
物價·賃金の 時系列分析

朴 竣 卿
李 鎬 彰

▷ 目 次 ◁

- I. 序
- II. 分析方法의 概要
- III. 分析結果의 解釋
- IV. 要約 및 結言

I. 序

장기적인 視角에서 보던 通貨增加를 適正水準에 유지하는 通貨運用基調는 物價安定에 필수적인 要件이라 하겠다. 장기적으로 實質成長을 초과하는 通貨增加는 결국 物價上昇으로 흡수되며 通貨要因이 根源的인 원인은 아니라도 지속적인 物價上昇 過程은 항상 상응하는 通貨增加를 수반한다¹⁾. 通貨運用이 사실상 成

長指向的인 經濟運用에 隸屬되어 高成長勢의 유지를 위한 通貨增發이 계속되면 成長速度는 長期成長勢를 따라서 加速·鈍化의 循環變動을 반복하고, 이러한 過程에서 物價上昇이 加速되는 현상이 나타날 것이다. 그러나 石油波動과 같은 外生的인 費用上昇要因으로 인하여 物價上昇과 成長鈍化가 동시에 진행되는 상황에서 適正成長勢를 유지하면서 物價安定을 이루기 위해서는 中短期에 伸縮性 있는 政策運用이 요구되며 이를 위해선 成長·物價·賃金·通貨의 中短期 動學過程에 대한 올바른 이해가 필요할 것이다²⁾.

外生的 費用上昇要因에 대한 適應過程의 動學的 性格은 價格과 賃金の 伸縮性和 直結된다. 伸縮性이 클수록 費用上昇要因은 相對價格變動으로 흡수되어 成長과 物價에 미치는 波及效果는 短期에 소멸될 것이다. 그러나 價格과 賃金の 硬直性, 특히 下向硬直性으로 인하여 相對價格이 個別價格이나 賃金の 上向調整을 통하여 漸進的으로 調整되면, 成長과 物價에 미치는 波及效果가 오래 지속될 것이

筆者: 朴竣卿—韓國開發研究院 副研究委員
李鎬彰—韓國開發研究院 研究員

- 1) 인플레이션現象의 原因을 설명하는 理論들에 관해서는 Gordon(1976) 및 Frisch(1977) 參照.
- 2) 物價上昇과 成長鈍化가 동시에 진행되는 스태그인플레이션 原因에 관한 설명은 Hicks(1977), Gordon(1978), Blinder(1979), Bronfenbrenner(1976), Tobin(1980) 參照.

다³⁾. 이러한 適應過程에서 成長·物價·賃金·通貨間의 連鎖反應은 복잡한 動學過程을 형성하나 理論的 假說들은 動學過程에 관한 구체적인 지식을 제공하지 못하며 實證分析을 통한 適應過程의 이해에도 한계가 있다.

計量分析의 模型設定 段階에서 理論的 假說에 근거하여 變數間의 作用關係를 규정하는 事前制約들이 채택된다. 이러한 事前制約들에 의하여 構造式이 識別되고 제한된 時系列資料로부터 대규모 模型의 推定이 가능하게 된다. 그러나 채택된 事前制約들이 作用關係의 推定을 歪曲시킬 가능성이 있다. 특히 動學的 性格을 규정하는 因果方向이나 時差分布形態에 관한 事前制約들은 이론적 근거가 미약하며 推定結果를 이용한 妥當性 檢證에도 문제가 있다⁴⁾. 變數間의 因果關係나 作用關係의 波及過程에 관한 計量分析結果는 신중히 해석되어야 하며, 여러 接近方法에 의한 分析結果를 종합하여 판단하는 것이 바람직하다.

本稿의 내용은 成長·物價·賃金·通貨間의 作用關係에 관한 時系列分析結果를 정리한 것이다. 時系列模型은 因果方向과 時差分布形態에 관한 事前制約을 배제하나 이로 인하여 대규모 模型의 推定이나 推定結果의 構造的解釋이 불가능하게 된다. 그러나 事前制約이 가해지지 않은 分析結果는 石油波動에 대한 適應過程에서 主要變數間의 作用關係를 파악하는

데 유용한 資料를 제공할 수 있으며 이는 대규모 計量模型의 構造式 設定에 事前知識으로 이용될 수 있다. 第Ⅱ章에서는 本稿에서 사용된 時系列分析方法을 略述하고 第Ⅲ章에서는 ① 成長·物價·通貨 ② 非農業 企業部門의 成長·物價·賃金 ③ 部門別 物價 및 ④ 部門別 賃金에 관한 4개 時系列模型의 추정결과를 정리하고 第Ⅳ章에서는 分析結果가 示唆하는 變數間의 作用關係를 要約한다.

Ⅱ. 分析方法의 概要⁵⁾

趨勢變動과 季節變動이 제거된 經濟時系列은 循環變動을 나타낸다. 時系列資料를 통하여 觀測되는 經濟時系列의 循環變動은 週期와 振幅이 일정하지 않지만, 많은 經濟時系列들이 轉換點(turning point)간에 時差는 있으나 每循環마다 週期가 거의 같은 공통된 循環變動을 나타내는 特性을 갖는다. 이러한 特性은 個別 經濟時系列들이 週期성이 높은 고유의 循環變動要素를 지니는 것이 아니라 공통된 外生的 攪亂要因(innovation)에 대한 適應過程에서 經濟變數間의 相互作用에 의하여 循環變動이 生成됨을 示唆한다.

이러한 循環變動過程에서 經濟變數間의 作用關係는 經濟時系列間의 높은 系列相關(serial correlation)으로 나타난다. 作用關係들로 형성되는 動學過程의 성격에 따라 攪亂要因의 波及效果는 단기에 소멸될 수도 있고 장기간 지속될 수도 있다. 어느 경우나 攪亂要因의 波及效果가 결국 소멸된다면 系列相關은 時差가 커짐에 따라 零으로 收斂한다. 효과가 단

3) 景氣循環과 價格伸縮性에 관한 論議는 Gordon(1981) 參照.

인플레이와 相對價格變動에 관한 實證分析은 Fisher(1981) 參照.

4) 時差分布模型에 관한 설명은 Sims(1974) 參照. 計量模型의 事前制約에 관한 論議는 Sims(1980) Marinvaud(1981) 參照.

5) 分析方法에 관한 구체적인 설명은 1985년 3월중 발간 예정인 박준경·이호창의 「經濟變數의 時系列 分析」 參照.

기에 소멸하면 系列相關은 급속히 감소하며, 장기간 지속되면 서서히 감소할 것이다. 時系列模型은 經濟時系列間의 系列相關을 이용하여 循環變動過程에서 變數間의 動態的 作用關係를 分析하는 수단이라 할 수 있다.

時系列模型의 예를 들면 分期別 成長率(y_t), 物價上昇率(p_t), 通貨增加率(m_t)에 관한 多變數 AR模型(Multivariate Autoregressive model)은 다음과 같은 형태를 취한다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{yy} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{yp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{ym} m_{t-\theta} + \varepsilon_t^y \\
 p_t &= \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{py} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{pp} p_{t-\theta} \\
 &\quad + \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{pm} m_{t-\theta} + \varepsilon_t^p \dots \dots \dots (1) \\
 m_t &= \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{my} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{mp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^k a_{\theta}^{mm} m_{t-\theta} + \varepsilon_t^m
 \end{aligned}$$

위의 AR模型에서 t 分期중의 成長率 y_t , 物價上昇率 p_t 및 通貨增加率 m_t 는 자기 과거 k 個 分期중의 成長率 y_{t-1}, \dots, y_{t-k} , 物價上昇率 p_{t-1}, \dots, p_{t-k} , 通貨增加率 m_{t-1}, \dots, m_{t-k} 와 t 分期중의 攪亂要因들 $\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^p$ 및 ε_t^m 에 의하여 설명되고 있다. ε_t^y 는 t 分期중에 발생한 外生的인 攪亂要因에 의한 成長率의 變動을 나타내며 과거의 成長率, 物價上昇率, 通貨增加率과는 무관한 t 分期중의 成長率 變動이다. t 分期중에 外生的인 攪亂要因들이 발생하지 않았다면(즉 $\varepsilon_t^y = \varepsilon_t^p = \varepsilon_t^m = 0$) t 分期중의 成長, 物價, 通貨는 과거에 발생한 攪亂要因에 대한 適應過程에서 相互作用關係에 의하여 결정될 것이며 과거 k 個 分期중의 成長率, 物價上昇率, 通貨增加率이 이를 설명하게 된다. AR係數 a_{θ}^{yy} 는 $(t-\theta)$ 分期중의 物價上昇率이 t 分期중의 成長率에 미치는 효과를 나타낸다. 動態的 相互作用關係는 常係數 線形定差式體系(constant

coefficient linear difference equation system)로 表現되고 있으며 AR係數(Autoregressive coefficient)들의 推定値가 安定性을 보장하여 과거에 발생한 攪亂要因들의 효과가 점차 소멸되고 t 分期 이후에 영구히 攪亂要因이 발생하지 않는다면 成長, 物價上昇, 通貨增加는 시간이 경과함에 따라 長期的인 추세로 수렴할 것이다. 그러나 攪亂要因은 무단히 발생하여 成長, 物價上昇, 通貨增加는 장기적인 추세를 중심으로 加速·鈍化의 循環變動을 반복하게 된다.

攪亂要因들은 사전에 예측이 불가능한(模型內에서 說明되지 않는) 確率的인 要因들로 취급되며 일반적으로 平均이 零이고 系列相關이 없으며 동일한 確率分布를 갖는 確率變數들로 假定된다. (1)의 AR模型이 安定적일 때 t 分期중의 成長率 y_t , 物價上昇率 p_t , 通貨增加率 m_t 은 다음과 같이 t 分期와 t 分期 이전에 발생한 攪亂要因들의 효과로서 表現될 수 있으며, 이러한 表現을 MA模型(Moving-average model)이라 칭한다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{yy} \varepsilon_{t-\theta}^y + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{yp} \varepsilon_{t-\theta}^p + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{ym} \varepsilon_{t-\theta}^m, \\
 p_t &= \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{py} \varepsilon_{t-\theta}^y + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{pp} \varepsilon_{t-\theta}^p \\
 &\quad + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{pm} \varepsilon_{t-\theta}^m, \dots \dots \dots (2) \\
 m_t &= \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{my} \varepsilon_{t-\theta}^y + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{mp} \varepsilon_{t-\theta}^p + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{\theta}^{mm} \varepsilon_{t-\theta}^m,
 \end{aligned}$$

MA係數 b_{θ}^{yy} 는 $(t-\theta)$ 分期에 발생한 外生的인 成長攪亂要因이 t 分期중의 物價上昇에 미치는 효과를 나타낸다. (1)과 (2)로 표현되는 動學體系가 安定적일 때 MA係數들은 零으로 수렴하여 外生的 攪亂要因의 과급효과가 시간의 경과에 따라 소멸되는 현상을 보여준다.

(2)로부터 事前的으로 보면 成長率, 物價上昇率, 通貨增加率의 時間經路는 系列相關이 높은 確率變數들의 系列로 이해될 수 있으며 觀測된 時系列資料들은 確率變數들의 系列에서 발생된 實現(realization)으로 이해될 수 있다. 이러한 確率變數의 系列을 確率過程(stochastic process)이라 부르며 (1)과 (2)의 模型으로 표현될 수 있는 確率過程을 定常確率過程(stationary stochastic process)이라 부른다. 정상 확률과정은 확률과정을 구성하는 모든 確率變數들의 平均이 일정하고 確率變數들간의 共分散은 時差(θ)에 의하여 決定되며 時差가 증가함에 따라 共分散系列이 零으로 收斂하는 確率의 特性을 지닌다. 이러한 確率의 特性으로부터 定常確率過程에서 발생된 時系列 資料가 系列相關을 나타내며 系列相關은 時差가 증가함에 따라 감소하게 된다.

(1)과 (2)로 표현되는 定常確率過程은 *ARMA*模型(Autoregressive Moving-average model)으로도 表現될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \sum_{\theta=1}^{k_1} a_{\theta}^{yy} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{k_2} a_{\theta}^{yp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{k_3} a_{\theta}^{ym} m_{t-\theta} \\
 &\quad + \sum_{\theta=0}^{k_4} b_{\theta}^{yy} \varepsilon_{t-\theta}^y + \sum_{\theta=1}^{k_5} b_{\theta}^{yp} \varepsilon_{t-\theta}^p + \sum_{\theta=1}^{k_6} b_{\theta}^{ym} \varepsilon_{t-\theta}^m \\
 p_t &= \sum_{\theta=0}^{l_1} a_{\theta}^{py} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^{l_2} a_{\theta}^{pp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{l_3} a_{\theta}^{pm} m_{t-\theta} \\
 &\quad + \sum_{\theta=1}^{l_4} b_{\theta}^{py} \varepsilon_{t-\theta}^y + \sum_{\theta=0}^{l_5} b_{\theta}^{pp} \varepsilon_{t-\theta}^p \\
 &\quad + \sum_{\theta=1}^{l_6} b_{\theta}^{pm} \varepsilon_{t-\theta}^m \dots\dots\dots(3) \\
 m_t &= \sum_{\theta=0}^{h_1} a_{\theta}^{my} y_{t-\theta} + \sum_{\theta=0}^{h_2} a_{\theta}^{mp} p_{t-\theta} + \sum_{\theta=1}^{h_3} a_{\theta}^{mm} m_{t-\theta} \\
 &\quad + \sum_{\theta=1}^{h_4} b_{\theta}^{my} \varepsilon_{t-\theta}^y + \sum_{\theta=1}^{h_5} b_{\theta}^{mp} \varepsilon_{t-\theta}^p + \sum_{\theta=0}^{h_6} b_{\theta}^{mm} \varepsilon_{t-\theta}^m
 \end{aligned}$$

*ARMA*模型에서 t 分期중의 成長率은 ($t-1$)分期 이전의 成長率 t 分期 이전의 物價上昇率과 通貨增加率, t 分期 이전의 成長攪亂要因 및 ($t-1$)分期 이전의 物價攪亂要因과 通貨攪亂要因들로 說明되며 各說明變數의 最大時差(lag length)는 일반적으로 變數에 따라 다르다. *ARMA*模型은 *AR*模型에 비하여 상대적으로 적은 수의 係數로 동일한 確率過程을 표현하므로 推定上에 이점이 있음에도 個個說明變數의 最大時差를 사전에 결정해야 하는 어려운 문제를 안고 있어서 실제의 時系列分析에서는 *AR*模型이 이용되어 왔다. 그러나 *AR*模型에서도 일반적으로 各說明變數가 공통된 最大時差를 갖는 것은 아니며 이는 단지 分析上의 편의를 위한 가정에 지나지 않는다. 공통된 最大時差의 결정에도 기준이 있는 것은 아니며 다만 時差構造에 대한 事前制約을 最小化하기 위하여 충분한 時差가 주어질 뿐이다. 최근에 Akaike(1975)는 時差構造가 사전에 결정되지 않고 推定過程에서 결정되는 *ARMA*模型의 推定節次를 電算化하였다. 本稿에서는 Akaike의 推定節次에 의하여 *ARMA*模型을 추정하였다⁶⁾.

計量模型의 模型設定段階에서 채택되는 事前制約은 사실상 (3)의 *AR*係數와 *MA*係數의 일부에 사전에 零의 값을 부여하는 의미를 갖는다. 이러한 事前制約들에 의하여 推定될 係數의 수가 크게 줄어들기 때문에 제한된 時系列 資料로부터 많은 變數들간의 作用關係를 분석할 수 있는 대규모 模型의 推定이 가능하게 된다. 時系列 模型은 事前制約이 배제되어 模型을 구성하는 變數의 수나 最大時差가 증가함에 따라 推定될 係數의 수가 급격히 증가하므로 推定 가능한 模型의 규모에 한계가 있다.

6) 最小AIC節次에 관한 구체적인 설명은 본 『韓國開發研究』 1983년 가을호의 박준경·이호창(1983) 참조.

다. 또한 AR模型이나 ARMA模型의 推定結果는 構造的인 해석이 어렵다. 따라서 推定된 AR模型이나 ARMA模型은 MA模型으로 變換되어 MA係數와 攪亂要因들의 分散을 이용하여 攪亂要因이 각 變數들에 미치는 영향이 波及되는 과정이나 動學過程에서 각 變數間의 영향력의 상대적 중요성을 파악하게 된다.

本稿의 時系列分析節次를 要約하면, ① Akaike의 最小 AIC節次에 의하여 ARMA模型을 推定하고 ② 推定된 ARMA模型을 MA模型으로 變換하여 MA係數에 의하여 攪亂要因에 대한 成長·物價·通貨의 反應過程을 分析하고 MA係數와 攪亂要因의 分散을 이용하여 成長·物價·通貨의 變動에 대한 攪亂要因들의 기여도를 推定한다.

Ⅲ. 分析結果의 解釋

1. 成長·物價·通貨

1968~82年 기간중 分期別 國內總生産은 前年同分期와 비교한 年率로 평균 10.9퍼센트의 成長勢를 나타냈다. 分期別 成長率은 短期에 큰 變動을 보여 기간중 成長勢를 중심으로 평균 7.4퍼센트「포인트」의 變動을 나타냈다⁷⁾.

7) ① 분기별 成長率의 變動은 成長勢에서의 標準偏差를 의미함.

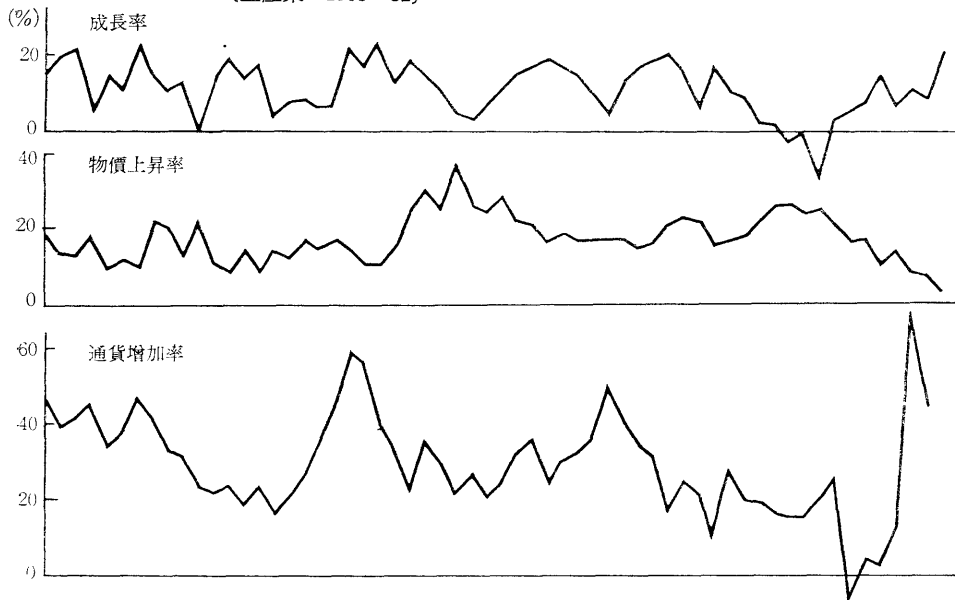
② 成長攪亂要因이 成長에 미친 직접적인 效果는 要因이 발생한 당해 분기중의 成長率의 變動을 의미하며, 波及效果는 2분기 이후 變數間의 作用關係를 통하여 波及되는 效果를 의미한다. 5.7퍼센트의 成長攪亂要因은 成長에 미치는 직접적인 效果가 5.7퍼센트「포인트」加速인 成長攪亂要因을 지칭한다. 波及效果가 0.1퍼센트「포인트」미만의 變動으로 감소할 때 “消滅된다”로 表現하기로 한다.

國內總生産 換價指數로 측정된 分期末 物價는 前年同分期末對比 年率로 평균 17.5퍼센트의 높은 上昇勢를 지속했으며 分期別 物價上昇率의 變動은 기간중 평균 6.1퍼센트「포인트」였다. 分期末 通貨量은 成長勢를 크게 上廻하는 年率 26.7퍼센트의 增加勢를 유지하여 높은 物價上昇勢의 지속을 가능케 했다. 分期別 增加率은 기간중 평균 13.7퍼센트「포인트」의 變動을 나타냈다.

MA係數의 推定結果에 의하면 外生的 攪亂要因에 대한 變數들의 반응은 다음과 같이 요약될 수 있다. 成長攪亂要因이 成長에 미치는 직접적인 效果는 기간중 평균 5.7퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 5.7퍼센트의 成長攪亂要因이 成長에 미치는 波及效果는 2~3分期의 0.6~2.4퍼센트「포인트」加速에서 4~8分期의 0.1~0.5퍼센트「포인트」鈍화로 反轉되고 9分期 이후 소멸된다. 物價上昇에 미치는 效果는 物價上昇加速으로 나타나며 2~3分期의 0.8퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 7分期 이후 소멸된다. 通貨增加에 미치는 波及效果는 通貨增加鈍화로 나타나며 2~4分期의 0.6~0.8퍼센트「포인트」鈍化에서 점차 감소하여 8分期 이후 소멸된다.

外生的 物價攪亂要因이 物價上昇에 미친 직접적인 效果는 기간중 평균 4.6퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 物價攪亂要因이 物價上昇에 미치는 波及效果는 2~4分期의 0.3~2.7퍼센트「포인트」加速에서 5~8分期의 0.1퍼센트「포인트」鈍화로 反轉되고 9分期 이후 소멸된다. 成長에 미치는 波及效果는 成長鈍화로 나타나며 2~3分期의 2.5퍼센트「포인트」鈍化에서 점차 감소하여 7分期 이후 소멸된다. 通貨增加에 미치는 波及效果는 通貨

〔圖 1〕 分期別 成長率・物價上昇率・通貨增加率의 推移
(全産業: 1968~82)



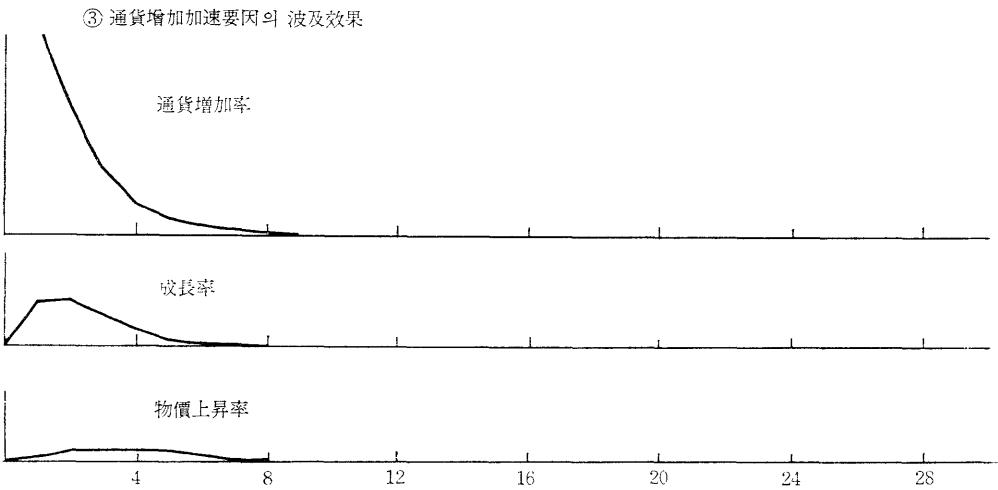
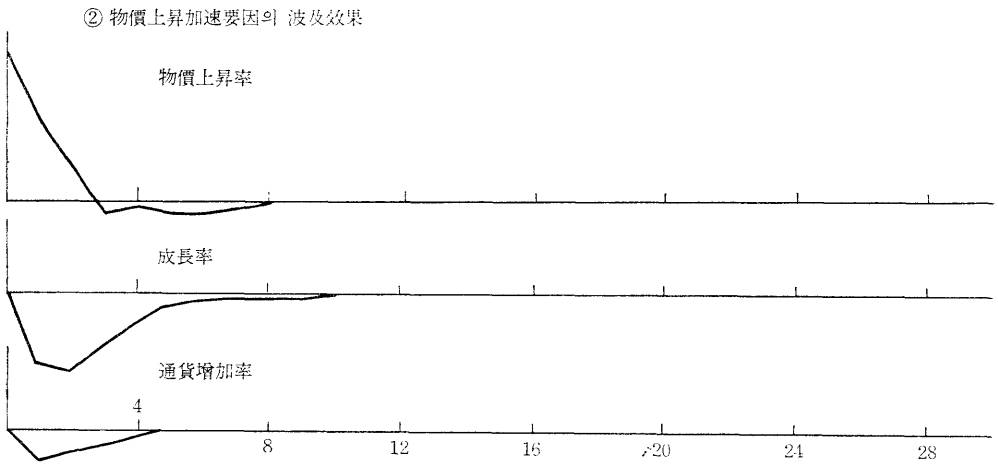
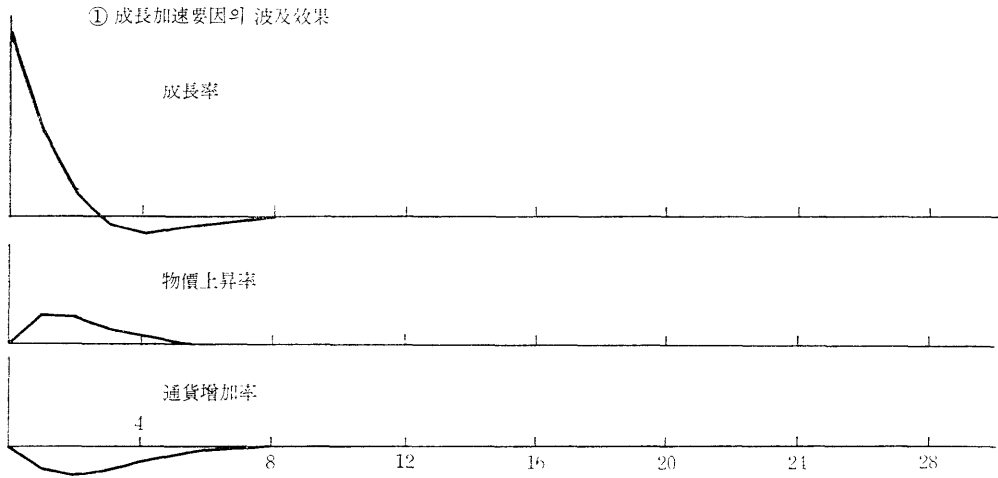
增加鈍化로 나타나며 2分期의 0.9퍼센트「포인트」鈍化에서 점차 감소하여 5分期 이후 소멸된다.

外生的 通貨攪亂要因이 通貨增加에 미친 직접적인 효과는 기간중 평균 10.6퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 10.6퍼센트의 通貨攪亂要因이 通貨增加에 미치는波及效果는 2分期의 6.0퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 8分期 이후 소멸된다. 成長에 미치는波及效果는 成長加速으로 나타나며 2~3分期의 1.3퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 7分期 이후 소멸된다. 物價上昇에 미치는波及效果는 物價上昇加速으로 나타나며 3~7分期에 0.2퍼센트「포인트」加速에 머물다 8分期 이후 소멸된다.

變數들의 時系列變動의 根源的인 原因은 外生的인 攪亂要因들이며, 變數間的 作用關係에 의하여 攪亂要因의 效果가 波及되는 動學過程

이 형성된다. 成長攪亂要因은 成長率의 變動을 통하여 物價와 通貨에 영향을 미치므로, 物價變動이나 通貨變動에서 成長攪亂要因으로 인한 變動의 比重에 의하여 作用關係에서 成長이 物價와 通貨에 미치는 영향의 比重을 간접적으로 파악할 수 있다. 變數의 時系列變動을 측정하는 分散(variance)은 攪亂要因의 分散과 MA係數를 이용하여 攪亂要因別 構成要素로 分解될 수 있다. 分散을 분해한 결과에 의하면 成長率의 變動은 64.5퍼센트가 成長攪亂要因에 의하여, 33.4퍼센트가 物價攪亂要因에 의하여 설명되며, 通貨攪亂要因에 의한 變動은 2.1퍼센트에 불과하다. 物價上昇率의 變動은 96.0퍼센트가 物價攪亂要因으로 설명되며 成長攪亂要因과 通貨攪亂要因에 의한 變動은 각각 3.7퍼센트와 0.2퍼센트에 지나지 않는다. 通貨增加率의 變動은 91.6퍼센트가 通貨攪亂要因으로 설명되어 成長攪亂要因과 物

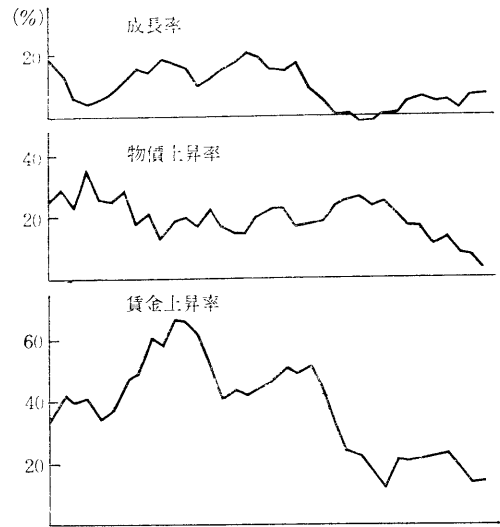
〔圖 2〕 外生的 攪亂要因에 대한 成長・物價・通貨의 反應



價攪亂要因이 설명하는 부분은 각각 3.8퍼센트와 4.7퍼센트로 추정되었다.

分析結果를 정리하면 外生的 攪亂要因의 波及效果는 대체적으로 8分期 동안 지속되지만 波及效果의 대부분이 4分期 이내에 집중된다. 變數間的 作用關係를 보면 物價上昇率의 變動은 成長速度나 通貨增加 등 需要側面의 要因들보다는 주로 供給側面의 外生的 費用上昇 要因에 의하여 설명되며, 物價上昇의 加速이 성장을 둔화시키는 효과는 상당히 크게 나타나고 있다. 通貨는 장기적으로 성장과 物價上昇에 따른 通貨需要增加를 收容하는 방향으로 運用되어 높은 增加勢를 유지한 가운데 中短期에 큰 變動을 보였다. 中短期에서 通貨增加의 變動은 부분적으로 景氣變動이나 物價上昇을 완화하기 위한 通貨運用을 반영하고 있지만, 거의 대부분이 經濟動向과 큰 관련이 없는 通貨部門의 攪亂要因에 의한 變動이었음이 나타나고 있다. 中短期에 通貨增加가 큰 變動을 보였음에도 성장과 物價變動에 미친 효과는 극히 적었다. 作用關係에서 상대적 영향력이 큰 側面만 고려하면, 變數間的 因果方向이 분명해진다. 장기적으로 성장과 物價上昇이 通貨增加를 결정하며 中短期에서는 外生的 費用上昇要因으로 인한 物價上昇이 성장을 둔화시킨다.

[圖 3] 分期別 成長·物價·賃金上昇率의 推移
(非農業企業部門：1974~80)



2. 非農業企業部門의 成長·物價·賃金

前項의 分析結果를 고려하여 本項에서는 通貨變數를 제외하고 成長·物價·賃金間的 作用關係를 分析하였다. 賃金時系列 이용상의 제약으로 1974~82년 기간중 非農業企業部門의 時系列資料를 이용하였다. 1974~82년 기간중 非農業企業部門의 分期別 國內總生産은 前年同分期와 비교한 年率로 9.6퍼센트의 成長勢를 나타냈으며 기간중 分期別 成長率은 평균 6.3퍼센트「포인트」의 變動을 보였다⁸⁾. 分期末 物價는 年率로 평균 19.8퍼센트의 上昇勢를 지속했으며, 기간중 分期別 上昇率의 變動은 평균 6.4퍼센트「포인트」였다. 分期末 賃金은 年率로 평균 38.5퍼센트의 급격한 上昇勢를 보였으며 分期別 上昇率은 기간중 평균 15.8퍼센트「포인트」의 變動을 나타냈다⁹⁾.

非農業企業部門 내에서 外生的 成長攪亂要

8) 非農業企業部門의 國內총생산은 産業別 國內총생산제정의 農林水産業, 公共行政 및 國庫, 주택소유, 社會서비스부문 등 4개부문의 國內총생산이 제외된 것임.

9) 賃金時系列의 출처는 「매일노동통계조사보고서」임.

인이 成長에 미친 직접적인 효과는 3.3퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 3.3퍼센트의 成長攪亂要因이 成長에 미치는波及效果는 2分期의 2.6퍼센트「포인트」加速에서 서서히 감소하여 20分期 이상 지속된다. 物價上昇에 미치는波及效果는 2~3分期의 上昇鈍化후에 5~16分期의 上昇加速으로 나타나지만 각 分期의 변동은 0.2퍼센트「포인트」미만이었다. 그러나 賃金上昇에 미치는波及效果는 지속적이고 대폭적인 賃金上昇加速으로 나타났다. 賃金上昇은 3~9分期에 3.6~4.6퍼센트「포인트」加速되며 이후에도 波及效果는 서서히 감소하여 20分期 이상 지속된다.

外生的 物價攪亂要因이 物價上昇에 미친 직접적인 효과는 5.0퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 5퍼센트의 物價攪亂要因이 物價上昇에 미치는波及效果는 2分期의 3.1퍼센트「포인트」加速에서 점차 감소하여 8分期 이후에 소멸된다. 성장에 미치는波及效果는 成長鈍화로 나타나며 15分期 지속되나 각 分期에 0.5퍼센트「포인트」미만의 加速에 불과하다. 賃金上昇에 미치는波及效果는 賃金上昇鈍화로 나타나며 3分期의 0.3퍼센트「포인트」둔화에서 7~8分期의 1퍼센트「포인트」둔화로 증가한 후 점차 감소하여 15分期 이후에 소멸된다.

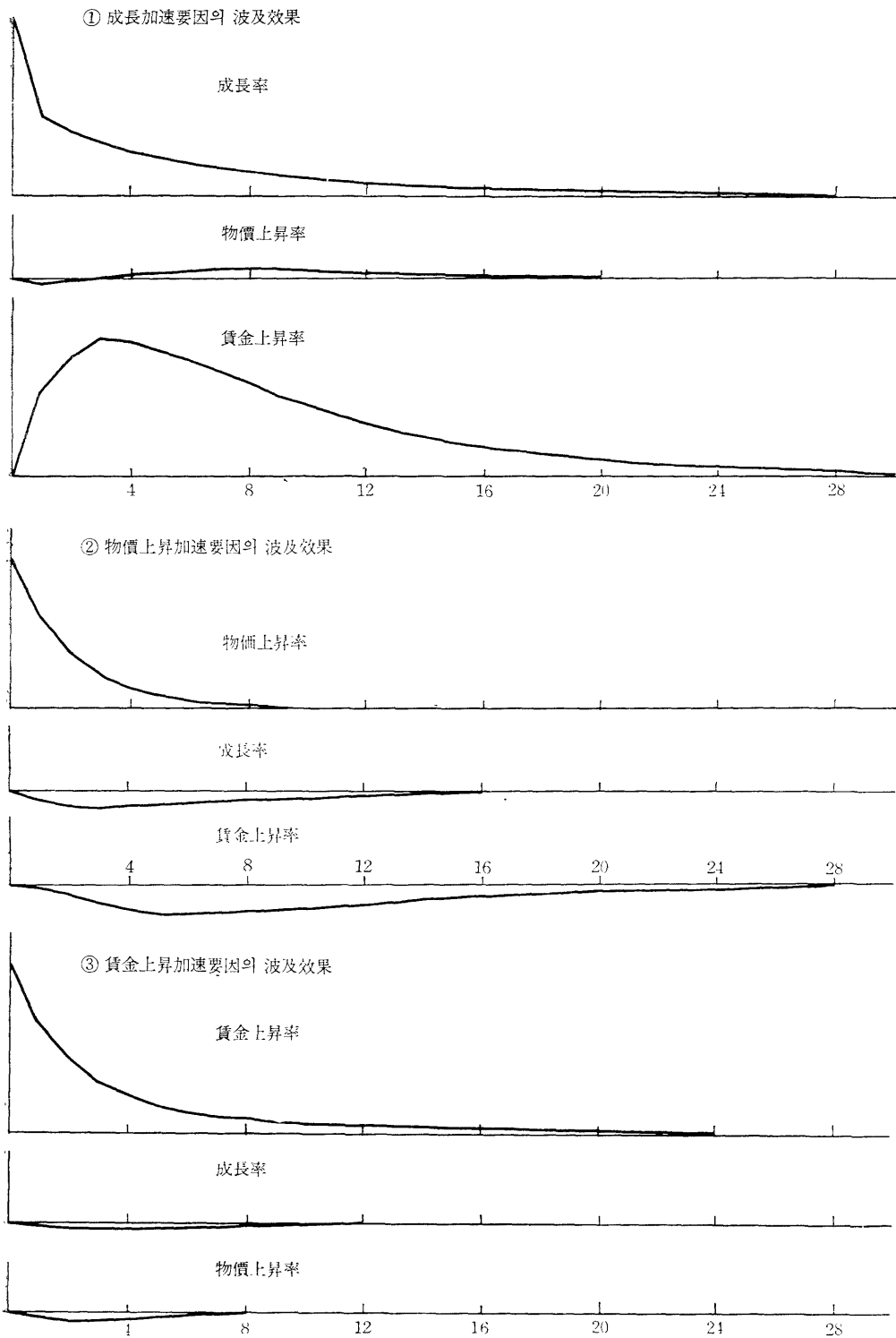
外生的 賃金攪亂要因이 賃金上昇에 미친 직접적인 효과는 5.7퍼센트「포인트」로 추정되었다. 1分期에 발생한 5.7퍼센트의 賃金攪亂要因이 賃金上昇에 미치는波及效果는 2分期의 3.6퍼센트「포인트」加速에서 서서히 감소하여 16分期 지속된다. 成長과 物價上昇에 미치는波及效果는 成長鈍화와 物價上昇鈍화로 나타나며 8分期 지속하나 각 分期의 변동은 0.1퍼

센트「포인트」이하에 지나지 않는다.

變數들의 時系列變動에서 攪亂要因別 比重을 보면 成長率의 변동은 成長攪亂要因에 의하여 97.9퍼센트가 설명되고 物價上昇의 변동은 物價攪亂要因에 의하여 99.0퍼센트「포인트」가 설명된다. 賃金上昇의 변동은 成長攪亂要因에 의하여 86.7퍼센트, 賃金攪亂要因에 의하여 11.2퍼센트가 설명되며 物價攪亂要因에 의한 변동은 2.1퍼센트에 불과하다.

장기적으로 實質賃金上昇은 生産增加를 上廻할 수 없으며, 生産性增加를 초과하는 賃金上昇은 결국 物價上昇으로 흡수될 것이다. 또한 장기적으로 物價上昇은 결국 賃金上昇에 반영될 것이다. 그러나 中短期에 外生的인 賃金攪亂要因이나 勞動市場의 超過需要에 의한 賃金上昇의 加速은 物價上昇이나 成長鈍化의 原因이 될 수 있으며 賃金과 物價間의 連鎖反應에 의하여 物價와 賃金の 上昇勢가 加速될 가능성이 있다. 분석대상기간중 賃金은 生産性增加와 物價上昇이 결정하는 長期上昇勢를 크게 上廻하는 급격한 上昇을 나타냈다. 급격한 賃金上昇은 주로 短期의 成長加速이 대폭적인 賃金上昇을 지속시킨 결과로 나타났다. 物價上昇의 加速은 부분적으로 賃金上昇의 加速을 억제한 요인으로 작용하였으며 外生的인 賃金攪亂要因도 波及效果面에서나 賃金變動의 설명에서 成長加速要因에 비하여 상대적 중요성이 매우 작은 것으로 나타났다. 급격한 賃金上昇에도 불구하고, 中短期에 賃金上昇의 加速이 成長鈍화나 物價上昇加速에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이러한 分析結果는 前項의 결과와 일치한다 하겠다. 物價上昇의 加速은 성장을 둔화시키고, 賃金上昇의 加速은 성장을 억제한 것으로 보인다. 장기적으로 물가

〔圖 4〕 外生的 攪亂要因에 대한 成長·物價·賃金의 反應
 (非農業企業部門)



상승은 결국賃金引上에 반영되었지만 中短期에는乖離가 있어 實質賃金이 저하될 수 있다. 物價上昇의 加速으로 인한 成長鈍化에 따라 景氣變動의 收縮局面에서 나타나는 勞動生産性 增加鈍化 現象이 나타나며, 物價上昇의 加速에 수반된 交易條件 惡化가 勞動生産物의 實質價値를 저하시킨다. 또한 利潤率 低下와 金融費用 增加에 따른 企業財務狀態의 악화도 賃金引上을 억제하는 요인으로 작용할 것이다¹⁰⁾. 賃金上昇은 高成長過程에서 勞動市場에 超過需要가 常存하는 가운데 短期의 成長加速에 따른 需要壓迫에 의하여 가속되었기 때문에 賃金引上이 價格引上으로 轉嫁되지 않은 것으로 보인다.

3. 部門別 物價 및 賃金

前項에서는 總量變數間的 作用關係를 분석하기 위하여 變因상 物價攪亂要因을 輸入物價上昇으로 설명하고, 賃金上昇의 변동과 관련된 成長攪亂要因은 勞動市場의 需要壓迫으로 설명하였다. 그러나 總量變數間的 作用關係에서는 식별될 수 없는 構造的 要因에 의한 攪亂要因이 있을 수 있다. 成長過程에서 構造變化는 部門間 需要 및 供給彈力性의 차이로 인하여 相對價格變化를 수반한다. 供給의 價格彈力性이 작은 農産物의 相對價格이나 需要의 所得彈力性이 큰 서비스部門의 相對價格이 증가하여 勞動生産物價値가 증가함으로써 賃金上昇이 生産性增加를 上廻할 수 있다. 相對價

格變化가 斷續적으로 진행되어 초기의 변화가 攪亂要因으로 작용하고 下向硬直性으로 인한 個別價格의 上向調整을 통하여 相對價格이 調整되는 가운데 部門間 相互 上昇作用에 의하여 점진적으로 진행된다면, 物價上昇이 지속될 수 있다. 勞動生産性 增加가 製造業部門의 新規設備投資에 의하여 斷續적으로 가속되면서 성장을 加速시키고, 勞動生産性 增加가 加速된 部門의 賃金上昇이 部門間 相互作用에 의하여 勞動生産性 增加가 느린 部門으로 점차 파급되어가면, 全産業의 平均賃金이 지속적으로 상승할 수 있다.

部門間 相互上昇作用은 價格決定行態와 이에 영향을 미치는 意思決定環境이나 構造的 要因들에서 비롯된다¹¹⁾. 장기에서는 相對價格의 변화에 의하여 需給不均衡이 調整되지만 단기에서는 모든 價格이 競爭市場原理와 같이 需給變動에 신속한 반응을 보이지 않으며 需給不均衡은 在庫變動으로 흡수된다. 獨寡占企業이 設定하는 價格이나 長期去來關係에서 契約 또는 默契에 의하여 형성되는 價格은 市場狀況이 크게 변동하지 않는 한 쉽게 變更되지 않는다. 産業別로 또는 企業單位の 內部勞動市場에서 勞使間의 協議에 의하여 결정되는 賃金도 같은 성격을 지닌다¹²⁾. 이러한 價格決定行態는 經濟的 觀點에서 보면 利得이 적은 價格操作에 따르는 去來費用을 절감하여 去來當事者간의 이익을 증진시키는 합리적인 행위라 할 수 있다. 단기의 需給不均衡에 便乘한 일시적인 利潤追求보다는 長期去來關係의 유지에 의한 去來雙方의 利得이 고려된다. 제한된 市場情報로 인하여 生産費用과 適正利潤, 內部勞動市場에서 勞動서비스의 價値, 企業間, 部門間的 相對的 價格水準이나 賃金水準이 價

10) 交易條件 惡化로 인한 國民所得의 海外漏出에 관한 설명은 Denison(1981) 參照.

11) 價格의 非伸縮性을 초래하는 要因들에 대한 설명은 Okun(1975), Gordon(1981) 參照.

12) 內部勞動市場에 관해서는 Williamson, Wachter and Harris(1975) 및 Elbaum(1983) 參照.

가격과賃金 決定의 중요한 기준이 된다. 이러한 價格·賃金 決定行態는 外生的인 費用上昇 要因이나 構造的 要因에 의한 斷續的인 相對 價格變化를 계기로 物價上昇을 지속시킬 수 있는 內在的 要因으로 작용할 가능성이 있다¹³⁾. 物價上昇의 변동에서 輸入物價變動의 寄與率를 추정하고 물가상승과 임금상승과정에서 부문간 相互上昇作用의 가능성을 분석하기 위하여 部門別 物價上昇率의 時系列 模型과 部門別 賃金上昇率의 時系列 模型을 추정하였다.

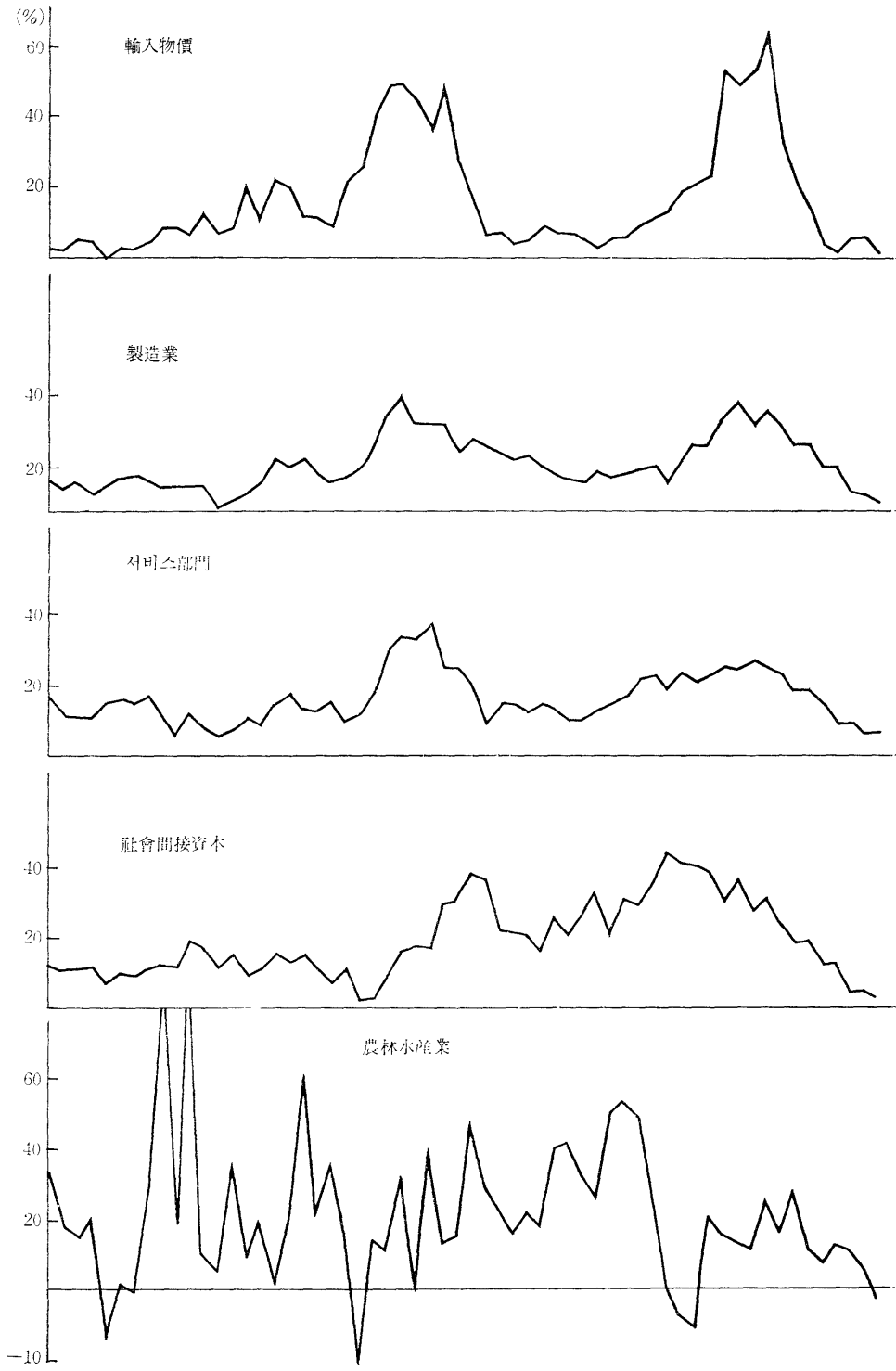
部門別 物價上昇率의 時系列分析에는 產業別 國內總生産 換價指數와 輸入物價의 時系列이 이용되었다. 1968~72년 기간중 部門別 物價의 前年同分期對比 上昇率의 변동은 다음과 같다. 輸入物價上昇率은 16.3퍼센트의 상승세를 중심으로 기간중 평균 16.9퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈다. 製造業 物價上昇率은 13.7퍼센트의 상승세와 7.6퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈으며 農林水産業 物價上昇率은 20.5퍼센트의 상승세와 20.5퍼센트「포인트」의 변동을, 서비스部門 物價上昇率은 16.3퍼센트의 상승세와 7.1퍼센트「포인트」 변동을 그리고 社會間接資本部門 物價上昇率은 18.2퍼센트의 上昇勢와 10.5퍼센트「포인트」의 변동을 나타냈다. 推定 가능한 模型規模의 制約으로 3개의 4變數 時系列模型을 推定하고자 했으나, 推定過程에서 最適解로 수렴하는 경향이 나타나지 않아서 農林水産業 物價上昇率이 제외된

13) 生産性增加가 높은 製造業部門에서 결정된 賃金上昇이 生産性增加가 느린 서비스部門에서 生産性增加를 상회하는 賃金上昇을 誘導하는 構造的 要因에 의하여 인플레이가 招來된다는 見解에 관해서는 Maynard and Rijeckeghem(1976) 參照. 構造的 要因을 需要側 面要因 및 인플레이期待와 동시에 고려하는 論理에 관해서는 Branson and Myrman(976) 및 Frish(1976) 參照.

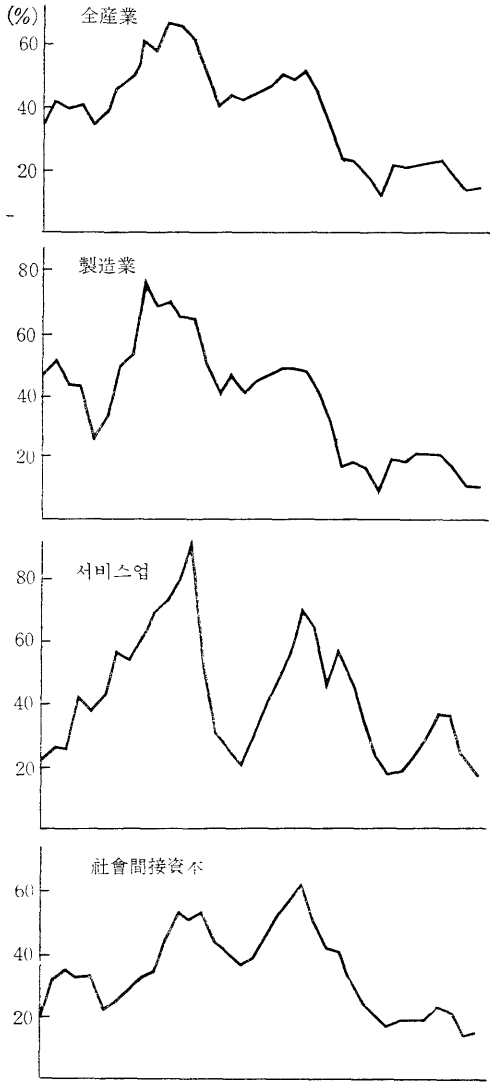
模型은 推定되지 않았다. 社會間接資本部門 物價上昇率이 제외된 模型이나 서비스部門 物價上昇率이 제외된 模型도 推定은 되었으나 MA係數들이 대체로 15分期 이후에 크게 증가하기 시작하여 發散하였다. 그러나 10分期 이내에서는 MA係數가 나타내는 時差構造가 의미있는 것으로 판단되고 前項의 分析結果에 의하면 物價攪亂要因의 波及效果가 8分期 이후에 소멸되었으므로, 10分期까지의 MA係數를 이용하여 變數들의 분산을 攪亂要因別 構成要素로 분해하였다.

推定結果에 의하면, 輸入物價變動은 製造業 物價上昇率과 서비스部門 物價上昇率의 변동을 40~60퍼센트 설명하는 것으로 나타났다. 社會間接資本部門과 農林水産業의 物價上昇率의 변동은 部門內的 攪亂要因에 의하여 90퍼센트 이상이 설명되었고, 他部門의 物價上昇率의 변동에 미친 영향도 극히 적었다. 製造業과 社會서비스部門의 物價上昇率의 변동도 輸入物價變動으로 설명되지 않는 부분은 주로 部門內的 攪亂要因들에 의하여 설명되었다. 分析結果를 정리하면, 장기적으로는 構造變化에 따른 相對價格變化와 一般物價水準의 上昇에 의하여 部門別 物價上昇勢가 결정되나 中短期에서는 輸入物價變動이 製造業과 서비스部門의 物價上昇率의 변동을 50퍼센트 정도 설명하는 것 이외에는 部門別 物價上昇率 변동간에 規則性 있는 動態的인 作用關係가 나타나지 않았다. 이러한 分析結果는 3變數 時系列模型의 推定 결과와도 일치하였다. 變數의 組合에서 製造業과 서비스部門의 物價上昇率 이 동시에 포함될 때 推定된 模型이 非安定的 이었으며 推定된 模型이 安정적인 경우에도 中短期에서 部門別 物價上昇率 변동간에 뚜렷

[圖 5] 部門別 物價上昇率의 推移(1968~82)



〔圖 6〕 部門別 賃金上昇率의 推移(1974~82)



한 作用關係가 나타나지 않았다.

部門別 賃金上昇率의 時系列分析에서는 部門別 賃金上昇率間에 相互作用關係가 큰 것으로 나타났다. 1974~82년 기간중 각 部門에서 賃金은 급격히 上昇하였으며 기간중 上昇率은 큰 變動을 나타냈다. 製造業 賃金은 前年同分期末對比 年率로 平均 35.6퍼센트의 上昇을 나타냈으며 分期別 上昇率은 기간중 平均 18.6

퍼센트「포인트」의 變動을 보였다. 서비스部門 賃金은 年率로 平均 43.5퍼센트의 上昇을 나타냈고 分期別 上昇率은 19.6퍼센트「포인트」의 變動을 보였다. 社會間接資本部門 賃金은 年率 34.7퍼센트의 上昇을 나타냈으며 分期別 上昇率은 13.6퍼센트「포인트」의 變動을 보였다.

製造業 賃金攪亂要因이 製造業 賃金上昇의 變動에 미친 직접적인 效果는 平均 8.4퍼센트「포인트」로 推定되었다. 1分期에 發生한 8.4퍼센트의 製造業 賃金攪亂要因이 製造業 賃金 上昇에 미친 波及效果는 2分期의 8.6퍼센트「포인트」加速으로 增幅된 후 10分期까지 서서히 감소되며 12~20分期에 0.1~1.1퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 社會間接資本部門 賃金 上昇에 미친 波及效果는 5分期의 4.8퍼센트「포인트」加速을 頂點으로 서서히 감소하여 15~20分期중 0.1~0.6퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 서비스部門 賃金 上昇에 미친 波及效果는 4~5分期의 4.6퍼센트「포인트」加速을 頂點으로 서서히 감소하여 14~20分期에 0.1~0.7퍼센트「포인트」둔화로 나타났다.

社會間接資本部門 賃金攪亂要因이 部門內에서 賃金 上昇의 變動에 미친 직접적인 效果는 平均 5.9퍼센트로 推定되었다. 1分期에 發生한 5.9퍼센트의 攪亂要因이 部門內에서 賃金 上昇에 미친 波及效果는 5分期까지 점차 감소하여 6~20分期에는 0.1~1.6퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 製造業 賃金 上昇에 미친 效果는 2~15分期에서 0.2~3.5퍼센트「포인트」둔화로 나타났다. 서비스部門 賃金 上昇에 미친 波及效果도 2~17分期에서 0.1~2.6퍼센트「포인트」둔화로 나타났다.

서비스部門 賃金攪亂要因이 部門內에서 賃

賃金上昇의 변동에 미친 직접적인 효과는 평균 11.3퍼센트「포인트」로 推定되었다. 1分期에 발생한 11.3퍼센트의 攪亂要因이 部門內에서 賃金上昇에 미친 波及效果는 2分期의 7.4퍼센트「포인트」 加速에서 서서히 감소하여 20分期 이상 지속하였다. 製造業 賃金上昇에 미친 효과는 2~6分期의 0.1~0.8퍼센트「포인트」둔화로 나타난 후 7~20分期에 0.1~0.9퍼센트「포인트」 加速으로 나타났다. 社會間接資本部門 賃金上昇에 미친 波及效果는 2~11分期에 0.1~1.8퍼센트「포인트」둔화로 나타난 후 12~20分期에 0.1~0.4퍼센트「포인트」 加速으로 나타났다.

變數들의 分散을 攪亂要因別 構成要素로 분해한 결과를 보면, 製造業 賃金上昇의 변동은 68.0퍼센트가 部門內의 攪亂要因에 의하여 31.2퍼센트가 社會間接資本部門 賃金攪亂要因에 의하여 설명되며, 서비스部門 賃金攪亂要因에 의해서는 거의 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 社會間接資本部門 賃金上昇의 변동은 44.3퍼센트가 製造業 賃金攪亂要因으로 52.6퍼센트가 部門內의 賃金攪亂要因으로 설명되고 서비스部門 賃金攪亂要因에 의한 변동은 3.1퍼센트에 불과했다. 서비스部門 賃金上昇의 변동은 製造業 賃金攪亂要因에 의하여 34.4퍼센트, 社會間接資本部門 賃金攪亂要因에 의하여 29.0퍼센트, 그리고 部門內의 賃金攪亂要因에 의하여 36.7퍼센트가 설명되었다.

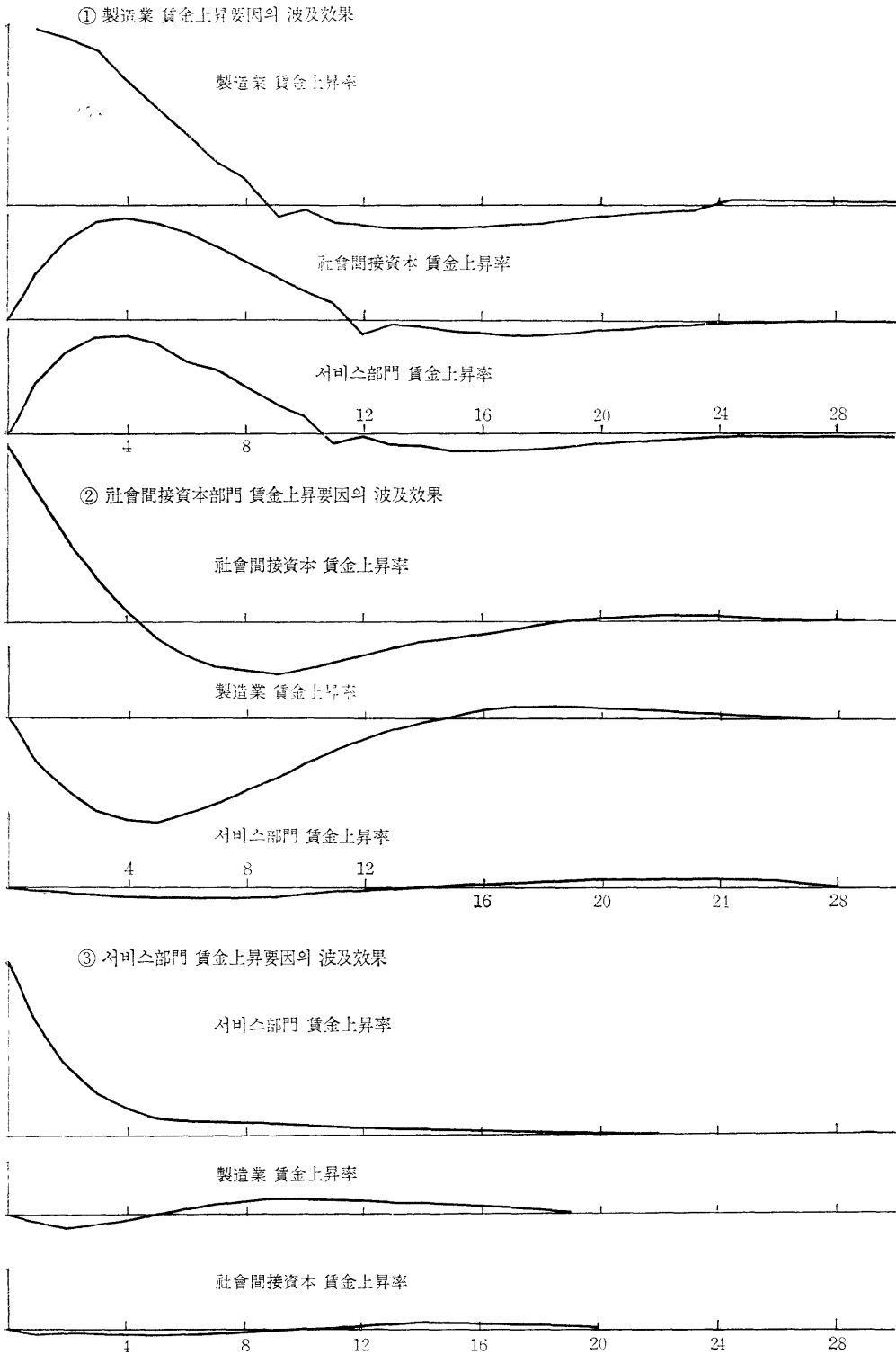
分析結果를 정리하면, 製造業部門內에서 加速된 賃金上昇이 部門內에서나 他部門의 賃金上昇을 加速시키는 波及效果는 대폭적이고 지속적인 것으로 나타났다. 波及效果는 10分期 이상 지속하여 累積效果가 中期에서 급격한

上昇으로 나타나며, 이에 대한 反動으로 15分期 이후에 상당 기간동안 賃金上昇의 둔화가 지속된다. 製造業部門內에서 賃金上昇이 加速되는 波及效果는 10分期 지속되나 他部門에서는 4~5分期의 時差가 있어서 全産業의 平均 賃金은 15分期 동안 上昇勢를 지속하는 것으로 나타난다. 서비스部門에서 加速된 賃金上昇은 部門內에서의 波及效果는 크지만 他部門 賃金上昇의 변동에는 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 社會間接資本部門의 賃金上昇은 製造業部門에서 加速된 賃金上昇에 의하여 크게 加速되지만, 社會間接資本部門內에서 加速된 賃金上昇의 波及效果는 他部門 賃金上昇의 둔화로 나타났다. 이러한 결과는 高物價·低成長 環境에서 公共部門 賃金에 특유한 時系列變動行態나 海外建設輸出에 관련된 賃金上昇 變動에 인한 것으로 추측되어 部門別 賃金間의 相互作用關係에 의한 단순한 해석은 어려운 것으로 판단된다.

本項의 分析結果는 部門別 物價間의 作用關係와 部門別 賃金間의 作用關係를 분석하기 위하여 각 部門內에서 物價變動이나 賃金變動과 관련된 큰 生産, 雇傭, 在庫, 生産性 등의 효과가 고려되지 않았으므로 部門別 物價나 賃金の 변동의 일부만을 설명한 것이다. 또한 部門別 物價나 賃金間의 長期趨勢에서의 作用關係도 설명이 되지 않고 있다.

그러나 製造業 賃金上昇의 加速이 他部門의 賃金上昇을 加速시키는 波及效果는 時系列資料의 변동에 관한 설명력이 매우 크다 하겠다.

〔圖 7〕 部門別 賃金上昇要因의 波及效果



Ⅳ. 要約 및 結言

石油波動에 대한 適應過程에서 主要總量變數間的 動態的인 作用關係를 이해하는 데 도움이 되는 資料를 얻기 위하여 作用關係의 動學的 性格을 규정하는 因果方向이나 時差分布形態에 관한 事前制約이 最小化된 時系列模型을 추정하였다. 추정가능한 模型規模上的 제약으로 인하여 作用關係를 여러 斷面에서 分析했으나, 각 斷面에서의 推定結果가 示唆하는 作用關係의 特性들간에 일관성이 나타났다. 分析結果가 시사하는 作用關係의 特性은 다음과 같이 要約될 수 있다.

物價上昇率의 변동은 成長速度나 通貨增加率의 변동 등 需要側面的 要因들보다는 주로 供給側面的 外生的 費用上昇要因(輸入物價騰貴)에 의하여 설명되며 物價上昇의 加速은 성장을 둔화시켰다. 通貨는 장기적으로 성장과 物價上昇에 따른 通貨需要增加를 收容하는 방향에서 運用되어 높은 增加勢를 유지한 가운데 中短期에서 큰 변동을 보였다. 中短期通貨增加率의 변동은 부분적으로 景氣變動이나 物價上昇을 완화하기 위한 通貨運用을 반영하고 있지만 거의 대부분이 經濟動向과 관련이 적은 通貨部門內的 攪亂要因에 의한 변동이었다. 中短期에서 通貨增加率이 큰 변동을 보였으나 성장과 物價上昇의 中短期變動에 미친 영향은 극히 작았다.

70년대 中盤 이후 賃金上昇이 크게 加速되

어 物價上昇과 生産性增加를 上廻하였다. 持續的인 賃金上昇의 加速은 주로 中短期의 成長加速이 賃金上昇에 미치는 波及效果에 의한 것으로 설명된다. 物價上昇의 加速은 효과는 미약하지만 오히려 간접적인 효과에 의하여 賃金上昇을 억제하였다. 物價上昇의 加速에 수반된 交易條件의 악화로 勞動生産物의 實質價值가 저하하였으며, 物價上昇으로 인한 成長鈍化過程에서 景氣循環收縮局面의 勞動生産性 增加鈍化現象이 나타나고 利潤減少와 金融費用增加에 따른 企業財務狀態의 악화가 賃金引上을 억제한 요인으로 작용한 것으로 보인다. 급격한 賃金上昇이 中短期에 성장을 둔화시키거나 物價上昇을 가속시킨 효과는 발견되지 않았다. 實物要因으로 인한 高成長過程에서 勞動市場에 超過需要가 常存한 가운데 中短期의 成長加速에 따른 需要壓迫에 의하여 賃金上昇이 加速되었기 때문에 賃金引上이 價格上昇으로 轉嫁되지 않은 것으로 보인다. 中短期 成長加速의 波及效果로 賃金上昇이 加速되는 과정에서 賃金決定行態와 構造的 要因에서 비롯되는 部門間 相互上昇作用에 의하여 成長加速의 賃金上昇에 미친 波及效果가 增幅된 것으로 보인다.

이상의 分析結果는 長期趨勢를 중심으로 한 中短期 循環變動過程에서의 作用關係에 관한 것으로 長期的인 趨勢變動上的 作用關係에 관한 分析結果와 비교하여 이해되어야 할 것이다. 또한 本稿의 分析結果는 物價와 賃金の 時系列變動에서 部門間 相互上昇作用의 가능성을 추측할 수 있는 정도에 지나지 않으며 微視的인 수준에서 價格決定行態에 관한 연구가 바람직하다¹⁴⁾.

14) Leibenstein(1981) 參照.

[附 錄]

時系列模型은 SAS/ETS(Statistical Analysis System/Econometrics and Time Series)의 STATESPACE procedure를 이용하여推定되었다. STATESPACE procedure에 의하여 추정된 狀態空間模型을 ARMA模型과 MA模型으로 變換하고 MA模型으로부터 아래의式을 이용하여 各 變數의 分散의 攪亂要因別構成要素로 分解하였다.

(2)의 成長率式

$$y_t = \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{i-\theta}^{y_t} \varepsilon_{i-\theta}^y + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{i-\theta}^{y_t^p} \varepsilon_{i-\theta}^p + \sum_{\theta=0}^{\infty} b_{i-\theta}^{y_t^m} \varepsilon_{i-\theta}^m \dots\dots\dots ①$$

으로부터 成長率 y_t 의 分散은 攪亂要因들이 確率的으로 무관할 때 攪亂要因들의 分散의 合으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_t) &= \text{Var}(\varepsilon_t^y) \left\{ \sum_{\theta=0}^{\infty} (b_{i-\theta}^{y_t})^2 \right\} \\ &+ \text{Var}(\varepsilon_t^p) \left\{ \sum_{\theta=0}^{\infty} (b_{i-\theta}^{y_t^p})^2 \right\} \\ &+ \text{Var}(\varepsilon_t^m) \left\{ \sum_{\theta=0}^{\infty} (b_{i-\theta}^{y_t^m})^2 \right\} \dots\dots\dots ② \end{aligned}$$

같은 分期의 攪亂要因들간에 상관관계가 있었으나 오지 않았으므로 무시하였고 실제 계산에서는 45分期까지의 攪亂要因들을 고려하였다.

5개의 時系列模型들은 모두 AR(1)으로推定되었고 그 결과는 다음과 같다.

1. 成長 · 物價 · 通貨

y_t : t 分期의 經常 GDP 增加率

p_t : t 分期의 物價上昇率

m_t : t 分期의 通貨增加率

ε_t^y : y_t 의 攪亂要因

ε_t^p : p_t 의 攪亂要因

ε_t^m : m_t 의 攪亂要因

$x_t = (y_t, p_t, m_t), \varepsilon_t = (\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^m)$

1) ARMA模型

$$x_t = \begin{bmatrix} 0.576, & 0.093, & 0.125 \\ 0.146, & 0.563, & 0.003 \\ -0.116, & -0.193, & 0.595 \end{bmatrix} x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \begin{bmatrix} 0.0030, & 0.0009, & 0.0001 \\ 0.0009, & 0.0020, & -0.0009 \\ 0.0001, & -0.0009, & 0.0110 \end{bmatrix}$$

2) MA模型의 係數

k	y_t			p_t			m_t		
	ε_{i-k}^y	ε_{i-k}^p	ε_{i-k}^m	ε_{i-k}^y	ε_{i-k}^p	ε_{i-k}^m	ε_{i-k}^y	ε_{i-k}^p	ε_{i-k}^m
0	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	0.430	-0.470	0.122	0.146	0.563	0.003	-0.116	-0.193	0.595
2	0.102	-0.490	0.123	0.144	0.247	0.021	-0.147	-0.168	0.339
3	-0.042	-0.347	0.084	0.095	0.067	0.031	-0.127	-0.091	0.183
4	-0.078	-0.192	0.044	0.047	-0.013	0.030	-0.089	-0.027	0.093
5	-0.067	-0.079	0.016	0.014	-0.035	0.023	-0.053	0.008	0.044
6	-0.042	-0.016	0.001	-0.001	-0.031	0.015	-0.026	0.021	0.020
7	-0.020	0.010	-0.004	-0.007	-0.020	0.009	-0.010	0.020	0.008
8	-0.006	0.016	-0.005	-0.007	-0.009	0.004	-0.002	0.015	0.003

k	y_t			p_t			m_t		
	ε_{t-k}^y	ε_{t-k}^p	ε_{t-k}^m	ε_{t-k}^y	ε_{t-k}^p	ε_{t-k}^m	ε_{t-k}^y	ε_{t-k}^p	ε_{t-k}^m
9	0.000	0.013	-0.003	-0.004	-0.003	0.018	0.000	0.008	0.002
10	0.002	0.008	-0.002	-0.002	0.000	0.000	-0.013	0.004	0.001
11	0.002	0.003	-0.001	-0.001	0.001	0.000	-0.010	0.001	0.000
12	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 非農業企業部門의 成長·物價·賃金

$$z_t = (y_t, p_t, w_t), \quad \varepsilon_t = (\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^w)$$

y_t : t 分期의 經常 GDP增加率(非農業企業部門)

p_t : t 分期의 物價上昇率(非農業企業部門)

w_t : t 分期의 賃金上昇率(非農業企業部門)

ε_t^y : y_t 의 攪亂要因

ε_t^p : p_t 의 攪亂要因

ε_t^w : w_t 의 攪亂要因

1) ARMA模型

$$z_t = \begin{bmatrix} 0.802, & -0.062, & 0.018 \\ -0.028, & 0.620, & 0.022 \\ 0.864, & -0.055, & 0.652 \end{bmatrix} z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \begin{bmatrix} 0.00110, & -0.0002, & 0.0003 \\ -0.00020, & 0.0020, & 0.0010 \\ 0.00025, & 0.0010, & 0.0030 \end{bmatrix}$$

2) MA模型의 係數

k	y_t			p_t			w_t		
	ε_{t-k}^y	ε_{t-k}^p	ε_{t-k}^w	ε_{t-k}^y	ε_{t-k}^p	ε_{t-k}^w	ε_{t-k}^y	ε_{t-k}^p	ε_{t-k}^w
0	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	0.802	-0.062	0.018	-0.028	0.620	0.022	0.864	-0.005	0.652
2	0.660	-0.088	0.024	-0.020	0.386	0.027	1.256	-0.059	0.440
3	0.553	-0.095	0.026	-0.003	0.240	0.026	1.389	-0.117	0.308
4	0.469	-0.093	0.024	0.012	0.149	0.022	1.384	-0.160	0.223
5	0.400	-0.087	0.022	0.025	0.091	0.017	1.308	-0.186	0.167
6	0.343	-0.079	0.020	0.033	0.055	0.014	1.198	-0.197	0.128
7	0.294	-0.070	0.017	0.037	0.032	0.011	1.077	-0.197	0.100
8	0.253	-0.062	0.015	0.038	0.017	0.008	0.957	-0.189	0.080
9	0.218	-0.054	0.013	0.037	0.008	0.006	0.842	-0.177	0.065
10	0.187	-0.047	0.011	0.035	0.002	0.005	0.737	-0.166	0.054
11	0.161	-0.040	0.009	0.033	-0.000	0.004	0.643	-0.146	0.045
12	0.139	-0.035	0.008	0.030	-0.002	0.003	0.558	-0.131	0.037
13	0.119	-0.030	0.007	0.027	-0.003	0.002	0.484	-0.116	0.031
14	0.103	-0.027	0.006	0.024	-0.003	0.002	0.419	-0.102	0.026
15	0.088	-0.022	0.005	0.021	-0.003	0.001	0.362	-0.089	0.022
16	0.076	-0.019	0.004	0.018	-0.003	0.001	0.312	-0.078	0.019
17	0.065	-0.016	0.003	0.016	-0.003	0.001	0.269	-0.067	0.016
18	0.056	-0.014	0.003	0.014	-0.003	0.000	0.232	-0.058	0.014
19	0.048	-0.012	0.002	0.012	-0.002	0.000	0.200	-0.051	0.020
20	0.040	-0.010	0.002	0.010	-0.002	0.000	0.172	-0.044	0.010

3. 部門別 物價

p_t^m : t 分期的 製造業部門 物價上昇率

p_t^i : t 分期的 輸入 物價上昇率

p_t^a : t 分期的 農業部門 物價上昇率

p_t^s : t 分期的 서비스部門 物價上昇率

p_t^c : t 分期的 社會間接資本部門 物價上昇率

ε_t^m : p_t^m 의 攪亂要因

ε_t^i : p_t^i 의 攪亂要因

ε_t^a : p_t^a 의 攪亂要因

ε_t^s : p_t^s 의 攪亂要因

ε_t^c : p_t^c 의 攪亂要因

$p_t^{1'} = (p_t^m, p_t^i, p_t^a, p_t^s), \varepsilon_t^{1'} = (\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^a, \varepsilon_t^s)$

$p_t^{2'} = (p_t^m, p_t^i, p_t^c, p_t^a), \varepsilon_t^{2'} = (\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^a)$

1) ARMA模型

①

$$p_t^i = \begin{bmatrix} 0.521, & 0.114, \\ -0.414, & 0.855, \\ 0.316, & -0.177, \\ 0.026, & 0.096, \\ -0.027, & 0.167 \\ -0.017, & 0.416 \\ 0.157, & 0.013 \\ -0.054, & 0.644 \end{bmatrix} p_{t-1}^i + \varepsilon_t^i$$

$$E[\varepsilon_t^1 \varepsilon_t^{1'}] = \begin{bmatrix} 0.0012, & 0.0017, \\ 0.0017, & 0.0080, \\ -0.0001, & -0.0020, \\ 0.0005, & 0.0010, \\ -0.0001, & 0.0005 \\ -0.0020, & 0.0010 \\ 0.0470, & -0.0000 \\ -0.0000, & 0.0010 \end{bmatrix}$$

②

$$p_t^2 = \begin{bmatrix} 0.604, & 0.135, \\ -0.110, & 0.877, \\ -0.058, & 0.028, \\ 0.380, & -0.194, \\ 0.033, & -0.028 \\ -0.042, & -0.016 \\ 0.793, & 0.029 \\ -0.069, & 0.159 \end{bmatrix} p_{t-1}^2 + \varepsilon_t^2$$

$$E[\varepsilon_t^2 \varepsilon_t^{2'}] = \begin{bmatrix} 0.0012, & 0.0010, \\ 0.0018, & 0.0080, \\ 0.0007, & 0.0007, \\ -0.0001, & -0.0025, \\ 0.0007, & -0.0001 \\ 0.0007, & -0.0025 \\ 0.0040, & 0.0010 \\ 0.0010, & 0.0400 \end{bmatrix}$$

2) MA模型の係数

k	p_t^m				p_t^i				p_t^g				p_t^e			
	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e
0	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	1.225	0.114	-0.027	0.167	-0.414	1.559	-0.017	0.416	0.316	-0.177	0.861	0.013	0.026	0.096	-0.054	1.348
2	1.416	0.257	-0.048	0.359	-0.855	2.158	-0.040	0.847	0.510	-0.266	0.958	-0.001	-0.008	0.224	-0.083	1.741
3	1.549	0.425	-0.069	0.574	-1.33	2.76	-0.065	1.300	0.679	-0.339	1.065	-0.013	-0.078	0.372	-0.110	2.136
4	1.593	0.607	-0.091	0.804	-1.822	3.314	-0.091	1.762	0.831	-0.402	1.124	-0.022	-0.174	0.534	-0.136	2.485
5	1.518	0.794	-0.111	1.035	-2.305	3.759	0.116	2.208	0.954	-0.450	1.110	-0.028	-0.290	0.699	-0.160	2.740
6	1.296	0.971	-0.127	1.249	-2.736	4.026	-0.139	2.599	1.034	-0.476	0.999	-0.032	-0.420	0.856	-0.177	2.846
7	0.899	1.121	-0.139	1.423	-3.069	4.038	-0.156	2.890	1.050	-0.469	0.772	-0.033	-0.555	0.989	-0.184	2.751
8	0.308	1.122	-0.142	1.531	-3.245	3.719	-0.166	3.026	0.985	-0.421	0.414	-0.031	-0.685	1.079	-0.179	2.399
9	-0.483	1.252	-0.134	1.544	-3.204	2.997	-0.165	2.952	0.817	-0.324	-0.086	-0.025	-0.798	1.106	-0.157	1.744
10	-1.472	1.187	-0.112	1.433	-2.885	1.809	-0.149	2.610	0.532	-0.171	-0.728	-0.015	-0.878	1.050	-0.116	0.747

k	p_t^m				p_t^i				p_t^g				p_t^e			
	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e	ε_t^m	ε_t^i	ε_t^g	ε_t^e
0	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	0.276	0.135	0.033	-0.028	-0.110	0.549	-0.042	-0.016	-0.058	0.028	0.465	0.029	0.380	-0.194	-0.068	-0.169
2	0.095	0.162	0.031	-0.013	-0.130	0.424	-0.058	-0.009	-0.054	0.024	0.319	0.019	0.190	-0.087	-0.022	0.080
3	0.060	0.158	0.022	-0.006	-0.125	0.382	-0.068	-0.006	-0.046	0.019	0.277	0.013	0.095	-0.036	-0.002	0.010
4	0.056	0.149	0.013	-0.004	-0.116	0.359	-0.073	-0.005	-0.041	0.015	0.257	0.011	0.065	-0.021	0.002	0.040
5	0.056	0.139	0.006	-0.004	-0.107	0.339	-0.077	-0.005	-0.037	0.013	0.243	0.010	0.057	-0.017	0.002	0.046
6	0.056	0.131	0.001	-0.004	-0.100	0.322	-0.078	-0.005	-0.034	0.011	0.230	0.009	0.054	-0.016	0.001	0.046
7	0.056	0.123	-0.002	-0.004	-0.093	0.306	-0.078	-0.005	-0.031	0.009	0.218	0.008	0.052	-0.016	0.000	0.044
8	0.055	0.116	-0.004	-0.004	-0.087	0.291	-0.078	-0.005	-0.029	0.008	0.207	0.008	0.050	-0.015	0.000	0.042
9	0.053	0.110	-0.006	-0.004	-0.082	0.277	-0.076	-0.005	-0.027	0.007	0.197	0.008	0.048	-0.015	-0.001	0.040
10	0.052	0.104	-0.007	-0.004	-0.077	0.264	-0.073	-0.005	-0.025	0.007	0.187	0.007	0.046	-0.014	-0.001	0.038

$$w'_t = (w_t^m, w_t^c, w_t^s), \quad \varepsilon'_t = (\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^s)$$

4. 部門別 賃金

w_t^m : t 分期의 製造業部門 賃金上昇率

w_t^c : t 分期의 社會間接資本部門 賃金上昇率

w_t^s : t 分期의 서비스部門 賃金上昇率

ε_t^m : w_t^m 의 攪亂要因

ε_t^c : w_t^c 의 攪亂要因

ε_t^s : w_t^s 의 攪亂要因

1) ARMA模型

$$w_t = \begin{bmatrix} 1.021, & -0.243, & -0.055 \\ 0.273, & 0.722, & -0.094 \\ 0.295, & -0.096, & 0.651 \end{bmatrix} w_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon'_t] = \begin{bmatrix} 0.0070, & 0.0013, & 0.0041 \\ 0.0013, & 0.0034, & 0.0036 \\ 0.0041, & 0.0036, & 0.0129 \end{bmatrix}$$

2) MA模型의 係數

k	w_t^m			w_t^c			w_t^s		
	ε_t^m	ε_t^c	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^c	ε_t^s	ε_t^m	ε_t^c	ε_t^s
0	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000
1	1.021	-0.243	-0.055	0.273	0.722	-0.094	0.295	-0.096	0.651
2	0.959	-0.418	-0.069	0.448	0.463	-0.144	0.467	-0.203	0.416
3	0.845	-0.528	-0.058	0.541	0.239	-0.162	0.544	-0.300	0.264
4	0.701	-0.581	-0.034	0.570	0.057	-0.157	0.551	-0.374	0.170
5	0.547	-0.586	-0.006	0.551	-0.082	-0.139	0.511	-0.420	0.115
6	0.396	-0.556	0.020	0.499	-0.180	-0.113	0.441	-0.439	0.086
7	0.259	-0.499	0.043	0.427	-0.240	-0.084	0.356	-0.432	0.073
8	0.141	-0.428	0.061	0.346	-0.269	-0.055	0.267	-0.406	0.068
9	0.045	-0.349	0.072	0.263	-0.273	-0.030	0.182	-0.364	0.068
10	-0.027	-0.270	0.077	0.185	-0.258	-0.008	0.106	-0.314	0.068
11	-0.079	-0.195	0.077	0.116	-0.230	-0.008	0.043	-0.295	0.068
12	-0.111	-0.129	0.073	0.058	-0.195	0.020	-0.006	-0.204	0.065
13	-0.127	-0.073	0.065	0.012	-0.157	0.028	-0.042	-0.152	0.062
14	-0.130	-0.028	0.056	-0.022	-0.119	0.032	-0.066	-0.105	0.057
15	-0.124	0.005	0.046	-0.045	-0.083	0.033	-0.079	-0.065	0.051
16	-0.111	0.030	0.036	-0.059	-0.052	0.032	-0.084	-0.033	0.043
17	-0.095	0.045	0.027	-0.065	-0.026	0.029	-0.082	-0.007	0.036
18	-0.076	0.053	0.018	-0.065	-0.006	0.025	-0.075	0.010	0.028
19	-0.058	0.055	0.011	-0.061	0.008	0.020	-0.065	0.023	0.057
20	-0.041	0.052	0.005	-0.053	0.019	0.015	-0.053	0.030	0.015

▷ 參 考 文 獻 ◁

朴垞卿·李鎬彰, 「多變數 ARMA模型의 推定
—最小AIC節次」, 『韓國開發研究』, 第5卷

第3號, 韓國開發研究院, 1983, pp.166~
185.

- Akaike, H., E. Arahata, and T. Ozaki, "TIMSAC-74-A Time Series Analysis and Control Program Package-(1)," *Computer Science Monographs*, No. 5, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, 1975.
- Blinder, A.S., *Economic Policy and the Great Stagnation*, New York: Academic Press, 1979.
- Branson, W. and J. Myhrman, "Inflation in Open Economies: Supply-Determined versus Demand-Determined Models", in Frisch, ed. 1976[Vol. 40], pp.17~46.
- Bronfenbrenner, M., "Elements of Stagflation Theory", 2. Nationalökon., 1976.
- Denison, E.F., "International Transactions in Measures of the Nation's Production", *Survey of Current Business*, May 1981, pp. 17~28.
- Elbaum, B., "The Internalization of Labor Markets: Causes and Consequences", *AEA Papers and Proceedings*, May 1983 [Vol. 73, No. 2], pp. 260~265.
- Fischer, S., "Relative Shocks, Relative Price Variability and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:1981, pp. 381~441.
- Frisch, H., "Inflation Theory 1963~1975: 'A Second Generation' Survey", *Journal of Economic Literature*, Dec. 1977 [Vol. 15 (4)], pp. 1289~1317.
- Gorden, R.J., "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment", *Journal of Monetary Economics* 2, 1976, pp. 185~219.
- Gorden, R.J., "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", *Journal of Economic Literature* June 1981[Vol. 19], pp. 493~530.
- Hicks, J.R., *Economic Perspectives: Further Essays on Money and Growth*, 1977.
- Hicks, J.R., "What Is Wrong with Monetarism", *Lloyde Bank Rev.*, Oct. 1975.
- Leibenstein, H., "The Inflation Process: A Micro-Behavioral Analysis", *AEA Papers and Proceedings*, May 1981[71], pp. 368~373.
- Malinvaud, E., "Econometrics Faced with the Needs of Macroeconomic Policy", *Econometrica*, Nov. 1981[Vol. 49(6)], pp. 1363~1375.
- Maynard, G. and R.W. Van, "Why Inflation Rates Differ: A Critical Examination of the Structural Hypothesis", in Frisch, H. (ed) *Inflation in Small Countries*, Berlin and New York: Spinger Verlag, 1976.
- Okun, A.M., "Inflation: Its mechanics and Welfare Costs", *Brookings Papers on Economic Activity* 6, 1975[No. 2], pp. 351~390.
- Sims, C.A., "Distributed lags" in Intrilligater, M. and Kendrick, *Economics*, 1974, Vol. II, New York Amsterdam North-Holland.
- Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Jan. 1980[Vol. 48(1)], pp. 1~48.
- Tobin, J., "The Stabilization Policies Ten Years After," *Brookings Papers on Economic Activity*, Jan. 1980.
- Williamson, O.E., M.L. Wachter, and J.E. Harris, "Understanding the Employment Relation: The analysis of Idiosyncratic Exchange," *Bell Journal of Economics*, Spring 1975[6], pp. 250~77.