

St. Louis 模型과 通貨政策의 波及效果

盧 成 泰
司 空 恩 德

1968년 St. Louis 모델의 主軸을 이루는 總支出式이 발표된 이래 이를 둘러싸고 經濟學者들간에 많은 論難이 계속되어 왔다. 本稿는 이 時點에서 過去의 經驗과 爭點들을 회고해 보면서 綜合的인 評價를 시도함과 아울러 同 模型을 우리 經濟에 適用하여 通貨政策의 波及效果를 측정해 보고 이에 대한 政策的 含意를 추출해 보고자 함을 그 目的으로 하고 있다.

本 研究의 分析結果에 의하면 우리나라에 있어서도 通貨政策의 名目所得에 대한 波及效果가 財政政策의 경우보다 월등하나 美國의 경우에 비하여는 名目所得과 物價의 通貨에 대한 彈性值가 다소 작은 것으로 나타났다. 따라서 經濟의 安定化(특히 長期)를 위해서는 通貨政策에 큰 比重을 두어야 한다는 점이 시사되고 있다. 다만 이 模型은 總通貨의 外生性 여부, 模型의 構造的 安定性, 金融革新 등에 따른 總通貨流通速度의 불안정 가능성 등의 문제점을 안고 있으므로 同 結果의 해석이나 활용에 있어서는 주의를 요한다고 하겠다.

I. 序 言

本稿의 目的은 우리 經濟를 St. Louis 모델 形態로 小型化하여 通貨政策의 波及效果를 측정해 보고 政策的 含意를 추출해 보고자 하는데 있다. 物價, 成長, 雇傭 등 巨視經濟變數의 安定化를 위하여 政府가 사용할 수 있는 代表的인 政策手段이 通貨政策과 財政政策임에는 經濟學者들간에 별로 異見이 없는 것으로 보

筆者: 盧成泰-本院 研究委員, 司空恩德-本院 研究員
* 草稿段階의 本 研究에 관해 좋은 助言을 해준 姜文秀, 左承喜 博士께 감사드린다.

인다. 그러나 이들 政策들의 效果가 어떤 經路 (transmission mechanism)를 통해서, 어느 정도 時差(lag)를 두고, 얼마만큼 크게 (potency) 巨視變數들에 과급되는가에 대해서는 意見의 一致가 이루어지지 못한 채 論難이 계속되어 오고 있다.

經濟安定化에 있어서 通貨政策의 重要性을 강조하는 通貨論者들(monetarists)의 대표적 이고 實用性있는 모형은 St. Louis 모델이다. 처음 同 模型이 出現하였을 때는 극히 단순하면서도 예측력이 대형모형에 뒤지지 않을 뿐 아니라 實物經濟에 미치는 效果면에서도 通貨政策이 財政政策에 비해 압도적이라는 결론을 도출함으로써 「케인지안」들이 支配的이었던

당시의 經濟學界에 참신한 충격을 준 바 있었다.

그러나 1980년대에 들어와서 세계적으로 인플레이가 진정되는 한편 金融革新이 급속하게 진행되고 金融政策의 무력함을 주장해 온 合理的 期待論者들(rational expectations theorists)이 득세함에 따라 通貨論者들의 주장은 빛을 잃게 되었고 St. Louis模型에 대한 學者들의 관심도 그만큼 줄어들게 되었다.

추세가 이러한에도 불구하고 이제 새삼 우리나라 資料를 중심으로 St. Louis模型을 구축해 보고 그 政策的 含意를 음미해 보고자 하는 것은 다음과 같은 몇가지 이유 때문이다.

첫째, 同 模型의 支柱를 이루는 總支出方程式(St. Louis equation)이 Andersen-Jordan에 의해 발표된 지가 금년으로 꼭 20년째가 되는바 經濟學界에 미친 영향을 감안할 때 이 時點에서 일단 과거의 경험과 爭點들을 회고해 보면서 이에 관한 종합적인 評價를 시도해 볼 만한 意義가 있다고 하겠다.

둘째, 1980년대에 들어서 계속 안정적인 움직임을 보여오던 國內物價가 최근 上昇速度를 빨리하고 있으며 經常收支의 黑字轉換을 계기로 通貨供給도 加速化되고 있어 政策當局으로서 通貨政策과 景氣 및 物價의 相關關係를 다시 한번 조사해 보고 적절한 對應政策을 마련해야 할 필요성이 높아졌다.

세째, 그간 우리 經濟의 模型化 作業이 여러 機關 또는 學者들에 의해 추진되어 왔으나 대부분이 「케인지안」模型이었으므로 通貨政策의 波及效果를 視角을 달리해서 측정하고 비교해 보는 것도 의미있는 일이라고 생각한다. 특히 國內에서 정기적으로 每分期 經濟展望을 發表하는 유일한 機關인 本 研究院으로서 是 構造

方程式 형태의 大型 分期別 模型에 더하여 縮約型 方程式으로 構成된 小型模型을 보유함으로써 展望作業時 補完財로 活用하는 것이 바람직하다 하겠다.

以下에서는 우선 第II章에서 一般的인 St. Louis模型의 內容과 問題點을 살펴본 후, 第III章과 第IV章에서는 韓國經濟에 이를 適用하고 그 政策的 含意를 도출해 보고자 한다. 第V章은 結論部分으로서 分析結果의 問題點, 해석상의 制約 및 향후 發展方向에 관한 논의를 그 내용으로 하고 있다.

II. St. Louis模型의 內容, 問題點 및 評價

1. 模型의 內容과 結果의 政策的 含意

St. Louis模型의 根幹을 이루는 總支出方程式은 1968년 美國 St. Louis 聯邦準備銀行의 Andersen-Jordan(A-J)에 의해 발표되었는데, 이를 바탕으로 1970년 Andersen-Carlson(A-C)이 제대로 모습을 갖춘 模型을 作成, 發表하였던 것이다.

同 模型은 4個의 縮約型 行態式과 4個의 定義式, 合計 8個의 式으로 構成되어 있는바 당초의 模型中 縮約型 行態式을 요약하면 다음과 같다.

$$\Delta Y = f\{\Delta M(L), \Delta E(L)\} \text{ (總支出方程式)}$$

..... (1)

$$\Delta P = f\{D(L), \Delta PA\} \text{ (物價式)}$$

..... (2)

$$\Delta RL = f\{\dot{M}, \dot{X}(L), \Delta PA\} \text{ (長期金利式)}$$

..... (3)

$$U=f\{G(L)\}(\text{失業率式}) \dots\dots\dots (4)$$

여기서,

- Δ = 各變數들의 1次差分
- \cdot = 前期比 增加率
- L = 時差 演算者 (lag operator)
- Y = 名目 GNP
- X = 實質 GNP
- M = 通貨量
- E = 完全雇傭政府支出 (full-employment government sending)
- P = GNP 디플레이터
- D = 需要壓力
- PA = 豫想物價水準
- RL = 優良會社債 (Aaa) 利率
- U = 失業率
- G = GNP 갭 (潛在GNP-實際GNP)

먼저 式(1)의 總支出方程式은 원래 名目 GNP 예측을 위해서라기보다는 通貨政策과 財政政策의 波及效果를 비교해 보기 위해서 고안되었던 것인데 이를 아무런 修正없이 模型에서 채용하고 있다는 점이 특이하다 하겠다. A-J(1968)가 (i)通貨量 및 政府支出의 變動이 通貨 및 財政政策의 緊緩을 표시한다고 보고 (ii)名目GNP가 주로(過去 및 現在의) 通貨와 政府支出에 의해 결정된다는 가정하에서

- 1) 實際 推定에 있어서는 Almon(1965)의 PDL (polynomial distributed lag)이 사용되었으며 時差構造에 관하여는 4次的 多項式 및 오른쪽을 0으로 고정하는 制約이 주어졌다.
- 2) A-J가 밝히고 있는 바와 같이 이 式은 기본적으로 Friedman-Meiselman(1963) 研究의 연장이라고 볼 수 있을 것이다. 同 研究은 通貨의 流通速度(velocity)와 「케인즈」學派의 乘數(multiplier)中 어느 쪽이 보다 안정적인가를 검토해 보았는데 流通速度의 안정성이 보다 높으므로 安定化政策은 通貨管理에 그 기반을 두어야 한다고 주장하였던 것이다.

推定한 總支出式은 다음과 같은 결과를 보인다
바 있다¹⁾.

$$\Delta Y = 2.28 + 5.83 \sum_{i=0}^3 m_i \Delta M_{-i} + 0.17 \quad (7.25) \quad (0.54)$$

$$\sum_{i=0}^3 e_i \Delta E_{-i} \dots\dots\dots (5)$$

$$R^2 = 0.60 \quad D, W = 1.78$$

$$m_0 = 1.54, \quad m_1 = 1.56, \quad m_2 = 1.44, \quad (2.47) \quad (3.43) \quad (3.18)$$

$$m_3 = 1.29 \quad (2.00)$$

$$e_0 = 0.40, \quad e_1 = 0.54, \quad e_2 = -0.03, \quad (1.48) \quad (2.68) \quad (0.13)$$

$$e_3 = -0.74 \quad (2.85)$$

註: ()內는 t -統計值

同 推定式은 通貨量 變動이 總支出에 미치는 효과가 크고 지속적인 반면 財政支出의 增加는 通貨增加의 뒷받침이 없을 경우 2分期後부터 오히려 負의 效果를 유발하게 되어 1년 전체로 볼 경우 극히 미미한 波及效果를 갖는다는 점을 보여주고 있다. 따라서 經濟의 安定化를 도모하기 위하여는 財政政策보다 通貨政策에 의존해야 한다는 결론이 도출될 수 있었던 것이다²⁾.

通貨論者다운 또 하나의 行態式은 式(3)의 長期金利率式이다. 이는 長期名目金利率가 豫想인플레이率에 영향을 받는다는 Fisher(1930)의 假說下에서 Yohe-Karnosky(1969)가 개발한 利率率式을 받아들인 것이다.

失業率에 관한 式은 Okun(1962)의 法則을 修正한 것으로 失業率을 GNP 갭, 즉 潛在GNP와 實際GNP와의 격차를 연관시켜 본 것이다.

式(2)의 物價式은 名目GNP 變動을 物價와 實質所得變動으로 兩分해 주는 구실을 한다는

점에서 중요성을 갖고 있다. 여기에서 St. Louis 모델은 흥미롭게도 그간 「케인즈」學派 經濟學者들이 활용해 오던 「필립스」曲線을 원용하고 있다. 즉 物價豫想을 추가한 「필립스」曲線(expectations-augmented Phillips curve)이 사용되고 있는 것이다.

St. Louis 모델은 그간 몇 번 소폭적인 修正을 거쳤으나 基本構造面에서는 아직도 변함이 없는 것으로 알려지고 있다³⁾.

Carlson(1986)의 최근 보고를 중심으로 同 모델의 政策시뮬레이션 結果를 살펴보면 우선 通貨供給을 3%포인트 늘리면 2년 이내에 名目GNP가 2.7%, 實質GNP 2% 内外, 物價는 약 1% 정도 증가하게 되나 그 이후부터는 通貨增加가 거의 物價上昇 效果만을 갖게 되어 實質成長 提高效果가 점차 사라지게 된다는 것이다. 이에 비하여 財政支出만을 1% 늘리는 경우 名目GNP增加는 시뮬레이션 기간중 평균적으로 0.08%밖에 늘지 않고 財政支出乘數의 크기도 0.38 정도에 그쳐 대부분 「케인지안」模型과는 판이한 結果를 보여주고 있다.

이 政策시뮬레이션 效果가 갖는 政策的 含意는 同 모델의 출현 이전부터 通貨論者들이 꾸준히 주장해 온 바와 合致하는 것이다. 즉 첫째 經濟의 安定化 目的을 위하여는 通貨政策手段이 財政政策쪽보다 훨씬 有效하며, 둘째 通貨供給變動이 단기적으로는 實物變動을 유

발하므로 景氣對應策으로 사용될 수 있으나 장기적으로는 物價變動만을 초래하므로 通貨管理는 短期的인 景氣調節로서보다 長期的인 物價安定을 목표로 하여야 한다는 것이다.

2. 問題點

St. Louis 모델에 관한 論難은 合理的 期待 學派가 득세하기 전까지는 주로 總支出式을 둘러싸고 이루어졌다. 同 支出式에 대한 비판은 크게 보아 네 가지로 나누어 볼 수 있다.

첫째, 主要變數 漏落의 可能性이다. 즉 式의 右邊에 通貨와 政府支出만을 포함하고 있어 名目所得을 결정하는 다른 主要變數들이 생략되었을 가능성이 있다는 것이다. 總支出式은 보다 구체적으로

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta(L) \Delta M_t + \gamma(L) \Delta E_t + \mu_t \dots \dots \dots (6)$$

로 나타낼 수 있는데, 여기서 $\beta(L)$ 과 $\gamma(L)$ 은 時差演算者(lag operator) 多項式을 나타내며 L 은 $L^n X_t = LX_{t-n}$ 으로 定義한다. 만약 關連있는 主要外生變數 (ΔZ_t)가 생략되어 있다면 위의 式(6)은 다시

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta(L) \Delta M_t + \gamma(L) \Delta E_t + \sigma(L) \Delta Z_t + v_t \dots \dots \dots (7)$$

로 나타낼 수가 있다. 따라서 $\mu_t = \sigma(L) \Delta Z_t + v_t$ 인데 ΔZ_t 가 ΔM_t 혹은 ΔE_t 와 상당한 相關關係를 갖는다면 추정된 總支出式의 係數들은 偏倚를 가지게 될 것이다⁴⁾.

Modigliani-Ando (1976)는 「몬테칼로」(Monte Carlo) 형태의 실험을 통하여 이와 같은 偏倚 때문에 A-J方式으로 추정할 경우 通貨政策의 效果는 과대평가되고 반면에 財政政策效果는

3) Carlson (1986).

4) 式(6)에서 각 推定係數가 偏倚를 갖지 않는다는 基本假定中の 하나가

$$Cov(\mu_t, X_t) = E(\mu_t, X_t) = 0$$

이다. 여기서 X_t 는 ΔM_t 와 ΔE_t 중에서 임의의 하나를 나타낸다. 만약 ΔY_t 에 ΔZ_t 가 영향력이 있다면,

$$Cov(\mu_t, X_t) = E(\mu_t, X_t) = E[(\sigma(L) \Delta Z_t + v_t)$$

$$X_t] = \sigma(L) E(\Delta Z_t X_t) \neq 0$$

가 되어 前記假定은 成立되지 않게 된다.

과소평가된다는 점을 지적하고 있다.

둘째, 각 方程式의 推定에 있어 普通最小自乘法(OLS)을 사용하였기 때문에 聯立方程式 偏倚가 발생할 우려가 있다는 점이다. Mc-Callum(1986)은 A-J方程式을 OLS와 道具變數(instrumental variable)의 두 가지 방식으로 추정하여 비교한 결과, 財政政策의 效果面에서 상당한 괴리가 있음을 지적한 바 있다.

세째, 同 模型에서 사용하고 있는 通貨量과 政府財政支出이 通貨政策 및 財政政策의 적절한 外生的 指標가 아닐 수도 있다는 점인데, 이러한 경우 通貨와 財政支出과의 關係를 왜곡시킴으로써 추정된 係數들이 偏倚를 가질 수 있다는 것이다. de Leeuw-Kalchbrenner(1969)는 A-J式에서 사용한 M_1 이 그 구성면에서 內生的 要素를 포함하고 있으며 聯邦準備銀行에 의해서 직접적으로 조절될 수 없으므로 적절한 外生變數가 아니라고 주장하고 있다.

마지막으로 結果가 安定的(robust)이지 못하다는 점이다. A-J는 時差分布模型의 추정된 係數들의 精確도를 높이기 위하여 Almon(1965)의 PDL로 방정식을 추정하였는데, 多項式의 次數 및 時差 길이의 선택과 標本期間에 따라서 전혀 다른 결과를 얻을 수 있다는 것이다⁵⁾.

이상과 같은 計量分析上의 問題點과는 별도로 St. Louis模型은 通貨政策效果의 波及經路를 밝히지 않고 있어 通貨와 名目GNP 사이에 暗箱子(black box)를 둔 것과 같다는 비난이 있다. 또한 合理的 期待論者들은 예상된 通貨政策의 變경이 단기에도 實質成長에는 아무런 영향을 주지 못한 채 物價變動만을 초래한다고 주장하면서 同 模型上 名目GNP變動이 物價 및 實質成長으로 양분되어 가는 방식에 대하여 異議를 제기하고 있다⁶⁾.

이러한 비판에 대해 St. Louis 聯邦準備銀行側은 필요한 小幅의 수정은 가하면서도 기본적으로는 同 模型의 타당성을 옹호하는 입장을 취하고 있다⁷⁾.

첫째, 變數漏落問題에 관하여는 Ramsey-Schmidt(1976)의 RESET 檢定을 통해서 總支出式에 變數漏落의 위험이 없다는 점을 밝혔다. 그러나 美國의 對外去來가 證하는 현실을 감안하여 최근에는 輸出을 獨立變數로 추가한 바 있다.

둘째, 聯立方程式 偏倚問題에 관하여는 Wu 檢定, Granger檢定, Sims檢定 등을 통하여 通貨의 外生性を 主張해 오고 있다⁸⁾.

세째, 式에 使用된 指標가 通貨政策과 財政政策의 變化를 제대로 반영하는가에 관한 문제는 여타의 유사한 지표를 사용하더라도 推定結果에 그다지 영향이 없다는 점을 지적함으로써 대응하고 있다.

마지막으로 結論의 安定性(robustness)문제에 관하여는 時差나 標本期間을 변경해서 추정해 보더라도 당초의 結論이 바뀌지 않는다는 점을 보고하고 있는 것이다⁹⁾.

5) Schmidt and Waud(1973).

6) Sargent and Wallace(1975).

7) Jordan(1986)

8) Wu(1983), Granger(1969), Sims(1972), Jordan(1986), Elliott(1975), Batten-Thornton(1985).

9) Batten-Thornton(1983, 1985).

3. 綜合的 評價

總支出式을 중심으로 하는 St. Louis模型에 관한 논쟁은 아직도 계속되고 있으나 인플레이의 진정, 合理的 期待論의 득세에 따라 최근에는 그 열기가 많이 식은 것으로 보인다. 通貨論의 점진적인 퇴조 추세, 金融革新의 급진전, 計量分析技法上的의 문제점들은 St. Louis模型의 중요성을 크게 삭감시켜 온 것으로 보인다. 그러나 同 模型이 갖는 計量經濟學的인 문제점들은 대부분의 다른 모형이나 計量分析 結果도 마찬가지로 당면하는 것들이므로 그것만으로 模型을 과소평가할 수는 없다고 하겠다. 오히려 小型模型이면서도 大型模型에 못지 않는 예측력을 갖는 長點이 부각될 필요가 있으며 同 模型出現을 계기로 通貨理論 및 計量經濟에 관한 研究가 크게 촉진되었다는 점이 큰 공로로 인정되어야 할 것이다. 특히 外生性 檢定을 위한 Granger(1969), Sims(1972)의 방법은 물론, Sims(1980)의 VAR(vector autoregression)도 式의 형태면에서 A-J의 總支出式의 모습을 보이고 있는 점을 보더라도 巨視 및 計量經濟研究에 미친 영향은 높이 평가될 수 있을 것이다.

綜合적으로 보아 同 模型은 그것이 갖는 計量分析上的의 여러 가지 문제점에도 불구하고 安定化政策 論議에 있어 새로운 爭點을 제공하였고 그 전까지 추상적이기만 하던 通貨論者들의 論點을 명확하게 정리하여 주었을 뿐 아니라 計量經濟學 發展에도 크게 기여했다는 평가를 내릴 수 있겠다¹⁰⁾.

10) 初期의 貨幣數量說은 通貨가 物價를 결정한다고 주장해 온 반면 同 模型은 通貨가 名目所得을 결정한다는 戰後 通貨論者들의 주장을 바탕으로 구축된 것이다.

Ⅲ. St. Louis模型의 韓國經濟에의 適用

1. 模型의 構造

위에서 보아 온 바와 같이 St. Louis模型은 여러 가지 問題點이나 制約에도 불구하고 그 重要性이나 기여도가 작지 않을 뿐 아니라 第 I章에서 밝힌 바와 같은 몇 가지 理由, 특히 최근 우리 經濟의 動向에 비추어 볼 때 通貨와 經濟活動, 通貨와 物價의 聯關에 관해 시각을 달리한 보다 직접적인 研究의 必要性이 높다는 점을 감안하여 이하에서는 St. Louis模型의 韓國經濟에의 適用을 시도해 보고자 한다. 실제의 模型設計 및 推定에 있어서는 가능한 St. Louis模型의 기본취지와 그간의 경험을 최대한 반영토록 노력하였다. 筆者들은 通貨論을 신봉하지는 않으나 通貨論者들의 立場을 가장 잘 支持해 줄 수 있는 式들을 채택하고자 하였던 것이다.

이렇게 해서 作成된 韓國經濟의 小型模型은 [圖 1]의 「플로우 차트」가 說明해 주는 바와 같이 다음의 6個의 方程式, 즉 3個의 縮約型 方程式과 3個의 定義式으로 이루어져 있다.

$$\dot{Y} = f\{\dot{M}(L), \dot{G}(L), \dot{EX}(L)\} \dots\dots (8)$$

$$\dot{P} = f\{DP(L), \dot{PM}(L), \dot{PE}\} \dots\dots (9)$$

$$\dot{X} = \dot{Y} - \dot{P} \dots\dots (10)$$

$$DP = \dot{X} - \dot{PG} \dots\dots (11)$$

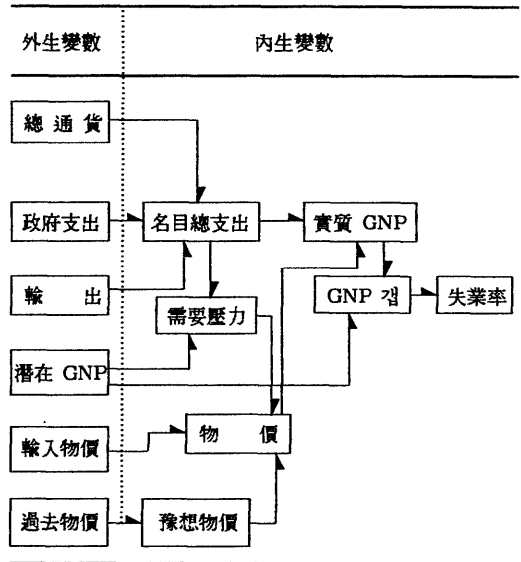
$$PE = (\sum_{i=0}^7 P_i) / 8 \dots\dots (12)$$

$$U = f\{DP(L)\} \dots\dots (13)$$

여기서 各 方程式에 使用된 變數들은 다음과 같다.

- = 各 變數의 前期比 年率 增加率
- L = 時差 演算者(lag operator)
- Y = 非農林漁業 名目GNP(단위:10億원)
- M = 總通貨量(平殘, 단위:10億원)
- X = 非農林漁業 實質GNP(1980年 不變格, 단위:10億원)
- G = 政府財政支出(中央政府歷年歲出, 단위:10億원)
- EX = GNP 計定上의 名目財貨와 用役의 輸出(단위:10億원)
- P = GNP 디플레이터(1980年=100)
- DP = 需要壓力
- PM = 元貨表示 輸入單價指數
- PE = 豫想인플레이
- PG = 非農林漁業 潛在GNP(단위:10億원)
- U = 失業率(%)

[圖 1] 模型의 플로우 차트



式(8)은 總支出式인데 被說明變數로서는 總名目GNP 대신에 安定化 政策과 관련없이 생산이 결정되는 農林漁業部門을 제외한 名目GNP部分을 사용하였다¹¹⁾. 同式은 非農林漁業 名目GNP 變動이 通貨供給, 財政支出이라는 政策變數와 아울러 輸出이라는 外生變數에 의해서 결정된다는 점들을 말해 주고 있다¹²⁾. 여기서 輸出이 추가된 것은 우리 經濟의 輸出依存度가 워낙 높기 때문에 이것이 포함되지 않을 경우에는 推定係數들에 偏倚가 생길 가능성이 크기 때문이다.

또한 이 式에서는 各 變數의 前分期對比增加率(年率)이 사용되었다. 우리 經濟는 高度成長過程에서 거의 모든 經濟變數들이 추세적으로 빠른 增加率을 보여왔으므로 A-J(1968)와 같이 1次差分(first difference, Δ)을 사용할 경우 異分散性(heteroscedasticity)이 발생할 우려가 있기 때문이다¹³⁾.

式(9)는 物價式으로 輸入物價와 需要壓力 그리고 豫想인플레이率이 物價變動을 主導하는

11) 以下에서 편의상 GNP 또는 名目總支出이라는 표현이 자주 나타나는데 이는 非農林漁業部門에 대한 總支出式 또는 GNP를 의미한다.
 12) 本 模型作成에 있어서 별도로 外生性 檢定을 하지는 않았으나 우리나라의 경우 그동안 通貨政策의 運用方式을 볼 때 通貨指標, 특히 總通貨와 經常所得間에는 feed-back 관계가 있는 것으로 생각되어 總支出式의 理論的 妥當性에 의문이 제기될 수 있다. 그러나 현실적인 문제로서 엄격한 의미에서의 外生性을 갖는 經濟變數라는 것은 거의 찾아보기 어려운 실정에서 外生性 원칙에 집착하는 경우에는 模型작성이 거의 불가능해진다는 문제점이 있으므로 이 부분에서는 어느 정도 양해가 이루어져야 할 것이다.
 13) St. Louis 聯邦準備銀行側도 B. Friedman의 財政政策의 有效性에 관한 反論을 계기로 1次差分에서 增加率로 變數를 변경 사용하였다(B. Friedman(1977), Carlson(1978)).

것으로 가정하고 있다. 物價式에서 賃금이 제외되어 있는 것은 St. Louis模型 作成者를 포함한 많은 通貨論者들이 費用側面보다는 需要側面을 강조해 왔다는 전통을 살려두기 위한 것이며 또한 賃金과 物價間의 因果關係가 분명하지 않다는 점도 그 理由中의 하나이다¹⁴⁾. 한편 신뢰성 있는 資本스톡 總計가 없기 때문에 需要壓力 計算에 필요한 潛在GNP 增加率は 1973~80년의 기간중 景氣의 頂點을 연결하는 方法에 의해 計算되었다.

式(13)은 失業率式으로 Okun의 法則을 토대로 하여 失業率과 GNP 갭을 연결시켜 본 것인데 미국의 경우처럼 GNP 갭을 정의하지 않고 수요압력을 대응변수로 사용함으로써 式의 숫자가 하나 줄어 들 수 있었다¹⁵⁾.

式(10), (11)은 각각 實質成長率, 需要壓力에 관한 定義式을 나타내고 있으며 式(12)는 豫想物價變動에 관한 定義式인데, 正常期待假說을 따랐다¹⁶⁾.

이상에서 본 韓國經濟의 小模型을 美國의 St. Louis模型과 비교해 볼 때 長期金利에 관한

方程式이 빠져 있음을 알 수 있다. 이는 그간 우리나라의 人爲的인 低金利政策으로 인해 자유롭게 변동한 公金利指標가 없기 때문이다.

2. 推定結果

推定에 있어서는 모든 資料를 X-11 ARIMA로 季節調整한 후 計算된 前期比年率 增加率을 사용하였다. 總通貨는 分期平殘額이며, 政府支出은 中央政府의 歷年歲出, 輸出은 GNP 計定上의 財貨와 用役의 輸出額(名目)이 사용되었다. 推定方法에 있어서 總支出式과 物價式은 普通最小自乘法(OLS)을 사용하였으며 各 時差變數의 係數들은 PDL(polynomial distributed lag)로 추정하였는데 필요에 따라 2次 또는 1次 多項式的 假定과 各 時差變數의 양끝점 혹은 오른쪽 係數를 0으로 하는 制約條件을 주었다¹⁷⁾. 한편 失業率式은 誤差項에 1次 自己相關이 있는 것으로 나타났으므로 Cochrane-Orcutt 反復節次를 거쳐 이를 조정하였다. 模型中 行態式的 채택된 추정결과는 <表 1>에 요약되어 있다.

推定結果에 관하여 보다 구체적으로 설명해 본다면 먼저 總支出式은 St. Louis模型의 전형적인 특징인 通貨政策의 效果가 강력하고 지속적인 반면 財政政策效果는 미미하다는 점을 보여주고 있다. 이는 <表 2>에서 보는 바와 같이 美國을 비롯한 先進國을 대상으로 한 Batten-Hafer(1983)의 推定結果와 大同小異하다 하겠다. 同式的 決定係數는 0.32로 式的 說明力이 높지 않으나 이는 變數들의 增加率을 사용하는 경우에 부득이한 현상이라고 하겠으며 外國의 經驗에 비추어 볼 때 그다지 낮은 수준은 아닌 것으로 생각된다¹⁸⁾. 또한

- 14) 미국의 St. Louis模型에서도 당초에는 輸入物價가 포함되어 있지 않았으나 石油波動을 겪으면서 供給側面의 重要性이 고려되어 에너지價格變數가 物價式에 추가되었다.
- 15) 需要壓力의 計算에 있어서는 實際GNP와 潛在GNP의 절대수준을 사용하여야 할 것이나 有意度가 낮은 것으로 나타나 增加率의 격차를 代理變數로 사용하였다.
- 16) 豫想物價變動에 관하여는 李啓植(1984)의 研究結果를 참조하여 正常期待假說을 시도하였다. 다만 $P_{t,t}^e = P_{t-1,t} + \rho(\bar{P}_{t-1,t} - P_{t-1,t})$ 에서 物價式의 豫測力을 잠작하여 $\rho=1$ 이 되는 특별한 경우가 채택된 것이다.
- 17) 時差의 길이 및 多項式的 次數를 選擇하는 方法을 제시한 研究로 Pagano-Hartley(1981) 참조.
- 18) 總通貨 대신에 現金通貨를 사용하였을 경우 式의 決定係數는 0.41로 크게 높아졌다. 이 結果는 通貨政策指數로서 M_2 의 有用性에 대해 강력한 의문을 제기해 준다고 하겠다. 그러나 아직까지는 M_2 가 通貨當局에 의해 中心指標로 사용되고 있으므로 以下에서의 論議는 M_2 를 중심으로 진행하기로 한다.

〈表 1〉 模型의 行態式 推定結果

總支出 : \dot{Y}_t		物價 : \dot{P}_t		失業率 : U_t	
獨立變數	推定係數	獨立變數	推定係數	獨立變數	推定係數
常數項	0.897 (0.19)	常數項	0.832 (0.27)	常數項	4.112 (45.06)
\dot{M}_t	0.076 (0.51)	DP_{t-1}	0.024 (0.16)	DP_t	-0.007 (-1.30)
\dot{M}_{t-1}	0.158 (2.66)	DP_{t-2}	0.153 (2.13)	DP_{t-1}	-0.012 (-2.16)
\dot{M}_{t-2}	0.191 (3.15)	DP_{t-3}	0.215 (2.85)	DP_{t-2}	-0.020 (-3.84)
\dot{M}_{t-3}	0.176 (2.31)	DP_{t-4}	0.210 (2.40)	DP_{t-3}	-0.023 (-4.65)
\dot{M}_{t-4}	0.112 (1.94)	DP_{t-5}	0.139 (2.15)	DP_{t-4}	-0.007 (-1.65)
$\Sigma \dot{M}_t$	0.712 (3.47)	ΣDP_t	0.781 (2.77)	ΣDP_t	-0.069
\dot{G}_t	0.012 (1.29)	$\dot{P}M_t$	0.097 (3.24)		$\rho = 0.564$
\dot{G}_{t-1}	0.010 (1.29)	$\dot{P}M_{t-1}$	0.077 (3.24)		
\dot{G}_{t-2}	0.007 (1.29)	$\dot{P}M_{t-2}$	0.058 (3.24)		
\dot{G}_{t-3}	0.005 (1.29)	$\dot{P}M_{t-3}$	0.039 (3.24)		
\dot{G}_{t-4}	0.002 (1.29)	$\dot{P}M_{t-4}$	0.019 (3.24)		
$\Sigma \dot{G}_t$	0.036 (1.29)	$\Sigma \dot{P}M_t$	0.290 (3.24)		
EX_t	0.040 (1.74)	PE_{t-1}	0.582 (3.04)		
EX_{t-1}	0.032 (1.74)				
EX_{t-2}	0.024 (1.74)				
EX_{t-3}	0.016 (1.74)				
EX_{t-4}	0.008 (1.74)				
ΣEX_t	0.120 (1.74)				
\bar{R}^2	0.32		0.38		0.67
$D.W$	1.93		2.76		2.03
$S.E$	11.68		10.66		0.31

註 : ()는 t -統計值

標本期間 : 總支出式과 失業率式은 71II ~ 86VI, 物價式은 72III ~ 86IV 까지임.

[表 2] 各國의 總支出式 推定結果比較

	Σm_i	Σg_i	Σex_i	\bar{R}^2
美國(60 I ~ 84 IV)	0.960	0.070	0.000	0.32
日本(60 II ~ 80 II)	0.552	0.006	0.067	0.19
西獨(63 II ~ 82 II)	0.518	-0.225	0.276	0.29
英國(66 II ~ 81 II)	0.419	0.345	0.209	0.59
프랑스(65 II ~ 81 II)	0.289	-0.192	0.246	0.82
캐나다(66 II ~ 81 IV)	0.726	-0.011	0.543	0.49
韓國(71 II ~ 86 IV)	0.712	0.036	0.120	0.32

資料 : Batten-Hafer (1983); Carlson (1986).

時差變數에 가해진 여러 가지 制約條件을 바꾸어 추정해 보았을 경우 時差構造, 個別係數의 크기는 다소 달라지나 各 政策變數의 推定係數의 合計 및 有意性, 그리고 決定係數에는 큰 변화가 없는 것으로 나타났다.

物價式에서는 需要壓力의 物價에 미치는 영향이 높은 有效性을 갖는 것으로 나타났으며 GNP디플레이터의 輸入物價(원貨表示)에 대한 長期彈性值은 0.29인 것으로 추정되었다.

끝으로 失業率은 需要壓力과 有意性있는 관계가 있는 점은 확인되었으나 그 彈性值가 그

리 크지 않은 것으로 나타났다. 즉 景氣上昇에 따라 實質GNP成長率이 1%포인트 增加할 경우 장기적으로 失業率은 약 0.07% 정도 하락하는 데 그치는 것으로 나타났던 것이다¹⁹⁾.

3. 標本期間內的 動態의 시뮬레이션

模型의 豫想力을 보기 위하여 事後·動態的(ex post dynamic) 시뮬레이션을 Gauss-Seidel方法에 의하여 수행하여 보았다. 事後라 함은 標本期間內에서 外生變數의 實際值를 부여하여 内生變數를 예측하고 실제치와 비교해 본다는 뜻이며 動態의이라 함은 사용된 時差變數들이 實際值가 아니고 模型이 생산해 낸 값들이라는 뜻이다.

[圖 2]~[圖 4]에서 보는 바와 같이 第1次 石油波動과 回復期間中에는 예측치와 실제치와의 乖離가 비교적 컸으나 1970년대말 이후부터는 그 乖離幅이 크게 줄어들었음을 알 수 있다. 本 模型은 작성시에 더미變數 등 說明力을 제고할 수 있는 技法을 전혀 사용하지 않았다는 점을 감안할 때 模型의 전반적인 예측도가 그다지 나쁘지는 않은 것으로 생각된다.

IV. 政策시뮬레이션

1. 시뮬레이션結果

推定된 模型의 속성을 알아보기 위하여 두 가지의 政策시뮬레이션이 행하여졌다. 즉 1981

년 1/4분기부터 1986년 4/4분기까지의 기간동안 總通貨供給과 財政支出을 각각 實際值보다 1%포인트 늘렸을 때 内生變數가 어떻게 반응하는가를 조사해 본 것이다.

<表 3> 및 <表 4>가 그 결과를 요약하고 있는데 먼저 總通貨가 1% 추가적으로 증가할 경우 名目GNP는 점차 증가하여 그 增加率 變動幅이 5分期에는 0.71%포인트에 이르게 되는 것으로 나타나고 있다. 物價도 점차 上昇速度가 빨라지나 8分期 정도가 지나야 장기적인 物價上昇率(追加) 水準인 0.45%포인트 내외에 이르게 된다. 이에 따라 實質GNP 追加成長率은 5分期에 0.53%포인트의 피크에 이른 후 그 증가속도가 鈍化되나 長期的으로도 0.23%포인트의 追加成長率이 가능한 것으로 나타나고 있다. 失業率도 7分期에는 0.032%포인트 정도 하락하는 것으로 나타나고 있다.

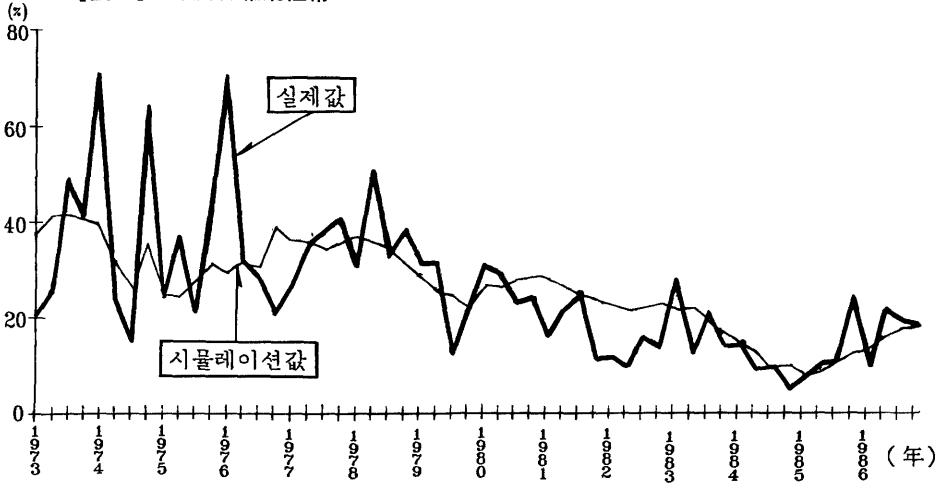
이러한 결과와 관련하여 몇가지 특기할 만한 사항이 우리의 관심을 끌었는데 우선 美國의 경우와는 달리 장기적으로 通貨增加率이 名目GNP增加率과 일치하지 않고 더 높다는 점이다. 이는 우리 經濟의 貨幣化(monetization)와 總通貨에 포함된 貯蓄性預金 때문에 總通貨의 流通速度가 下落趨勢를 보였기 때문인 것으로 추정된다.

둘째는 通貨增加에 따른 名目所得增加가 장기적으로 모두 物價上昇에 의해 흡수되는 것이 아니라 實質成長도 다소 높여 주는 효과가 있다는 점으로, 이는 곧 長期 필립스曲線이 수직이 아니라는 것을 시사해 주고 있다. 이에 따라 物價의 通貨에 대한 長期彈性은 0.48로 美國의 1에 비해 상당히 작은 것으로 나타나고 있다.

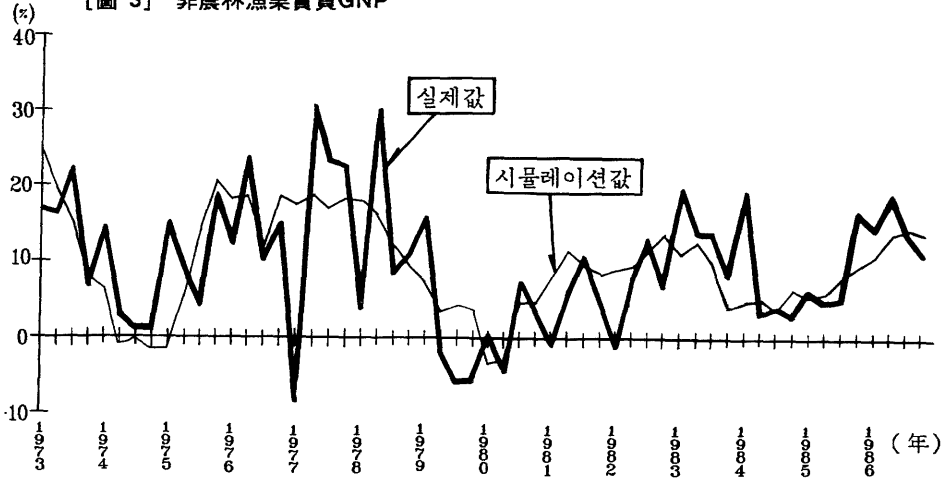
반면에 總通貨의 增加없이 財政支出만을

19) 美國의 경우는 Okun의 法則이 말해주는 바와 같이 彈性值가 약 0.33 정도로 나타나고 있다.

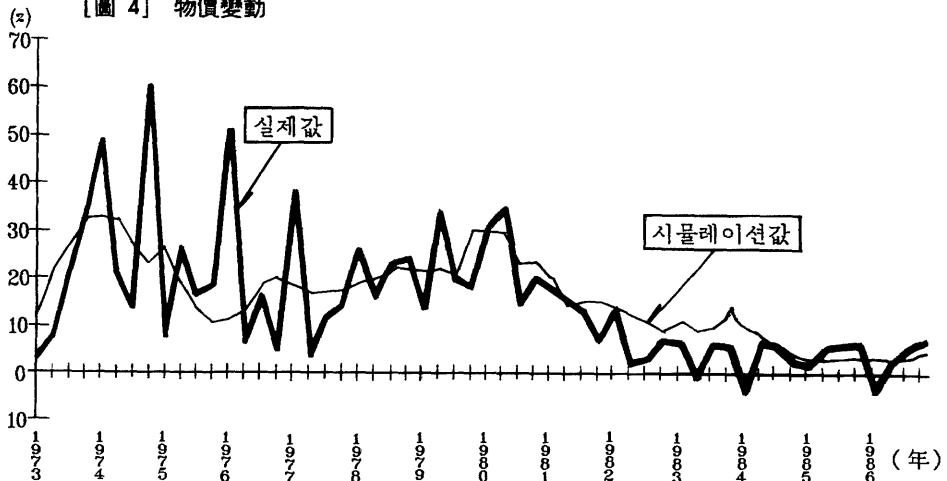
[圖 2] 非農林漁業經常GNP



[圖 3] 非農林漁業實質GNP



[圖 4] 物價變動



〈表 3〉 總通貨의 1%포인트 增加에 대한 反應

(단위 : %)

分 期	內 生 變 數			
	名目 GNP	實質 GNP	物價變動	失業率
1	0.076	0.076	0.000	-0.000
2	0.233	0.228	0.006	-0.002
3	0.424	0.323	0.032	-0.007
4	0.600	0.509	0.091	-0.014
5	0.712	0.526	0.186	-0.023
6	0.712	0.412	0.300	-0.030
7	0.712	0.315	0.397	-0.032
8	0.712	0.264	0.448	-0.029
12	0.712	0.285	0.427	-0.019
16	0.712	0.231	0.480	-0.017
20	0.712	0.243	0.469	-0.017
24	0.712	0.238	0.474	-0.016

1%포인트 증가시켰을 경우에는 장기적으로 名目GNP가 0.036%포인트 增加하는 데 그치게 되고 그것은 다시 1:2의 比率로 實質GNP 增加와 物價上昇으로 配分되고 있다.

이와 같은 결과를 기존의 構造方程式 模型과 비교하면 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 위의 政策시뮬레이션 結果를 年間값으로 換算하여 構造方程式으로 된 模型들과 비교한 것이 〈表 5〉에 要約되어 있다²⁰⁾. 먼저 總通貨 政策變動이 實際GNP에 미치는 영향면에서 本 模型에서는 그 效果가 비교적 크고 지속적인 것으로 나타난 반면 KDI 分期模型에서는 최초 1년간 實質GNP 增加效果는 크나 그 이후

부터는 급격하게 하락하는 것으로 나타났다. 韓銀 模型上의 實質GNP의 通貨에 대한 彈性値는 1~3년간은 0.20~0.28이나 5次年度에 가면 0.02로 크게 떨어지게 된다. 總通貨量 變動이 1~3년중 物價에 미치는 영향도 本 模型이 다른 模型들의 彈性値보다 현저히 크게 나타나고 있다.

한편 本 St. Louis模型上 財政支出의 變動이 實質GNP 및 物價에 미치는 효과는 다른 두 構造方程式 模型보다 상대적으로 낮은 수준임을 보이고 있다²¹⁾.

2. 政策的 示唆點

이상의 分析結果는 우리나라에 있어서 通貨量 變動이 實物經濟에 미치는 效果가 財政支出 變動에 비해 훨씬 甚大하므로 經濟安定化 目的을 위하여는 通貨政策에 높은 비중을 두어

20) Park(1987), 韓國銀行(1984) 참조.

21) 彈性値 比較에 있어서 本 模型에는 非農林漁業 實質GNP와 名目政府支出이 사용된 반면 構造方程式 模型上으로는 全體實質GNP와 實質政府支出이 사용되었다는 差異가 있다. 그러나 變數를 통일하더라도 그 結果는 本文上에 나타난 것과 큰 差異가 없는 것으로 나타났다.

〈表 4〉 財政支出의 1%포인트 増加에 대한 反應

(단위 : %)

分 期	內 生 變 數			
	名目 GNP	實質 GNP	物價變動	失業率
1	0.012	0.012	0.000	-0.000
2	0.022	0.021	0.001	-0.000
3	0.029	0.025	0.004	-0.001
4	0.034	0.025	0.009	-0.001
5	0.036	0.022	0.015	-0.001
6	0.036	0.016	0.020	-0.002
7	0.036	0.014	0.022	-0.001
8	0.036	0.014	0.022	-0.001
12	0.036	0.013	0.023	-0.001
16	0.036	0.012	0.024	-0.001
20	0.036	0.012	0.024	-0.001
24	0.036	0.012	0.024	-0.001

야 한다는 점을 示唆해 주고 있다. 특히 그간 安定勢를 보였던 物價의 上昇率이 점차 빨라지고 있으며 大規模 國際收支黑字를 기록하고 있는 現時點에서 流動性管理가 제대로 이루어지지 못할 경우 시간이 지날수록 物價不安이 深化되어 갈 것임을 예고해 준다고 하겠다. 다만 實際通貨政策의 집행과 관련하여 St. Louis模型을 활용하는 경우에는 同模型이 갖는 다음의 몇가지 문제점에 유념할 필요가 있다고 하겠다.

먼저 通貨와 名目支出間의 外生性問題, 인플레이豫想에 관한 理論的 實證的 論難, 時差構造에 관한 問題 등은 아직도 해결되지 않은 宿題라고 할 수 있으며 式의 說明力도 그다지 높지 않다는 점에 비추어 볼 때 通貨政策의 短期的 效果를 精確하게 측정하기는 극히 어려운 일이라고 하겠다.

둘째, 模型에 사용된 總通貨가 과연 적절한 通貨政策의 指標인가 하는 점이다. 특히

1980년대에는 非銀行金融機關의 발전이 팔복할 만하였고 金融資產間의 代替度가 높다는 점을 감안할 때 總通貨指標의 신뢰도가 의문시되는 것이다.

세째, 標本期間이 짧아 구분하여 檢定하기는 어려우나 1970년대와 1980년대의 우리 經濟는 구조적 차이가 상당할 것인데도 全體期間을 대상으로 平均的인 係數를 推定하였으므로 이 결과를 1980년대 후반에 활용하는 데는 주의를 요한다 하겠다.

이상의 문제점을 감안할 때 通貨政策은 短期보다 長期의 經濟安定化를 目標로 삼아야 할 것이며 波及效果 豫測의 불확실성을 감안할 때 보다 신중성있게 運用되어야 할 것이다.

〈表 5〉 다른 두 模型과의 政策시뮬레이션 結果 比較

St.Louis式에 적용한 韓國模型('80 I ~ '84 IV)					
年間	시뮬레이션 1		年間	시뮬레이션 2	
	物價彈性值	實質GNP彈性值		物價彈性值	實質GNP彈性值
1	0.032	0.301	1	0.003	0.021
2	0.333	0.379	2	0.020	0.016
3	0.433	0.278	3	0.022	0.014
4	0.472	0.240	4	0.024	0.012
5	0.466	0.246	5	0.024	0.013
KDI 分期模型('81 I ~ '85 IV)					
1	0.040	0.340	1	0.015	0.016
2	0.180	0.140	2	0.060	0.030
3	0.180	0.080	3	0.060	-0.030
4	0.160	0.060	3	0.030	-0.060
5	0.120	0.080	5	0.000	-0.030
韓國銀行 分期模型('79 I ~ '83 IV)					
1	0.010	0.200	1	0.010	0.110
2	0.090	0.280	2	0.060	0.160
3	0.210	0.230	3	0.150	0.160
4	0.310	0.140	4	0.240	0.120
5	0.370	0.020	5	0.310	0.040

註: 시뮬레이션1: 總通貨를 계속 實際보다 1% 增加시킬 경우임.
 시뮬레이션2: 本 模型은 名目政府支出을, KDI 및 韓國銀行 模型은 實質政府支出을 實際值보다 1% 增加시킬 경우임.

V. 結 論

本稿에서는 St. Louis模型에 관한 논의를 회고, 평가해 보는 동시에 韓國經濟에의 적용을 시도하여 보았고 작성된 模型을 토대로 通貨政策과 財政政策의 波及效果를 추정하여 보았다.

分析結果에 의하면 우리나라에 있어서도 通貨政策의 名目所得에 대한 波及效果가 財政政策의 경우보다 월등하나 美國의 경우에 비하

여는 名目所得과 物價의 通貨에 대한 彈性值가 다소 작은 것으로 나타났다. 따라서 經濟의 安定化(특히 長期)를 위해서는 通貨政策에 큰 비중을 두어야 한다는 점을 示唆해 주고 있다. 다만 이 模型은 總通貨의 外生性 여부, 模型의 構造的 安定性, 金融革新 등에 따른 總通貨流通速度의 불안정 가능성 등의 문제점을 안고 있으므로 同 結果의 해석이나 활용에 있어서는 주의를 요한다고 하겠다.

그러나 小型이면서도 예측력이 좋고 또한 長期展望에 유리하다는 점을 감안할 때 本 模型을 기존의 「케인지안」模型과 보완적으로 사용하여 巨視經濟의 分析과 예측에 활용하는

것이 바람직한 것으로 보인다.

同 模型을 더욱 發展시켜 나가기 위하여는 이미 서술한 計量經濟學的인 문제점들의 해결

을 위한 努力이 필요하며 특히 理論·實證 양 면에서 타당성을 갖춘 通貨政策의 指標를 개발하는 것이 급선무인 것으로 생각된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

李啓植, 「인플레이期待와 經濟安定」, 研究報告 84-05, 韓國開發研究院, 1984. 12.

韓國銀行, 「短期經濟豫測模型改編結果」, 1984.

_____, 『調査統計月報』, 1984. 11.

Almon, Shirley, "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures," *Econometrica*, January 1965.

Andersen, Leonall C. and Keith M. Carlson, "A Monetarist Model for Economic Stabilization," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, April 1970.

_____, and Jerry L. Jordan, "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November 1968.

Batten, Dallas S. and Daniel L. Thornton, "The Andersen-Jordan Equation Revisited," *Journal of Macroeconomics*, Summer 1985.

_____, and R. W. Hafer, "The Relative Impact of Monetary and Fiscal Actions on Economic Activity : A Cross-

Country Comparison," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, January 1983.

Carlson, Keith M., "A Monetarist Model for Economic Stabilization: Review and Update," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, October 1986.

_____, "Does the St. Louis Equation Now Believe in Fiscal Policy?" *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, February 1978.

_____, "Polynomial Distributed Lags and the Estimation of the St. Louis Equation," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. April 1983.

de Leeuw, Frank, and John Kalchbrenner, "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization-Comment," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, April 1969.

Elliott, J. W., "The Influence of Monetary and Fiscal Actions on Total Spending," *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1975.

- Friedman, Benjamin M., "Even the St. Louis Model Now Believes in Fiscal Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1977.
- Friedman, Milton, and David Meiselman, "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897~1958," in The Commission on Money and Credit, *Stabilization Policies*, Prentice-Hall, 1963.
- Granger, Clive W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, July 1969.
- Jordan, Jerry L., "The Andersen-Jordan Approach after Nearly 20 Years," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, October 1986.
- McCallum, Bennett T., "Monetary Versus Fiscal Policy Effects: A Review of the Debate," R. W. Hafer(ed.), *The Monetary Versus Fiscal Policy Debate: Lessons from Two Decade*, Studies in Monetary and Macroeconomic Theory and Policy, Rowman and Allanheld, 1986.
- _____, "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism," *Economic Letters*, Vol.13, Nos. 2-3, 1983.
- Modigliani, Franco, and Albert Ando, "Impacts of Fiscal Actions on Aggregate Income and the Monetarist Controversy : Theory and Evidence," Jerome L. Stein(ed.), *Monetarism*, Vol.1, Studies in Monetary Economic, North-Holland, 1976.
- Okun, Arthur M., "Potential GNP: Its Measurement and Significance," 1962 *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*.
- Pagano, Marcello, and Michael J. Hartley, "On Fitting Distributed Lag Models Subject to Polynomial Restrictions," *Journal of Econometrics*, June 1981.
- Ramsey, James B. and Peter Schmidt, "Some Further Results on the Use of OLS and BLUS Residuals in Specification Error Tests," *Journal of the American Statistical Association*, June 1976.
- Schmidt, Peter, and Roger N. Waud, "The Almon Lag Technique and the Monetary Versus Fiscal Policy Debate," *Journal of the American Statistical Association*, March 1973.
- Sargent, T. J. and Neil Wallace, "Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, April 1975.
- Sims, Christopher A., "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, September 1972.
- _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, 1980.

Park, Won-Am, "A Quarterly Macroeconomic Model for the Korean Economy," Working Paper, No. 8716, Korea Development Institute, December 1987.

Wu, De-Min, "Tests of Causality, Pre-determinedness and Exogeneity," *Inter-*

national Economic Review, October 1983.

Yohe, William P. and Denis S. Karnosky, "Interest Rates and Price Level Changes, 1952-69," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, December 1969.