
韓國인플레이션의 動態的 分析

—適正安定·成長 政策組合을 위한
시물레이션 모델—

南 相 祐

▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 모델의 體系와 性格
- III. 方程式의 推定結果
- IV. 「시물레이션」
- V. 結 論
〈附 錄〉

I. 序 論

物價의 安定은 분명히 중요한 政策目標의 하나이다. 韓國經濟에 있어 그 重要性은 근래에 와서 過去 그 어느 때보다 커진 것 같다. 現今에 物價가 크게 문제되는 것은 지난 3年間 인플레이션이 에너지 波動 以前 약 10年間の 그것보다 훨씬 높은 데서 오는 것이다. 輸入價格이 상당히 安定되었던 1976~78년에 있어서 都賣物價는 年平均 10.9%, 消費者物價는 13.3%의 上昇을 기록하였다.

政策當局도 그 어느 때보다도 인플레이션이 招來할 수 있는 弊害에 대하여 심각하게 인식하

고 있는 것 같다. 國內貯蓄動員上의 制約, 所得分配의 惡化, 固定投資의 沮害, 國際競爭力의 弱화 등을 통하여 인플레이션은 國民生活의 安定을 해칠 뿐만 아니라 長期的인 成長能力을 키워 가는 데에도 制約要因으로 작용하게 된다.

이러한 높은 인플레이션과 이에 따른 副作用은 그간의 高度成長 政策의 歸結이라고들 믿고 있다. 따라서 成長速度를 다소 늦춤으로써 安定을 되찾자는 것이 支配的인 意見인 것 같다.

이러한 成長과 安定과의 相衝關係에서 어느 한 쪽의 무리한 犧牲을 최소한으로 줄이면서 政策上의 均衡을 이루어 가기 위해서 政策立案者들은 주요 政策變數들이 成長 및 安定에 미치는 效果를 정확히 알지 않으면 안 된다.

本研究는 이러한 필요에 副應하여 韓國 인플레이션의 要因과 그 進行過程을 규명함으로써 成長과 安定의 均衡이 어느 때부터 안에서 成立할 수 있는지, 또한 이를 위한 合理的인 政策組合이 어떤 것인지 발견하려고 한다.

韓國의 인플레이션에 관한 計量的 研究가 없었던 것은 아니다. 그러나 대부분의 연구는 單

一方程式으로 推定되어 實質生産이 外生的으로 처리되어 있어서 物價와 實物部門間的 相互反應(interaction)이 제대로 고려되어 있지 않을 뿐만 아니라 여러가지 計量經濟學的인 問題點을 포함하고 있다. 韓國經濟의 「시블레이션」 모델로서 物價 및 實質生産을 內生變數로 다루고 있는 體系的인 研究로는 Otani-Park (1976) 모델이 있다. 그러나 이 모델은 通貨供給 및 輸入을 內生化함으로써 주요 政策手段으로서의 通貨供給 및 輸入이 經濟에 미치는 明確한 分析을 흐리고 있으며, 또한 物價方程式의 推定 및 「시블레이션」結果가 만족스럽지 못한 弱點을 가지고 있다.

II. 모델의 體系와 性格

本研究에서 設定, 推定된 모델에서는 物價와 實質生産은 通貨市場의 需給均衡이 달성되는 水準에서, 그리고 이와 동시에 實物市場에서 實物供給者의 價格決定 및 供給行態에 의해 決定되는 것으로 보았다. 즉, 物價決定에 있어서 通貨의 역할을 重視하는 通貨論者들의 理論과 「필립스」(Phillips) 曲線으로 物價를 說明하고자 하는 두 物價理論의 綜合이라고 할 수 있다¹⁾.

1. 通貨市場의 均衡

通貨에 대한 實質需要 $\left(\frac{M}{P}\right)^d$ 는 다음과 같

1) 이러한 接近方法을 취하고 있는 것은 비교적 最近의 Stein (1974), Laidler (1975), Laidler and Parkin (1975), Gordon (1977) 등이 있다.

2) 이와 類似한 형태의 物價方程式 推定에 대해서는 Harberger (1963), Diaz-Alejandro (1965), Diz (1970), Vogel (1974) 등 참조.

이 표시할 수 있다.

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = m^d(y, I_m, \dot{P}^e, r) \dots\dots\dots(1)$$

여기서 M : 名目通貨量

P : 物價水準

y : 實質 GNP

I_m : 實質輸入

\dot{P}^e : 期待 인플레이率

r : 利子率

實質輸入量은 實質 GNP와 마찬가지로 物量供給을 증대시켜 去來의 動機에 의한 通貨需要를 확대시키며, 未來의 期待인플레이率 이 높으면 換物心理를 유발하여 通貨需要는 감소할 것이다. 金利가 높으면 去來의 通貨需要는 감소할 것이나, 金利上昇이 不動產價格의 높은 豫想騰貴率 등과 함께 나타날 때에는 投機的 通貨需要가 반드시 감소하지는 않을지도 모른다.

通貨의 供給(M^s)은 흔히 通貨當局에 의해 外生的으로 決定되는 것으로 간주되고 있다.

$$M^s = \bar{M} \dots\dots\dots(2)$$

방정식 (1) 및 (2)에서 通貨市場의 需給을 均衡시키는 物價水準이 다음과 같이 導出된다.

$$P = \bar{M} / m^d(y, I_m, \dot{P}^e, r)^{2)} \dots\dots\dots(3)$$

그러나 通貨供給을 外生的으로 처리하는 것이 반드시 만족스러운 것은 아니다. 經驗적으로 볼 때 通貨當局으로서 計劃된 水準에 어김없이 通貨를 供給한다는 것은 쉬운 일이 아니며, 설혹 그것이 가능하다 할지라도 當局의 그 通貨供給行態를 分析하는 것은 有用한 일일 것이다.

通貨當局의 金融政策 基調는 物價騰貴가 클

수축, 혹은 實物生産이 加速化할수록 安定化를 追求할 것이라고 가정하자. 즉, 바람직한 通貨增加率 a^* 가 名目GNP增加率과 負의關係에 있다고 가정하면,

$$M' = M_{-1}(1 + a^*(Y/Y_{-1})),$$

$$\partial a^*/\partial(Y/Y_{-1}) < 0 \dots\dots\dots(4)$$

$$\left(\frac{M'}{B}\right) = \left(\frac{M}{B}\right)_{-1}(1 + a^*(Y/Y_{-1}))/$$

$$\left(\frac{B}{B_{-1}}\right) \dots\dots\dots(5)$$

여기서 B 는 外生變數인 本源通貨, 실제로 通貨供給을 調節하는 주된 政策手段은 要支準率(k) 및 金利(r)의 變更이므로 方程式 (5)는 다시 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{M'}{B} = l(k, r, \left(\frac{M}{B}\right)_{-1}, Y/Y_{-1}, B/B_{-1})$$

$$\dots\dots\dots(6)$$

단일 通貨調節手段이 全的으로 要支準率 및 金利에 의존하여 신축성있게 사용된다면 위 방정식에 $\left(\frac{M}{B}\right)_{-1}$, Y/Y_{-1} 및 B/B_{-1} 의 變數는 포함될 이유가 없을 것이다. 그러나 실제로는 通貨安定證券 및 計定, 貸出限度規制 등의 방법으로 預金銀行의 信用創造能力을 규제하고 있으며, 이와 같은 보다 신축적인 規制의 정도는 위에 포함된 說明變數들에 영향을 받을 것으로 생각된다. 또한 通貨乘數를 결정하는 要因들이 충분한 영향을 미치는 데에 상당한 時差가 있는 경우 $(M/B)_{-1}$ 의 說明變數는 필요할 것이다.

2. 供給者의 價格決定行態

供給者의 價格決定行態는 「필립스」 曲線의

관계를 나타내는 y^p/y 에다 主要 費用項目 및 期待인플레이율을 첨가한 다음과 같은 式으로 나타낼 수 있을 것이다.

$$P = p(P_m, W, P_d, \dot{P}^e, I_m/y, y^p/y) \dots\dots(7)$$

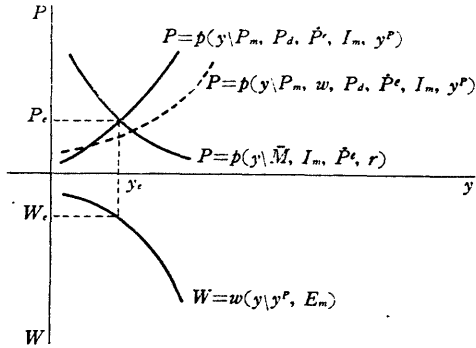
- 여기서 P_m : 輸入物價
- W : 名目賃金水準
- P_d : 勞動生産性
- y^p : 潛在 GNP

輸入依存도가 큰 우리 經濟에서 輸入物價는 중요한 物價變動要因이며, 輸入性向(I_m/y)이 포함된 것은 輸入規模도 輸入原料를 사용하는 製品이나 代替財 價格에 영향을 미칠 것이기 때문이다. 또한 名目賃金 및 勞動生産性 變化에 따라 單位製品 혹은 서비스當 勞動費用이 변동하게 되면 物價가 영향을 받을 것이며, 期待인플레이율의 변화도 供給者의 「마진」 策定(mark-up)에 영향을 미칠 것으로 생각된다. 賃金이 별도의 說明變數로 포함되어 있음에도 불구하고 y^p/y 를 첨가한 것은 生産要素市場이 完全雇傭水準에 접근하게 되면 一部 部門에 애로가 발생하고 賃金뿐만 아니라 賃料, 利潤「마진」 등의 要素費用이 上昇하여 物價를 자극할 것이기 때문이다.

3. 賃金水準

賃金은 특히 近年에 있어서 重要的 費用上昇要因의 하나이며 內生的 性格이 강하여 이 모델에서 內生變數로 취급되고 있다. 위의 供給者 價格決定行態式에 賃金이 포함되어 있는 이상, 賃金推移를 설명함이 없이 인플레이 進行過程을 충분히 分析할 수는 없을 것 같다. 賃金上昇率 W/W_{-1} 은 다음과 같은 式으로 나타

[圖 1] 物價, 實質 GNP, 賃金の 同時的 決定



낼 수 있을 것이다.

$$W/W_{-1} = W(y^e/y, \dot{P}_{-1}, E_m/E_{m-1}) \dots (8)$$

여기서 E_m 은 就業者數이다. 「필립스」 曲線의 관계를 나타내는 y^e/y 以外에도 최근의 物價騰貴率 여하에 따라 노동자들의 賃金引上要求의 정도가 다를 것이며, 또한 勞動供給이 外生的인 性格이 강하다고 하면 이 供給事情에 따라 賃金水準이 영향을 받을 것이다.

4. 綜 合

通貨를 外生變數로 취급할 경우 이 모델은 세 方程式으로 구성되며, 여기서 物價, 實質 GNP 및 賃금이 동시적으로 決定되는 關係를 그래프로 표시하면 [圖 1]과 같다. 위 圖面의 右上向의 曲線(solid)은 아래 圖面에 表示된 賃金水準을 위 圖面の 點線으로 표시된 供給者의 價格決定 方程式中 賃金(W)에 代入하여 縮略(reduce)시킨 것이다. 均衡物價, GNP 및

賃金水準은 이 曲線과 右下向의 通貨市場均衡 物價曲線과의 交叉點에서 결정되게 된다³⁾.

Ⅲ. 方程式의 推定結果

이 論文의 實證分析은 1966~77년에 이르는 12年間의 半期別 資料에 기초한 것이며, 月別 統計가 있는 資料에 대해서는 月別資料의 平均 值를 사용하였다. 여기서 分析의 對象이 된 物價는 全國都賣物價이다. 都賣物價에는 總生產의 일부분만이 포함되어 있는 데 반하여 說明變數로 포함된 GNP, 通貨量, 完全雇傭水準과의 乖離 등은 經濟全體 혹은 產業全般에 亙하는 變數이므로 從屬變數와 說明變數間의 包括範圍(aggregation)가 一致하지 않으나, 여기서는 이 點을 무시하기로 한다. 分析에 사용된 資料는 다음과 같다.

M : 狹義의 通貨殘高(經常 10億원)

B : 本源通貨(經常 10億원)

k : 預金種別 加重平均 要支準率(%)

Y : 名目GNP(經常 10億원)

R_1 : 1年滿期 定期預金에 대한 年金利(%)

$\dot{P}, \dot{y}, \dot{I}_m, \dot{M}, \dot{P}_m$: 各々 P, y, I_m, M, P_m 의 前年同期對比 增加率(%)

\dot{E}_x : 前年同期對比 商品 및 用役輸出增加率(%)

P : 全國都賣物價指數(1975=100.0)

P_m : 商品 및 用役輸入 「디플레이터」 (1970=100.0)

W : 製造業 常用雇傭者의 月平均 給與額(원)

3) 그러나 실제 방정식의 推定結果를 보면 賃金은 前期의 經濟活動水準에 영향을 받는 것으로 나타나 있어서, 賃金은 循環的으로(recursive) 物價 및 實質 GNP와 연결되어 있다.

P_d : 製造業 雇傭者 1人當 年間 附加價值
(1970年 不變 10萬圓)

y^p : 頂點間補間法(peak-to-peak interpolation)에 의한 潛在GNP⁴⁾ (1970年 不變 10億圓)

y : 實質GNP(1970年 不變 10億圓)

I_m : 商品 및 用役 實質輸入(1970年 不變 10億圓)

S_2 : 季節「더미」(上半期 0, 下半期 1)

E_m : 平均製造業 常用雇傭者數(千名)

1. 通貨供給

通貨乘數는 本源通貨의 增加率 및 要支準率에 의해 크게 영향을 받으며, 當期에 있어서는 극히 부분적인 調整만이 이루어지는 것으로 나타났다. 그러나 當期の 名目GNP增加率は 通貨乘數에 별 영향을 미치지 않는 것으로 보인다(表 1 참조). 이것은 通貨政策이 前期의 物價騰貴나 實質GNP 成長과 무관하게 이

루어지고 있거나, 아니면 通貨政策의 緊縮程度가 완전히 k 에 反映되어 있어서 前期의 名目GNP 成長率 Y_{-1}/Y_{-3} 이 독립된 說明變數가 되지 못하는 때문일 것이다. 그런데 Y_{-1}/Y_{-3} 가 要支準率과 弱한 負의 相關關係(-0.26)를 갖는 것을 보면 後者の 可能性은 排除된다고 하겠다. 또한 貯蓄性預金이나 私債에 대한 金利는 通貨乘數에 대해 有意性있는 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 通貨供給은 이 모델 聯立方程式體系의 다른 부분과 거의 獨立인 關係에 있다고 하겠다. 따라서 通貨供給은 外生的으로 取扱하는 것이 옳다고 생각되며, 이것은 韓國에서와 같이 通貨量 자체가 주요한 政策變數가 되어 있는 現實에서 더욱 타당하다고 생각된다. 추정된 通貨供給 方程式은 어디까지나 과거 政策當局의 行態를 要約한 것일 뿐, 現 通貨當局의 行態 및 意志와는 無關한 것이기 때문이다.

〈表 1〉 通貨乘數(M/B)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|--|--|--|---|
| | OLS (1966~77) | | | OLS (1962~77) |
| 常 數 | 0.824(3.60) | 0.848(3.61) | 0.847(3.46) | 0.671(3.48) |
| $(M/B)_{-1}$ | 0.752(7.74) | 0.760(7.67) | 0.760(7.46) | 0.803(15.1) |
| $\log(B/B_{-1})$ | -0.487(-3.34) | -0.502(-3.36) | -0.504(-2.91) | -0.652(-7.57) |
| $\log k$ | -0.158(-2.61) | -0.163(-2.64) | -0.161(-1.50) | -0.118(-2.37) |
| $\log(Y_{-1}/Y_{-3})$ | | -0.075(-0.70) | -0.076(-0.57) | -0.004(-0.05) |
| $\log R_t$ | | | -0.0011(-0.02) | |
| | $R^2=0.822$ $D.W.=2.16$ $\sigma/\mu=0.041/1.17$ $F(3, 20)=30.7$ | $R^2=0.826$ $D.W.=2.22$ $\sigma/\mu=0.041/1.17$ $F(4, 19)=22.6$ | $R^2=0.826$ $D.W.=2.22$ $\sigma/\mu=0.042/1.17$ $F(4, 19)=17.1$ | $R^2=0.957$ $D.W.=2.27$ $\sigma/\mu=0.042/1.27$ $F(4, 27)=148.3$ |

註: ()안의 數字는 t -값을 나타냄. σ/μ : 方程式의 標準偏差/從屬變數의 平均値.

4) 1963, 1969, 1973, 1978年 下半年을 趨勢頂點(benchmark)으로 하였으며 作業當時 實際値가 없던 1978年 下半年은 前年對比 14.0% 增대된 수준의 GNP를 潛在GNP로 擇하였다.

2. 通貨市場의 均衡을 가져오는 物價水準

〈表 2〉의 추정된 方程式 (5)나 (6)은 實質 GNP나 通貨量의 係數가 貨幣數量方程式에 입각하여 期待했던 것(絶對值 1.0)과 거의 일치하고 있다. 輸入이나 期待인플레이率도 統計的 有意性이 있는 타당한 크기의 係數들을 보여 주고 있다. 期待인플레이率은 과거 3年間 인플레이率의 單純平均(\dot{P}_a^e) 및 相異한 速度의 Adaptive Expectation에 기초한 結果中 가장 좋은 것(\dot{P}_b^e)을 택하였다. 그러나 金利(貯蓄性預金

金利 혹은 私債金利)는 전혀 有意性이 없는 것으로 나타났으므로 除外되었다. 우리 經濟에 있어서 金利는 通貨需要에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 여기서 주요 說明變數의 時差構造는 Almon polynomial distributed lag technique 를 써서 試行錯誤를 통해 추정되었다.

약간의 自己相關(serial correlation)이 보여 이를 감안한 것이 方程式 (7), 여기에 다시 2 Stage 推定을 한 結果는 方程式 (8)에 나타나 있다. 또한 常數와 期待인플레이率의 寄與度는 이 기간중 年 13.2%의 인플레이率 中 약 6.0% 「포인트」의 비중을 占하고 있다(方程式 (5)에

〈表 2〉 通貨市場의 均衡에 기초한 物價方程式
從屬變數 : \dot{P}

| 說明變數 | (5) OLS | (6) OLS | (7) HiLU | (8) TSHiLU* |
|---------------|---|---|--|--|
| 常數 | -1.404(-0.15) | -4.578(-0.48) | 0.692(0.05) | 1.071(0.09) |
| y^* | -1.139(-2.50) | -1.103(-2.55) | -0.759(-1.74) | -1.020(-2.05) |
| \dot{I}_m^* | -0.408(-3.48) | -0.285(-2.34) | -0.388(-2.29) | -0.389(-2.39) |
| \dot{M} | 0.913(3.67) | 0.867(3.84) | 0.787(2.45) | 0.843(2.66) |
| \dot{P}_a^e | 0.518(2.10) | | 0.310(0.82) | 0.355(0.99) |
| \dot{P}_b^e | | 0.711(2.55) | | |
| | $R^2=0.567$ $D.W.=1.30$ $\sigma/\mu=7.59/13.2$ $F(4, 19)=6.22$ | $R^2=0.603$ $D.W.=1.44$ $\sigma/\mu=7.27/13.2$ $F(4, 19)=7.21$ | $R^2=0.634$ $D.W.=1.76$ $\sigma/\mu=7.13/13.4$ $F(4, 18)=7.81$ $\rho=0.45(2.42)$ | $R^2=0.628$ $D.W.=1.87$ $\sigma/\mu=7.20/13.4$ $F(4, 18)=7.59$ $\rho=0.40(2.09)$ |
| 從屬變數 | 上式의 殘差 (5') | 上式의 殘差 (6') | | |
| 常數 | -4.951(-1.48) | -4.922(-1.57) | | |
| \dot{E}_x | 0.059(0.79) | 0.059(0.83) | | |
| \dot{P}_m | 0.234(3.02) | 0.232(3.18) | | |
| | $R^2=0.323$ $D.W.=1.63$ $\sigma/\mu=5.94$ $F(2, 21)=5.00$ | $R^2=0.346$ $D.W.=1.83$ $\sigma/\mu=5.59$ $F(2, 21)=5.56$ | | |

註 : $y^*=0.85\dot{y}+0.15\dot{y}_{-1}$, $\dot{M}^*=0.48\dot{M}_{-1}+0.41\dot{M}_{-2}+0.11\dot{M}_{-3}$, $\dot{I}_m^*=0.30\dot{I}_m+0.39\dot{I}_{m-1}+0.31\dot{I}_{m-2}$

$$\dot{P}_a^e = 1/6 \sum_{i=1}^6 \dot{P}_{-i}, \quad \dot{P}_b^e = \sum_{i=1}^6 (0.3)(0.7)^{i-1} \dot{P}_{-i}$$

TSHiLU; 2 stage 추정을 위한 instrumental variables: \dot{I}_m^* , $\dot{I}_m^*_{-1}$, \dot{M}^* , \dot{M}^*_{-1} , \dot{P}_a^e , $\dot{P}_a^e_{-1}$, \dot{y}^*_{-1} , \dot{y}^*_{-2} , $\log P_m^*$, $\log W_{-1}$, $\log P_a$, $\log y^*$, S_2 , $\log(y_{-1}/y_{-2})$, $\log(P_{-1}/P_{-2})$, $\log I_m$, $\log(W_{-1}/W_{-2})$, P_{-1}

의거). 이러한 비교적 높은 固定(built-in) 上昇率을 설명하기 위해 方程式 (5)와 (6)의 殘差(residual)를 輸出增加率(\dot{E}_x) 및 輸入物價上昇率(\dot{P}_m)에 回歸(regress)시킨 결과 方程式 (5'), (6')와 같은 有意性 있는 \dot{P}_m 의 係數를 얻었다. 輸入物價上昇은 이것이 GNP나 輸入 혹은 通貨供給을 통해 영향을 미치기 前에 直接的으로 國內物價에 영향을 미치는 것으로 보인다. 방정식 (5)와 (5') 혹은 (6)과 (6')를 통합하여 볼 때, 常數와 期待인플레이率의 영향은 합하여 거의 相殺되며, 보통의 \dot{E}_x 및 \dot{P}_m 값에 대하여 固定된(built-in) 인플레이率은 3~4% 정도로서 그다지 높지 않다.

지난 12年間の 要因別 인플레이 寄與率은 <表 3>에 나타나 있다. 이 期間(1966~77)에 年平均 都賣物價上昇 13.2% 중에서 實質生産 및 輸入은 物價의 安定에 각각 12.5% 「포인트」 및 10.0% 「포인트」의 寄與를 했으며 그 反面 通貨量增大는 物價上昇에 29.7% 「포인트」를 寄與했다. 期待인플레이率과 常數가 나머지 6.0% 「포인트」의 寄與를 나타내고 있는데, 이것은 앞에서 언급한 바와 같이 주로 輸入物價의 上昇으로 설명할 수 있다. 輸入增大는 1966~71年에 있어서 매우 중요한 物價安定要因이었으나

에너지 波動이 있었던 1972~75年에는 그 中 요청이 크게 감소하였다. 通貨量의 物價上昇 寄與度는 완만하게 縮小되는 추세에 있기는 하나 아직도 주된 인플레이 要因이 되고 있다. 1976~77年에 있어서는 期待인플레이率의 上向 調整이 인플레이에 적지 않은 寄與를 하고 있는 것으로 보인다.

3. 供給者의 價格決定行態

<表 4>에 나타난 바와 같이 輸入物價 및 賃金에 대한 彈力性(각각 0.48 및 0.40)은 매우 타당하게 보이며, 임금에 대한 彈力性보다는 낮은 絕對值를 갖으나 노동생산성도 供給者의 가격결정에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 밖에 「필립스」 曲線의 關係를 보여주는 y^p/y 나 輸入, 季節「더미」도 有意性 있는 係數를 보여주고 있다. 그러나 過去의 인플레이率에 기초를 둔 여러가지 형태의 期待인플레이率은 한결같이 追加的인 說明力이 없었으므로 除外되었다. 이것은 아마도 期待인플레이率이 오히려 現在의 賃金, 輸入物價, 輸入量 등에 밀접히 關連되어 있기 때문인 것으로 보인다. y^p 는 季節變動要因을 除去하지 않은 實質GNP

<表 3> 通貨의 側面에서의 인플레이 要因

(단위 : %)

| 要 因 | 係 數 | 1966~77 | | 1966~71 | | 1972~75 | | 1976~77 | |
|-------------------------|--------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | | 상승율 | 기여율 | 상승율 | 기여율 | 상승율 | 기여율 | 상승율 | 기여율 |
| 常 數 | -1.40 | — | -1.4 | — | -1.4 | — | -1.4 | — | -1.4 |
| 實質生産 (y^*) | -1.14 | 11.0 | -12.5 | 11.2 | -12.7 | 9.9 | -11.3 | 12.9 | -14.7 |
| 輸 入 量 (i_m^*) | -0.408 | 24.5 | -10.0 | 32.8 | -13.4 | 13.1 | -5.3 | 22.4 | -9.1 |
| 通 貨 量 (M^*) | 0.913 | 32.6 | 29.7 | 34.1 | 31.1 | 32.0 | 29.2 | 29.3 | 26.8 |
| 期待인플레이率 (\dot{P}_s) | 0.518 | 14.3 | 7.4 | 11.3 | 5.8 | 13.5 | 7.0 | 25.1 | 13.0 |
| 其 他 | — | — | 0 | — | -1.4 | — | 4.2 | — | -4.0 |
| 物 價 上 昇 | | 13.2 | 13.2 | 8.0 | 8.0 | 22.4 | 22.4 | 10.6 | 10.6 |

註 : <表 2>의 方程式 (5)에 의거.

의 頂點間補間法(peak-to-peak interpolation)에 의해 求한 潜在GNP이므로 年中 前後半 期間에 심한 季節性이 존재한다. 이와 같이 어느 정도 人爲的으로 導入된 季節性을 회피하기 위해 季節變動調整 實質 GNP에 기초한 潜在 GNP를 사용했을 때 y^p/y 의 係數는 有意性이 없었으며 方程式의 全體의 推定結果도 상당히 나빠졌다.

OLS에 의한 推定結果와 2SLS에 의한 結果는 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다.

要因別 인플레이 寄與率을 보면(表 5 참조), 1966~77년에 있어서 複利率(compound rate)로 年平均 12.8%의 인플레이 率 中에 輸入物價 上昇이 5.7%「포인트」를 寄與하였다. 그러나 1972~75년에 있어서는 年間 인플레이 率 21.6% 中에 70%에 가까운 14.8%「포인트」를 寄與하였다. 전반적으로 볼 때는 賃金이 가장 큰 物價 上昇要因으로서 1966~77년에 10.0%「포인트」를 寄與했으며, 특히 輸入物價가 安定的이었던 1976~77년에 있어서는 賃金 上昇이 거

〈表 4〉 供給者의 價格決定行態

從屬變數: Log P

| 說明 變數 | (9) OLS | (10) 2SLS* |
|---------------|--|--|
| | 係數 (t 값) | 係數 (t 값) |
| 常數 | -1.543 | -1.552 |
| log P_m^* | 0.481 (13.9) | 0.474 (11.6) |
| log W | 0.399 (9.42) | 0.409 (7.96) |
| log P_d | -0.262 (-4.95) | -0.269 (-4.63) |
| log (y^p/y) | -0.285 (-2.38) | -0.300 (-1.96) |
| log (I_m/y) | -0.116 (-2.03) | -0.127 (-1.81) |
| S_2 | -0.175 (-3.21) | -0.185 (-2.53) |
| | $R^2=0.999$ $D.W.=2.41$ $\sigma/\mu=0.019/4.02$ $F(6, 17)=2301$ | $R^2=0.999$ $D.W.=2.39$ $\sigma/\mu=0.020/4.02$ $F(6, 17)=2293$ |

註: $P_m^*=0.4P_m+0.6P_{m-1}$

2SLS*: instrumental variables로 利用된 것은 $\log P_m^*$, $\log W_{-1}$, $\log P_d$, $\log y^p$, $\log I_m$, S_2 , \dot{M}^* , \dot{I}_m^* , $\log(y_{-1}/y_{-3})$, $\log(P_{-1}/P_{-3})$, $\log(W_{-1}/W_{-3})$.

〈表 5〉 供給者의 價格決定 行態에 기초한 인플레이 要因

(단위: %)

| 要因 | 彈力值 ¹⁾ | 1966~77 | | 1966~71 | | 1972~75 | | 1976~77 | |
|---------------------|-------------------|---------|------|---------|------|---------|------|---------|------|
| | | 상승율 | 기여율 | 상승율 | 기여율 | 상승율 | 기여율 | 상승율 | 기여율 |
| 輸入物價 (P_m^*) | 0.481 | 11.8 | 5.7 | 4.2 | 2.0 | 30.7 | 14.8 | 1.1 | 0.5 |
| 賃金 (W) | 0.399 | 25.1 | 10.0 | 23.9 | 9.5 | 22.5 | 9.0 | 34.2 | 13.7 |
| 勞動生産性 (P_d) | -0.262 | 7.6 | -2.0 | 10.1 | -2.6 | 5.7 | -1.5 | 4.4 | -1.1 |
| 輸入量 (I_m/y) | -0.116 | 11.3 | -1.3 | 18.4 | -2.1 | 0 | 0 | 14.3 | -1.7 |
| 其他 | — | | 0.4 | — | 1.2 | — | -0.7 | — | -0.9 |
| 物價 上昇 ²⁾ | | 12.8 | 12.8 | 8.0 | 8.0 | 21.6 | 21.6 | 10.5 | 10.5 |

註: 1) 〈表 4〉의 方程式 (9)에 의거.

2) 複利率에 의한 都賣物價 上昇率이므로 〈表 3〉의 單純平均增加率과 약간의 차이가 있음.

의 유일한 인플레이 要因이었다고 할 수 있다. 勞動生産性的 向上 및 輸入依存度の 増加는 1966~77年에 있어서 物價安定에 각각 2.0% 「포인트」 및 1.3% 「포인트」를 寄與했다. 그러나 勞動生産性的 物價安定에의 寄與는 1966~71年의 2.0% 「포인트」에서 1976~77年에는 1.1% 「포인트」로 減少하였다.

方程式 (12) 및 (13)에서 보는 바와 같이 前期對比 賃金上昇率의 경우에도 1970~77年의 期間에 이와 비슷한 結果를 얻었다. 그러나 이 경우 前期의 從屬變數 대신 季節「더미」가 有意性있게 나타났으며 全體의인 방정식의 豫測度도 크게 向上되고 있다.

4. 賃金水準

〈表 6〉에 나타난 바와 같이 前年同期對比 賃金上昇率의 推定方程式 (12)는 그다지 만족스럽지 못하나 前期의 (1年前對比) 生産活動水準 및 賃金上昇率에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타나고 있으며, 前期의 物價騰貴率에 대해서는 限界的인 有意性을 보여주고 있다. 雇傭水準은 賃金上昇에 그다지 영향을 미치지 못하는 것을 보여주고 있는데 이것은 아마도 雇傭水準 自體가 賃金에 영향을 받아 賃金과 同時的으로 결정되는데 起因하는 것인 듯하다.

N. 시물레이션

1. 過去值 豫測의 正確度

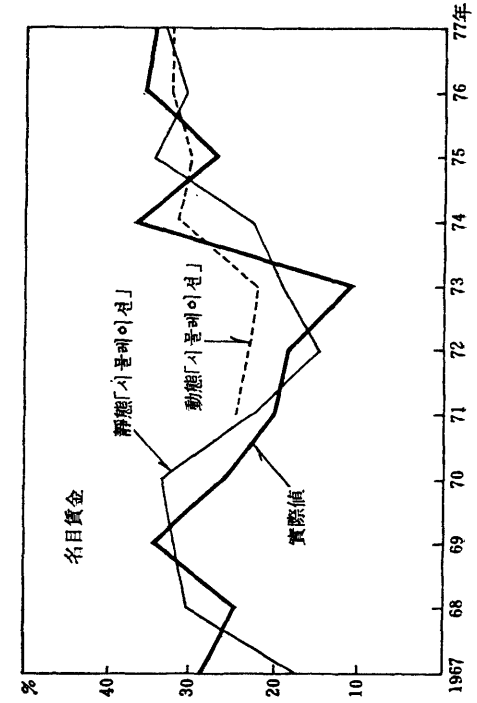
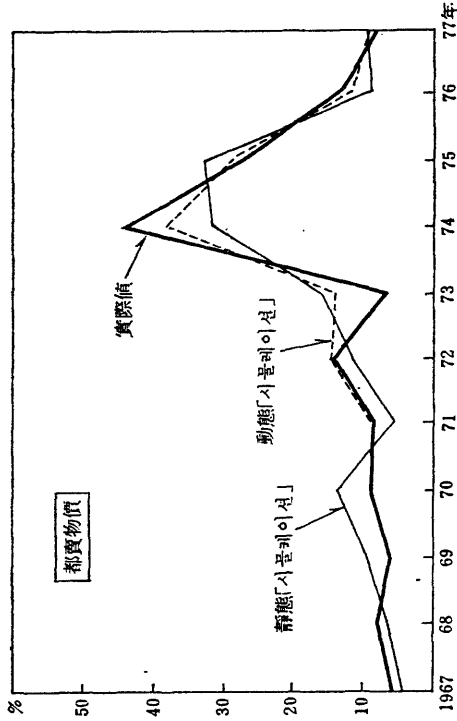
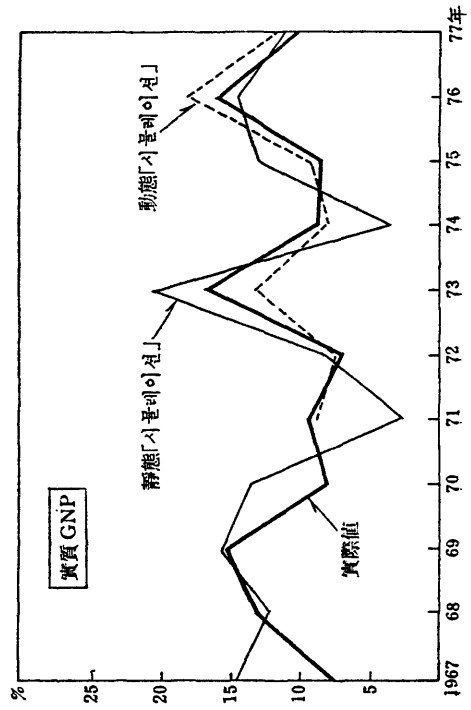
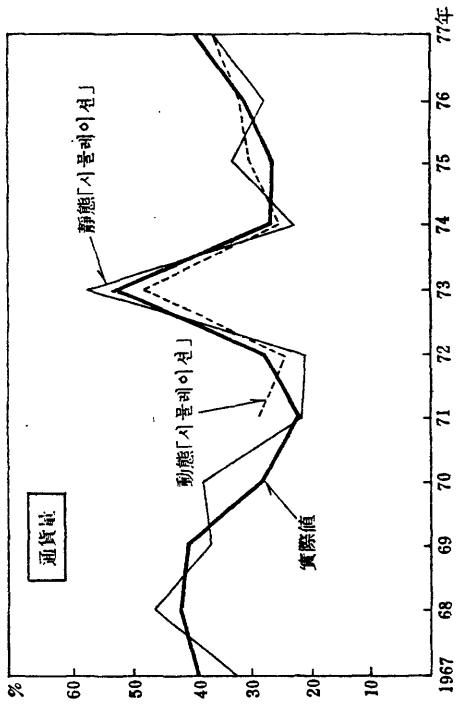
個別方程式의 推定結果만으로써는 이 모델 體系 全體로의 豫測度를 볼 수가 없다. 또한 이 모델의 構造方程式에서 實質GNP는 從屬變數가 아니기 때문에 이 變數가 이 모델에서 어느 정도 정확히 豫測되는가 하는 것은 「시물레이션」 結果를 보지 않고는 알기가 힘들다. 「시물레이션」을 위해 사용된 構造方程式은 방정식 (2), (8), (10), (11)이며, (8) 대신

〈表 6〉 賃金水準
從屬變數: $\log(W/W_{-2})$

| 說明變數 | 係數 | $\log(y^p/y_{-3})$ | $\log(P_{-1}/P_{-3})$ | $\log(E_m/E_{m-2})$ | $\log(W_{-1}/W_{-3})$ | |
|-----------------------------|------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---|
| (11) 係數 ($t-값$) | 0.0195 (0.35) | 0.773 (2.47) | 0.219 (1.39) | -0.101 (-0.61) | 0.505 (2.81) | $R^2=0.479$ $D.W.=2.02$ $\sigma/\mu=0.058/0.224$ $F(4, 19)=4.37$ |
| 從屬變數: $\log(W/W_{-1})^{1)}$ | | | | | | |
| 說明變數 | 常數 | $\log(y^p/y_{-1})$ | $\log(P_{-1}/P_{-2})$ | $\log(E_m/E_{m-2})$ | S_2 | |
| (12) 係數 ($t-값$) | 0.0996 (6.05) | -0.784 (-3.69) | 0.169 (1.14) | | 0.322 (4.37) | $R^2=0.751$ $D.W.=1.78$ $\sigma/\mu=0.033/0.116$ $F(3, 12)=12.1$ |
| (13) 係數 ($t-값$) | 0.126 (5.08) | -0.933 (-4.02) | 0.132 (0.91) | -0.193 (-1.37) | 0.373 (4.64) | $R^2=0.787$ $D.W.=1.88$ $\sigma/\mu=0.032/0.116$ $F(4, 11)=10.2$ |

註: 1) 標本期間 1970~77.

[圖 2] 「시불레이션」에 의한 過去値의 豫測



(6) 및 (6')를 사용하기도 하였다. 또한 通貨供給을 外生變數로 취급하여 方程式 (2)를 除外시킨 「시물레이션」도 행하였다.

[圖 2]는 방정식 (2), (6) 및 (6'), (10), (11)을 사용한 靜態(static) 및 動態(dynamic) 「시물레이션」의 半期別 結果를 年間値로 합하여 增加率로 換算한 것을 實績値와 비교한 것이다. 賃金에 대한 結果가 다소 만족스럽지 못하지만 다른 內生變數들에 있어서의 主要한 움직임은 대체로 「시물레이션」에 의해 포착되어지고 있다.

<表 7>에 나타난 바와 같이, 「시물레이션」 結果는 方程式 (8) 대신 (6) 및 (6')를 이용했을 때 더 좋게 나타나고 있다. 특히 1971~77 年期間의 動態 「시물레이션」 結果는 상당히 正確하다. 通貨供給을 外生으로 취급했을 때, 實質 GNP에 대한 「시물레이션」 結果는 약간 改善되고 있다.

2. 外生的 「쇼크」에 대한 모델의 安定性

外生的 「쇼크」가 주어졌을 때, 經濟가 이에

<表 7> 「시물레이션」 結果와 實際値의 比較

(단위 : CORR 除外)

| | 靜態「시물레이션」 1966~77 | | 動 態 「시물레이션」 | | | |
|-----------------|-------------------------------------|----------------------|-----------------------------------|------------------|---------|----------------------|
| | \dot{P}_m 첨가 OLS ¹⁾ | TSH:Lu ²⁾ | \dot{P}_m 첨 가 OLS ¹⁾ | | | TSH:Lu ²⁾ |
| | | | 1971~77 | 通貨量外生 1971~77 | 1966~77 | 1971~77 |
| 通貨量 | | | | | | |
| CORR | 0.9992 | 0.9992 | 0.9993 | — | 0.9996 | 0.9992 |
| RMSE/ \bar{A} | 3.52 | 3.52 | 2.23 | — | 2.73 | 2.77 |
| Bias/ \bar{A} | — | — | -0.74 | — | -0.48 | -1.55 |
| AE/ \bar{A} | — | — | 2.09 | — | 2.67 | 2.26 |
| 物 價 | | | | | | |
| CORR | 0.9983 | 0.9979 | 0.9981 | 0.9980 | 0.9967 | 0.9971 |
| RMSE/ \bar{A} | 2.96 | 3.25 | 4.95 | 4.46 | 5.00 | 6.49 |
| Bias/ \bar{A} | — | — | -3.81 | -3.09 | 1.28 | 3.96 |
| AE/ \bar{A} | — | — | 2.18 | 2.22 | 4.05 | 2.73 |
| 實 質 GNP | | | | | | |
| CORR | 0.9972 | 0.9949 | 0.9983 | 0.9987 | 0.9974 | 0.9857 |
| RMSE/ \bar{A} | 3.15 | 4.13 | 2.39 | 2.64 | 4.12 | 8.30 |
| Bias/ \bar{A} | — | — | 1.01 | 1.60 | 2.00 | 6.81 |
| AE/ \bar{A} | — | — | 1.64 | 1.41 | 2.91 | 4.70 |
| 名 目 賃 金 | | | | | | |
| CORR | 0.9980 | 0.9980 | 0.9986 | 0.9986 | 0.9969 | 0.9970 |
| RMSE/ \bar{A} | 5.41 | 5.41 | 13.2 | 12.0 | 8.52 | 8.68 |
| Bias/ \bar{A} | — | — | 11.3 | 10.0 | -0.52 | 2.00 |
| AE/ \bar{A} | — | — | 2.70 | 2.71 | 6.10 | 3.95 |

註 : CORR : 相關係數

RMSE : root-mean-squared error.

Bias : 平均誤差(mean error)

AE : 調整된 root-mean-squared error, 즉, 偏倚(bias)와 誤差의 趨勢値를 제외하고 남은 RMSE.

A : 實際値의 平均

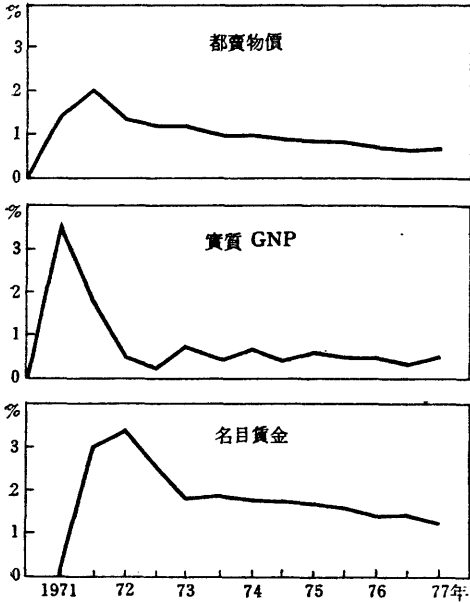
1) 方程式 (6) 및 (6')에 근거

2) 方程式 (8)에 근거

[圖 3] 外生的「쇼크」에 대한 모델의 反應

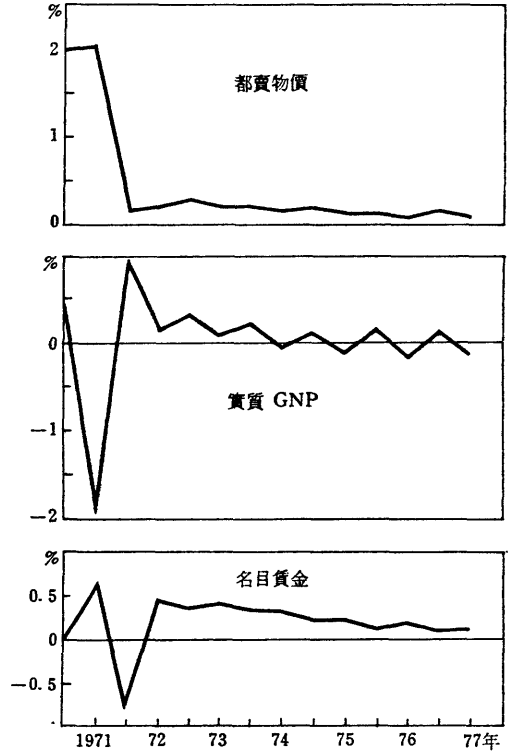
〈通貨量〉

1971年 上半期에만 通貨量을 10% 增加시킨 效果



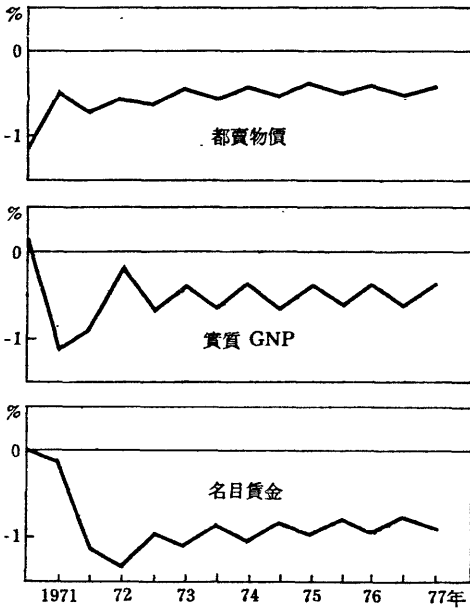
〈輸入物價〉

1971年 上半期에만 輸入物價를 10% 增加시킨 效果



〈輸入量〉

1971年 上半期에만 輸入量을 10% 增加시킨 效果



대해 時間의 經過에 따라 어떻게 影響을 받는 가 하는 것은 構造方程式에 포함된 外生變數의 時差構造를 보는 것만으로는 불충분할 것이다.

어떠한 「쇼크」이든 時間이 충분히 경과하면 그 影響은 점점 消盡되어 버릴 것인 바, 信賴할 수 있는 모델이기 위해서는 그 安定性이 確認되어야 할 것이다.

여기서는 通貨量, 輸入量, 輸入物價 등의 外生變數가 1971年 上半期에만 實際值보다 10% 높았을 때 그 影響이 어떠한가를 보았다. 이러한 「쇼크」를 주었을 때의 「시물레

이전」 결과를 全期間 實際値에 依據한 「시물레이션」(base simulation) 결과와 비교하여 각 內生變數에 몇 %의 變化를 招來하는가를 나타낸 것이 [圖 3]이다.

通貨供給이나 輸入面에서의 「쇼크」는 實質GNP에는 비교적 短期的인 영향을 미치나, 物價에 대해서는 상당히 오랜 기간 그 影響이 남아 있는 것으로 나타나고 있다. 半期모델이

〈表 8〉 주요 外生變數에 대한 物價, 實質GNP 및 賃金の 彈力值

〈物價와 彈力值〉

| 期間(半期) | 外生變數 | | |
|--------|-------|--------|-------|
| | 通貨量 | 輸入量 | 輸入價格 |
| 0 | 0. | -0.116 | 0.203 |
| 1 | 0.151 | -0.167 | 0.416 |
| 2 | 0.278 | -0.211 | 0.462 |
| 3 | 0.375 | -0.229 | 0.485 |
| 4 | 0.448 | -0.259 | 0.491 |
| 5 | 0.507 | -0.268 | 0.520 |
| 9 | 0.599 | -0.297 | 0.562 |
| 13 | 0.631 | -0.307 | 0.575 |

〈實質GNP 彈力值〉

| | | | |
|----|-------|--------|--------|
| 0 | 0. | 0.012 | 0.026 |
| 1 | 0.358 | -0.086 | -0.146 |
| 2 | 0.616 | -0.167 | -0.111 |
| 3 | 0.655 | -0.149 | -0.044 |
| 4 | 0.616 | -0.162 | -0.043 |
| 5 | 0.622 | -0.153 | -0.009 |
| 9 | 0.672 | -0.168 | 0.010 |
| 13 | 0.688 | -0.173 | 0.016 |

〈賃金の 彈力值〉

| | | | |
|----|-------|--------|-------|
| 0 | 0. | 0 | 0 |
| 1 | 0. | -0.016 | 0.064 |
| 2 | 0.310 | -0.111 | 0.008 |
| 3 | 0.700 | -0.231 | 0.016 |
| 4 | 0.955 | -0.281 | 0.078 |
| 5 | 1.072 | -0.322 | 0.112 |
| 9 | 1.284 | -0.389 | 0.213 |
| 13 | 1.366 | -0.412 | 0.242 |

기 때문에 振動(oscillation)이 있고 속도가 느리기는 하나 모델은 安定的이다. 한편 輸入物價面의 「쇼크」는 GNP나 物價에 있어서 共히 그 影響이 短期間에 그치고 있다.

3. 政策變數에 대한 乘數分析

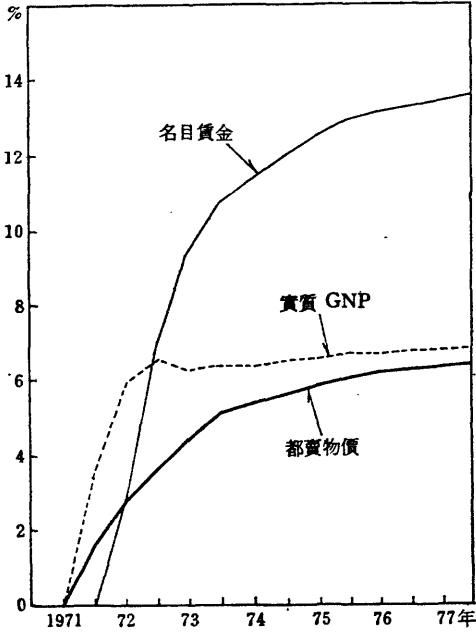
실제로 政策樹立에 있어서 보다 의미있는 것은 乘數分析이라 하겠다. 여기서는 一定期間에 外生變數의 값을 一刮의으로 一定比率 變更시켰을 때 시간의 경과에 따라 內生變數에 초래하는 彈力值를 관찰하였다. 구체적으로 1971年 上半期부터 1977年 下半期까지의 기간에 通貨量, 輸入量 및 輸入物價를 각각 實際値보다 10% 높였을 때의 「시물레이션」 결과가 base 「시물레이션」 결과와 비교하여 시간의 경과에 따라 얼마나 다른가를 나타낸 것이 〈表 8〉 및 [圖 4]이다.

먼저 通貨供給의 효과를 보면, 通貨量 增大가 實質GNP에 미치는 影響은 1年內에 약 90%가 實現되는가 하면, 物價에 대한 영향은 완만하게 진행되어 1年內에는 總效果의 약 40%만이 실현된다. 그러나 通貨에 대한 長期物價彈力值는 약 0.65, 長期 實質GNP 彈力值는 0.70 정도로서 거의 비슷하다. 이 長期彈力值의 合計는 약 1.35로서 1.0을 상당히 上廻하는 것은 貨幣數量方程式의 觀點에서 通貨의 流通速度가 빨라진 故로 설명할 수 있으며, 이 모델에서는 期待인플레이率의 上向調整을 통해 이루어진 것으로 볼 수 있겠다.

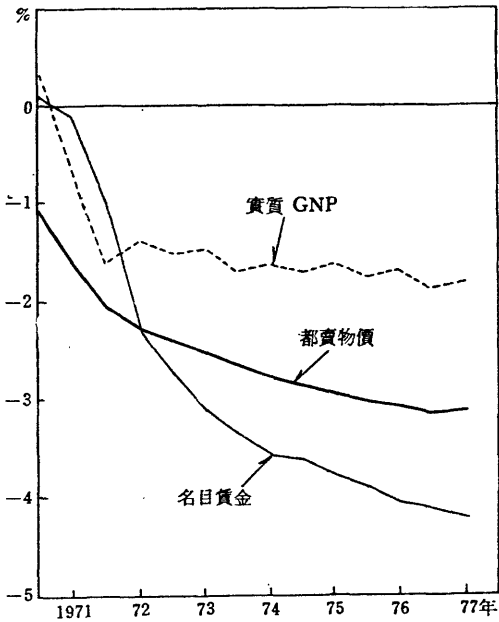
한편 輸入量에 대한 物價의 長期彈力值는 -0.31, 實質GNP의 彈力值는 -0.17을 약간 上廻하는 것으로 나타나고 있다. 마지막으로 輸入物價에 대한 物價의 長期彈力值는 약 0.58인 데 반하여 實質GNP에는 長期的으로

[圖 4] 通貨量·輸入量 및 輸入物價에 대한 物價 및 實質GNP 彈力值

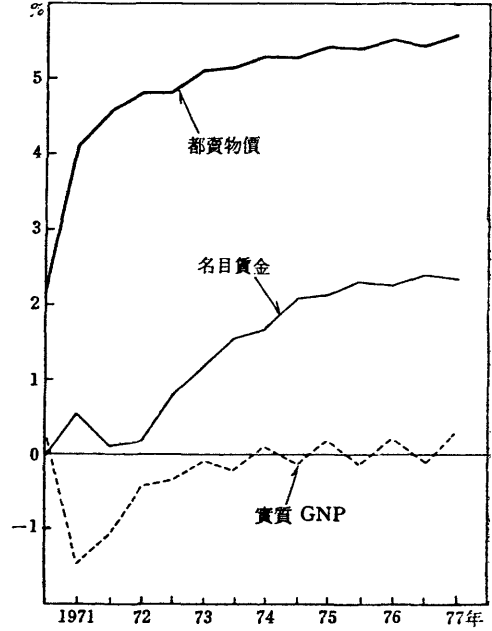
1971~77년에 걸쳐 通貨量을 實際値보다 10% 增加시킨 효과



1971~77년에 걸쳐 實質輸入을 10% 增加시킨 효과



1971~77년에 걸쳐 輸入物價를 10% 引上시킨 효과



거의 영향을 미치지 않고 있다.

當局이 (i) 通貨供給抑制 (ii) 輸入擴大 (iii) 關稅나 換率引下의 方法으로 物價安定을 期하려 한다고 하자. 推定된 名目賃金の 彈力値를 보건데, 長期的으로 (i)의 경우는 實質GNP가 減少하는 만큼 實質賃金이 減少하고, (ii)의 경우는 實質GNP 減少 程度의 약 60%에 해당하는 만큼 實質賃金이 減少하며, (iii)의 경우에는 實質GNP의 變動이 거의 없는 反面 實質賃金은 30% 以上 向上되는 것으로 나타나고 있다.

V. 結 論

위에서 제시한 「시뮬레이션」 모델은 그 작

은 규모에도 불구하고 우리 經濟에 있어서 成長 및 安定이라는 두 政策目標을 동시에 고려할 수 있는 一段의 政策組合을 提示해 주고 있다.

급격한 經濟體質의 변화가 없는 한 과거의 實績에 기초한 이러한 모델은 적어도 數年間の 經濟를 運用하는 데 있어서 도움이 될 수 있으리라고 생각한다. 그러나 앞으로 보다 信賴性있는 政策立案 「가이드」가 되기 위해서는 그 構造方程式을 더욱 손질하고 이 모델에서 外生的으로 처리한 輸入을 포함한 國際收支部門을 첨가하는 등 여러가지 改善이 필요함은 말할 것도 없다.

〈附錄〉

GNP 「디플레이터」上昇要因分析

우리는 本文에서 都賣物價를 分析의 對象으로 삼았으나 이것은 鑛工業製品爲主의 都賣商品만을 포함하며, 國民總生産을 構成하는 모든 附加價值要素에 대한 物價는 GNP 「디플레이터」로 나타나고 있다.

GNP 「디플레이터」의 分析은 첫째, 이미 推定된 都賣物價를 하나의 說明變數로 導入하고 여기에다 다른 중요한 說明變數를 추가하는 방법과, 둘째 都賣物價를 說明變數에서 除外하고 처음부터 根本的인 物價變動要因만으로써 GNP 「디플레이터」를 분석하는 것이다. 여기에서는 이중 둘째 방법에 대한 簡략한 試圖의 結果를 소개하기로 한다.

GNP 「디플레이터」의 경우도 本文의 都賣物價分析에서와 마찬가지로 通貨的 혹은 需要側面에서의 接近과 費用上昇 혹은 供給側面에서의 接近方法이 가능할 것이다. 먼저 貨幣數

量方程式에 입각한 需要側面에서의 GNP 「디플레이터」上昇率分析에 있어서는 通貨量, 實質GNP, 實質輸入, 期待인플레이率 등 都賣物價分析에 사용된 것과 同一한 說明變數들을 포함하였으나 이들이 物價에 영향을 미치는 時差構造는 새로이 推定되었다.

費用側面에 있어서는 먼저 輸入物價, 賃金, 期待인플레이率 등이 說明變數로 試圖되었으나 이중 賃金은 外生變數로 보기가 힘들고 또 資料上의 問題點으로 賃金方程式을 별도로 推定할 수도 없었으므로 「필립스」曲線에 입각하여 經濟의 雇傭程度를 間接的으로 나타내주는 GNP 成長率을 賃金 대신 利用하여 推定하기도 하였다. 賃金에 대해서는 오직 鑛工業賃金 時系列 資料가 있을 뿐이다. 鑛工業賃金은 상대적으로 빠른 生産性向上을 통해 他部門의 賃金上昇을 先導할 것이 사실이기는 하나 GNP 「디플레이터」分析을 위해서는 制約點이 있다고 하겠다. 또 GNP 「디플레이터」에 주된 영향을 미치는 鑛工業賃金은 生産性을 調整한 賃金이기보다는 名目賃金 水準 그 자체라고 하겠다.

GNP 「디플레이터」上昇率의 推定結果는 다음과 같다.

1. 需要側面

$$\dot{P}_s = -1.906 \quad -0.505\dot{y} \quad -0.148\dot{IM}_s^* \\ (-0.37) \quad (-3.14) \quad (-2.65)$$

$$+0.425\dot{MS}^*, +0.769\dot{P}^* \\ (4.67) \quad (3.72)$$

$$R^2 = 0.726 \quad \sigma/\mu = 3.09/15.36$$

$$D.W. = 1.21 \quad F(4, 18) = 11.9$$

\dot{P}_s : GNP 「디플레이터」上昇率

\dot{y} : 實質GNP 成長率

\dot{IM}_s^* : 實質商品輸入增加率(IM)의 加重平均

$$= 0.29IM + 0.52IM_{-1} + 0.19IM_{-2}$$

\dot{MS}^* : 通貨增加率(\dot{MS})의 加重平均

$$= 0.13\dot{MS}_{-1} + 0.72\dot{MS}_{-2} + 0.15\dot{MS}_{-3}$$

\dot{P}^e : 過去 GNP 「디플레이터」 上昇率에 입
각한 期待인플레이率

$$= \sum_{i=1}^6 (0.3)(0.7)^{i-1} \dot{P}_{v,-i} / \sum_{i=1}^6 (0.3)(0.7)^{i-1}$$

2. 費用上昇側面

$$\dot{P}_v = 3.177 + 0.217\dot{P}_{m,-1} + 0.240\dot{W} + 0.178\dot{P}^e$$

(1.42) (8.73) (3.75) (1.24)

$$R^2 = 0.849 \quad \sigma/\mu = 2.23/15.36$$

$$D.W. = 2.68 \quad F(3, 19) = 35.5$$

$$\dot{P}_v = 0.875 + 0.210\dot{P}_{m,-1} + 0.387\dot{y}^{**} + 0.479\dot{P}^e$$

(0.26) (7.25) (2.35) (3.03)

$$R^2 = 0.796 \quad \sigma/\mu = 2.59/15.36$$

$$D.W. = 2.11 \quad F(3, 19) = 24.7$$

\dot{P}_m : 輸入物價上昇率

\dot{W} : 製造業 常用雇傭者 月平均 給與額의
增加率

\dot{y}^{**} : 實質GNP 成長率(\dot{y})의 加重平均
 $= 0.33\dot{y}_{-1} + 0.67\dot{y}_{-2}$

위에서 모든 增加率は 前年同期對比의 增加率 (%)이며, 方程式 推定의 標本期間은 1967年 上半期부터 1978年 上半期까지이다.

推定된 方程式은 대체로 만족스런 結果를 보여 주고 있다. 需要側面의 方程式에서 實質GNP, 實質商品輸入 및 通貨量의 係數의 絶對值가 都賣物價 推定方程式에서보다 작은 것은 期待인플레이率 \dot{P}^e 에 時差調整(lagged adjustment)의 要素가 크게 포함된 때문인 것으로 생각된다. 通貨量 및 商品輸入이 GNP 「디플레이터」에 가장 큰 影響을 미치는 것은 각각 약 1年 및 5~6個月인 것으로 나타나고 있다.

費用側面에서는 역시 輸入物價가 가장 有意性이 큰 GNP 「디플레이터」 上昇要因으로서 약 6個月 정도의 時差를 보여주고 있다. 그러나 係數(彈力值)에 있어서는 賃金上昇率이 가장 큰 (0.24) 要因으로 나타나고 있다. 期待인플레이率은 製造業賃金이 說明變數로서 包含될 때는 限界의인 有意性 밖에 보이지 않고 있으나, 製造業賃金이 GNP 成長率로 代替된 方程式에서는 상당한 有意性을 보여주고 있다. 그리고 GNP 成長率이 生産要素市場의 壓迫을 통해 GNP 「디플레이터」에 가장 큰 影響을 미치기까지에는 약 10個月 정도의 時差가 있는 것으로 나타나고 있다.

위의 需要側面 및 費用上昇側面에서의 物價方程式은 合하여 하나의 聯立方程式體系로서 생각할 수가 있다. 方程式의 推定結果를 보면 費用上昇側面에서 導出된 GNP 「디플레이터」 上昇率을 需要側面方程式에 代入하여 이 式에서 GNP 成長率을 循環的(recursive)으로 구할 수 있도록 되어 왔다.

여기에서는 이러한 聯立方程式 體系에서 政策變數 기타 外生變數들이 어떻게 物價 및 GNP에 影響을 미치는가에 대해 關心을 갖지 않기로 한다. 實質GNP가 外生으로 주어졌다고 하면 需要側面 및 費用上昇側面의 두 物價方程式에서 相異한 두 GNP 「디플레이터」 上昇率, 즉 需要面에서의 物價上昇壓力(\dot{P}_d)과 費用上昇側面에서의 物價上昇壓力(\dot{P}_f)을 얻게 된다. 物價上昇은 平均的으로 이 두 相異한 物價上昇壓力의 中間點에서 決定될 것으로 期待할 수 있을 것이다.

$$\dot{P}_v = (\dot{P}_d + \dot{P}_f) / 2$$

물론 대부분의 標本期間에 있어서 두 方程式의 殘差(residual)가 同一한 符號를 가지는

것을 보면 兩側面의 物價壓力을 同時에 고려 하더라도 상당한 誤差가 남는 것은 事實이나

어느 한 方程式에 의존하는 것보다는 豫測能力이 크게 向上되는 것으로 나타나고 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- Amemiya, Takeshi, "The Nonlinear Two-Stage Least-Squares Estimator," *Journal of Econometrics*, July 1974, pp.105-10.
- Barro, Robert J. and Fischer, Stanley, "Recent Developments in Monetary Theory," *Journal of Monetary Economics*, April 1976, pp.133-67.
- Bronfenbrenner, M. and Holzman, F. D., "Survey of Inflation Theory," *American Economic Review*, September 1963, pp, 593-661.
- Brunner, Karl and Meltzer, Allan H. (edit), *The Problem of Inflation*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Volume 8, 1978.
- Campbell, Colin D., "The Velocity of Money and the Rate of Inflation: Recent Experiences in South Korea and Brazil," in Meiselman, D. (edit), *Varieties of Monetary Experience*, University of Chicago Press, 1970.
- Diaz-Alejandro, C.F., *Exchange-Rate Devaluation in a Semi-Industrial Country: The Experience of Argentina, 1955-1961*, M.I.T. Press, 1965.
- Diz, Adolfo C., "Money and Prices in Argentina, 1935-62," in Meiselman, D. (edit), *op. cit.*
- Frisch, Helmut, "Inflation Theory 1963-1975: A 'Second Generation' Survey," *Journal of Economic Literature*, December 1977, pp. 1289-1317.
- Gordon, Robert J., "The Theory of Domestic Inflation," *American Economic Review*, Feb. 1977 (Papers and Proceedings), pp. 128-34.
- _____, "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment," *Journal of Monetary Economics*, April 1976, pp. 185-219.
- Harberger, Arnold C., "The Dynamics of Inflation in Chile," in Christ, Carl F. (edit), *Measurement in Economics*, Stanford Univ. Press, 1963.
- Laidler, David E.W., *Essays on Money and Inflation*, Chicago: Universtiy of Chicago Press, 1975.
- _____, and Parkin, Michael J., "Inflation: A Survey," *Economic Journal*, Dec. 1975, pp. 741-809.
- Otani, I. and Park, Y.C., "A Monetary Model of the Korean Economy," International Monetary Fund, *Staff Papers*, March 1976, pp. 164-99.
- Stein, Jerome L., "Unemployment, Inflation and Monetarism," *American Economic Riview*, Dec. 1974, pp. 867-87.
- Vogel, Rovert C., "The Dynamics of Inflation in Latin America, 1950-1969," *American Economic Review*, March 1974, pp. 102-14.
- Waud, R.N. "Misspecifications in the 'Partial Adjustment' and 'Adaptive Expectations' Models," *International Economic Review*, June 1968, pp.204-17.