, pp. 1069~1080.
- Dicks-Mireaux, L.A., "The Interrelationship Between Cost and Price Changes, 1948~1959," *Oxford Economic Papers* 13: 1961, pp. 267~292.
- Enthoven, A.C. and K.J. Arrow, "A Theorem on Expectations and the Stability of Equilibrium," *Econometrica* 24: 1956, pp. 288~293.
- Ezekiel, M., "The Cobweb Theorem," *Quarterly Journal of Economics* 52: 1938, pp. 255~280.
- Ferber, R., *The Railroad Shippers' Forecasts*, Urbana: Bureau of Economic Research, Univ. of Illinois, 1953.
- Figlewski, S. and P. Wachtel, "The Formation of Inflationary Expectations," *Review of Economics and Statistics* 63: 1981, pp. 1~10.
- Fisher, I., *The Theory of Interest*, New York: Macmillan and Co, 1930.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, New Jersey: Princeton University Press, 1957.
- Gandolfo, G., *Mathematical Methods and Models in Economic Dynamics*, Amsterdam: North-Holland, 1971.
- Goodwin, R.M., "Dynamical Coupling with Especial Reference to Markets Having Production Lags," *Econometrica* 15: 1947, pp. 181~204.
- Gordon, R.J., "Inflation in Recession and Recovery," *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1971, pp. 8~47.
- _____, "Comment on Paper by W. Oi," in K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *The Economics of Price and Wage Controls*, Amsterdam: North-Holland, 1976.
- Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica* 37: 1969, pp. 424~438.
- Hines, A.G., "Trade Unions and Wage

- Inflation in the United Kingdom: 1893~1961", *Review of Economic Studies* 31: 1964, pp. 221~252.
- Holmes, J.M. and D.J. Smyth, "Excess Demand for Labor, Unemployment, and Theories of the Phillips Curve," *Journal of Macroeconomics* 1, 1979.
- Jackman, R., C. Mulvey, and J. Trevithick, *The Economics of Inflation*, Oxford: Martin Robertson, 1981.
- Kane, E.J. and B.G. Malkiel, "Autoregressive and Nonautoregressive Elements in Cross-section Forecasts of Inflation, *Econometrica* 44: 1976, pp. 1~16.
- Klein, L.R. and R.J. Ball, "Some Econometrics of the Determination of Absolute Prices and Wages," *Economic Journal* 69: 1959, pp. 465~482.
- Kuh, E., "A Productivity Theory of Wage Levels—An Alternative to the Phillips Curve," *Review of Economic Studies* 34: 1967, pp. 333~360.
- Lahiri, K., *The Econometrics of Inflationary Expectations*, Amsterdam: North-Holland, 1981.
- Lee, K.S., "On the Test for Causality," Mimeo, 1980.
- _____, "Rational and Non-Rational Expectations of Inflation in Korea," KDI Working Paper 8309, 1983.
- Marshall, A., *Money, Credit, and Commerce*, London: Macmillan and Co, 1923.
- McCallum, B.T., "Friedman's Missing Equation: Another Approach," *Manchester School* 41: 1973, pp. 311~328.
- _____, "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Evidence for the United Kingdom," *Manchester School* 43: 1975, pp. 56~67.
- _____, "Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates," *Econometrica* 44: 1976, pp. 43~52.
- Metzler, L.A., "The Nature and Stability of Inventory Cycles," *Review of Economics and Statistics* 23: 1941, pp. 111~129.
- Muth, J.F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica* 29: 1961, pp. 315~335.
- Nerlove, M., "Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena," *Quarterly Journal of Economics* 72: 1958, pp. 227~240.
- Ormerod, P., "Rational and Non-rational Expectations of Inflation in Wage Equations for the United Kingdom," *Economica* 49: 1982, pp. 375~387.
- Phelps, E.S., "Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium," in E.S. Phelps (ed.), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York: Norton, 1970.
- Phillips, A.W., "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861~1957", *Economica* 21: 1958, pp. 283~299.
- Samuelson, P.A., *Economics*, Tokyo: McGraw-Hill, 1976.
- Sargent, T.J., "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity* 4: 1973, pp. 429~472.
- Sims, C.A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review* 62: 1972, pp. 540~552.
- _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48: 1980, pp. 1~48.
- Solow, R.M., *Price Expectations and the Behavior of the Price Level*, Manchester: Manchester Univ. Press, 1969.
- Toyoda, T., "Price Expectations and the

- Short-run and Long-run Phillips Curves in Japan, 1956~1968”, *Review of Economics and Statistics* 54: 1972, pp. 267~274.
- Turnovsky, S.T., “Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations”, *Journal of the American Statistical Association* 65: 1970, pp. 1441~1454.
- , “The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada”, *Economica* 39: 1972, pp. 1~17.
- Turnovsky, S.T. and M.L. Wachter, “A Test of the ‘Expectations Hypothesis’ Using Directly Observed Wage and Price Expectations,” *Review of Economics and Statistics* 54: 1972, pp. 47~54.
- Wallis, K.F., *Topics in Applied Econometrics*, Oxford: Basil Blackwell, 1979.