

通貨政策의 適正指標選定*

盧 成 泰

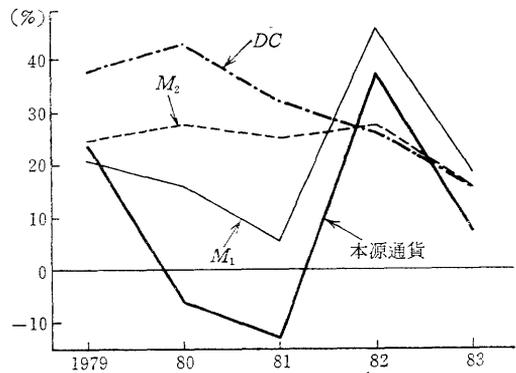
▷ 目 次 ◁

- I. 序 論
- II. 指標選定の 意義와 各國의 事例
- III. 指標選定 關聯研究의 概觀
- IV. 實證分析結果
- V. 要約 및 結論

I. 序 論

최근 수년간 通貨政策指標들의 움직임이 [圖 1]에서와 같이 현저한 乖離現象을 보임에 따라 政策當局과 金融研究家들의 適正指標選定에 관한 論議가 활발해져 왔다¹⁾. 1980年末 現在 通貨는 前年末에 비해 16.3%가 는 데 비해 總通貨는 26.9%가 증가하였다. 보다 극단적

〔圖 1〕 各種通貨指標의 年間增加率



인 예로서는 同期間中 國內信用(DC)이 41.9%나 증가한 반면 本源通貨는 오히려 6.5% 減少한 것을 들 수 있다. 금년에 들어서도 9月末을 기준으로 1年間 貨幣發行額과 通貨가 각각 2.9% 및 5.4%의 低調한 增加勢를 보인 반면 CD를 포함한 總通貨는 11.4%, 國內信用은 13.2%씩 증가하고 있어 金融緊縮의 強度를 精確하게 판단하기 어려운 실정이다.

어느 指標를 중심으로 하여 通貨信用政策을 수행해야 하는가에 관해서는 研究機關別로도 의견들이 엇갈리고 있는데 韓國銀行은 그간의

筆者: 韓國開發研究院 副研究委員

* 本稿는 筆者의 學位論文인 Ro(1984)중에서 實證的인 研究部分을 補完·發展시킨 것이다. 草稿에 대해 有益한 論評을 해주신 姜文秀 博士와 번역 및 자료정리로 큰 도움을 준 李仁鎰, 吳尙勳 두 연구원께 깊이 감사 드린다.

1) 이 문제에 관한 最近의 研究로는 南相祐(1980, 1982), 朴在潤, 河成根(1982), 孫正植(1984), 南相祐—李德勳(1984), 李吉寧(1984) 등을 들 수 있다.

研究結果를 바탕으로 總通貨를 가장 적절한 指標로 選定, 使用하여 왔다. 그러나 최근에는 第2金融圈의 급속한 發展을 감안하여 새로운 廣義의 通貨指標 M_3 를 개발하여 補助指標로서 활용할 뜻을 밝힌 바 있다²⁾. 반면에 KDI에서는 狹義의 通貨指標 M_1 이 實物經濟動向과 보다 밀접한 관련을 갖는다고 보아 이를 M_2 와 더불어 中心指標로 사용할 것을 주장하여 왔다.

本稿는 中心指標를 둘러싼 論議와 관련하여 該간 이 問題에 關한 國內外의 研究 및 政策 執行을 概觀·整理해 보는 한편 筆者 나름의 實證分析結果를 報告하는 것을 主目的으로 한다. 아울러 現行 政策運用方式에 關한 問題點을 지적하고 앞으로의 研究 및 政策方向에 關해서도 간략히 논급하고자 한다.

本研究는 序論 部分을 포함하여 전체 5個章으로 構成되어 있는데 第II章은 指標選定の 意義와 用語의 定義를 분명히 하는 한편 各國의 事例를 소개하고 있다. 第III章은 指標選定에 關한 該동안의 國內外 研究들을 理論的 部分과 實證的인 部分으로 나누어 일별함으로써 최근의 研究方向에 關한 이해를 돕고 다음 章에서 보고되는 研究結果가 차지하게 되는 위치를 가늠하는 데 참고가 될 수 있도록 하였다. 第IV章은 우리나라의 主要通貨指標 5個를 選定, 流通速度의 安定性과 實物經濟活動에 대한 外生性을 檢定하고 있다. 마지막 第V章에서는 實證分析結果의 의미와 制約을 論議한 다음 現行의 中心指標에 의한 通貨政策運用方

式(targeting system)에 따르는 전반적인 문제 點을 지적하였다. 또한 앞으로 이 問題에 關한 研究 및 政策方向에 참고가 될 수 있는 提言도 포함되어 있다.

II. 指標選定の 意義와 各國의 事例

1. 指標選定の 意義

一般的으로 通貨信用政策은 完全雇傭, 物價 安定, 國際收支均衡 등 經濟의 安定化를 주된 目標로 하고 있으며 通貨政策當局은 이와 같은 目標을 달성하는 데 사용할 수 있는 몇 가지 政策手段들을 가지고 있다. 그러나 政策手段의 변경이 최종적인 目標에 影響을 미치게 되는 경로와 時間 및 效果의 정도는 너무나 불확실하므로 그 중간에 자리하면서 政策變更의 實物經濟에 대한 效果를 精確하게 豫測해 줄 수 있는 金融變數가 필요하게 된다. 이 變數를 精식명칭으로는 “通貨政策의 中間目標”(intermediate target of monetary policy)라고 하며 간혹 運用目標(operating target) 또는 近似目標(proximate target)로 부르기도 한다. 우리나라에서는 이를 “中心指標”라고 불러 왔는데 혼동의 우려가 없지는 않으나 以下에서는 이와 같은 이름들을 편의에 따라 병용하고자 한다³⁾.

한편 金融政策의 遂行에 있어서 中間目標를 設定하는 것이 오히려 비효율적이라는 點을 밝힌 學者들이 있다. Kareken-Muench-Wallace (1973)와 B. Friedman(1975, 1977)은 어떤 金

2) 韓國銀行(1984).

3) “通貨政策의 指標”(monetary indicator)가 엄밀한 의미에서의 中間目標과 다른 點에 關하여는 Saving (1967), Brunner-Meltzer(1969) 및 B. Friedman (1975) 參照.

融變數가 中間目標로 사용될 경우 그 變數가 갖는 情報力이 소멸되므로 中間目標 없이 바로 「政策手段→最終目標」方式의 政策運用이 더 바람직하다고 主張하고 있다⁴⁾.

그러나 이와 같은 論議에도 불구하고 各國의 中央銀行들은 제각기 金融環境과 實證分析 結果를 바탕으로 中心指標를 選定, 運用해 왔다. 이는 주로 中間目標 없이 政策手段과 最終目標를 연결시켜 주는 신빙성있는 「모델」을 作成하기가 어려우므로 政策當局으로서는 次善策을 강구하지 않을 수 없는 사정 때문이었다고 생각된다. 아울러 나라에 따라서는 中央銀行이 그 意思와는 관계없이 外部的인 힘에 의해서 中心指標를 選定, 目標值의 달성에 주력하지 않을 수 없는 경우도 많았기 때문이다. 美國의 경우 1975년의 議會決議(House Concurrent Resolution 133)와 Humphrey-Hawkins法은 聯準(Federal Reserve System)이 分期別로 通貨指標의 目標增加值를 公示하도록 規定하고 있다. 또한 많은 開途國들은 外資導入을 위해 IMF의 淸고에 따라 여러 가지 政策指標들의 年度別 上限을 設定, 運用하고 있는데 1973~75年間に IMF借款을 얻기 위한 條件으로서 이와 같은 방식을 도입한 國家들은 18個國에 이르고 있다⁵⁾.

2. 各國의 中心指標 選定

1960年代末까지 대부분의 先進國 中央銀行은 利子率을 중심으로 通貨信用政策을 運用

하여 왔다. 이들 國家에서는 이미 金融市場이 잘 발달하여 있었고 대부분의 金利가 自由化되어 있어서 利子率은 資金市場의 사정을 정확하게 반영해 준다는 점에서 通貨政策의 가장 좋은 指標로 간주되어 왔던 것이다. 또한 당시를 풍미하던 「케인지안」經濟學의 體系가 利子率을 媒介變數로 하여 金融部門과 實物部門을 연결시키고 있었기 때문에 자연스럽게 利子率에 대한 관심을 높이는 결과를 가져왔다고 생각된다.

그러나 60年代 後半부터 시작된 세계적인 「인플레이」現象은 金利의 政策指標로서의 機能을 현저하게 약화시켰다. 가령 利子率이 1% 「포인트」 올랐을 경우 通貨政策當局으로서 이 것이 資金의 通常的인 需要에 비해 供給이 不足(流動性 效果)하였기 때문인지, 實物經濟活動이 보다 활발해짐에 따른 需要의 增加(所得 效果)에 의한 것인지, 아니면 「인플레이」豫想率이 높아짐에 따른 上昇(Fisher 效果)인지를 분간해 낼 수 없어서 流動性 供給을 증가시켜야 할지 減少시켜야 할지를 결정하기 어려운 경우가 많아졌다. 아울러 60年代末부터 各國에 「인플레이」가 만연함을 계기로, M. Friedman이 주도하는 通貨論者들의 영향력이 점증함에 따라 通貨當局들은 運用目標로서 점차 總量指標(monetary aggregates)를 重視해 오기에 이르렀다⁶⁾.

그러나 여러 개의 通貨總量中 어느 것을 中心指標로 삼느냐 하는 데 관해서는 나라마다 그리고 같은 國家에 있어서도 시기에 따라 의견이 달라져 왔다. 이는 各國의 中央銀行이 自國의 金融構造와 實證的 分析結果를 바탕으로 後述하는 選定基準에 맞추어 適正指標를 선택하여 왔기 때문이다. 先進國中 제일 먼저

4) 2個 目標方式(中間目標 및 最終目標) 政策執行의 實際的인 문제점을 상론한 연구로서는 Bryant(1983) 參照.

5) Foot(1981).

6) 總量重視의 背景과 各國의 指標變更 事例에 관하여는 OECD(1979) 및 鈴木淑夫(1983) 第6章 參照.

中心指標의 目標增加率을 일반에게 공표하기 시작한 西獨은 本源通貨와 유사한 中央銀行通貨(Central Bank Money)를 運用目標로 삼아왔다⁷⁾. 프랑스는 廣義의 通貨指標인 M_2 를, 英國은 M_3 , 日本은 M_2+CD 를 각각 中心指標로 삼고 있다. 美國은 尙당 기간동안 M_1 을 運用目標로 삼아왔으나 金融革新으로 M_1 의 流通速度가 安定性을 잃어감에 따라 1982年 10月부터는 M_2 로 옮겨 간 바 있다. 아울러 FOMC(Federal Open Market Committee)는 1983年初부터 R. Davis(1979), H. Kaufman(1980), B. Friedman(1981, 1982, 1983) 등의 주장을 감안하여 金融資産 쪽이 아닌 金融負債 쪽의 극히 廣義의 概念인 “國內純負債合計”(total net liabilities 또는 total nonfinancial debt)를 補助指標로 채택, 目標值를 設定하고 있다⁸⁾. 이탈리아는 이미 오래 전부터 “總國內與信”(total domestic credit)을 運用目標로 삼아 온 바 있다.

한편 우리나라에서는 財政安定計劃을 수립하기 시작한 1957년부터 金融政策의 運用目標로서 通貨(M_1)을 選定하고 目標增加率을 발표해 왔다. 1969년에 와서는 일시 本源通貨로 指標를 바꾸었다가 同年 下半期부터는 國際收支事情을 감안하여 國內信用(DC)으로 옮겨간 바 있다. 이어 1979년부터 現在에 이르기까지는 總通貨(M_2)를 中心指標로 사용하여 왔다. 그러나 최근에는 第2金融圈의 급속한 發展과 전체 金融市場에서 차지하는 비중의 重要性을 감안하여 廣義의 M_3 指標를 편제, 補助指標로

7) 보다 정확히는 中央銀行通貨=本源通貨-超過支準
8) 1984년에 들어와서 金融革新에 의한 攪亂이 일단락되자 聯準議長은 M_1 의 움직임에 종전보다 더 많은 관심을 보이겠다고 밝힌 바 있다.

서 活用할 움직임을 보이고 있다.

과거 우리나라의 通貨政策運用에 있어서 中心指標選定과 관련된 두 가지 특징을 지적함으로써 本章을 끝맺고자 한다.

첫째, 年初頃에 發表되는 中心指標의 目標增加率과 실적이 <表 1>에서 보는 바와 같이 큰 乖離를 보인 적이 많았다는 점이다. M. Friedman(1960)이 일찍부터 현재와 같은 通貨政策運用方式의 實施를 주창해 온 근거는 中央銀行이 目標增加率을 분명히 밝히고 目標대로 推進함으로써 자의적인 정책에 의한 교란이나 불확실성이 제거되어 전반적인 經濟活動이 安定的인 움직임을 보이게 된다는 점에 있었다. 그러나 목표와 실적의 괴리가 너무 클 경우 民間의 政策當局에 대한 不信이 팽배하게 되고 經濟는 오히려 더욱 불안정해질 우려가 있어서 中心指標의 選定, 活用이라는 政策의 意義 自體를 상실할 우려가 있다.

둘째, 先進國의 總量指標中心의 通貨政策

<表 1> 中心指標의 目標增加率과 實績值
(단위: %)

	中心指標	目標增加率	實績
1969	MB	27.5	38.3
1970	DC	27.0	26.5
1971	"	28.0	31.1
1972	"	24.0	30.4
1973	"	24.0	31.7
1974	"	33.7	54.2
1975	"	35.3	32.2
1976	"	17.3	21.7
1977	"	24.7	23.6
1978	"	34.2	45.9
1979	M_2	25.0	24.6
1980	"	20.0	26.9
1981	"	25.0	25.0
1982	"	20~22	27.0
1983	"	18~20	15.2

資料: 韓國銀行, 『年次報告書』, 各號.

運用에 있어서는 그 前提로서 金利의 自由化가 이루어진 반면 우리나라의 경우에는 公金利를 人爲的으로 市場金利보다 낮은 수준으로 規制하면서 동시에 通貨總量 또한 規制하고자 했다는 점이다. 이에 따라 公金融市場은 均衡을 찾지 못한 채 그 發展이 크게 制約되어 온 반면 私債市場이 활기를 띠게 되고 이에 따른 여러 가지 問題點들이 露呈되어 온 것은 이미 잘 알려진 사실이다.

Ⅲ. 指標選定 關聯研究의 概觀

1. 理論的 研究

指標選定에 관한 實證的 研究는 다음 節에서 보는 바와 같이 枚擧하기 힘들 만큼 많은 반면 理論的인 研究는 그 수가 많지 않은 실정이다. 이는 무엇보다도 전통적인 巨視理論에서 단순화를 위해 通貨性 金融資產을 細分하지 않은 채 論議를 進행시켜 온 研究 방식의 영향 때문이라고 하겠다.

中心指標選定에 관한 가장 획기적인 理論的 研究는 Poole(1970)이다. 그는 IS-LM體系에 不確實性을 도입하여 通貨量과 金利의 어느 쪽이 보다 좋은 政策指標가 될 수 있는가를 분석하고 있다. 結論的으로 그는 저축·투자활동 등 實物市場側(IS)의 攸關요인이 상대적으로 클 경우에는 通貨量을, 通貨需要의 불안정성이 보다 더 클 경우에는 利率를 政策指標로 선정하는 것이 所得의 安定化에 보다 效率的이라는 점을 보여주고 있다. 물론 그의 模型에서 不確實性이 제거될 경우에는 어느

쪽 指標를 택하든 차이가 없는 것이다. Poole의 研究가 갖는 結論으로서는 단순한 IS-LM 模型이기 때문에 物價變動이 무시되어 Fisher 효과에 따른 利率의 指標로서의 弱點이 충분히 고려되지 않았다는 점을 들 수 있다. 또한 通貨性 資產을 細分화하지 않았다는 점도 同模型의 弱點이 되고 있다.

Poole의 方式을 보다 發展시킨 Modigliani-Papademos(1980)는 金融市場을 세분화하고 金融變數의 變化가 實物經濟에 效果를 미치는 「메카니즘」을 보다 現實化한 模型을 사용하면서 金利, 通貨(M_1), 總通貨(M_2) 중에서의 指標選定 問題를 分析하고 있다.

한편 韓國金融市場의 特性을 고려한 模型을 基礎로 指標選定問題를 理論的으로 分析한 研究로서는 Ro(1984)를 들 수 있다. 同研究에서는 일부 第2金融圈 資產 또는 私債가 銀行預金과 긴밀한 代替關係를 보일 경우 협의의 通貨指標, 즉 現金通貨 또는 通貨(M_1)가 廣義의 通貨(M_2)보다 有用하다는 점 등 특정 通貨指標들의 상대적 우월성이 보장되는 조건들을 밝히고 있다. 그러나 이들 두 研究에 있어서도 Poole의 경우와 마찬가지로 物價變動이 고려되지 않고 있어 후술하는 실증적 研究와 직접적인 연관을 갖지 못하는 단점이 있다. 이들 研究가 中心指標와 “實質”所得의 安定性을 分析하고 있는 반면 대부분의 실증적인 研究들은 各種 通貨指標와 “名目”GNP와의 相關關係를 分析하고 있기 때문이다. 따라서 理論的 模型에 물가변동을 포함하는 방향으로 보다 깊은 研究가 進行될 것이 要望되고 있다.

2. 實證的 研究

總量通貨指標를 선정하는 데 있어서 사용되
는 實際的인 기준으로서는 대체로

- ① 최종 목표와의 관계의 긴밀성 또는 최종
목표에측의 정확성(predictability)
- ② 최종 목표에 대한 外生性(exogeneity)
- ③ 中央銀行의 統制可能性(controllability)
- ④ 情報로서의 速報性 또는 利用可能性(ava-
ilability) 등을 들 수 있다. 이중 速報性은 電
算施設과 통신수단의 발달에 따라 그리 큰 문
제가 되지는 않는다고 보아 아래에서는 그의
의 세 가지 기준에 관한 실증적인 연구들의
접근방식과 결과를 일별하고자 한다.

가. 최종목표와의 관계

通貨指標와 最終目標間의 相關關係의 緊密
性을 檢定하기 위하여는 대체로

- ① 流通速度의 安定性 檢定
- ② 各指標의 需要函數의 安定性 對比
- ③ 最終目標를 豫測할 수 있는 能力의 比較
등의 接近方法들이 사용되어 왔다⁹⁾.

M. Friedman—A. Schwartz(1963)가 전통적
인 통화의 정의였던 M_1 보다는 M_2 가 名目所得
과 높은 相關關係를 갖는다는 점을 指摘한 이래
많은 經濟學者들의 이에 관한 研究가 뒤따랐
으나 아직까지 만족할 만한 意見의 일치를 보
지는 못한 實情이다¹⁰⁾. 이는 대부분의 計量分

析이 그러하듯이 分析方法, 分析對象期間 등에
따라 상이한 결과가 나타나기 때문이다. 단적
인 예로서 FRB New York이 1974년에 펴낸
「Monetary Aggregate and Monetary Policy」
라는 책자에서 동행의 Schadrack(1974)은 M_2
가, 그의 동료인 Levin(1974)은 銀行信用(bank
credit)이 보다 좋은 指標라고 각각 상반된 主
張을 하고 있는 것이다. 최근에는 B. Friedman
이 美國의 경우 다른 어떤 指標보다 非金融部
門의 純負債總額(total net liability)이 名目
GNP와 가장 높은 상관關係를 보여왔으며 豫
測力도 가장 뛰어난 것으로 報告한 바 있다.
물론 B. Friedman 등에 앞서 이미 1950年代에
Radcliffe報告書(1959), Gurley-Shaw(1956,
1960), Tobin(1963) 등이 非銀行金融機關 負
債를 포함하는 廣義의 指標의 重要性을 강조한
바 있었으나 그동안에는 이를 뒷받침할 만한
理論的·實證的 研究가 뒤따르지 못했던 것이
다.

한편 우리나라의 경우에는 流通速度의 安定
성 및 名目GNP 豫測面에 있어서 南相祐(19
80), 南相祐—李德勳(1984)의 研究가 M_1 (또
는 조정된 M_1)을 가장 뛰어난 指標로 선정한
반면 朴在潤—河成根(1982), 李吉寧(1984)은
 M_2 를 꼽고 있고, 孫正植(1983)은 標本期間에
따라 指標들의 安定성과 豫測力の 順位가 다
름을 보여주고 있다.

名目GNP와의 相關關係 檢定과 관련하여
言及할 만한 최근의 研究方向으로 Divisia通貨
指標의 作成을 들 수 있다¹¹⁾. 이는 여러 가지
金融資産의 價格差(利子率差)를 기준으로 하
여 加重平均된 複合的인 通貨指標이다. 물론
從前에도 金融資産間의 代替度를 추정하여 새
로운 通貨指標를 작성코자 시도해 본 예는 있

9) 指標選定에 관한 實證的인 研究는 通貨의 定義에 관
한 經驗的인 研究와 不可分의 關係를 가져왔다. 兩者間
의 差異를 指摘한 研究로는 Osborne(1984) 參照.

10) 相異한 分析結果들의 要約은 朴哲(1976) 參照.

11) 이에 관한 대표적인 研究로는 Barnett(1978, 1980,
1982, 1984) 參照. 指標의 理論的인 근거와 計算方式은
金大植—李炳達(1982)에 잘 說明되어 있으며 日本의
경우 試算과 餘他指標와의 對比研究로는 Ishida(1984)
를 들 수 있다.

있으나 Divisia指標의 경우 만큼 體系的이고 現實性 있는 논거를 가지고 있지는 못하였다¹²⁾. 다만 우리나라와 같이 各種 金利가 人爲的인 規制下에 있는 경우에는 利率이 金融資産의 市場價格을 반영하지 못하기 때문에 이와 같은 指標를 작성하는 데 결정적인 制約이 되고 있다.

나. 外生性(Exogeneity)檢定

通貨指標가 제 구실을 하기 위해서는 同指標가 最終目標의 움직임에 따라 크게 영향력을 받거나 교란되어서는 안 되고 因果關係의 흐름이 指標→最終目標라는 방향을 나타내야 한다.

Sims(1972)에 의해 通貨가 名目所得에 대해 일방적인 因果關係(unidirectional causality)를 갖는다는 점이 밝혀진 이래¹³⁾ 많은 金融研究家들이 指標選定問題와 관련하여 總量指標와 名目GNP間의 外生性을 檢定해 왔다. 時系列分析에 바탕을 둔 이들 연구에 있어서는 Sims Test, Granger Test 또는 多變量時系列分析方法 등이 사용되어 왔는데 최근의 예로는 Pautler-Rivard(1979), Hafer(1981)와 B. Friedman(1981, 1982, 1983) 등을 들 수 있다. 또한 최근에는 Power寄與率에 의한 技法으로 因果關係를 검증하는 접근방법도 채택되고 있다¹⁴⁾.

우리 나라의 경우에는 申玄哲(1978)이 Sims Test 등을 이용하여 本源通貨, M_1 및 M_2 와

名目 및 實質GNP와의 因果關係를 研究한 바 있는데 諸指標와 名目所得과의 因果關係는 불분명한 반면 M_1 과 本源通貨가 實質GNP에 대해서는 일방적인 因果關係를 갖는 것으로 나타났다고 報告하고 있다. 李吉寧(1984)의 Sims檢定에서는 M_3 만이 名目GNP에 대해 일방적인 因果關係를 갖는 것으로 나타났다. 外生性 檢證은 理論的으로도 문제가 있을 뿐 아니라 實際의 資料에서 어떻게 Filtering을 하는가에 따라 결과가 달라지는 등 實證的인 문제점도 많아 그 결론의 해석에 있어서 주의를 요한다고 하겠다.

다. 統制 可能性

變動換率制下에서 中央銀行이 거의 완벽하게 통제할 수 있는 것은 本源通貨이며 나머지 通貨總量은 家計, 企業 및 金融機關의 行態의 變化등 교란요인 때문에 統制可能性面에서 떨어져 있다고 하겠다. 이 점에 착안한 李吉寧(1984)은 本源通貨와 餘他 通貨指標들의 相關關係로서 統制可能性의 정도를 측정하고 있다. 그러나 換率이 완전히 자유화되지 못하고 外換集中制가 實施되고 있는 우리나라와 같은 경우에 과연 本源通貨를 통제 가능성의 기준으로 삼는 것이 옳은가 하는 점에는 논란의 여지가 있다고 하겠다. 가령 國際收支의 變化에 의해 本源通貨와 항상 같은 움직임을 보이고 있는 指標가 있다고 해서 그것이 中央銀行 統制可能性이 가장 높다고 할 수는 없을 것이며 특히 이와 같은 國際收支 효과가 제거된 國內信用(DC)같은 指標는 統制可能性이 아주 낮은 것으로 나타날 것이 예상되기 때문이다. 이 문제에 관하여는 實證的인 研究가 별로 없으며 대체로 通貨指標가 廣의의 개념으로 확

12) 金融資産間의 代替度를 加重値로 새 指標를 작성한 연구로는 Chetty(1969) 參照.

南相祐(1980)는 正準相關(canonical correlation) 分析方式으로 加重値를 추정, 加重平均된 通貨指標를 作成한 바 있다. 우리나라 金融資産間의 代替度에 관한 실증적인 연구로는 정진진(1979) 및 Ro(1984) 參照.

13) Sims(1972)에 대한 비판적 연구로서는 Mehra(1978) 參照.

14) Okubo(1983) 參照.

대되어 감에 따라 統制可能性이 낮아져 간다고 보는 것이 일반적인 견해인 것 같다.

指標選定の 基準으로서의 統制可能性에 대해 의문을 提起하는 研究家들도 있는데 FRB Boston의 Kopcke(1983)는 適正通貨指標가 반드시 統制可能性이 높아야 할 것은 아니라는 점을 밝히고 있다.

한편 統制可能性과 관련하여 최근 論議의 대상이 되고 있는 것으로서 조작수단에 관한 문제를 들 수 있다. 조작수단이란 中央銀行이 通貨指標를 統制하기 위하여 사용할 수 있는 手段(指標)을 말한다. 미국의 경우 1979年 10月 이전까지는 聯邦準備資金市場金利를 조작수단으로 삼아오다가 그 이후부터는 銀行의 準備金으로 바꾸었다는 사실은 실령 中心指標가 선정되었다고 해도 同目標值가 항상 달성된다는 보장은 없다는 조작수단 선정의 중요성을 말해 주고 있다. 따라서 최근 美國에서는 中心指標의 目標值를 效率的으로 달성할 수 있는 조작수단이나 支給準備計算方式의 모색에 관한 研究가 활발히 進行되고 있다¹⁵⁾.

IV. 實證分析結果

本章에서는 우리나라의 通貨指標에 관한 筆者의 實證的 研究結果를 소개하고자 한다. 分

15) McCallum-Hoehn(1982) 및 Goodfriend(1984) 參照.
16) M_3 등 보다 廣義의 指標가 포함되지 못한 것은 자료상의 제약 때문이다. 分析期間이 1981년까지로만 되어 있는 것은 資料上의 制約(1983年 分期別 GNP統計未備)이 있었음과 아울러 時系列 分析을 위하여 筆者가 使用했던 RATS(Regression Analysis of Time Series) 「컴퓨터 프로그램」을 아직 國內에서 이용할 수 없었기 때문이다.
17) 居住者 外換預金 包含.
18) 韓國銀行과 預金銀行.

析技法은 과거 指標選定에 자주 쓰여 온 전통적인 檢定方法과 아울러 최근 巨視變數들의 豫測에 사용되기 시작하고 있는 「벡터」自己回歸分析(Vector Autoregression) 등 時系列分析을 포함하고 있다.

分析對象期間은 1960年 1/4分期부터 1981年 4/4分期까지의 22年間이며 對象指標는 現金通貨(Currency, CU), 本源通貨(Monetary base, MB), 通貨(M_1), 總通貨(M_2), 國內信用(Domestic Credit, DC)의 5個이다. 現金通貨를 빼고는 이들 모두가 한때는 中心指標 역할을 담당한 적이 있었다는 사실은 이미 앞에서 본 바와 같다¹⁶⁾.

各指標의 定義는 다음과 같다.

現金通貨(CU) : 貨幣發行額中 民間保有分

本源通貨(MB) : CU + 預金銀行 預置金

通貨(M_1) : CU + 預金銀行 要求拂預金

總通貨(M_2) : M_1 + 預金銀行 貯蓄性預金¹⁷⁾

國內信用(DC) : 通貨機關¹⁸⁾의 貸出 및 投資
合計

各指標의 分期別 數值로서는 月末殘額들의 平均值를 「센서스」局法 X-11에 의해 계절조정된 값이 사용되었다.

分析對象 指標中에 現金通貨가 포함된 것은 두 가지 이유에서이다. 첫째, 우리나라는 對象期間中 手票制度가 충분히 발달되지 못해서 貨幣가 사실상 支給手段의 主宗을 이루었으며 M_1 중 現金通貨 比率이 50% 내외의 수준을 보여왔다. 또한 要求拂預金과 貯蓄性預金の 分類에 문제점이 있고 要求拂預金中에서도 現金通貨와 같은 기능을 수행하지 못하는 부분이 있어서 M_1 과 별도로 그 움직임을 분석해 볼 필요가 있었다.

둘째, 廣義의 指標가 狹義의 指標보다 우월

하기 위해서는 前者가 後者보다 實物經濟活動을 더 잘 설명할 수 있어야 할 뿐 아니라 指標를 확대해 나감으로써 추가로 얻어지는 情報上的 有用성이 자료수집과 廣義指標의 통제를 위한 추가적인 노력을 상쇄하고도 남아야 할 것이다¹⁹⁾.

이 기준을 적용하기 위해서는 가장 狹義의 통화개념으로부터 연구가 시작되어야 할 것인바 우리나라의 경우에는 전술한 이유에서 現金通貨가 이에 해당한다고 생각된다.

1. 流通速度的 安定性 比較

金融變數들과 名目GNP의 關係의 安定성을 分析하는 方法에는 여러 가지가 있겠는데 먼저 後者の 前者에 대한 比率인 流通速度的 變化를 직접 비교해 봄으로써 出發點을 삼고자 한다.

〈表 2〉는 分期別 資料와 年間資料를 사용하여 計算된 金融變數別 流通速度的 變異係數(平均으로 正規화된 標準偏差)를 보여주고 있다. 또한 原資料를 사용한 경우와 流通速度에서 趨勢를 제거한 경우의 對比도 포함하고 있

〈表 2〉 流通速度的 變異係數 比較

	分期資料		年間資料	
	原資料	趨勢除去資料	原資料	趨勢除去資料
CU	0.149	0.147	0.168	0.089
MB	0.292	0.201	0.329	0.162
M ₁	0.177	0.159	0.206	0.125
M ₂	0.522	0.183	0.573	0.199
DC	0.588	0.163	0.576	0.173
M ₃			0.595	0.189
DC ₃			0.431	0.138
DC ₄			0.460	0.127

註：標本期間은 1960. I ~ 1981. N(分期資料)와 1962 ~ 1981(年間資料)임.

19) M. Friedman(1970) 參照.

다. 年間資料에는 참고삼아 5個의 指標 이외에 廣義의 指標가 3개 더 追加되었다. M₃는 M₂와 金融「서베이」상의 非銀行金融機關負債의 合計이고 DC₃는 通貨「서베이」상의 DC에 非銀行金融機關의 貸出과 投資를 합친 金額이다. DC₄는 國內 非金融部門이 發行한 負債의 合計이며 會社債, 私債 등이 포함되어 있는데 概念上으로는 B. Friedman이 定義한 “純負債合計”와 유사하다. 年間資料에 의한 流通速度는 年間的 經常GNP를 各金融指標의 年中平均値로 나누어 計算하였다.

變異係數로 측정해 볼 때 諸指標中 現金通貨가 經常所得과 가장 安定적인 關係를 보이고 있다. 즉 現金通貨는 分期別 資料, 年間資料, 原資料, 추세가 제거된 자료의 모든 부문에서 流通速度的 變動이 가장 작은 것으로 나타났다. 두번째로 安定적인 指標는 M₁이며 本源通貨(分期別 資料)와 M₂(年間資料)의 流通速度가 가장 變動이 큰 것으로 나타났다.

M₂, DC, M₃, DC₃ 등 廣義의 指標들의 流通速度的 變異係數는 추세를 제거한 資料를 사용한 경우 많이 줄어들었으나 아직도 現金通貨와 M₁에 비해서는 상당히 큰 편이었다. 흥미로운 점은 가장 廣義의 指標인 DC₄가 M₁과 비슷한 정도의 安定적인 關係를 보여주고 있다는 것이다. 이는 GNP와의 긴밀한 關係를 갖는 指標를 개발하기 위해 通貨指標를 擴大해 갈 경우 현재와 같은 M₃만으로는 불충분하다는 점을 示唆해 주는 것으로 생각된다.

2. 經常GNP 豫測能力 比較

일반적으로 金融變數의 움직임은 상당한 時差를 가지고 實物經濟活動에 영향을 미치는

것으로 인식되고 있다. 따라서 同期間(contemporaneous) 流通速度의 변동만으로 관계의 안정성을 추정하는 것은 충분하지 못하다고 하겠으며 經常所得을 金融指標들의 과거의 움직임과 연관시켜 보는 방식에 의한 檢定이 필요하다고 하겠다. 이 경우 자주 이용되는 방식이 經常GNP成長率과 金融變數 및 財政變數의 增加率의 移動平均(moving average)間的 관계를 나타내는 St. Louis式 縮略型(reduced form) 模型이다.

推定에 사용된 式은 다음과 같으며 <表 3>은 이 모형의 推定結果의 統計值들을 要約하고 있다.

$$\% \Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \% \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \% \Delta G_{t-i} + u_t \dots\dots\dots(1)$$

단, Y: 經常所得

M: 金融指標들(CU, MB, M₁, M₂, DC)

G: 分期中 實際政府支出

財政政策의 變動을 代表하는 G에 관한 통계로서는 보통 完全雇傭政府支出 혹은 完全雇傭財政赤字 등이 사용된다. 그러나 韓國의 경우 아직 分期別 完全雇傭財政赤字나 潛在的 生産量에 대한 믿을 만한 統計나 研究가 없는 실정이어서 本研究에서는 실제의 政府支出을 사용하였다. α, β_i, γ_i는 推定될 係數들이다.

方程式 推定에 있어서 通常의 Almon 多項 時差方式(Almon polynomial lag procedure) 대신에 Carlson과 Hein(1980), Hafer(1981), Islam(1981) 등을 따라 一般最小自乘法(Or-

dinary Least Squares)이 사용되었다²⁰⁾. Almon의 時差模型은 Koyck時差分布 模型에 비해 더 伸縮的이고 自由度를 늘릴 수 있다는 장점이 있음에도 불구하고 보통 세 가지 임의적인 制約을 가함으로써 그 推定의 신뢰도가 문제시 되기 때문인데 세 가지 제약이란 多項式의 次數, 時差의 數, 그리고 初期 및 末期에 관한 制約條件을 말한다.

實際 推定에 있어서는 4期와 8期の 時差를 가지는 2個 方程式 형태로 나누었는데 表에서 알 수 있듯이 方程式들의 說明能力이 어느 경우에도 상당히 낮은 것으로 나타나고 있다. 즉 가장 높은 決定係數가 0.35에 불과하며 나머지는 0.2에도 미치지 못하고 있는 것이다. 그러나 증가율을 사용하는 St. Louis式의 回歸分析은 美國의 경우에도 대개 \bar{R}^2 가 0.4를 넘지 않으므로 우리나라에서만 특이한 현상은 아니다. 오히려 GNP成長率의 負(-)의 時系列相關을 나타내고 있는 Durbin-Watson

<表 3> 經常所得 回歸分析結果 要約統計表

金融變數	SEE	\bar{R}^2	DW
A. 時差가 0期에서 4期까지인 경우			
CU	0.134	0.15	2.88
MB	0.149	(*)	3.28
M ₁	0.141	0.06	3.31
M ₂	0.145	0.01	3.28
DC	0.141	0.06	3.21
B. 時差가 0期에서 8期까지인 경우			
CU	0.116	0.35	2.76
MB	0.151	(*)	3.29
M ₁	0.141	0.05	3.35
M ₂	0.141	0.05	3.35
DC	0.133	0.16	3.11

註: 標本期間은 4期 時差인 경우 1961年 2/4分期에서 1981年 4/4分期까지이고 8期 時差인 경우 1962年 2/4分期에서 1981年 4/4分期까지임.

SEE: 推定의 標準誤差 \bar{R}^2 : 調整된 決定係數

DW: Durbin-Watson值

*는 \bar{R}^2 가 負인 경우.

20) Almon 時差模型의 檢限을 지적한 研究로는 Schmidt-Waud(1973) 參照.

값이 문제점으로 지적되어야 할 것이다.

推定結果에 의하면 現金通貨를 포함하는 방정식이 어느 경우에도 가장 높은 R^2 를 보여주고 있다. DC의 時差變數를 獨立變數로 사용하는 방정식이 두번째로 좋은 결과를 보였으며 本源通貨는 經常所得變動을 설명하는 능력이 가장 낮은 것으로 나타났다.

이와 같은 方程式의 說明力은 推定期間에 따라 敏感하게 변할 수 있고 또 반드시 장래의 名目GNP에 대한 豫測力을 精確하게 반영하지 못할 수도 있다는 우려에 대비하여 Islam (1981)의 방법에 따른 標本期間밖의 豫測能力에 관한 「시뮬레이션」(simulation)이 행해졌다. 이를 위한 節次로는 우선 1976年 4/4分期까지의 資料만을 이용하여 各方程式을 推定하여 이를 토대로 1977年의 4個分期 GNP增加率에 대한 豫測值를 구한 후 實績値와 비교하여 보았다. 다음에는 1977年 4/4分期까지의 자료를 이용 방정식을 추정한 후 1978年 4個分期를 예측하였다. 이와 같은 과정을 되풀이하여 1981년까지 매년의 分期別 豫測値와 實績値間의 오차를 구하여 보았다.

〈表 4〉는 「시뮬레이션」의 결과를 要約하고

있는데 各年度別 平均豫測誤差(mean forecast error)와 함께 세 가지 統計値, 즉 平均誤差(mean error), 平均絕對誤差(mean absolute error) 및 RMSE(root mean square error)가 表示되어 있다. 이번의 경우에도 現金通貨를 獨立變數로 사용한 방정식이 가장 豫測誤差가 작은 것으로 나타났으며 DC가 두번째, 그리고 本源通貨가 가장 豫測力이 나쁜 것으로 나타나고 있다.

3. 流通速度의 動態的反應 比較

St. Louis式의 縮略型 方程式은 적어도 두 가지의 問題點을 갖는 것으로 批判을 받아 왔다. 먼저 同模型은 金融變數와 財政變數가 經常GNP에 대해 外生的이라고 가정하고 있는데 이의 타당성이 문제시되고 있다. 둘째, 變數들의 變化를 自己回歸的으로 確定的인(autoregressively deterministic) 부분과 確率的인(stochastic) 부분으로 구분하고 있지 않다.

本節에서는 이들 問題點에 대한 해결 방안으로서 B. Friedman의 방식에 따라 「벡터」自己回歸分析(vector autoregression, 이하에서

〈表 4〉 標本期間 밖의 시뮬레이션誤差의 비교

	CU	MB	M ₁	M ₂	DC
1 9 7 7	-0.091	-0.072	-0.021	-0.001	-0.093
1 9 7 8	-0.011	-0.001	0.107	0.068	0.024
1 9 7 9	0.378	-0.108	-0.010	-0.025	-0.045
1 9 8 0	-0.188	-0.130	-0.268	-0.283	-0.178
1 9 8 1	-0.164	-0.029	0.004	-0.056	0.045
ME	-0.015	-0.068	-0.039	-0.059	-0.050
MAE	0.541	0.734	0.701	0.645	0.580
RMSE	0.497	0.856	0.869	0.773	0.577

註: ME: 平均誤差
 MAE: 平均絕對誤差
 RMSE: Root mean square error
 誤差: 豫測値-實際値

는 VAR라 略함)을 사용, 流通速度들의 獨立의인 충격, 즉 「이노베이션」(innovation)에 대한 動態的 反應을 살펴보기로 한다²¹⁾.

원래 VAR模型은 總래의 巨視計量模型이 갖는 결함을 극복하기 위한 시도로서 Sims (1980)에 의해 開發된 것인데, 同模型은 사전에 內生變數와 外生變數를 구분하지 않고 몇 개의 經濟變數「그룹」이 서로의 過去值와 今期の 攪亂項에 의해서 결정된다는 假定에서부터 출발하고 있다.

이 方式을 좀더 구체적으로 설명해 보면 우선 分期資料를 이용하여 다음의 VAR方程式을 추정하였다.

$$\begin{bmatrix} \ln M_t \\ \ln Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln M_{t-1} \\ \ln Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \dots (2)$$

단, M 은 金融指標, Y 는 經常GNP, u_t 들은 攪亂項, T 는 $T=t$ 인 趨勢變數, α_t 들은 推定되어야 하는 係數들이고, B_{ij} 들은 固定係數 時差演算多項式(fixed-coefficient lag operator polynomials)들을 나타낸다.

이 模型과 B. Friedman의 模型과의 차이점은 趨勢變數가 포함되어 있다는 점이다. 推定에 사용된 期間中 韓國의 巨視經濟變數들은 계속적으로 매우 빨리 증가하였으므로 趨勢變數가 필요하였다.

推定된 自己回歸式(2)를 풀면 다음과 같은

21) 外生性的 문제는 4節 이하에서 보다 상세하게 다루게 된다.

VAR의 이론적 측면에 관하여는 Sims(1980, 1982), 同方式을 利用한 研究로는 B. Friedman 以外에 Gordon-King(1982) 參照. 이에 대한 批判으로는 Mc Callum(1982) 參照.

22) 直交化와 「시뮬레이션」을 위해 RATS 「프로그램」이 사용되었다. 直交化의 具體的인 方法에 관하여는 B. Friedman(1981) 參照.

형태의 移動平均式을 갖게 된다.

$$\begin{bmatrix} \ln M_t \\ \ln Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \dots (3)$$

단, γ_t 들은 固定된 係數들이고 δ_t 와 λ_{ij} 들은 金融指標와 經常所得을 u_1 과 u_2 의 現在값과 과거 資料들의 函數로 나타내기 위해 (2)式에서 α_t 와 B_{ij} 를 반복적으로 대입해 구해진 固定係數 時差演算多項式을 표시한다.

끝으로 u_1 과 u_2 가 一般的으로 獨立의이 아니므로 1회의 「이노베이션」(innovation)의 영향을 分析하기 위해서는 直交化(orthogonalization)가 필요하다. 이 과정을 거치면 模型(3)은 다음과 같이 변형된다.

$$\begin{bmatrix} \ln M_t \\ \ln Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \end{bmatrix} \dots (4)$$

단, ν_t 들은 새로운 獨立的 攪亂項들이다²²⁾.

<表 5>에는 1961年 1/4分期부터 1981年 4/4

<表 5> 流通速度의 動態的 反應分析(2變數)

(단위 : %)

指標別 流通速度의 變化					
分期	CU	MB	M ₁	M ₂	DC
A. 金融指標에 1%의 1회의 「이노베이션」이 있는 경우의 反應					
1	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
4	-0.71	-1.06	-1.13	-1.98	-2.37
8	-0.37	-0.79	-0.79	-2.76	-2.05
12	-0.14	-0.17	-0.11	-2.21	-0.87
16	-0.06	0.10	0.26	-1.12	0.09
20	-0.07	0.20	0.35	-0.15	0.39
B. 經常所得에 1%의 1회의 「이노베이션」이 있는 경우의 反應					
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
4	0.22	0.30	0.13	0.42	0.24
8	-0.07	-0.10	-0.08	0.12	0.25
12	-0.15	-0.14	0.08	0.09	0.52
16	-0.13	-0.01	0.26	0.36	0.59
20	-0.07	-0.03	0.21	0.48	0.28

註 : 標本期間은 1962. I ~ 1981. IV.

分期까지의 資料를 이용하여 모든 變數에 대해 8分期의 時差變數를 도입하여 經常所得과 金融指標에 대해 推定한 VAR式을 「시물레이션」한 결과가 나타나 있다. 이 表에서는 回歸分析의 모든 결과를 제시하지는 않았고 1회의 「이노베이션」에 대한 流通速度의 5年間の 動態的 反應을 요약하였다. 이 動態的 反應은 經常所得에 대한 효과에서 金融指標에 대한 1회의 효과를 差減하여 계산된 것이다. 表의 上부분은 각 指標 쪽의 1% 「이노베이션」에 대한 다섯 가지 流通速度의 時間 經過에 따른 변화를 나타내고 있다. 假定에 의해 Y는 同期間에는 아무런 영향을 받지 않으므로 첫번째 分期에는 모든 流通速度가 1%씩 떨어진다. 그러나 여러 分期가 經過한 후에는 Y가 증가하거나 M이 減少하거나 혹은 Y는 증가하고 M은 減少함에 따라 流通速度는 원래의 수준으로 되돌아가게 된다. 表에서 보면 現金通貨의 流通速度가 다섯 가지 指標中에서 가장 빨리 元 상태로 돌아가는데 이는 상대적인 安定性을 나타낸다고 할 수 있다. 3年後에는 그 경로가 거의 충격을 주기 전의 수준에 이르러 그 이후에도 과잉으로 反應하지는 않았다. 本源通貨와 M₁의 流通速度는 비슷한 反應경로를 보였으나 反應이 늦게 나타났으며 약 4年後에야 원래의 수준으로 돌아갔다. 流通速度의 元상회복에 있어서 가장 느린 反應을 보인 것은 M₂이다. 이 경우는 4년이 經過한 후에도 원래의 수준으로 돌아갈 것 같은 기미를 보이지 않고 있다.

〈表 5〉의 아랫부분에는 經常所得 쪽에 1%의 1회의 「이노베이션」이 있는 경우 流通速度의 反應에 대한 「시물레이션」 결과를 실었다. 1期에는 모든 流通速度가 1%의 증가를 보인다. 그러나 그 이후에 Y의 「이노베이션」 효과가

사라지거나 M이 증가하거나 혹은 두 가지 모두가 발생함으로써 流通速度가 줄어든다. 現金通貨, 本源通貨, M₁의 流通速度는 모두가 매우 빨리 減少하여 2年 안에 원래의 수준으로 거의 회복되었다. 반면에 M₂와 DC의 流通速度는 회복이 느렸을 뿐 아니라 불안정한 움직임을 보였다.

이런 類型의 檢定에 대해서 經常所得變化에서 實質所得變化분과 物價變化분을 분리시켜야 한다는 주장이 많기 때문에 이번에는 變數를 하나 더 늘려 3變數 模型에 대한 「시물레이션」을 행하였다.

推定에 사용된 式은

$$\begin{bmatrix} \ln M_t \\ \ln X_t \\ \ln P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{t-1} \\ X_{t-1} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \dots (5)$$

인데 P는 GNP 「디플레이터」, X는 實質所得이고 다른 記號는 2變數의 경우와 동일하다.

이를 直交化된 移動平均式으로 풀어 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} \ln M_t \\ \ln X_t \\ \ln P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} T + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \theta_{13} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \theta_{23} \\ \theta_{31} & \theta_{32} & \theta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \\ \nu_3 \end{bmatrix} \dots (6)$$

〈表 6〉에는 細部的인 推定結果는 생략되고 「시물레이션」의 결과만이 요약되어 있다. 流通速度에 대한 1회의 충격의 효과는 物價와 實質所得에 대한 效果의 合計에서 金融指標에 대한 1회의 충격의 效果를 差減하여 계산된 것이다. 推定에 사용된 期間과 時差의 个数는 2 變數의 경우와 같다.

〈表 6〉의 上부분에는 金融指標에 1%의 「이노베이션」이 있는 경우 流通速度의 反應이 나

〈表 6〉 流通速度의 動態的 反應分析(3變數)

(단위 : %)

分期	指標別 流通速度의 變化				
	CU	MB	M ₁	M ₂	DC
A. 金融指標에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應					
1	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
4	-0.45	-0.74	-0.58	-1.88	-2.58
8	-0.08	-0.40	-0.16	-2.52	-2.41
12	0.00	-0.02	-0.13	-1.89	-1.57
16	0.12	0.10	0.27	-0.74	-0.63
20	0.12	0.08	0.73	0.13	0.10
B. 實質所得에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應					
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
4	-0.14	-0.47	-0.33	0.43	0.16
8	-0.58	-1.24	-1.05	0.35	0.14
12	-0.57	-0.58	-0.44	0.91	0.77
16	-0.41	0.57	0.41	1.31	1.27
20	-0.11	0.98	0.50	0.81	0.97
C. 物價에 1%의 1回的 「이노베이션」이 있는 경우의 反應					
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
4	0.38	1.00	0.29	0.64	0.52
8	0.50	1.15	0.85	0.43	0.89
12	0.31	0.89	1.06	-0.11	0.81
16	0.28	0.60	0.65	-0.50	0.23
20	0.32	0.30	0.45	-0.67	-0.39

註 : 標本期間은 1962. I ~ 1981. IV.

타나 있다. 그 결과는 2 變數의 경우와 유사하여 現金通貨의 流通速度가 가장 빨리 원래의 수준으로 돌아갔고 M₂와 DC의 流通速度가 가장 늦은 反應을 보이고 있다. 實質所得의 「이노베이션」에 대한 反應은 〈表 6〉의 중간 부분에서 볼 수 있는 바와 같이 매우 빠른 것으로 나타나고 있다. 1年內에 現金通貨, 本源通貨, M₁의 流通速度가 원래 수준으로 회복되었다. 반면 M₂의 流通速度는 비교적 느린 反應을 보여주고 있다. 끝으로 物價變化에 대한 反應은 위의 두 경우와 다소 상이한 「페턴」을

보여주었다. 이번에는 M₂의 流通速度가 3年 이내에 가장 먼저 충격전의 수준으로 돌아간 반면 다른 指標들의 회복 속도는 극히 완만하였다.

4. Granger檢定

지금까지의 세 가지 實證分析은 經常所得과 金融指標들과의 關係의 상대적 安定度를 비교해 본 것들이었다. 그러나 安定性이 높다고 하더라도 兩變數間의 因果關係가 經常所得에서 金融指標 쪽으로 흐르거나 「피드백」(feedback)이 存在한다면 通貨指標로서의 有用性이 크게 制約될 것이다. 本節을 포함하는 이하의 3個節에서는 이와 같은 因果關係 또는 外生性(exogeneity)에 관한 實證的 分析結果를 要約하고 있다.

Granger의 定義에 의하면 두 確率變數 Y, M 間에 있어서 과거의 Y 값들과 다른 變數 M 의 과거값들을 사용하여 豫測한 Y 값들이 Y 의 과거값들만을 사용하여 豫測한 것보다 좋다면 M 에서 Y 에로 因果關係가 存在한다고 한다²³⁾. 좀더 구체적으로 보기 위해서 $\sigma^2(Y|I)$ 를 M 에 관한 情報를 포함하는 情報群 I 를 사용해서 Y 를 豫測한 경우의 誤差의 分散이라하고 $\sigma^2(Y|I-M)$ 는 M 에 관한 情報가 없는 情報群을 이용한 경우의 誤差의 分散이라고 假定해 보자. 이 경우 $\sigma^2(Y|I) < \sigma^2(Y|I-M)$ 이면 M 에서 Y 에로 Granger因果關係가 존재한다고 말한다. 만일 $\sigma^2(Y|I) < \sigma^2(Y|I-M)$ 와 $\sigma^2(M|I) < \sigma^2(M|I-Y)$ 가 동시에 충족되면 兩變數間에 「피드백」이 존재함을 나타내어 주므로 이런 경우에는 因果關係가 M 으로부터 Y 로, 또한 Y 로부터 M 으로 모두 存在한다고 말한다.

Granger因果關係를 檢定하기 위해 다음의

23) Granger(1969) 參照.

模型을 推定하였다.

$$\ln M_t = \alpha_1 + \beta_1 T + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \ln M_{t-i} + \sum_{i=1}^8 \delta_i \ln Y_{t-i} + \mu_t \dots\dots\dots(7)$$

$$\ln Y_t = \alpha_2 + \beta_2 T + \sum_{i=1}^4 \theta_i \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^8 \lambda_i \ln M_{t-i} + \nu_t \dots\dots\dots(8)$$

단, M, Y, T 는 각각 金融指標, 經常所得, 線型趨勢變數이고 μ 와 ν 는 攪亂項들이며 標本期間은 1962年 1/4分期에서 1981年 4/4分期까지이다²⁴⁾.

〈表 7〉의 윗부분에는 金融指標로부터 GNP의 方向으로 因果關係가 成立하는지의 여부를 檢定한 結果가 나타나 있다. 여기에서 F -統計値는 各金融資産의 時差項(λ_i)들이 모두 0이라는 假說, 즉 이들의 結合有意度(joint significance)를 檢定하기 위한 統計値이다. 다섯가지 指標中 現金通貨의 경우에만 金融指標의 過去値가 GNP의 變動을 說明하는 데 아무런 도움을 주지 못한다는 假說이 5%의 有意水準에서 기각될 수 있었다. 여타 金融指標의 경우에는 F -統計値가 작아서 經常所得의 豫測에 있어서 이들 變數의 過去値가 뚜렷한 說明力을 갖지 못하는 것으로 나타났다.

表의 下端은 GNP가 原因이 되어 金融指標들의 움직임을 유발하는지의 여부를 檢定한 結果들을 보여주고 있다. 各方程式에서 δ_i 의 합이 0이라는 歸無假說은 DC의 경우 1%의 有意水準에서 기각될 수 있었고 M_1 과 M_2 에

대해서는 5%의 有意水準에서 기각될 수 있었다. 한편 現金通貨와 本源通貨의 경우에는 F -統計値가 一般的인 有意水準보다도 낮은 것으로 나타나고 있어서 GNP에 관한 정보가 이들 通貨指標의 움직임을 예측하는 데 별도움이 못된다는 점을 알 수 있다.

이상의 檢定結果를 要約해 본다면 現金通貨로부터 經常所得으로의 一方的인 因果關係(unidirectional causality)가 존재하는 반면 M_1, M_2, DC 의 경우에는 오히려 逆의 方向으로 因果關係가 成立하는 것으로 나타나고 있다.

〈表 7〉 Granger 檢定結果

從屬變數	獨立變數	F-統計値
GNP	CU, GNP	3.80***
GNP	MB, GNP	0.50
GNP	M_1 , GNP	1.57
GNP	M_2 , GNP	1.58
GNP	DC, GNP	1.39
CU	GNP, CU	1.51
MB	GNP, MB	0.67
M_1	GNP, M_1	2.63**
M_2	GNP, M_2	2.23**
DC	GNP, DC	3.58***

註: F -値는 첫번째 獨立變數의 係數들의 값이 모두 0이라는 假說을 檢定하기 위한 統計値임.
 ** 5% 有意水準
 *** 1% 有意水準
 標本期間은 1962. I ~ 1981. IV.

5. Sims 檢定

Granger因果關係를 檢定하기 위하여 Sims가 提示한 方法은 現在의 經常所得을 과거, 현재, 미래의 金融變數들에 대해 회귀분석하여 미래의 金融變數들의 係數의 有意水準을 검정하는 것이다²⁵⁾. 만일 未來의 金融變數들의 係數群 전체가 統計적으로 有意하지 않다면 金融變數들은 經常所得에 대해 外生的이다²⁶⁾.

24) 方程式의 具體적인 形態는 Hafer(1981)를 따른 것이다.

25) Sims(1972) 參照.

26) 本研究에서는 “外生性(exogeneity)”과 “因果性(causality)”을 區分없이 使用하고자 한다. 兩概念間의 엄밀한 區分과 특정조건하에서 兩者가 동일한 意味를 갖는 점에 관하여는 Hafer(1981) 參照.

推定에 사용된 식은 다음과 같다.

$$\ln M_t = \alpha_1 + \beta_1 T + \sum_{i=3}^4 \gamma_i \ln Y_{t-i} + \mu_t \dots (9)$$

$$\ln Y_t = \alpha_2 + \beta_2 T + \sum_{i=3}^4 \delta_i \ln M_{t-i} + \nu_t \dots (10)$$

단, M, Y, T 는 각각 金融指標, 經常所得, 趨勢變數들이고 μ 와 ν 는 임의의 攪亂項(white noise disturbance term)들이다. 만일 推定된 係數들, 즉 (9)식의 $\gamma_{-1}, \gamma_{-2}, \gamma_{-3}, \gamma_{-4}$ 가 모두 同時에 0 이라면 Granger 因果關係 (Granger causality)는 곧 統計的 外生性 (statistical exogeneity)과 일치하게 된다. 이 檢定에서는 獨立變數中에 先行變數(lead)들이 포함되어 있으므로 推定期間은 1962年 1/4分期에서 1980年 4/4分期로 줄어들었다.

〈表 8〉은 Sims檢定結果의 F -統計值들을 보여주고 있다. 여기에서 F -値는 先行變數의 推定係數들이 모두 0이라는 假說을 檢定하기 위한 統計值이다. 이 檢定에서는 攪亂項들간에 時系列相關이 없어야 하므로 단순한 線型「필터」과정(linear filtering process)을 거쳤다. 구체적으로는 원래의 資料로 方程式 (9)와 (10)을 推定한 뒤 殘差項들을 다음의 두 時差變數, 즉 $\mu_t = a_1 + b_{11}\mu_{t-1} + b_{12}\mu_{t-2} + \omega_t$ 와 $\nu_t = a_2 + b_{21}\nu_{t-1} + b_{22}\nu_{t-2} + \tau_t$ (단, μ 와 ν 는 推定된 殘差項들이고, ω 와 τ 는 Sims檢定에서 요구되는 특성을 모두 갖춘 誤差係數임)들에 대해 回歸分析하였다. 統計的으로 有意性있는 b_{ij} 係數들이 資料를 whitening하는 데 사용되었다. 그리고 난 후 1962年 3/4分期에서 1980年 4/4分期까지의 자료들을 사용하여 方程式(9)와 (10)

27) Sims는 2次式「필터」인 $(1-kL)^2$ 를 使用하였으며 k 는 0.75로 定하였다. 여기서 L 은 lag operator이다. 이 점에 관한 비판과 보다 精緻적인 「필터링」方式에 관하여는 Mehra(1978) 參照.

을 다시 推定하였으며 回歸分析 結果에 의해 F -統計值가 求해졌다. 사용된 필터(filter)들도 表에 표시되어 있다²⁷⁾.

〈表 8〉의 윗부분에는 먼저 GNP가 金融指標에 대해 外生的이라는 假說을 檢정한 結果가 나타나 있다. 標準的인 有意水準을 적용해 보았을 때 이 結果는 經常所得이 어떠한 金融指標에 대해서도 外生的이 아니라는 것을 가리키고 있다. 반면에 表의 아랫 부분에서는 逆의 假說, 즉 金融變數가 所得에 대해 外生的이라는 假說을 檢정한 結果를 볼 수 있다. 本源通貨의 경우에는 5%, M_2 와 DC의 경우 10%의 有意水準에서 이 假說은 기각될 수 있었다. 그러나 現金通貨와 M_1 의 경우 同假說을 기각하기에는 F -統計值가 너무 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러므로 Sims檢定結果는 現金通貨, M_1 이 經常所得에 대해 外生的인 반면, 經常所得과 다른 세 金融指標 즉 本源通貨 M_2 및 DC 사이에는 피드백(feedback)이 존재한다는 점을 시사해 주고 있다.

〈表 8〉 Sims檢定結果

從屬變數	獨立變數	F -統計值	필터	
			$t-1$	$t-2$
CU	GNP	2.028*	0.61	0.02
MB	GNP	2.091*	1.15	-0.28
M_1	GNP	2.945**	0.80	-0.02
M_2	GNP	3.369**	1.56	-0.62
DC	GNP	2.830**	1.67	-0.73
GNP	CU	0.111	-0.27	-0.31
GNP	MB	2.616**	-0.41	0.24
GNP	M_1	0.848	-0.31	-0.12
GNP	M_2	2.240*	-0.82	-0.22
GNP	DC	2.310*	-0.75	-0.15

註: F -値는 獨立變數중 先行變數의 추정계수 값이 모두 0이라는 가설을 檢정하기 위한 統計值임.

* 10%水準에서 有意함.

** 5%水準에서 有意함.

標本期間은 1962. III~1980. IV.

6. 3 變數 VAR檢定

2 變數 VAR을 사용한 外生性 檢定은 Granger-Sims檢定과 유사하므로 本節에서는 3 變數 VAR을 사용한 결과를 要約해 보기로 한다. 이번에도 사용된 變數들은 金融指標, 實質所得, 物價水準이다.

〈表 9〉에는 3 變數模型 方程式體系 (5)의 推定에 따른 統計值들이 나타나 있다. 여기서의 F -統計值들은 그 式內의 特정한 變數에 대한 모든 B_{ij} 係數들이 0 이라는 歸無假設을 檢定하

〈表 9〉 3變數 VAR 檢定結果

	$F(M)$	$F(X)$	$F(P)$
1. CU를 包含하는 방정식 체계			
CU	3.27***	1.38	0.38
X	1.96*	12.72***	0.85
P	0.97	1.00	18.75***
2. MB를 포함하는 방정식 체계			
HP	12.40***	1.22	0.48
X	1.95*	17.09***	1.05
P	0.89	1.88*	18.97***
3. M ₁ 을 포함하는 방정식 체계			
M ₁	12.10***	2.29**	0.74
X	1.44	14.22***	0.77
P	1.41	0.69	16.81***
4. M ₂ 를 포함하는 방정식 체계			
M ₂	178.63**	2.33**	1.85*
X	1.84*	18.43**	1.13
P	1.56	1.63	5.23***
5. DC를 포함하는 방정식 체계			
DC	207.67***	2.63**	1.70
X	1.18	14.48***	0.78
P	1.37	1.39	9.96***

註: 숫자들은 괄호 안에 든 變數들의 모든 係數가 零이라는 假說을 檢定하기 위한 F -統計值인.

*: 10% 有意水準

** : 5% "

*** : 1% "

M: 各金融指標, X: 實質所得,

P: GNP「디플레이터」

標本期間은 1962. I ~ 1981. N.

기 위한 것이다. 檢定結果에 따르면 現金通貨와 本源通貨는 實質所得에 대해 外生的이라는 점이 밝혀지고 있다. 이는 이들 變數가 實物部門에 대해 中立的이 아니라는 의미와 같다. M₁과 DC의 경우에 있어서는 이와 반대로 오히려 實質所得이 이들 指標들에 대해 外生的인 것으로 나타나고 있다. 檢定結果는 또한 實質所得과 M₂ 사이에 피드백(feed back)의 관계가 있을 수 있다는 점을 알려주고 있다. 物價水準은 本源通貨를 제외한 다른 어떤 金融變數나 實質所得에 의해서도 영향을 받지 않는다는 것이 밝혀졌다. 또한 미리 정해진 物價水準은 M₂를 제외한 다른 어떤 變數에도 有意性있는 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다.

V. 要約 및 結論

第IV章의 實證的인 分析結果만 본다면 그리고 流通速度의 安定性和 指標의 外生性만을 기준으로 한다면 과거 22年間(60년부터 81년까지) 우리나라의 通貨政策指標로서 가장 有用했던 것은 現金通貨라고 할 수 있겠다. 그러나 먼저 이와 같은 結論이 가지는 한계를 분명히 해 둬으로써 불필요한 誤解나 지나친 비약에 대한 대비책으로 삼고자 한다.

우선 實證的인 分析은 分析技法이나 對象期間에 따라 그 결과가 크게 달라질 수 있으므로 本結果의 해석이나 指標選定에 있어서 신중을 기해야 한다는 점이다. 특히 최근에는 신용「카드」의 發達, 家計手票制의 導入 등 現金通貨需要의 安定성을 교란시키는 要因들이

많이 발생해 왔으므로 과거에 그랬다고 해서 최근 및 앞으로도 現金通貨가 가장 좋은 指標일 것이라는 점이 반드시 보장될 수는 없는 것이다. 또한 本稿를 비롯한 대부분의 研究結果에서 指標間의 成果面에서의 차이가 그렇게 크지 않다는 점을 보더라도 中心指標는 여러 각도에서의 研究를 바탕으로 신중히 모색되어야 할 것이다. 따라서 실제의 政策運用에 있어서도 한 가지의 指標에만 경직적으로 의존하는 것보다는 여타 指標의 움직임도 충분히 관찰, 활용하는 것이 보다 바람직하다 하겠다.

實證的 分析結果에 관해 좀더 언급한다면 과거 우리나라와 같은 金融構造下에서 現金通貨 등 狹義의 指標가 廣義의 指標보다 우수할 수도 있다는 理論的인 可能性은 Ro(1984)에서指摘되고 있다. 銀行貯蓄性預金이 短資會社를 비롯한 第2 金融圈이 提供하는 金融資産 또는 私債와 높은 代替關係를 가질수록 M_2 보다는 現金通貨 또는 M_1 의 運用目標로서의 機能과 重要性이 提高될 수 있다는 것이다. 우리는 이미 CP 또는 CD의 導入過程에서 이와 같은 金融資産間의 代替性이 매우 높다는 사실을 確認한 바 있다.

狹義의 指標가 우월성을 보일 수 있는 또 한 가지 가능성은 Tobin(1980)의 論評에서 찾아볼 수 있다. 그에 의하면 中央銀行이 일단 어떤 金融變數를 中心指標로 選定, 統制하기 시작하는 時點부터 그 指標와 實物經濟活動과의 그간의 긴밀한 관계는 안정성을 잃기 시작한다는 것이다. 實證研究에 사용된 指標中 現金通貨를 제외한 4개가 모두 期間中 한번은 中心指標로 選定되어 統制를 받아 왔다는 점은 흥미있는 사실이라 하겠다.

本章의 나머지 부분은 實證分析結果와 관련

하여 앞으로의 研究 및 政策方向에 관한 提言과 論評의 기회로 삼고자 한다.

첫째, 現金通貨에 대한 보다 많은 관심과 研究가 뒤따라야 할 것으로 생각된다. 우리나라는 現金通貨比率이 先進國에 비해 높으며 支給制度의 改善에도 불구하고 앞으로 상당기간은 現金通貨가 實際的으로 支拂手段의 主宗을 이룰 것으로 보이기 때문이다. 또한 일부 要求拂預金性格을 가진 預金이 貯蓄性預金으로 분류되어 있는 현재의 方式下에서는 現金通貨가 적어도 M_1 보다는 實物經濟活動과 긴밀한 관계를 가질 가능성이 큰 것이다.

둘째, 指標選定研究에 있어서 實證的인 研究와 함께 理論的인 分析도 併行되어야 하겠다는 점이다. 특히 우리나라의 金融市場은 人爲的인 低(實質)金利政策과 1981年 中盤까지의 比較的 높은 支準率, 私債市場의 존재 등 여러 가지 특징을 가지고 있으므로 우리나라 通貨政策에 관련되는 제반 연구들은 이와 같은 특징을 갖춘 모형을 토대로 하여야 할 것이다. 理論的 分析이 併行되어야 앞으로 金融自由化 추진에 따른 環境變化가 通貨指標選定, 通貨政策의 有效性 등에 미치는 효과의 分析 또한 가능해 질 것이다.

셋째, 현재 政策當局이 추진하고 있는 사항으로서 第2 金融圈의 負債를 포함하는 指標인 M_3 를 개발, 활용하는 것은 바람직한 政策方向이기는 하나 몇 가지 問題點에 대한 이해가 先行되어야 할 것이다. 우리나라의 M_3 는 보험회사와 開發金融機關까지 포함하고 있어 타국의 M_3 보다 훨씬 廣義의 概念이므로 이에 대한 通貨當局의 統制可能性이 문제가 될 것이다. 앞으로 명실상부한 金融自律化가 이루어질 경우에는 신속하고 정확한 통제 가능성

이 더욱 낮아질 것으로 예상된다. 또한 銀行 金融資産과 餘他金融資産間에 높은 代替關係가 있다는 點에서 M_3 의 開發이 소망스럽기는 하나 아직도 私債市場이 존재하고 制度金融市場과의 代替 또는 보완관계가 존재한다면 M_3 도 역시 불충분한 指標가 될 수밖에 없는 것이다.

비례, 補助指標로서의 金利의 機能이 提高되어야 하겠다는 것이다. 현재 公式적으로 집계되며 속보성이 있는 資金市場 動向資料로서는 要求拂預金 回轉率과 不渡率의 두 가지뿐인데 統計上의 문제점들 때문에 이들이 본격적인 補助指標로서 이용되기는 어려운 실정이다. 우선 要求拂預金은 그 分類부터 문제가 되고 있으며 不渡率은 정책적 배려에 의한 不渡의 一時的 防止 또는 간헐적인 不正手票事犯 단속강화 등의 교란적인 조치에 의해 왜곡된 정보를 전해 줄 가능성이 있다. 이에 대신할 수 있는 것이 金利指標이며 金利가 제 機能을 할 수 있기 위해서는 물론 金利自由化

가 先行되어야 할 것이다.

다섯째, 장래의 金利自由化 및 金融自律化에 따르는 문제점들에 관하여 研究와 대처방안이 마련되어야 하겠다는 것이다. 金利를 規制하면서 總量指標까지 統制하는 한 私債市場은 거의 언제나 활발한 거래를 보일 것이다. 한편 金利가 自由化되면서 總量指標만이 中心指標가 될 경우 美國의 예에서 볼 수 있는 바와 같이 短期利率은 심한 등락을 보일 것이며 이에 대한 對應策이 구상되어야 할 것이다. 또한 지금까지의 연구나 관심에서 通貨政策의 조작수단(instrument)은 무시되어 온 경향이 있는데 앞으로는 이에 관한 研究도 併行되어야 할 것이다. 왜냐하면 自律化의 進展에 따라 종래의 창구지도(moral suasion) 또는 사실상 직접적인 銀行與信規制方式은 더 이상 사용되기 곤란해질 것이기 때문이다. 金融指標가 擴大되어 第2金融圈의 金融資産까지를 포함하는 경우에는 더욱 그러하다 하겠다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金大植, 李炳達, 「Divisia Index에 관한 理論 및 通貨指標에의 應用方法」, 『韓國銀行調查統計月報』, 1982. 12.
南相祐, 「通貨政策上的 適正通貨指標」, 『韓國開發研究』, 第2卷 第2號, 1980.
南相祐, 「中心通貨指標의 選定」, 『KDI分期別經濟展望』, 1982. 5.
南相祐, 李德勳, 「最近景氣動向과 通貨政策」 『KDI分期別經濟展望』, 1984. 6.
朴在潤, 河成根, 「各種通貨指標에 관한 實證的分析」 『韓國銀行調查統計月報』, 1982. 2.

朴哲, 「金融構造의 變化와 通貨指標의 擴大」, 『調查月報』, 1976. 7. pp. 16~35.
孫正植, 「適正通貨政策指標의 選定」, 『經濟研究』, 漢陽大學校 經濟研究所, 1983. 11.
申玄哲, 「通貨와 國民所得과의 因果關係」, 『韓國銀行調查月報』, 1978. 7.
李吉寧, 「通貨信用政策과 中心通貨指標의 選定」, 『韓國銀行調查月報』, 1984. 9.
정진건, 「金融資産의 代替彈力性 推定」, 『韓國銀行調查月報』 1979.
韓國銀行, 「새로운 通貨指標 M_3 의 編制內容」,

- 『週刊内外経済』, 1984. 10. 27.
- 鈴木淑夫, 「日本金融経済論」, 東洋経済新報社, 1983.
- Barnett, William A., "The User Cost of Money," *Economics Letters*, 1, 1978, pp. 145~149.
- Barnett, William A., "Economic Monetary Aggregates; An Application of Aggregation and Index Number Theory," *Journal of Econometrics*, 14, 1980a, pp. 11~48.
- _____, "The Optimal Level of Monetary Aggregation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, 1982, pp. 687~710.
- _____, "Recent Monetary Policy and the Divisia Monetary Aggregates," *The American Statistician*, August, 1984. 8.
- Brunner, K., and Meltzer, "The Meaning of Monetary Indicators," in *Monetary Process and Policy*, edited by G. Horwich. Richard Irwin, 1969.
- Bryant, Ralph C., *Controlling Money: The Federal Reserve and its Critics*, The Brookings Institution, 1983.
- Cagan, Phillip, "The Choice among Monetary Aggregates as Targets and Guides for Monetary Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1982. 11.
- Chetty, V. Karuppan, "On Measuring the Nearness of Near-Moneys." *American Economic Review* 59, 1969, pp. 270~281.
- Davis, Richard G., "Broad Credit Measures as Targets for Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*, Winter, 1979~80.
- Foot, M.D.K.W., "Monetary Targets: Their Nature and Record in the Major Economies," Brian Griffiths and Geoffrey Wood(ed), *Monetary Targets*, 1981.
- Friedman, Benjamin M., "Targets, Instruments, and Indicators of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics* 1, 1975. 10.
- _____, "The Inefficiency of Short Run Monetary Targets for Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1977.
- _____, "The Relative Stability of Money and Credit 'Velocities' in the United States: Evidence and Some Speculations," *NBER Working Paper No. 645*, 1981.
- _____, "The Roles of Money and Credit in Macroeconomic Analysis," in James Tobin(ed) *Macroeconomics, Prices and Quantities: Essays in Memory of Arthur M. Okun*. Washington: the Brookings Institution. 1983.
- _____, "Debt and Economic Activity in the United States," in Benjamin Friedman (ed.), *The Changing Roles of Debt and Equity in Financing U.S. Capital Formation*, Chicago: University of Chicago Press. 1982.
- Friedman, Milton, and Schwartz, Anna J., *A Monetary History of the United States, 1867~1960*. Princeton University Press. 1963.
- _____, *Monetary Statistics of the United States*, New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research. 1970.
- Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 1969.
- Goodfriend, Marvin, "The Promises and Pitfalls of Contemporaneous Reserve Requirements for the Implementation of Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, May/June 1984.

- Gordon, Robert J., and King Stephen. "The Output Costs of Disinflation in Traditional and Vector-Autoregressive Models," *Brooking Papers on Economic Activity*, No. 1, 1982.
- Gurley, John G., and Shaw, Edward S. "Financial Intermediaries and the Saving Investment Process," *Journal of Finance* 11 1956, pp. 257-276.
- _____, *Money in a Theory of Finance*, Washington D.C.: Brookings Institution. 1960.
- Hafer, R. W., "Selecting a Monetary Indicator: A Test of New Monetary Aggregates," *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*. 1981. 2
- Ishida, Kazuhiko, "Divisia Monetary Aggregates and Demand for Money: A Japanese Case," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*. 1984. 6.
- Islam, Shafiqul, "Monetary and Credit Aggregates as Intermediate Targets: Empirical Evidence from Three Industrial Countries." *Federal Reserve Bank of New York, Research Paper* No. 8023, 1982.
- Kareken, John H., Muench. Thomas J. and Wallace, "Optimal Open Market Strategy: The Use of Information Variables." *American Economic Review* 64, 1973. 3.
- Kaufman, H., "A New Target for Monetary Policy," A Statement Presented to a Seminar of the Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C. 1979. 6. 5.
- Kopcke. Recharl W., "Must the Ideal 'Money Stock' be Controllable?" Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*. March/April 1983.
- Levin, Fred J., "The Selection of a Monetary Indicator: Some Futher Empirical Evidence," Federal Reserve Bank of New York, *Monetary Aggregate and Monetary Policy* 1974.
- McCallum, Bennett T., "Macroeconomies After a Decade of Rational Expectation: Some Critical Issues," *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Review* November/December 1982.
- MaCallum, Bennet T., and James G. Hoehn., "Instrument Choice for Money Stock Control with Contemporaneous and Lagged Reserve Requirements," *Journal of Money, Credit and Banking* 1983. 2.
- Mehra, Y.P., "Is Money Exogenous in Money-Demand Equation," *Journal of Political Economy*. 1978. 4.
- Modigliani, Franco, and Papademus, Lucas, "The Structure of Financial Markets and the Monetary Mechanism." *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series* No. 23, 1980, pp. 111~155.
- Okubo, T., "Money, Interest, Income and Prices," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 1983. 10.
- Osborne Dale K., "Ten Approaches to the Definition of Money." *Economic Review by Federal Reserve Bank of Dallas*, 1984. 3.
- Organization for Economic Cooperation and Development, *Monetary Targets and Inflation Control*, Monetary Studies Series, 1979.
- Poole, William. "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quartely Journal of Economics* vol. 84 1970. 5, pp. 197~216.
- Pautler Paul. A., and Rivard, Richard J. "Choosing a Monetary Aggregate: Causal Relationship as a Criterion," *Review of Business and Economics*. Fall 1979.
- Radcliffe Committee on the Working of the Monetary System, *Radcliffe Report*,

- London. 1959.
- Ro, Sung Tae, *Korean Financial Market and Targets of Monetary Policy*. Unpublished doctoral thesis. Harvard University. Cambridge, 1984. 3.
- Saving, T.R., "Monetary-Policy Targets and Indicators." *Journal of Political Economy*, 1967. 8.
- Schadrack, Frederick C., "An Empirical Approach to the Definition of Money," Federal Reserve Bank of New York, *Monetary Aggregates and Monetary Policy*. 1974.
- Schmidt and R.N. Waud, "The Almon Lag Technique and Monetary Versus Fiscal Policy Debate," *Journal of American Statistical Association*. 68, 1973. 3.
- Sims, Christopher A., "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, 1972. 9.
- _____, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, January. 1980.
- _____, "Policy Analysis with Econometric Models," *Brooking Papers on Economic Activity* No. 1, 1982.
- Tobin. James, "Commercial Banks as Creators of 'Money'," in D. Carson(ed). *Banking and Monetary Studies*. Homewood, III : R. Irwin. Inc., 1963, pp. 408~419.
- _____, "Redefining the Aggregates : Comments on Exercise," in *Measuring the Monetary Aggregates, Compendium of Views*, Prepared by the Subcommittee on Domestic Monetary Policy of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs, House of Representative, 1980. 2.