

# 適正 通貨指標의 選定

— 共積分 接近에 의한 分析 —

韓國租稅研究院

# 目 次

I. 序 論 .....	7
II. 適正 通貨指標의 理論 .....	11
1. 通貨政策의 基本 體系 .....	11
2. 通貨指標의 要件 .....	12
3. 通貨政策의 種類 .....	14
4. 通貨指標의 沿革 .....	16
5. 現行 中心通貨指標(M2)의 問題 .....	16
III. 適正 通貨指標의 選定 .....	18
1. 基本 模型 .....	18
가. 共積分(cointegration) 關係 .....	19
나. 誤差修正模型(error correction mechanism) .....	21
다. 共通趨勢(common trends) .....	23
2. 資料 .....	25
3. 單位根 檢定 .....	27
4. 共積分 檢定 .....	28
가. 中間標의 과 最終目標變數間의 共積分 .....	30
나. 中間標의 相互間의 共積分 .....	31
다. 關係式別 共積分 .....	32
5. 模型의 推定 .....	33
6. 誤差修正模型의 推定과 衝擊反應 分析 .....	37
가. 誤差修正模型의 推定 .....	37
나. 外生性 檢定 .....	37

다. 衝擊反應 分析 .....	40
7. 實證分析 結果의 要約 .....	49
<b>IV. 通貨指標의 改善方案 .....</b>	<b>52</b>
1. 餘他 通貨總量指標로의 變更 .....	53
2. 價格變數指標의 導入 .....	59
<b>V. 要約 및 結論 .....</b>	<b>61</b>
<b>參考文獻 .....</b>	<b>64</b>

# 表 目 次

〈表 II - 1〉 主要 通貨總量指標 .....	15
〈表 II - 2〉 通貨指標의 沿革 .....	16
〈表 III - 1〉 分析對象 時系列 .....	26
〈表 III - 2〉 單位根 檢定 結果 .....	28
〈表 III - 3〉 中間標的과 最終目標變數間의 共積分 檢定 結果 .....	31
〈表 III - 4〉 中間標的 相互間의 共積分 檢定 結果 (Park - Ouliaris - Choi 共積分 檢定) .....	32
〈表 III - 5〉 關係式別 共積分 檢定 結果 (Park - Ouliaris - Choi 共積分 檢定) .....	32
〈表 III - 6〉 關係式別 共積分 檢定 結果(ADF 共積分 檢定) .....	33
〈表 III - 7〉 基本模型의 推定 結果 .....	36
〈表 III - 8〉 共通趨勢 檢定 結果 .....	38
〈表 III - 9〉 Granger 因果關係 檢定 結果 .....	39
〈表 III - 10〉 實證分析 結果의 要約 .....	49
〈表 IV - 1〉 通貨增加率 및 通貨乘數 推移 .....	54
〈表 IV - 2〉 超過支給準備率 推移 .....	55
〈表 IV - 3〉 各種 金利 推移 .....	57
〈表 IV - 4〉 通貨債의 發行 推移 .....	57

## 圖 目 次

[圖 II-1] 通貨政策의 體系 .....	11
[圖 III-1] 實質通貨量 單位 標準偏差 增加에 대한 不變國民總生産의 反應經路 .....	43
[圖 III-2] 實質通貨量 單位 標準偏差 增加에 대한 인플레이션의 反應經路 .....	45
[圖 III-3] IS, LM, PC攪亂要因 單位 標準偏差 增加에 대한 不變國民總生産의 反應經路 .....	47

## I. 序 論

최근 우리나라에서는 金融自律化, 金利自由化, 金融革新 등 금융환경의 변화가 加速되어 왔고 향후에도 資本開放 및 外換自由化 등이 지속적으로 실시될 것으로 예상되고 있다. 이에 따라 통화정책 전반의 변화에 대한 요구가 漸增해 왔으며, 특히 현행 中心通貨指標로 채택되어 집중적으로 관리되고 있는 總通貨(M2)를 다른 지표로 변경해야 한다는 주장이 강력히 대두되어 왔다.

본 연구의 목적은 과연 중심통화지표를 총통화 이외의 다른 지표로 변경할 필요가 있는지, 만약 그렇다면 어떤 지표가 가장 적절한 통화지표로서 활용될 수 있는지를 밝히는 데 있다. 물론 適正 通貨指標에 대해서는 국내외에서 활발한 연구가 행해져 왔고 풍부한 연구성과를 보이고 있다<sup>1)</sup>. 그러나 이러한 기존 연구들은 몇 가지 개념적, 방법론적 문제를 내포하고 있어 새로운 접근의 연구가 필요한 것으로 보인다.

Nelson and Plosser(1982)의 획기적인 연구 이후, 최근 계량경제학에서는 非安定的 時系列(nonstationary time series), 특히 差分安定的 時系列(difference-stationary time series)에 대한 연구가 활발히 이루어져 왔다. 국민소득, 각종 통화총량, 이자율, 환율 등 대부분의 주요 巨視 時系列이 單位根(unit root)을 가지는 것으로 밝혀진 바 있고, 이후에 자세히 논의되겠지만 본 연구의 분석 대상인 시계열은 전부 單位根을 갖는 非安定的 時系列인 것으로 판명되었다<sup>2)</sup>. Phillips and

1) 이 분야의 최근 국내 연구로는 姜明憲(1990), 朴佑奎(1987,1988), 朴在潤·崔長鳳(1988), 徐秉翰(1993) 등이 있다.

2) Nelson and Plosser(1982)는 非安定的 時系列을 趨勢安定的(trend stationary) 시계열과 差分安定的(difference stationary) 시계열로 구분한 바 있다. 대부분의 기존 실증분석이 주요 거시경제변수를 추세안정적 시계열로 보아 시간추세를 제거한

Durlauf(1986), Park and Phillips(1988, 1989) 등이 증명한 바와 같이 특별한 경우, 즉 單位根을 갖는 변수들 간에 共積分이 존재하는 경우를 제외하고는 전통적인 統計的 推論을 單位根을 갖는 시계열들에 적용할 수 없다. Granger and Newbold(1974), Phillips(1986) 등이 보인 바와 같이, 최악의 경우 시계열 간의 共積分(cointegration)이 존재하지 않는 상태에서 시계열의 水準值(level)를 이용한 傳統的 推論은 전혀 타당하지 않은 假性的(spurious) 결과를 나타낼 수도 있는 것이다. 물론 대다수의 기존 실증연구들과 같이 差分(differencing)을 통해 각 시계열의 非安定性을 제거한 후 사용함으로써 이러한 문제를 회피하는 것은 가능하다. 그러나 이러한 방식은 水準變數에 함유되어 있는 변수 상호간의 長期的 關係에 대한 귀중한 情報을 전혀 활용하지 못하기 마련이다. 보다 중요한 점은 이러한 실증분석은 聯立性 偏倚(simultaneous bias)나, 變數漏落(omitted variables), 變數誤差(errors in variables) 등의 模型設定誤差(model specification error) 등에 매우 민감하다는 것이다. 이러한 문제점을 고려한 국내의 연구가 전무한 것은 아니지만 유감스럽게도 새로운 방법론의 적용에 있어서 흡족한 수준은 아닌 것으로 보인다. 예컨대 徐秉翰(1993)은 單位根檢定을 통하여 관련 시계열들이 單位根을 갖는다는 것을 확인하였으나 차분시계열을 사용하는 데 대한 근거로서 이 결과를 제시하는 데 그쳤고, 朴佑奎(1988)는 한 걸음 나아가 共積分檢定을 활용하여 각 통화총량의 緊密性을 평가한 바 있으나 새로운 방법론을 충분히 활용하지는 못 하였다.

본 연구는 適正通貨指標을 선정함에 있어서 이러한 제반 문제를 고려하면서 최근에 비약적인 발전을 거듭해 온 이 분야의 계량경제학적 기법을 적극 활용하고자 한다. 즉, 單位根, 共積分, 共通趨勢, 誤差修正模型

---

(detrend) 후 실증분석에 사용하였으나 분석대상 시계열이 차분안정적 시계열인 경우에는 단위근을 갖게 되며, 단위근으로 인한 非安定性은 단순한 시간추세의 제거만으로는 완전히 해결되지 않는다. 자세한 논의는 본 연구의 제Ⅲ장 제1절을 참조할 것.

등의 새로운 계량경제학적 개념들을 수용하면서 그로 인하여 발생할 수 있는 문제점을 해결하는 동시에 오히려 이들이 제공하는 利點을 최대한 이용할 수 있는 다양한 推定 및 檢定을 활용하고자 하는 것이다.

본 연구에서 適正通貨指標라 함은 통화당국이 효율적인 통화신용정책을 수행하는 데 활용할 수 있는 ‘中間標的變數’를 모두 지칭한다. 이러한 의미에서 적정통화지표는 통상 논의되는 통화총량뿐만 아니라 여타 다양한 경제변수를 대상으로 포함한다.

기존 연구 중 상당수가 金利와 通貨量의 兩者 중 어떤 변수가 적절한 통화정책의 중간표적인가에 대한 연구들이며, 이에 관하여 아직도 격렬한 學問的 論難이 벌어지고 있음에 비추어 보아, 적정통화지표를 선정함에 있어 통화총량뿐만 아니라 金利, 나아가 換率이나 經常GNP 등의 변수까지 광범위하게 고려하여 분석하여야 할 것이다. 그러나 현실경제의 제반 여건상 통화총량 이외의 통화지표를 활용하는 것이 최소한 短期的으로는 힘들다고 하지 않을 수 없으며 따라서 본 연구에서는 적정통화지표의 선정에 있어 통화총량지표만 고려해 보고자 한다.

한 가지 분명히 할 점은 본 연구에서는 편의상 通貨指標라는 용어를 사용하되, ‘通貨信用政策의 中間標的’이라는 개념으로만 사용하기로 한다는 점이다<sup>3)</sup>. 우리나라의 경우 통화당국이 通貨政策의 中間標的인 總通貨(M<sub>2</sub>)를 直接規制方式에 의해 관리하므로 사실상 中間標的(intermediate target)과 運用標的(operating target)의 구분이 없는 상태이며 통상 ‘通貨指標(monetary indicator)’라는 용어가 엄밀한 概念定義 없이 通貨政策의 中間標的과 運用標的을 總稱하여 사용되지만, 이 세 가지 개념들은 명확히 구별되어 사용되어야 할 것이다.

본 연구의 목차를 개략적으로 설명하면 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 適正 通貨指標의 理論을 정리해 보고 현행 통화지표의 문제점을 개관한다. 제Ⅲ장에서는 適正 通貨指標의 選定을 위해 본 연구에서 사용될

3) 자세한 논의는 본 연구의 제Ⅱ장 제1절을 참조할 것.

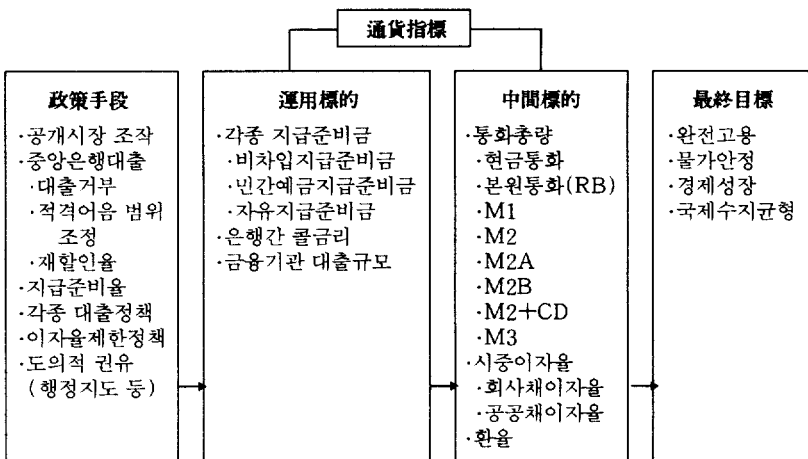
기본 모형을 설정한 후, 분석의 대상이 되는 경제변수들의 통계적 특성을 검토하면서 각 통화총량이 적정 통화지표로서의 기준을 만족하는가를 實證的으로 평가한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 얻어진 실증분석의 결과뿐만 아니라 제반 현실 경제적 여건을 종합적으로 고려하면서 通貨指標의 改善 方案을 모색하여 본다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구를 간략히 要約하고 結論을 내린다.

## II. 適正 通貨指標의 理論

### 1. 通貨政策의 基本 體系

일반적으로 한 나라의 통화당국은 公開市場 操作, 再割引率 變更, 支給準備率 變更 등 여러 가지 政策手段(policy instrument)을 통해 本源源通貨(銀行支給準備金), 은행간 콜금리, 通貨量, 市場利子率 등과 같은 금융변수들에 영향을 줌으로써 經濟成長, 完全雇用, 物價安定, 國際收支均衡과 같은 궁극적인 통화신용정책의 最終目標(policy goal)를 달성하려 한다. 그러나 정책수단의 변화가 최종목표에 영향을 미치는 데는 길고 불규칙한 時差가 존재하기 마련이다. 따라서 통화당국은 최종목표와 長·短期的으로 긴밀하고 안정적인 관계를 가지는 동시에 政策의 效果가 보다 단기적으로 반영되어 최종목표에 대한 통화신용정책의 궁극적인 효과를 보다 신속하게 예견할 수 있으며, 통화당국이 政策手段을 통

[圖 II - 1] 通貨政策의 體系



해 보다 용이하게 영향을 미칠 수 있는 中間標的(intermediate target)을 선정하여 운용하는 것이다.

통화정책에 관한 이론적 연구에서는 [圖 II-1]에서 예시된 바와 같이 중간표적을 細分하여 통화당국의 직접적인 통제가 가능한 運用標的(operating target)을 선정, 이를 조정함으로써 중간표적을 일정범위 내에서 유지한다고 보고 이를 통화정책의 기본적인 체계로 간주한다<sup>4)</sup>. 이에 비해 우리나라의 경우에는 통화당국이 총통화증가를 목표를 설정해 놓고 이를 달성하기 위해 개별 금융기관을 대상으로 하는 通貨安定證券의 強制引受賣出이나 窓口指導 등의 直接規制에 크게 의존함에 따라 중간표적과 운용표적이 實際적으로 混用되고 있다고 볼 수 있다<sup>5)</sup>. 학계 및 통화당국은 중간표적과 운용표적의 이러한 혼용 내지 혼동의 중요성을 간과하여 온 듯하다. 이렇게 총통화로 하여금 운용목표와 중간목표의 두 가지 역할을 동시에 하도록 하는 直接管理方式은 실제 通貨信用政策의 운용과 그 효과에 있어서 많은 문제를 파생시키고 있다. 어느 한 통화총량이 실물경제와 긴밀한 관계를 지니고 있었다 하더라도 일단 통화지표로 채택되어 直接的으로 統制되기 시작하면 실물경제와의 연관성이 급속히 弱化되어 통화지표로서의 유용성을 상실하는 것이 일반적인 현상이며 이러한 직접적 통화관리는 金融 및 實物部門의 歪曲을 가져와 그 부작용은 효율적인 경제정책의 운용에 큰 隘路要因이 되는 것이다. 또한 운용목표와 중간목표의 일치는 이론적 연구에 있어서도 상당한 혼동의 원인이 되기도 하였던바, 이에 대해서는 다음 節에서 언급하기로 한다.

4) 보다 자세한 논의는 朴在潤(1981), 徐秉翰(1993)을 참조할 것.

5) 이러한 의미에서 동일한 경제변수를 중간목표뿐 아니라 운용목표로 사용하는 경우를 直接的 通貨管理라 할 수 있을 것이다.

## 2. 通貨指標의 要件

통화정책의 중간표적변수가 갖추어야 할 조건은 일반적으로 다음 네 가지라고 논의된다. 첫째, 최종목표변수와 긴밀한 관계를 안정적으로 유지해야 한다(緊密性)<sup>6)</sup>. 둘째, 선택된 통화지표에 대한 통계가 신속히 수집될 수 있어야 한다(速報性). 셋째, 최종목표변수에 영향을 주되 최종목표변수의 움직임에 따라 크게 영향을 받거나 교란되지 않아야 한다(外生性)<sup>7)</sup>. 마지막으로 통화당국이 直·間接적으로 통제할 수 있어야 한다(統制 可能性).

앞의 두 가지 조건에 대해서는 직관적으로 명료하므로 異論의 여지가 없을 것이나 나중의 두 가지 조건, 즉 外生性和 統制 可能性에 대해서는 상당한 혼동이 있는 것으로 보인다. 우선 外生性에 관하여 첫째, 통화가 실제로는 내생적임에도 불구하고 외생적인 것으로 보일 수 있다는 논의가 있다. 이러한 문제는 적절한 外生性 檢定을 사용하는 경우 해결 가능한 문제이므로 최소한 개념적으로는 비교적 간단한 문제로 보인다. 둘째, 보다 본질적이며 중요한 문제로서 통화는 본질적으로 외생적일 수 없다는 논의가 있다. 특히 특정 통화총량을 통화정책의 중간표적으로 사용하는 경우, 定義上 그 통화총량은 內生的일 수밖에 없다<sup>8)</sup>.

다음으로 統制 可能性의 문제에 관해서도 상당한 혼란이 있는 것으로 보인다. 기본적으로 이러한 논의는 우리나라의 경우 중간표적과 운용표적이 概念的·實際적으로 혼용되고 있기 때문에 거론된다고 볼 수 있다. 運用標的은 그 속성상 당연히 통화당국이 직접적으로 용이하게 통제할 수 있어야 한다. 그러나 中間標的의 경우 통화당국의 의도 혹은 기대하

6) 이 조건은 경우에 따라 安定性이라 불리기도 한다.

7) 따라서 이 조건은 중간표적과 최종목표 사이의 因果關係가 중간표적변수로부터 최종목표변수 쪽으로 향해야 함을 의미한다.

8) 朴佑奎(1987) 및 동 연구에서 인용된 연구를 참조할 것.

는 방향으로 움직여주는 것이 물론 바람직하지만 직접적으로 통제할 수 있는 변수일 필요는 없는 것이다. 실제 經常GNP를 중간표적으로 선정하여 운용해야 한다는 연구도 다수 존재하는바, 말할 나위도 없이 경상GNP는 통화당국이 직접적으로 통제할 수 있는 변수가 아닌 것이다. 똑같은 이유로 M3와 같이 廣義의 流動性을 포함하는 통화총량이 통화당국의 통제가 불가능한 것을 근거로 통화지표로서 활용되지 못할 이유는 없는 것이다.

요약하면 朴佑奎(1987)가 지적하였듯이 중심통화지표의 선정을 위하여 前述한 諸基準를 사용할 때는 경제정책, 제도 등의 실제 경제 여건을 종합적으로 고려하여야 한다는 것이다.

### 3. 通貨政策의 種類

통화정책의 중간표적으로는 通貨總量과 金利水準이 주된 고려대상이 되는바, 이 중 어느 것이 더 유용한가에 대해서는 Poole(1970)의 고전적 연구 이후 이론적으로 상당한 見解差가 있으며 실제적으로도 兩者 중 어떤 변수를 중간표적으로 선택하느냐에 따라 경제에 큰 영향을 주는 것으로 판명되었다<sup>9)</sup>.

우리나라의 경우 통화신용정책의 중간표적으로 金利指標보다는 通貨總量指標을 주로 사용하여 왔다. 研究의 完全性을 위해서는 양자를 대칭적인 시각에서 이론적·실증적으로 분석하여야 하겠으나, 금리지표를 실증적으로 분석하기에는 자료의 가용성 문제도 있거니와, 본 연구의 제Ⅳ장 제3절에서 상세히 논의되는 바와 같이 실제적으로도 금리지표를 사용

9) Poole(1970)은 단순한 거시모형의 분석을 통해, 국민소득의 安定化가 통화정책의 최종목표인 경우, 貨幣市場의 攪亂要因이 상대적으로 크면 통화량보다는 이자율을 중간 목표로 삼는 것이 바람직하고, 반면 實物市場의 攪亂要因이 상대적으로 크면, 이자율보다는 통화량을 중간목표로 삼는 것이 합리적이라는 것을 보인 바 있다.

할 수 있는 여건이 短期的으로는 조성될 것으로 보이지 않으므로 본 연구에서는 현재 통계가 작성되고 있는 8개 통화총량지표만 고려하기로 하며 이들 통화총량의 포괄범위는 <表 II-1>에 요약되어 있다<sup>10)</sup>.

<表 II-1> 主要 通貨總量指標

通貨指標	構成資産
現金通貨	민간화폐보유액
本源通貨(RB)	현금통화 + 금융기관의 지급준비금
M1	현금통화 + 통화금융기관의 요구불예금
M2	M1 + 통화금융기관의 저축예금, 자유저축예금, 기업자유예금, 통지예금, 거주자의화예금, 정기예금, 정기적금, 목돈마련재형저축, 주택부금, 상호부금
M2A	M1 + 통화금융기관의 저축예금, 자유저축예금, 기업자유예금, 통지예금, 거주자의화예금, 2년 미만 만기 정기예금
M2B	M2A + 통화금융기관의 CD, 기업금전신탁 + 비통화금융기관의 단기성 부채 [요구불예금(산은·장은), 거주자의화예금(산은·장은), 자발어음(투금·종금·중금), CMA(투금·종금), 신탁형 증권저축(투신·종금), 단기 공사채형 수익증권(투신·종금), BMF(증권), 보통부금예수금(상호신용금고), 별단·보통·자립예탁금(상호금융), 예탁예수금(증권)]
M2 + CD	M2 + 통화금융기관의 CD
M3	M2 + 통화금융기관의 상업어음일반매출, RP매출, 금융채 발행, 기타금전신탁 + 비통화금융기관의 단기성부채 + 비통화금융기관의 장기성부채 [자립·정기예탁금(신탁), 차입예탁금(상호신용금고), 정기부금예수금(상호신용금고), 정기예금(산은·장은), 정기예탁금(상호금융), 환매수 준비예수금(증권), 장기 공사채형·주식형 수익증권(투신·종금), RP매출(종금·우체국), 체신예금, 생명보험회사 준비금, 금융채발행, 새마을금고 예수금]

10) 통화총량지표의 경우에도 通貨性(moneyness)의 정도를 감안하여 작성된 각 금융자산의 加重平均値를 연구대상에 포함할 수 있을 것이며 환율, 국민소득과 같은 非通貨指標도 고려할 수 있을 것이다. 前者의 경우에 대해서는 李東憲(1987)을 참조할 것.

#### 4. 通貨指標의 沿革

우리나라 通貨信用政策의 中心通貨指標은 수차례 걸쳐 변경되어 왔던 바, 1957년부터 1969년 상반기까지는 狹義의 通貨(M1)를, 1969년 하반기에는 일시적으로 本源通貨를, 1970년부터 1977년까지는 國內信用을 통화지표로 선택하여 사용하였다. 1978년에는 일시적으로 M1을 사용하다가 1979년부터 總通貨(M2)를 通貨管理의 中心指標로 채택하여 현재까지 활용하고 있다.

〈表 II -2〉 通貨指標의 沿革

기 간	통 화 지 표
1957 ~ 1969 상반기	M1
1969 하반기	RB(본원통화)
1970 ~ 1977	DC(국내신용)
1978	M1
1979 ~	M2

#### 5. 現行 中心通貨指標(M2)의 問題

우리나라에서 總通貨(M2)를 중심지표로 선정·관리하고 있는 것은 前述한 통화지표의 선택기준에서 M2가 여타 지표에 비해 有用성이 큰 것으로 나타났기 때문이다. 그러나 M2는 1970년대 말부터 공급되기 시작한 많은 새로운 금융상품들, 특히 非通貨金融機關의 高流動性 負債들을 포함하지 않는 반면, 유동성이 현저히 낮은 長期性 負債가 포함되어 있다. 1970년대 말 이후부터 이러한 長期性 負債와 短期性 負債간의 체계적 관계가 무너지고 있으며 따라서 M2가 경제전체 유동성의 변동을 적절히 반영한다고 보기 어렵다<sup>11)</sup>.

그러나 총통화지표와 관련하여 제기되는 기타 여러 가지 문제점은 총통화지표 자체의 문제라기보다는 총통화증가율 목표에 집착하여 直接規制 위주로 행해지는 硬直의 通貨管理에서 과생되는 문제라 할 수 있다. 직접규제방식에 의한 통화관리는 금융기관의 與信過程에 통화당국이 직접 개입함으로써 통화공급 목표를 달성하게 되므로, 금융기관별·자금 형태별로 選別的·差別的 規制를 불가피하게 하여 金融資金 配分の 歪曲을 초래할 가능성이 많다. 우리나라의 경우 間接的 通貨管理方式의 정착을 위한 제 여건이 미비할 뿐 아니라 그간의 政府主導 成長戰略下에서 금융에 대한 통제력이 높았기 때문에 보다 용이한 直接規制 方式에 의존해 왔으나, 商品 및 金融市場 開放化 趨勢와 金融自律化의 進展에 따라 間接規制方式으로의 轉換이 불가피하다. 따라서 현행의 통화관리방식을 유지하면서 단순히 통화지표만 변경하는 것은 큰 의미를 갖지 못할 것으로 보이며 통화지표를 어떠한 여타 지표로 바꾼다 해도 間接的 方式에 의한 통화정책으로의 轉換이 전제되어야 할 것이다.

---

11) 자세한 논의는 朴在潤·崔長鳳(1988) 참조.

### Ⅲ. 適正 通貨指標의 選定

#### 1. 基本 模型

가장 단순한 구조의 전통적 거시모형을 상정하여 보기로 하자.

$$y_t = \alpha_1 g_t + \alpha_2 (i_t - (E_t p_{t+1} - p_t)) \dots\dots\dots (1)$$

$$m_t - p_t = \beta_1 i_t + \beta_2 y_t \dots\dots\dots (2)$$

$$p_{t+1} - p_t = \gamma_1 y_t \dots\dots\dots (3)$$

단,  $y$ ,  $g$ ,  $m$ ,  $p$ 는 각각 실질산출, 실질정부소비지출, 명목통화량, 물가 수준의 자연로그 값을,  $i$ 는 명목이자율 수준을 나타낸다. (1)~(3)의 聯立方程式體系는 대부분의 거시경제학 교과서에서 상정하는 기본적인 모형이라 할 수 있겠다<sup>12)</sup>. 式 (1)은 商品市場의 균형조건이며 총수요가 정부지출과 실질이자율에 의존함을 나타낸다. 式 (2)는 貨幣市場의 균형조건이며 實質貨幣殘高가 이자율과 소득에 의해 결정됨을 보여 주고 있다. 式 (3)은 총체적 수요에 따라 물가수준이 조정됨을 보이고 있다. 通貨量標의 下에서는  $y_t$ ,  $p_t$ ,  $i_t$ 가 內生變數,  $g_t$ ,  $m_t$ 가 外生變數가 되는 반면, 利率率標의 下에서는  $y_t$ ,  $p_t$ ,  $m_t$ 가 內生變數,  $g_t$ ,  $i_t$ 가 外生變數가 된다.

---

12) 물론 式 (1)~(3)의 모형은 각 式에서 상수항이 생략되는 등 표기의 편의상 극히 단순화된 모형이라 할 수 있을 것이다. 특히 式 (3)에서  $y_t$ 는 潛在GNP로부터의 偏倚, 즉 인플레이 갭(inflationary gap)을 나타내는 것으로 보는 것이 정확할 것이다. 본 연구에서 사용되는 실증적 모형은 제Ⅲ장 제5절을 참조할 것.

가. 共積分(cointegration) 關係

本 研究에서 사용될 基本 模型은 앞의 모형과 유사하나 몇 가지 중요한 차이점을 가지고 있다. 즉, 본 연구에서는 최근 경제학 연구에서 큰 관심을 모으고 있는 共積分, 共通趨勢, 誤差修正模型 등과 같은 개념을 도입하여 연구가 진행된다. 본 연구에서는 우선 모든 관련 시계열이 積分되어(integrated) 있어 非安定的(nonstationary)이며, 특히 각 시계열이 單位根(unit root)을 가지고 있다고 가정한다<sup>13)</sup>. 한편 특정 시계열들 간에 共積分(cointegration)이 존재한다고 가정한다<sup>14)</sup>. 말하자면 개개의 시계열들은 시간에 따라 증가하는 分散을 가지며 불안정적이지만, 이러한 시계열들이 특정한 線形結合으로 결합되면 매우 안정적인 관계를 갖게 되며 따라서 그 선형결합으로부터의 偏倚(deviation)가 안정적(stationary)으로 된다는 것이다. 본 연구에서는 구체적으로 다음과 같은 두 가지 공적분관계가 존재한다고 가정한다.

$$y_t = \alpha_1 g_t + \alpha_2 (i_t - \pi_t) + v_t \text{ (IS) } \dots\dots\dots(4)$$

$$l_t = \beta_1 i_t + \beta_2 y_t + \mu_t \text{ (LM) } \dots\dots\dots(5)$$

여기서  $v_t$  와  $\mu_t$ 는 각각 平均이 零이고 一定한 分散을 갖는 안정적인 確率的 攪亂要因이다. 편의상, 式 (2)의 실질화폐잔고 ( $m_t - p_t$ )를 式 (5)에서와 같이  $l_t$ 로 표기하기로 하며,  $\pi_t$ 는  $(t+1)$ 期の 實際物價上昇率 ( $p_{t+1} - p_t$ )를 나타낸다. 따라서  $(i_t - \pi_t)$ 는 事後的(ex post) 實質利率을 나타낸다. 예측오류는 일반적으로 안정적일 것으로 가정할 수

13)  $x_t$ 가 다음과 같이 표현될 때, ' $x_t$ 는  $d$ 次로 積分되어(integrated) 있고  $x_t$ 는  $d$ 개의 單位根(unit roots)을 가진다'라고 말한다.

$(1-L)^d x_t = \psi(L) \eta_t$ , 단,  $\psi(1) \neq 0$ ,  $\psi(L) = 1 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots$ .

14)  $x_t$ 가  $d$ 次로 積分되어 있고,  $B^* x_t$ (단,  $B^* \neq 0$ )가  $(d-b)$ 次로 積分되어 있으면, ' $x_t$ 는 공적분벡터  $B^*$ 에 의해  $(d-b)$ 次로 共積分되어 있다'고 말한다.

있고 만일 그렇다면 式 (1)의 예상물가상승률 ( $E_t p_{t+1} - p_t$ )를 式 (4)에서와 같이 실제물가상승률  $\pi_t$ 로, 즉 式 (1)의 事前的(*ex ante*) 實質利率을 式 (4)에서와 같이 事後的(*ex post*) 實質利率로 대체하여도 무방할 것이다. 이렇게 대체함으로써 이후의 분석이 별 영향을 받지 않는 반면, 향후 전개될 短期動學의 분석은 크게 단순·용이해지게 된다<sup>15)</sup>.

본 논문에서의 式 (4), (5)의 방정식체계는 일견 式 (1), (2)의 傳統的 케인지언 巨視模型의 IS-LM 體系와 유사하게 보이나 전혀 다른 시각에서 새롭게 해석해야 한다. 式 (1), (2)의 체계가 매우 短期的인 상품시장과 화폐시장의 균형조건인 데 반해, 式 (4), (5)의 체계는 한 경제가 어떤 求心力에 의하여 수렴하게 되는 長期的인 均衡關係를 나타내고 있는 것이다. 다만 편의상 이후의 논의에서 式 (4), (5)를 각각 'IS式', 'LM式'으로 지칭하기로 한다.

式 (4), (5)와 같은 우리의 模型設定은 差分時系列을 대상으로 하여 행해지는 종래의 단기적 실증분석과 비교할 때 몇 가지 중요한 特性 및 利點을 갖는다. 우선 본 연구의 모형으로부터 얻어지는 분석결과는 실증 분석시에 통상 있을 수 있는 模型設定誤謬(specification error)에 크게 영향받지 않는다. 특히 變數의 漏落(omitted variables)은 누락된 변수가 안정적인 시계열인 한 문제되지 않는다. 따라서 모형을 상당히 단순화할 수 있으며 결과의 해석도 한결 자연스럽게 해주는 이점이 있다. 또한 대상 시계열들에 있어서의 内生性(endogeneity), 系列相關(serial correlation), 交叉相關(cross correlation)의 존재 여부 등에도 실증적 결과가 크게 영향받지 않는다.

---

15) Shapiro and Watson(1988)도 본 연구에서와 같이 예상물가상승률을 실제물가상승률로 代用한 바 있다. 주의할 점은 본 연구의 방법론에서는 누락된 변수가 안정적인 시계열인 경우에는 모형설정오류(specification error)가 문제가 되지 않고 따라서 이러한 대응이 가능한 것이다. 예상오류가 안정적이라고 해서 항상 이러한 대응이 무방한 것은 아니다.

나. 誤差修正模型(error correction mechanism)

이제  $x_t = (y_t, i_t, \pi_t, g_t, l_t)'$  라 하면, 式 (4), (5)는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$B^* x_t = u_t \dots\dots\dots (6)$$

단,  $B^* = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_2 & \alpha_2 & -\alpha_1 & 0 \\ -\beta_2 & -\beta_1 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ , 그리고  $u_t = (v_t, \mu_t)'$  이다

각 시계열이 장기균형으로 수렴하는 과정의 短期的 動學을 분석하기 위해서는 각 시계열의 生成過程에 대한 보다 구체적인 設定(specification)이 필요하다. 이를 위해서 각 시계열이 다음과 같은  $\tau$ -次 벡터 自己回歸模型(VAR : vector autoregression)에 따라 생성된다고 가정하자.

$$\phi(L) x_t = \varepsilon_t \dots\dots\dots (7)$$

단,  $\varepsilon_t$ 는 白色 攪亂要因(white noise innovations)의  $(5 \times 1)$  벡터이며,  $\phi(L) = I + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_\tau L^\tau$  이다.

$\{x_t\}$ 에 단위근이 존재하므로 이 體系의 비안정성은 一次 差分한 후에 서야 비로소 제거되며 따라서 差分時系列  $\{\Delta x_t\}$ 는 다음과 같은 移動平均式(moving average)으로 표시된다.

$$\Delta x_t = \psi(L) \varepsilon_t \dots\dots\dots (8)$$

단,  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ , 그리고  $\psi(L) = (I-L)(\phi(L))^{-1} = I + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots$  이다.

Engle and Granger(1987) 등이 보인 바와 같이 共積分 體系는 항상 誤差修正模型(ECM : error correction mechanism)으로 표현될 수

있다. VAR 式 (7)을 오차수정보형으로 표현하기 위해 式 (8)을 다시 쓰면,

$$\Gamma(L) \Delta x_t = -\phi(1) x_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(9)$$

여기서,  $\Gamma(L) = I - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 - \dots - \Gamma_{r-1} L^{r-1}$  이고,  $\phi(1)$ 은 VAR 式 (7)의 長期衝擊行列(long-run impact matrix)이다. Engle and Granger(1987), Johansen(1987) 등이 보인 바와 같이,  $\{x_t\}$ 에 공적분이 존재한다는 사실은  $\phi(1)$ 이 特異行列(singular matrix)임을 의미하고 따라서

$$\phi(1) = -AB^* \dots\dots\dots(10)$$

이 성립한다. 여기서, A는  $5 \times 2$  滿列階數行列(full column rank matrix)이다. 따라서,

$$\Gamma(L) \Delta x_t = AB^* x_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(11)$$

이 된다. 마지막으로 式 (7)에 의해,

$$\Gamma(L) \Delta x_t = A u_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(12)$$

오차수정보형 式 (11)은 이 모형의 長期的 均衡關係와 더불어 短期的 動學(short run dynamics)도 보여 주고 있다. 외부적인 충격에 의해 不均衡 誤差  $u_{1t}$ 가 발생했을 때 이 체계는 본래의 균형점에서 일시적으로 이탈하지만 공적분의 존재로 인해 誤差修正係數行列 A가 生成시키는(span) 영역의 방향으로 자동적으로 교정되도록 보장되어 있는 것이다.

다. 共通趨勢(common trends)

$A^*A = 0$  가 성립하도록  $(3 \times 5)$  행렬  $A^*$ 를 정의하면, 式 (12)에서

$$\Gamma(L) A^* \Delta x_t = \varepsilon_t \dots\dots\dots (12)$$

가 되며 여기서 쉽게 볼 수 있는 바와 같이  $\{A^* \Delta x_t\}$ 는 誤差修正項을 전혀 포함하지 않는다. 따라서  $\{A^* \Delta x_t\}$ 에 존재하는 確率的 趨勢(stochastic trend)는 모형의 ‘움직여 나가는 힘(driving force)’이라고 볼 수 있으며 관련 문헌들에서는 이러한 추세를 ‘共通趨勢(common trends)’라 부른다. 공통추세는 모형의 積分時系列(integrated time series)들이 共有하는 별개의 독립적인 확률적 추세를 말한다<sup>16)</sup>. 공적분 VAR 모형은 공통추세모형으로 표현될 수 있으며, n개의 변수와 k개의 공적분 관계가 존재하는 체계에는  $(n-k)$ 개의 공통추세가 존재한다<sup>17)</sup>. 본 연구의 모형에는 5개의 변수와 2개의 공적분관계가 존재하므로 3개의 공통추세가 존재하게 된다. 구체적으로 우리 모형에는 다음과 같이 나타낼 수 있는 공통추세들이 존재한다고 가정한다.

$$\Delta \pi_t = \gamma_1 \Delta y_t + \zeta_t \quad (PC) \dots\dots\dots (13)$$

$$\Delta g_t = \eta_t \quad (g) \dots\dots\dots (14)$$

$$\Delta I_t = \zeta_t \quad (I) \dots\dots\dots (15)$$

단,  $\zeta_t, \eta_t, \zeta_t$ 는 각각 평균이 零이고 일정한 분산  $\sigma_\zeta^2, \sigma_\eta^2, \sigma_\zeta^2$ 를 갖는 확률적 교란요인이다. 공적분관계 (4)~(5)와 마찬가지로 공통추세 (13)~

16) 공통추세의 개념과 응용에 대한 보다 자세한 논의는 King, et al. (1987), Park (1990b), Phillips and Ouliaris(1990), Stock and Watson(1988) 등을 참조할 것.

17) King, et al. (1987), Stock and Watson(1988).

(15) 역시 일견 전통적 거시모형과 유사하게 보이기는 하나 상당히 다른 관점에서 해석해야 한다. ‘共通趨勢’의 개념은 ‘外生性(exogeneity)’의 개념과 밀접한 관계가 있다고 할 수 있다. 공통추세는 모형의 외부로부터 확률적 추세를 도입한다는 의미에서 외생적이라고 말할 수 있으며 따라서 앞의 模型設定은 외생성의 관점에서 보면 보다 용이하게 이해할 수 있을 것이다.

式 (13)은 式 (3)의 전통적 「필립스 커브」(Phillips curve)와 유사한 형태를 가지고 있으며 總體的 需要와 物價의 관계를 나타내고 있다. 본 연구에서 式 (3) 형태의 공적분관계 대신에 式 (13)형태의 공통추세를 설정한 것에는 두 가지 이유가 있다. 우선 제Ⅲ장 3절에서 詳述되겠지만 공적분 검정의 결과 式 (3)과 같은 형태의 공적분 관계가 존재하지 않는다는 사실이 밝혀진다. 둘째, 전통적 거시경제이론에서는 IS攪亂 (IS shock) 혹은 LM攪亂 (LM shock)과 같은 總需要 側面의 교란요인이 실질경제변수에 短期的, 一時的인 영향을 미치는 데 반해, 生産性 向上, 原價 引上과 같은 總供給 側面의 교란요인들은 長期的, 永久的인 영향을 미친다고 본다. 본 연구에서 취해지는 접근에서 볼 때, 공적분관계에 가해지는 충격이 長期均衡에 일시적으로 영향을 미치는 데 비해 공통추세에 가해지는 충격은 이러한 균형을 영구히 변화시킨다. 이런 점에서 총공급측면의 행태를 式 (13)에서와 같이 공통추세로서 설정하는 것이 당연하다 할 것이다. 式 (14)에서 政府消費支出을 공통추세로 설정한 것 역시 정부소비지출들이 외생적으로 결정된다고 보아 온 종래의 巨視理論에 부합한다고 할 수 있다. 또한 통화량을 공통추세 중의 하나로 본 것 역시 우리나라의 경우 통화당국이 통화증가율목표에 따라 통화관리를 수행하여 온 사실에 비추어 볼 때 별 무리가 없는 假定이라 하겠다. 이제 式 (13)~(15)는 간략하게 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$A^* \Delta x_t = u_t \dots\dots\dots (16)$$

여기서,  $A^* = \begin{bmatrix} -\gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ , 그리고  $u_{2t} = (\xi_t \ \eta_t \ \zeta_t)'$  이다<sup>18)</sup>.

式 (7)의 공적분관계와 式 (16)의 공통추세로 모형을 설정한 본 연구의 방법론이 갖는 속효는 자못 명백하다 할 것이다. 본 연구에서 개개의 시계열은 각각 단위근을 가지며 따라서 非安定的이다. 그러나 이러한 시계열들이 공적분관계로 서로 결합되어 있어 실령 공적분관계에 충격 ( $u_{1t}$ )이 가해져 일시적으로 균형에서 離脫하더라도 장기적으로는 본래의 상태로 정확히 복귀하게 되어 있으며 이는 공적분의 존재에 의해 보장되어 있는 것이다. 이러한 의미에서 공적분관계에 가해지는 攪亂  $u_{1t}$ 는 장기적으로 中立的이라 할 수 있다. 반면, 공통추세에 가해지는 충격  $u_{2t}$ 는 각 시계열들의 균형치를 영구히 변화시키는 효과를 가진다. 본래의 균형 상태에서 새로운 균형으로의 轉移過程은 式 (12)의 오차수정모형이 보여 주게 된다.

前述한 바 있지만 전통적 거시이론에서는 총수요 측면의 충격, 예컨대 상품시장에서 일어나는 교란, 소위 'IS攪亂'과 화폐시장에 가해지는 교란, 즉 'LM攪亂' 등이 단기적인 효과를 갖는 데 그치는 반면, 原油價變動, 生産性 向上 등과 같은 총공급 측면의 교란요인은 영구적인 효과를 갖는다고 본다. 본 연구에서의 모형설정은 이러한 전통적 시각과 맥을 같이 하는 것이다.

## 2. 資料

본 연구에서는 1973년 1/4분기부터 1991년 4/4분기까지 총 76개의

---

18) 공통추세를 式 (13)~(15)와 같이 설정한 것은  $A^*$ 의 요소들(elements)에 대해 式 (17)과 같은 先驗的인(a priori) 制約을 가한 것을 의미한다. 반대로, 예컨대 공통추세가 모든 시계열의 線形結合으로 나타날 가능성, 즉  $A^*$ 의 요소가 모두 零이 아닐 가능성도 전혀 배제할 수 없다.

分期別 資料를 사용하였다<sup>19)</sup>. 경상 및 불변 국민총생산, 정부소비지출 등의 시계열은 강한 季節性을 나타내었고 통화총량 변수들도 다소간의 차이는 있지만 계절성을 가지고 있는 것으로 판명되었으므로 일차적으로 季節調整한 후 사용하였다<sup>20)</sup>. 또한 이자율을 제외한 모든 시계열은 자연로그 값을 사용하였다.

〈表 Ⅲ-1〉 分析對象 時系列

	사용자료	표기	표 본 수	기간	계 절 조 정	자 연 로 그	추 세 조 정
명목생산	경상GNP	NGNP	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
실질생산	불변GNP	RGNP	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
실질정부지출	불변정부소비지출	RGOV	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
물가	소비자물가지수	CPI	76	1973. I ~ 1991. IV	X	0	0
명목이자율	회사채유통수익률(분기율)	NINT	76	1973. I ~ 1991. IV	X	X	0
통화량							
현금통화	현금통화(말잔)	CUR	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
본원통화	본원통화(평균)	RB	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
M1	M1(평균)	M1	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
M2	M2(평균)	M2	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
M2A	M2A(말잔)	M2A	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
M2B	M2B(평균)	M2B	24	1986. I ~ 1991. IV	0	0	0
M2+CD	M2+CD(평균)	M2CD	30	1984. III ~ 1991. IV	0	0	0
M3	M3(말잔)	M3	76	1973. I ~ 1991. IV	0	0	0
실질통화량	각 명목통화량-물가	RINT	76	1973. I ~ 1991. IV			
실질이자율	이자율-예상차기물가상승률		75	1973. I ~ 1991. III			
예상물가상승률	실제물가상승률		75	1973. II ~ 1991. IV			
물가상승률	물가-전기물가	INFL	75	1973. II ~ 1991. IV			

- 19) 본 연구의 결과를 전통적 방법론에 의한 적정 통화지표의 선정에 관한 연구 중 가장 최근의 연구인 徐秉翰(1993)의 결과와 비교해 보기 위하여 동일한 기간의 표본을 사용하였다. 1973년 이전의 각종 시계열이 미비되어 있을 뿐 아니라, 1972년의 8·3조치에 따라 경제 전반에 일대 변혁이 이루어졌고 1973년을 전후하여 短期金融會社들이 설립되었다는 점을 감안하여 본 연구에서는 1973년을 분석의 시발점으로 하였다.
- 20) 각종 시계열의 계절조정을 위해서는 SAS의 X-11 ARIMA Procedure를 사용하였다.

### 3. 單位根 檢定

각 시계열이 單位根을 가지고 있는가를 검정하기 위하여 본 연구에서는 Phillips 檢定(1987), Augmented Dickey-Fuller 檢定(1979, 1981), 그리고 Park-choi 檢定(1988)의 세 가지 검정을 사용하였다. 이자율의 경우에는 상수항을 回歸式에서 제외하였고, 이자율을 제외한 모든 시계열에는 線形時間趨勢(linear time trend)의 존재가 명백하므로 이들 시계열의 검정시에는 회귀방정식에 상수항을 포함시키고 단위근을 검정하였다.

Phillips 검정을 위해서는 長期分散(long-run variance)을 추정해야 하며, 이때 적절한 時差窓(lag window)이 필요한바, 본 연구에서는 「파즌 윈도우」(Parzen window)를 사용하였다. 또한 「파즌 윈도우」의 切斷點(truncation point)은 Andrews(1991)의 資料依存的인 선정방식에 따라 선택하였다. 또한 ADF 검정은 Said and Dickey(1984)의 방식을 따르되 회귀방정식에 포함되는 과거차분(lagged differences)의 개수는 Perron(1989)과 동일한 기준에 의하여 결정하였다. 한편, Park-choi 검정은 餘分の(superfluous) 時間趨勢(time trend)를 4次까지 포함하였고 장기분산의 추정은 Phillips 검정에서와 마찬가지로 이루어졌다<sup>21)</sup>. 주의할 점은 Phillips 검정 및 ADF 검정이 '單位根의 存在'를 歸無假說로 하는 반면, Park-choi 검정은 '單位根의 不在'가 歸無假說이라는 점이다.

〈表 Ⅲ-2〉에서 보듯이 세 가지 검정 모두가 모든 관련 시계열에 단위근이 존재한다는 사실을 시사하고 있다<sup>22)</sup>.

21) 각 검정의 상세한 내용과 방법에 대해서는 인용된 연구들을 참조할 것.

22) 다만, RB와 M2B만이 각각 5% 유의수준에서 ADF 검정과 Phillips 검정을 통과하지 못하고 있으나 그것도 한 검정에 한하여만 그러하고, M2B의 경우 자료의 수가 24개에 불과하여 그 결과에 큰 의미를 부여할 수는 없을 것이다.

〈表 Ⅲ-2〉 單位根 檢定 結果

시계열	Phillips 단위근검정 <sup>1)</sup>	ADF 단위근검정 <sup>2)</sup>	Park - Choi 단위근검정 <sup>3)</sup>
NGNP	-2.33	-1.36	63.79**
RGNP	-1.81	-2.53	1.86**
RGOV	-2.61	-1.49	2.51**
CPI	-1.66	-1.35	10.52**
NINT	-1.74	-2.72	1.65**
CUR	-1.76	-1.28	11.62**
RB	-2.09	-3.34*	6.96**
M1	-2.00	-1.93	7.40**
M2	-1.62	-2.20	28.59**
M2A	-1.19	-2.15	24.73**
M2B	-3.70*	-1.28	4.86**
M2CD	-3.13	-2.16	7.68**
M3	-1.49	-2.09	9.45**

註: 1), 2) \*는 각각 1% (-3.96), 5%(-3.41)의 유의수준으로 '單位根 存在'의 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

3) \*\*는 각각 1% (0.34), 5% (0.11)의 유의수준으로 '單位根 不在'의 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

#### 4. 共積分 檢定

본 연구에서 共積分 檢定을 수행하는 데는 세 가지 목적이 있다. 첫째, 통화지표가 지녀야 할 가장 기본적인 특성 중의 하나가 緊密性이라 할 것이다. 즉, 통화지표가 最終目標變數와 장기적으로 긴밀하고 안정된 관계를 가지고 있어서 통화지표의 동향을 注視함으로써 최종목표의 움직임을 효율적으로 예측할 수 있어야 하는 것이다. 이는 여러 변수가 장기적으로 안정적인 관계를 가지고 움직이며 충격이 가해지더라도 다시 본래의 관계로 복귀한다는 共積分關係의 定義와 정확히 일치한다. 따라서 공적분 검정은 통화지표와 최종목표의 관계의 긴밀·안정성을 검정해 볼 수 있는 좋은 방법이라 할 것이다.

둘째, 바람직한 통화지표는 최종목표뿐 아니라 여타의 通貨總量과도 안정적인 관계를 유지하여야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 각 통화총량 상호간의 공적분관계의 有無를 검토하였다. 주의할 점은 바람직한

통화지표라면 이상의 두 가지 공적분 검정에서 긍정적인 결과가 얻어져야 하며 이는 본 연구에서 설정한 모형의 妥當性 여부와는 별개의 문제라는 것이다.

셋째, 이상의 두 가지 공적분 검정과 더불어, 본 연구에서 설정한 모형의 타당성을 검정하기 위해서는 일차적으로 각 式에서 설정된 바와 같은 共積分關係에 대한 공적분 검정을 거쳐야 할 것이다. 즉, 본 연구에서 취해지는 접근이 타당한가를 보기 위해서는 式 (4)~(5)에서와 같은 공적분관계가 실제로 존재하는가를 검정하여야 한다는 것이다.

가장 널리 쓰이는 공적분 검정은 Phillips 공적분 검정이나 ADF 공적분 검정과 같이 공적분 관계식의 回歸殘差의 安定性を 검정하는 回歸殘差檢定(residual-based tests)이다. 그러나 본 연구에서는 Park, Ouliaris and Choi(1988)와 Park(1988b)이 개발한 變數追加檢定(variable-addition test : 이하 'POC 공적분 검정'으로 지칭)을 사용하기로 한다. Phillips 공적분 검정이나 ADF 공적분 검정은 기본적으로 共積分關係式의 回歸殘差에 단위근이 존재하는가를 검정하는 단위근 검정이므로 '回歸殘差에의 單位謹의 存在', 즉 '共積分의 不在'를 귀무가설로 한다. 이에 비해 POC 공적분 검정은 그 귀무가설이 '共積分의 存在'이므로 본 연구에서와 같이 공적분의 존재를 검정하기에 보다 적합하다 할 수 있다. 또한 POC 검정은 회귀식에 余분으로(superfluously) 추가된 時差多項式(time polynomials)의 係數가 零인가를 밝히는 검정으로서 직관적으로 명료하고 계산도 간단한 검정이다. 회귀방정식에 공적분이 존재하는 경우에는 회귀식이 眞正한(authentic) 회귀식이므로 공적분 검정은 추가된 시차다항식의 餘分性(redundancy)을 탐지할 수 있게 된다. 반면, 공적분이 존재하지 않는 경우에는 회귀식이 假性的(spurious) 회귀식이므로 檢定統計量이 發散하게(diverge) 되는 것이다<sup>23)</sup>. POC 공적분 검정의 검정통계량은 표준적인 Wald 통계량으로서 漸近的  $\chi^2$  分布를 한다.

본 연구에서는 POC 검정을 수행할 때 Park-choi 단위근 검정에서

와 마찬가지로 회귀식에 여분의 시간추세를 4次까지 포함시켰고 長期分散(long-run variance)의 추정을 위해서는 「파즌 윈도우」(Parzen window)를 사용하되 Andrews(1991)의 방식에 따라 切斷點(truncation point)을 선택하였다.

### 가. 中間標的과 最終目標變數間的 共積分

본 연구에서는 우선 각 通貨總量과 最終目標變數間的 共積分關係의 存在 有無를 검정하였다. 각 명목통화량과 최종목표변수간의 공적분 검정의 결과는 <表 Ⅲ-3>에 요약되어 있다. 최종목표변수로서 가장 자연스럽게 상정할 수 있는 것이 實質GNP라 할 수 있을 것이며 공적분 검정의 결과 현금통화, 본원통화, M2, M2A, M3가 실질GNP와 공적분을 갖는 것으로 나타났다. 또한 각 통화총량과 經常GNP 간의 공적분을 검정한바 현금통화, 본원통화, M1이 경상GNP와 공적분을 갖는 것으로 나타났다.

한편 통화정책의 목표가 通貨價値의 安定으로 되어 있는 만큼 인플레이션 역시 중요한 최종목표변수 중의 하나라고 볼 수 있을 것이다. 검정 결과, 현금통화, 본원통화, M1, M2, M2A, M3가 인플레이션과 공적분을 갖는 것으로 드러났다. 흥미로운 사실은 본원통화를 제외하고는 名目 및 實質利率과 공적분관계에 있는 통화총량이 없었다는 점이다. 이에 대해서는 여러 가지 해석이 가능할 것이나 정확한 설명을 위해서는 보다 嚴密한 分析의 뒷받침이 필요할 것으로 보인다. 다만 金利自由化, 金融自律化의 진전에 따라 통화지표로서 金利의 역할이 점차 커질 것으로 예상되며 이에 따라 金利指標을 도입할 필요성도 커질 것인바, 金利指標을 운용하게 될 때는 이러한 결과를 고려하여야 할 것이다.

---

23) 假性回歸(spurious regression)에 대해서는 Granger and Newbold(1984)와 Phillips(1986)를 참조할 것.

〈表 Ⅲ-3〉 中間標的과 最終目標變數間의 共積分 檢定 結果

독립변수	CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
종속변수	(명목통화량)							
RGNP	9.39	4.58	12.19*	6.73	6.17	28.49**	51.51**	9.22
NGNP	8.36	9.01	3.14	16.46**	10.00*	83.51**	215.85**	10.20*
INFL	5.13	9.37	4.08	3.15	2.87	22.94**	50.31**	4.56
CPI	6.07	7.83	15.86**	9.67*	4.84	81.20**	102.75**	12.41*
NINT	15.31**	4.23	28.55**	34.72**	39.53**	24.48**	86.65**	27.64**
RINT	15.97**	4.01	33.50**	39.53**	47.68**	24.15**	85.71**	31.27**

註: \*\*, \*는 각각 1%(13.28), 5%(9.49) 유의수준으로 '共積分 存在'의 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

나. 中間標的의 相互間의 共積分

어떤 통화총량에 있어서 여타의 통화총량과의 緊密性은 통화지표로서 최우선적으로 가져야 할 특성은 아니라 해도 바람직한 특성 중의 하나라고 볼 수 있을 것이다. 즉, 바람직한 통화지표라면 최종목표변수뿐 아니라 여타의 통화총량과도 장기적으로 안정적이며 긴밀한 관계를 가지고 있어야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 통화지표와 여타의 통화총량 간의 공적분관계의 存在 有無를 검정하여 그 결과를 〈表 Ⅲ-4〉에 요약하여 보고하였다. 공적분 검정의 결과 M2B와 M2CD를 제외하고는 대부분의 통화총량이 상호간 공적분관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

한편, 각 통화총량이 가장 廣義의 流動性을 포함하는 M3와 공적분관계를 가지고 있는가의 여부도 검토해 볼 만한 가치가 있을 것이다. 물론 이러한 기준에만 의한다면 M3 자체가 가장 바람직한 통화지표이겠지만 速報性이나 統制可能性과 같은 다른 조건을 고려해 본다면 현재의 여건에서 M3가 最適의 通貨指標라고 하기는 곤란할 것이다. 〈表 Ⅲ-4〉에 의하면 M3와 긴밀한 관계를 갖는 통화총량은 현금통화, 본원통화, M1, M2인 것으로 나타났다.

〈表 Ⅲ-4〉 中間標的 相互間의 共積分 檢定 結果  
(Park-Ouliaris-Choi 共積分 檢定)

	CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
CUR	.	36.87**	3.17	9.43	10.09*	5.34	11.30*	3.79
RB	36.87**	.	6.80	6.22	6.90	10.16*	35.18**	5.75
M1	3.17	6.80	.	9.27	5.31	9.91*	13.60**	6.32
M2	9.43	6.22	9.27	.	6.83	11.22*	13.72**	8.18
M2A	10.09*	6.90	5.31	6.83	.	9.68*	13.50**	75.82**
M2B	5.34	10.16*	9.91*	11.22*	9.68*	.	10.81*	702.76**
M2CD	11.30*	35.18**	13.60**	13.72**	13.50**	10.81*	.	413.32**
M3	3.79	5.75	6.32	8.18	75.82**	702.76**	413.32**	.

註: \*\*, \*는 각각 1%(13.28), 5%(9.49) 유의수준으로 '共積分 存在'의 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

#### 다. 關係式別 共積分

이제 우리는 본 연구의 기본모형에서 설정된 바와 같은 공적분관계식 (4), (5)가 실제로 성립하는가를 검정해 보기로 한다. IS, LM 共積分 關係에 대한 POC 共積分 檢定の 결과는 〈表 Ⅲ-5〉에 요약되어 있다. 〈表 Ⅲ-5〉에서 보는 바와 같이 M2B를 제외한 모든 통화총량이 IS關係에 있어서의 공적분의 존재를 강력히 시사하고 있다. 한편, LM關係에 있어서도 현금통화, 본원통화, M1, M2, M2A 등이 '共積分 存在'의 귀무가설을 기각하지 않는 것으로 나타났다.

〈表 Ⅲ-5〉 關係式別 共積分 檢定 結果  
(Park-Ouliaris-Choi 共積分 檢定)

통화총량 관계식	CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
	IS	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	18.66**	8.20
LM	7.39	4.25	5.47	4.84	2.46	12.88*	113.12**	12.77*

註: \*\*, \*는 각각 1%(13.28), 5%(9.49) 유의수준으로 '共積分 存在'의 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

다음으로 式 (13)~(15)와 같은 공통추세관계를 설정하는 것이 타당한가의 여부도 검정하여 볼 수 있다. 제Ⅲ장 제3절의 單位根 檢定에서 실질정부소비지출과 통화량에 단위근이 존재하는 것으로 밝혀졌으므로 式 (14)~(15)의 관계는 성립하는 것으로 이미 판명된 바 있다. 「필립스 커브」, 즉 式 (13)의 타당성은 共積分이 존재하지 않음을 檢定함으로써 살펴볼 수 있다. 「필립스 커브」에 있어서의 공적분 검정은 공적분이 존재하지 않음을 보이하고자 하는 만큼 이전의 공적분 검정과는 달리 '共積分의 不在'를 귀무가설로 하는 ADF 共積分檢定을 사용하였다. 또한 ADF 공적분 검정은 ADF 단위근 검정에서와 마찬가지로 Said and Dickey(1984)의 방식을 따르되 회귀방정식에 포함되는 過去差分(lagged differences)의 개수는 Perron(1987)과 동일한 기준에 의하여 결정하였다. 그 결과는 <表 Ⅲ-6>에 보고하였으며 表에서 보는 바와 같이 모든 통화총량의 경우에 「필립스 커브」에서의 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 판명되었다.

〈表 Ⅲ-6〉關係式別 共積分 檢定 結果  
(ADF 共積分 檢定)

통화총량 관계식	CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
PC	-2.34	-2.34	-2.34	-2.34	-2.34	0.28	0.19	-2.34

註: 유의수준 1%(-3.92), 5%(-3.40) 유의수준으로 '共積分 不在' 임.

### 5. 模型의 推定

본 연구의 기본모형을 다시 쓰면 다음과 같다.

$$y_t = \alpha_1 g_t + \alpha_2 (i_t - \pi_t) + v_t \quad (IS) \dots\dots\dots(4)$$

$$i_t = \beta_1 i_t + \beta_2 y_t + \mu_t \quad (LM) \dots\dots\dots(5)$$

$$\Delta\pi_t = \gamma_t \Delta y_t + \zeta_t \quad (PC) \dots\dots\dots (13)$$

$$\Delta g_t = \eta_t \quad (g) \dots\dots\dots (14)$$

$$\Delta l_t = \zeta_t \quad (l) \dots\dots\dots (15)$$

앞의 基本模型은 단위근을 가지는 5개의 변수가 式 (4), (5)의 공적분관계와 式 (13)~(15)의 共通趨勢로 결합되어 있음을 보여 주고 있다. 본 연구의 모형이 통상의 안정적(stationary) 시계열로 구성되지 않은 만큼, 모형의 추정도 전통적인 방법론이 아닌 새로운 계량경제학 방법론에 의하여 이루어져야 한다.

우선 式 (4), (5)의 係數를 추정하기 위하여 본 연구에서는 (4), (5)의 聯立共積分關係式을 一見無相關 回歸 體系(seemingly unrelated regression system)로서 추정하였다. Stock(1988) 및 Park and Ogaki(1989) 등이 증명한 바 있듯이, 공적분이 존재할 때 單一式 最小自乘推定值(single equation least squares estimates) 혹은 SUR 推定值(seemingly unrelated regression estimates)는 超一致的(super consistent)으로서 安定的 回歸의 경우에서 보다 신속하게 收斂하게 된다. 더구나 이들 추정치는 회귀독립변수(regressors)가 계량경제학적으로 외생적이 아니거나 測定誤差(measurement errors)에 垂直的(orthogonal)이 아니라 해도 一致性(consistency)을 갖는다. 聯立性(simultaneity), 變數誤差(errors in variables), 變數漏落(omitted variables) 등이 이들 추정치의 일치성에 영향을 주지는 않는 것이다. 단, 일반적인 SELS 추정치나 SUR 추정치는 회귀독립변수들이 강하게 외생적(strongly exogenous)이지 않은 경우에는 漸近的으로 中央值 偏倚(median bias)를 갖게 되며 본 연구의 기본모형에서도 이러한 強外生性이 만족되리라고 기대하기는 곤란하다. 공적분 존재하에서의 이러한 문제를 해결하기 위해 다양한 추정방법이 개발되어 있다<sup>24)</sup>.

본 연구에서는 式 (4), (5)의 聯立共積分方程式體系(simultaneous

cointegrated equations system)의 推定을 위해서 Park and Ogaki(1989)의 一見無相關 定型 共積分 回歸(seemingly unrelated canonical cointegrating regression : 이하 SUCCR)를 이용하였다. 이 추정방법은 Park(1988b, 1992)에서 최초로 개발되어 Park and Ogaki(1989)에서 SUR체계에까지 적용할 수 있도록 확장된 방식이다. SUCCR 추정량은 漸近的으로 不偏有效推定量(asymptotically unbiased and efficient estimator)이며 통상의 통계량의 공분산행렬을 약간 수정한 것으로서 점근적으로  $\chi^2$  분포를 따르므로 檢定이 용이하다. 구체적인 추정방법은 우선 式 (4), (5)의 SUR 체계를 구성한 후 Park(1992)의 방식대로 자료를 변환하여 定型 共積分 回歸(canonical cointegrating regression)를 수행하는 것이다.

공적분관계, 式 (4), (5)의 추정결과는 <表 III-7>에 보고되어 있다. 이전의 단위근 검정, 공적분 검정에서의 마찬가지로 SUCCR 추정에서도 長期分散을 추정해야 하는바, 「파즌 윈도우」(Parzen window)를 사용하되 Andrews(1991)의 방식에 따라 절단점(truncation point)을 선택하였다. 공적분관계의 경우, <表 III-7>에 보고된 t-값이 일반적으로 사용되는 t-값이 아니라 장기분산의 추정치에 의해 조정된 새로운 통계량이며 漸近的 正規分布를 가진다는 사실은 주의를 요한다.

表中에서 우리는 지나치게 단순하다고도 할 수 있는 기본모형의 설정에 비추어보면 예상 외로 경제이론에 부합하는 결과를 얻고 있는 것을 알 수 있다. 우선 IS관계의 추정치를 보면,  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ 의 추정치들은 모든 통화총량의 경우에 있어서 상식적으로 예상되는 부호( $\alpha_1 > 0$ ,  $\alpha_2 < 0$ )를 가지며 통계적으로도 有意的인(significant) 것으로 나타났다. LM관계에 있어서도 현금통화, 본원통화의 경우에  $\beta_1$ 이 陰의 값을 갖는 점을 제

---

24) 공적분이 존재하는 경우의 모형추정방법으로는 본 연구에서 사용된 SUCCR 이외에도 Johansen(1988), Phillips(1988), Phillips and Hansen(1989) 등을 들 수 있다.

외하고는 이론에 부합되는 결과( $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ )를 보이고 있다.

다음으로 우리는 共通趨勢, 즉 式 (13)~(15)의 계수를 추정하여야 할 것이다. 式(14), (15)는 추정에서 제외되므로 결국 공통추세의 추정 은 「필립스 커브」 式 (13)의 추정으로 귀착된다. PC관계는 一次 差分을 통하여 단위근이 제거된, 따라서 안정적인 시계열에 대한 회귀식이므로 전통적 방법론에 의한 추정이 가능하다. 그러나 式 (4), (5)와의 交叉相關을 해결하기 위하여  $\Delta y_t$ 를  $\Delta \pi_t$ 에 회귀함에 있어서 道具變數推定 (instrumental variables estimation)을 사용하였다. 도구변수로는 여러 가지 선택이 있을 수 있겠으나, IS, LM 聯立共積分關係를 SUCCR 방식으로 추정할 때 얻어지는 均衡誤差의 과거치  $\{u_{t-1}\}$ 나  $\{\mu_{t-1}\}$ 의 추정치가 가장 자연스러운 선택이라 할 수 있을 것이며, <表 III -7>에 보고된 결과는  $\{u_{t-1}\}$ 의 추정치를 도구변수로 사용하여  $\Delta y_t$ 를  $\Delta \pi_t$ 에 회귀함으로써 얻어진 결과이다.

PC관계의  $\gamma_1$ 에 대한 추정치 역시 M2B를 제외하고는 모든 통화총량의 경우에 있어서 통계적으로 유의적이며 이론적으로 타당한 추정치 ( $\gamma_1 > 0$ )를 갖는다고 하겠다.

<表 III -7> 基本模型의 推定 結果

	IS				LM				PC		
	$\alpha_1$	$\alpha_2$	R <sup>2</sup>	SER	$\beta_1$	$\beta_2$	R <sup>2</sup>	SER	$\gamma_1$	R <sup>2</sup>	SER
CUR	0.6776 (6.2690)	-0.0152 (-2.9470)	0.9892	0.0509	0.0496 (3.6896)	0.9378 (2.5673)	0.9913	0.0861	0.8346 (3.5177)	0.9748	0.0300
RB	0.7015 (5.9013)	-0.0159 (-2.9680)	0.9892	0.0510	0.1153 (5.9018)	3.6749 (6.7715)	0.9968	0.1173	0.8691 (3.5475)	0.9738	0.0306
M1	0.6711 (6.2961)	-0.0150 (-2.9132)	0.9892	0.0509	-0.0056 (-0.5669)	1.2820 (4.8512)	0.9934	0.0690	0.8248 (3.5097)	0.9751	0.0298
M2	0.6632 (5.7284)	-0.0148 (-2.7978)	0.9892	0.0508	-0.0017 (-0.2512)	0.6511 (3.1461)	0.9916	0.0497	0.8150 (3.4981)	0.9754	0.0297
M2A	0.6134 (5.5435)	-0.0141 (-2.4671)	0.9893	0.0507	-0.0070 (-0.8738)	0.0838 (0.2550)	0.9869	0.0645	0.7636 (3.4157)	0.9768	0.0288
M2B	0.7815 (2.2792)	-0.0336 (-1.6748)	0.9378	0.0364	-0.0176 (-1.4551)	3.0031 (12.3717)	0.9756	0.0580	-0.0684 (-0.4075)	0.9531	0.0120
M2CD	0.9848 (12.263)	-0.0363 (-5.8745)	0.9818	0.0335	-0.0044 (-0.5179)	1.8532 (9.7709)	0.9817	0.0670	0.0499 (0.3342)	0.9618	0.0111
M3	0.6826 (6.1913)	-0.0153 (-2.9554)	0.9892	0.0509	-0.0191 (-2.0066)	1.4544 (5.3969)	0.9948	0.0664	0.8414 (3.5244)	0.9746	0.0301

## 6. 誤差修正模型의 推定과 衝擊反應 分析

### 가. 誤差修正模型의 推定

本節에서는 長期的 均衡關係, 즉 공적분관계뿐 아니라 외부적인 충격이 가해졌을 때 새로운 균형으로 移轉해 가는 과정을 동시에 보여주는 誤差修正模型을 추정하고 이를 기반으로 衝擊反應分析을 시도해 보고자 한다. 그 목적은 우선 균형조건을 교란하는 요인(IS攪亂 및 LM攪亂)과 공통추세에 가해지는 교란요인(PC攪亂, 財政支出 攪亂, 그리고 實質通貨量 攪亂)이 실질GNP, 인플레이션 등과 같은 최종목표변수에 미치는 효과를 분석해 보고자 하는 것이다. 본 연구의 제Ⅲ장 제1절에서 이 충격들을 각각  $u_{1t}$ ,  $u_{2t}$ 로 표기한 바 있고, 이 중 後者만이 실질GNP에 永久的인 效果를 갖게 된다는 사실은 주의를 요한다. 오차수정모형을 추정하는 또 하나의 목적은 그 과정에서 각 통화총량의 外生性을 평가해 볼 수 있기 때문인바, 다음 項에서 상세히 설명하기로 한다.

우선 오차수정모형의 추정은 前節의 係數推定에서 얻어진  $A^*$  와  $B^*$ 를 제약으로 사용하여  $A$ 를 얻고, 이를 이용하여 式 (12)에서  $\Gamma_i$  ( $i = 1, 2, \dots, \tau-1$ )를 추정함으로써 간단히 이루어진다. 추정의 결과는 수치상으로 나열하기보다 충격반응분석의 결과를 도표로 보고함으로써 대신하기로 한다.

### 나. 外生性 檢定

式 (12')에서 보는 바와 같이 공통추세  $\{A^*\Delta x_t\}$ 는 誤差修正項  $\{u_{1t-i}\}$ 을 전혀 포함하지 않으며 따라서  $\{A^*\Delta x_t\}$ 는 외부로부터의 衝擊 내지 攪亂要因에 의해 모형 자체를 움직여 나가고 또한 이러한 외부적 영향을 모형 내부로 도입하게 된다. 이러한 의미에서 본 연구에서의 共通趨勢는 전통적 분석에서의 外生變수와 동일한 개념과 역할을 갖게 된다. 본 모

형에서 式 (13)~(15)에서와 같이 공통추세를 설정한 것이 타당한가의 여부를 오차수정모형을 추정하는 과정에서 검정할 수 있는바, 이 검정을 통해 模型設定에 대한 검정과 더불어 각 통화총량이 외생적인가의 여부도 검정할 수 있는 것이다. 외생성이 통화지표가 가져야 하는 조건인가에 대해서는 논란의 여지가 없는 것은 아니나 이 검정은 본 연구에서 손쉽게 행해질 수 있으며 기존의 연구들의 결과와 비교에 적지 않은 도움이 된다 하겠다<sup>25)</sup>.

공통추세에 대한 검정은 式 (12)에 과거 균형오차의 추정치  $\{u_{it-1}\}$ , 즉  $\{B^*x_{i-1}\}$ 을 포함하여 회귀한 후 이들의 계수가 유의적인가를 검정함으로써 용이하게 할 수 있다. 본 모형에서는  $\{u_{it-1}\}$ 가 가하는 制約이 2개가 되므로 검정통계량은  $\chi_2(2)$  분포를 하게 되며 각 통화총량의 외생성에 대한 검정결과는 <表 III-8>에 요약되어 있다. 表에 의하면 본원통화, M2B, M2CD, M3의 경우에 실질통화량이 공통추세라는 歸無假說을 棄却할 수 없는 것으로 나타났다. M1, M2가 외생성을 갖지 못하는 것으로 판명되었다는 사실은 주목할 만한 사실이다.

<表 III-8> 共通趨勢 檢定 結果

	CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
$\chi_2(2)$	6.423*	2.761	9.634**	13.796**	7.151*	1.509	3.254	3.687

註: \*\*, \*는 각각 1%(9.21), 5%(5.99) 유의수준으로 '실질통화량이 공통추세이다'라는 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

이러한 본 연구의 결과를 기존의 연구들과 비교해 보기 위하여 因果關係 檢定(causality test)을 시도해 보았다. 다양한 인과관계 검정이 개발되어 있으나 각 검정마다 그 유용성에 논란이 많으므로 본 연구에서는

25) 朴佑奎(1987) 참조.

가장 일반적으로 사용되며 직관적으로 이해하기 쉬운 Granger 因果關係 檢定(Granger causality test)을 수행하였다. 구체적으로 본 연구에서는 각 통화총량이 최종목표변수에 영향을 미치되 최종목표변수로부터는 영향을 받지 않는가의 여부를 검정하였으며 그 결과는 <表 Ⅲ-9>에 보고되어 있다. 주의할 점은 관련된 諸變數들이 단위근을 갖는 비안정적 시계열인만큼 一次差分 후에 검정이 이루어져야 한다는 것이며, 이 점에서 대부분의 기존연구들은 오류를 범한 것으로 보인다. 예컨대 實質 GNP를 最終目標變數로 하는 경우에는 다음 式에서  $\gamma_{1i} \neq 0, \gamma_{2i} = 0$  (단,  $i = 1, \dots, 4$ )을 동시에 만족시키는 통화총량이 외생성을 갖는다고 볼 수 있을 것이다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_{1i} \Delta l_{t-i} \dots\dots\dots(18)$$

$$\Delta l_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} \Delta l_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} \dots\dots\dots(19)$$

<表 Ⅲ-9> Granger 因果關係 檢定 結果

		CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
RGNP	式(16)	1.90	7.15**	2.23	4.92**	0.87	1.07	2.29	2.16
	式(17)	0.79	1.53	0.65	1.84	1.08	0.33	1.08	1.09
INFL	式(16)	1.45	4.38**	2.25	0.73	0.60	0.59	1.19	0.88
	式(17)	1.46	1.58	0.64	2.06	1.72	0.31	0.44	1.49
NGNP	式(16)	2.18	1.80	5.84**	9.23**	4.13**	3.42*	2.03	3.05*
	式(17)	4.42**	1.33	5.40**	3.36*	3.79**	0.14	1.40	5.18*
CPI	式(16)	2.30	1.98	2.85*	3.29*	1.79	0.42	2.40	3.35*
	式(17)	1.70	0.40	0.94	1.73	1.98	0.22	0.93	2.23

註: \*\*, \*는 각각 1%, 5% 유의수준으로 ' $\gamma_{ki} = 0$  (단,  $k = 1, 2$  그리고  $i = 1, \dots, 4$ )'의 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미한다.

우선 실질GNP를 최종목표변수로 하는 경우를 보면 外生性的의 기준을 만족시키는 통화총량은 본원통화와 M2인 것으로 나타났다. 반면, 인플레이션의 경우에는 본원통화만이 외생적이며, 참고로 經常GNP의 경우에는 M2B만이, 그리고 물가수준의 경우에는 M1, M2, M3가 외생성의 기준을 만족하는 것으로 판명되었다.

#### 다. 衝擊反應 分析

本項에서는 추정된 오차수정모형을 이용하여 IS攪亂 및 LM攪亂과 같이 均衡條件을 攪亂하는 요인( $u_{1t}$ )과 PC攪亂, 財政支出攪亂, 實質通貨量攪亂과 같이 共通趨勢에 가해지는 攪亂要因( $u_{2t}$ )이 실질GNP, 인플레이션 등과 같은 최종목표변수에 미치는 효과를 분석해 보고자 한다. 前述한 바와 같이 前者의 攪亂要因이 각 변수의 균형치에 일시적인 영향만을 미치는 데 반해 後者는 균형을 영구적으로 변화시키는 효과를 갖게 된다. 따라서 각 攪亂要因이 주요 최종목표변수에 미치는 영향의 시간경로 및 최종적인 효과를 시각적으로 나타내는 것은 분석에 큰 도움이 될 것이며 이러한 목적을 위해서 본 연구에서는 衝擊反應分析을 시도하였다.

충격반응분석을 수행하기 위해서는 먼저 각 攪亂要因들,  $u_{1t}$ 와  $u_{2t}$ 를 VAR 式 (7)의  $\epsilon_t$ 에 대하여 표시하여야 할 것이다.  $\epsilon_t$ 를 계산하는 방법에 대하여는 Park(1990b)에 상세히 설명되어 있다. 간단히 예를 들면, IS 攪亂要因의 경우에  $\epsilon_t$ 는 B\* 와 A\*의 두번째 행에 대해 B\*의 첫번째 행을 회귀시켜 얻은 殘差를 이용하여 구할 수 있다. 마찬가지로 방법으로, PC 攪亂의 경우  $\epsilon_t$ 는 A\*의 첫번째 행을 A\*의 나머지와 B\*에 대해 회귀시켜 얻은 잔차로부터 계산할 수 있다. 본 연구에서는 충격반응의 크기를 일의적으로 비교하기 위하여 각 攪亂要因이 單位分散(unit variance)을 가지도록 標準化(standardize)하였다.

VAR (7)의 계수들은 A\* 와 B\*에 의해 주어진 制約下에서 ECM 式 (11)의 推定値로부터 용이하게 얻을 수 있다. 즉, 계수  $\phi_i (i = 1, 2, \dots, \tau)$ 는 다음과 같은 관계를 이용하여 ECM의 계수들, 즉 A\*, B\*, 그리고  $\Gamma_i (i = 1, 2, \dots, \tau-1)$ 를 이용하여 쉽게 계산할 수 있는 것이다.

$$\phi_i = \begin{cases} I + A B^* + \Gamma_i & \text{for } i = 1 \\ -\Gamma_i + \Gamma_{i-1} & \text{for } 2 \leq i \leq \tau-1 \dots\dots\dots(20) \\ -\Gamma_{i-1} & \text{for } i = \tau \end{cases}$$

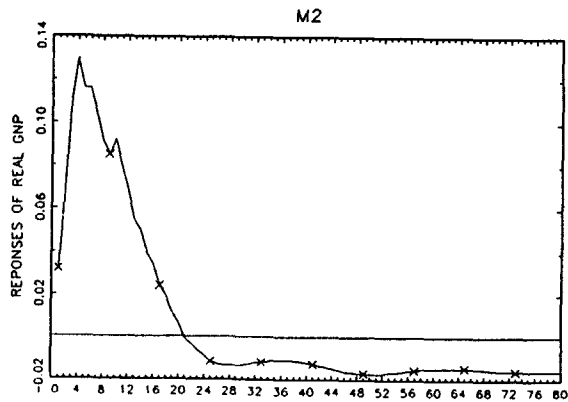
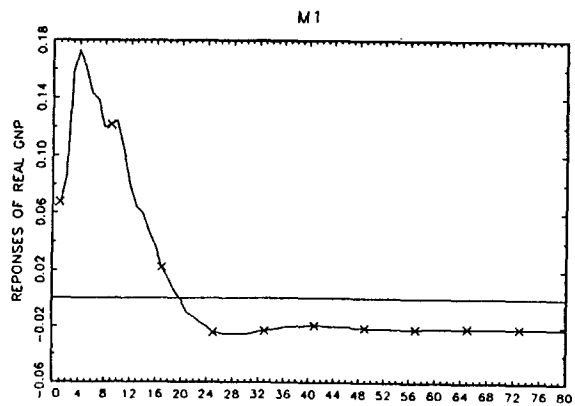
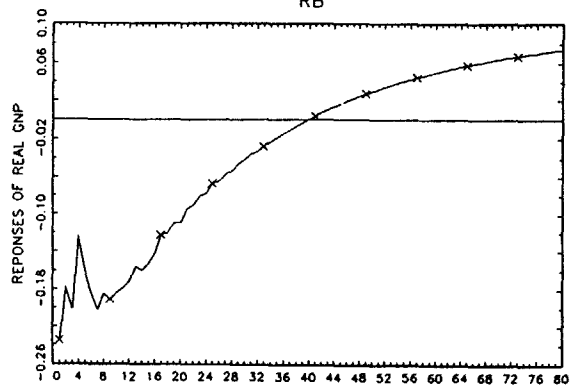
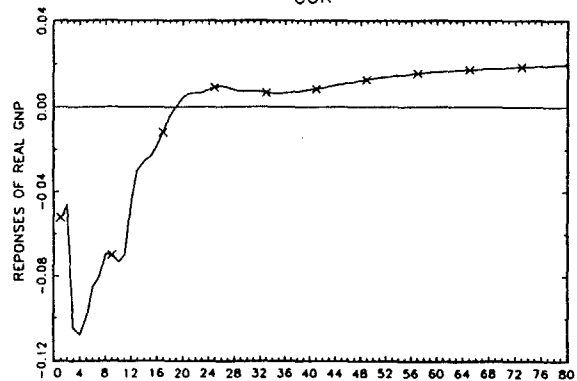
[圖 III-1]은 각각 실질통화량의 單位 標準偏差(unit standard deviation) 증가에 대한 불변국민총생산의 反應經路를 보여주고 있다. 대부분의 통화총량의 경우에 있어서 실질통화량에 攪亂이 발생한 후 24分期 내지 28分期가 경과한 후에야 불변국민소득이 새로운 균형에 도달하며, 본원통화의 경우에는 80分期 후에야 비로소 정착하는 것으로 나타나고 있다. 이는 단위근을 전제로 하는 모형에서 특징적으로 나타나는 현상으로서 미미한 충격이라도 經濟變數에 영구적인 영향을 미친다는 이론에 부합하는 것이다. M2B, M2CD의 경우는 시간경로가 發散함으로써 추정된 모형이 안정성을 결여하고 있다는 것을 나타내고 있다. 이는 공적분 검정 이후의 실증적 결과에서 어느 정도 예상할 수 있는 일이었다. 이들 이외의 통화총량의 경우에는 경제이론에 부합하는 반응경로를 보여주고 있다고 할 수 있을 것이다.

[圖 III-2]는 실질통화량 單位 標準偏差 증가에 대한 인플레이션의 반응경로를 보여주고 있다. 반응경로가 발산하고 있는 M2B, M2CD의 경우와 실질통화량 증가가 인플레이션에 궁극적으로 미미하나마 負의 영향을 미치고 있는 본원통화의 경우를 제외하고는 역시 모든 통화총량의 경우에 있어서 경제적 상식에 부합하는 時間經路를 보이고 있다. 일반적으로 불변GNP의 경우에서보다 신속하게, 즉 교란 발생 후 12分期 내지 16分期 후에 새로운 균형에 도달하는 것은 物量變數보다는 價格變

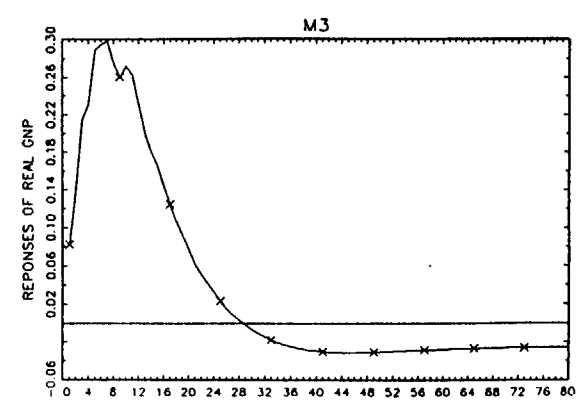
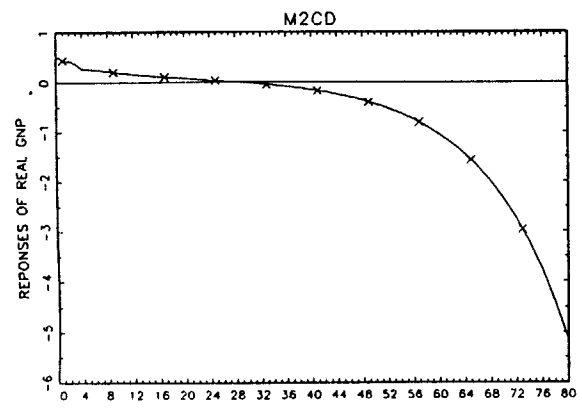
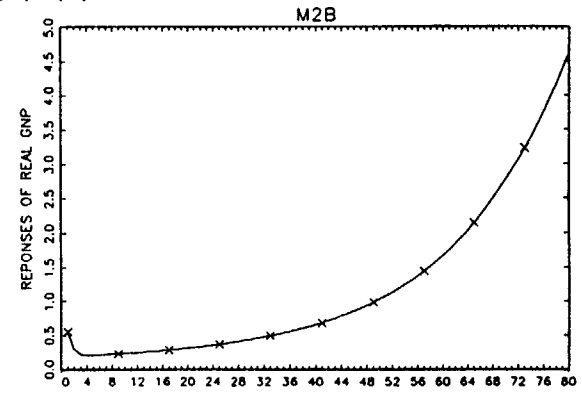
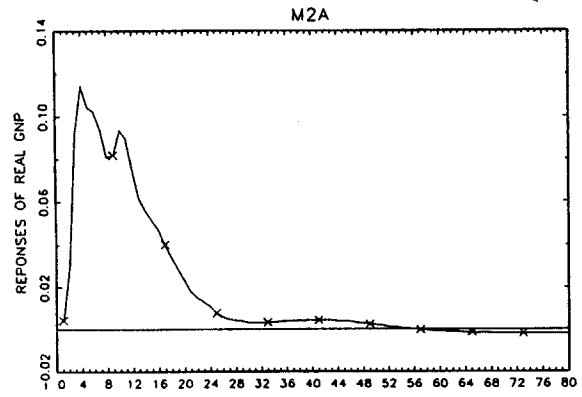
數가 보다 신속적으로 변동할 수 있다는 점에서 자연스러운 현상이라 할 것이다.

[圖 Ⅲ-3]에서는 IS, LM, PC교란요인의 단위 표준편차 증가에 대한 不變國民總生産의 반응을 볼 수 있다. 그림에서 볼 수 있는 바와 마찬가지로 IS攪亂(點線) 및 LM攪亂(波線)은 불변GNP에 미미하고도 일시적인 영향을 미치며 불변GNP는 단기간 내에 원래의 균형으로 복귀하게 된다. 반면에 PC攪亂(實線)은 상대적으로 막대하고 영속적인 영향을 주며 그 이유는 前述한 바와 같이 PC교란이 공통추세에 가해지는 충격이기 때문이다.

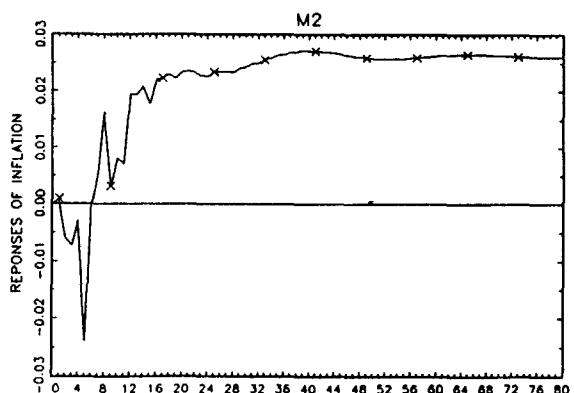
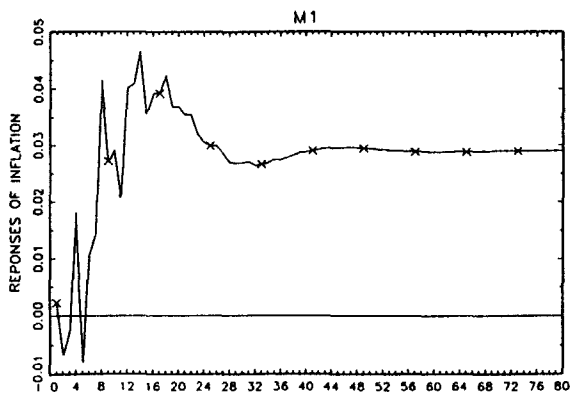
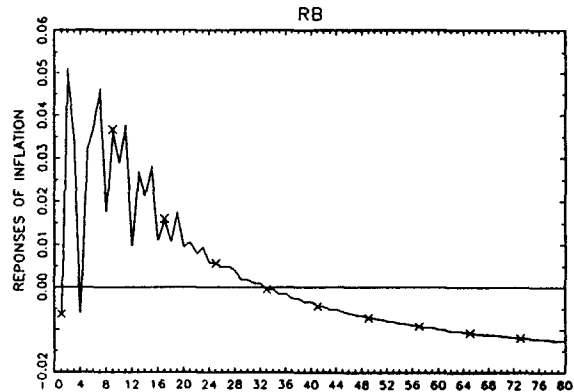
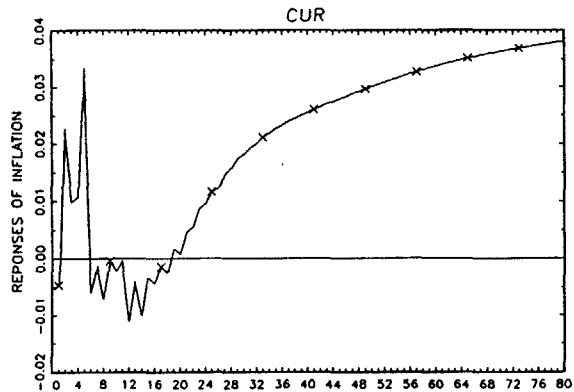
[圖 III - 1] 實質通貨量單位標準偏差增加에 대한不變國民總生産의 反應經路



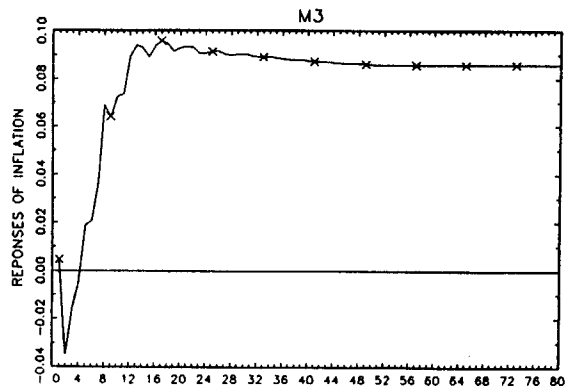
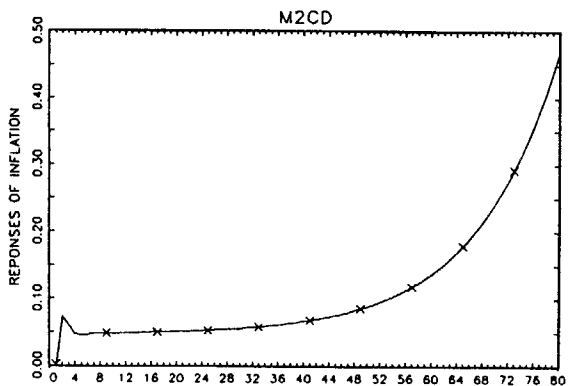
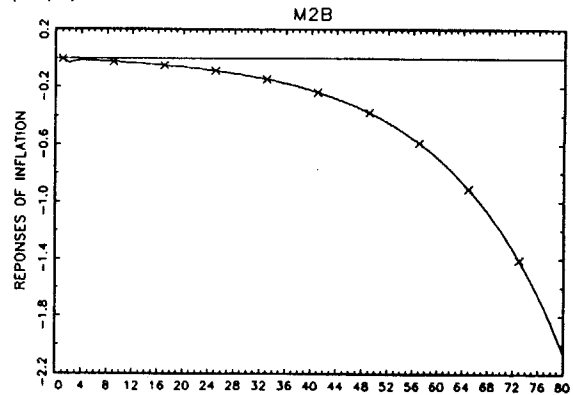
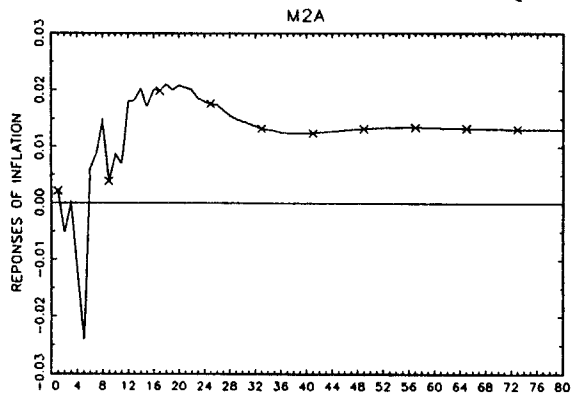
[圖 Ⅲ-1]의 계속



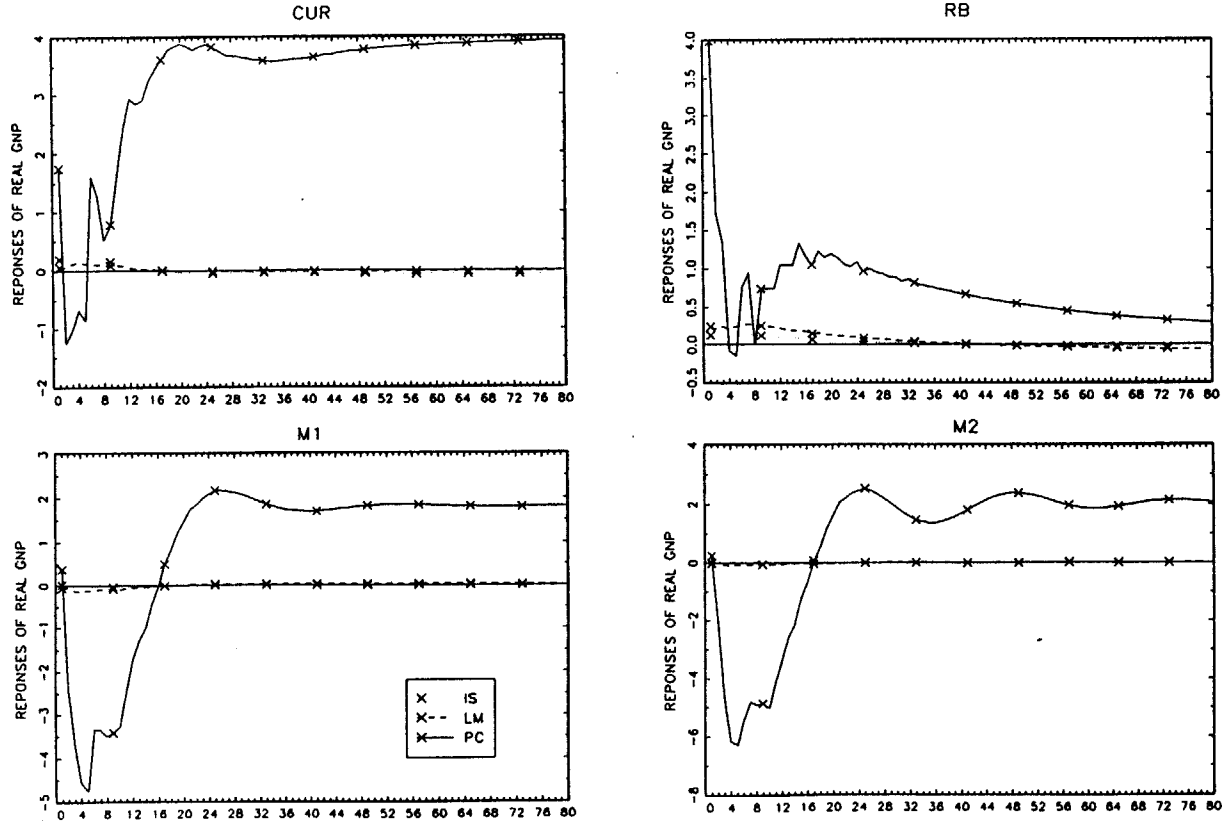
[圖 III-2] 實質通貨量單位 標準偏差 增加에 대한 인플레이션의 反應經路



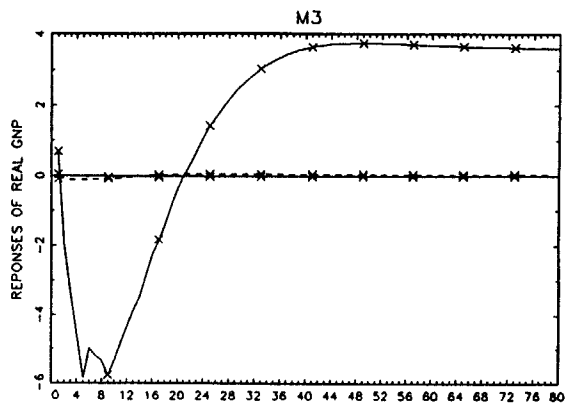
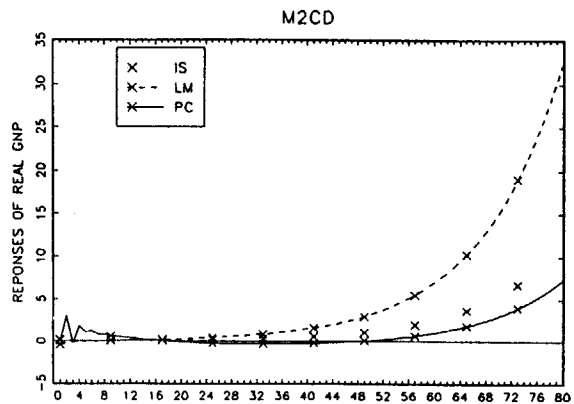
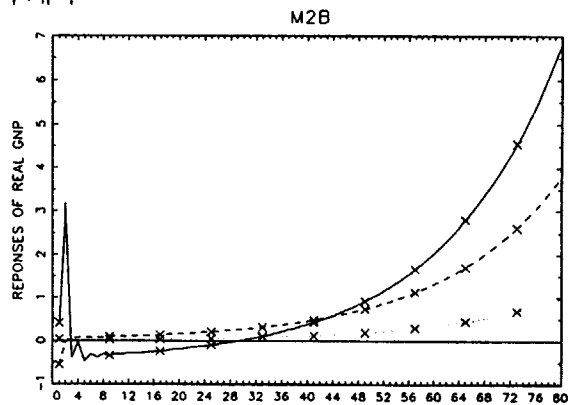
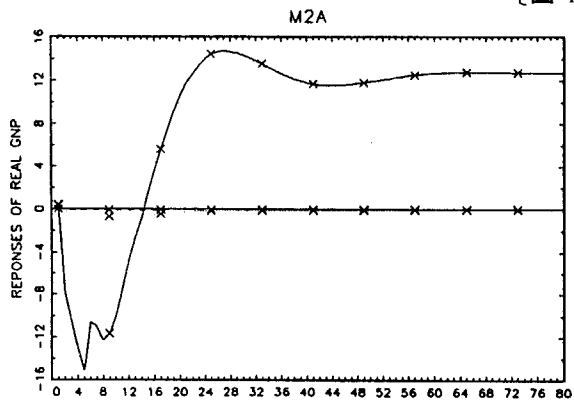
## [圖 III-2]의 계속



[圖 Ⅲ-3] IS, LM, PC攪亂要因單位標準偏差增加에 대한國民總生産의反應經路



## [圖 Ⅲ-3]의 계속



## 7. 實證分析 結果의 要約

〈表 Ⅲ-10〉은 본 연구에서 얻어진 실증분석의 결과를 일목요연하게 볼 수 있도록 요약하여 본 것이다.

〈表 Ⅲ-10〉 實證分析 結果의 要約

			CUR	RB	M1	M2	M2A	M2B	M2CD	M3
1. 單位根			○	△	○	○	○	△	○	○
共積分	최종목표변수	2. RGNP	○	○	△	○	○	×	×	○
		3. INFL	○	○	○	○	○	×	×	○
	통화지표	4. 個數	4	4	5	5	3	1	0	4
		상호간	5. M3	○	○	○	○	×	×	×
	6. 관계식별			○	○	○	○	○	×	×
7. 모형추정			△	△	○	○	○	△	○	○
外生性	8. 광통추세검정		△	○	×	×	△	○	○	○
	Granger 인과관계검정	9. RGNP	×	○	×	○	×	×	×	×
		10. INFL	×	○	×	×	×	×	×	×
11. 衝擊反應分析			○	○	○	○	○	×	×	○

본 연구에서 수행한 각종 검정은 '1. 單位根'으로부터 '11. 衝擊反應分析'의 항목으로 표시되어 있고 表에서 사용된 기호들, 즉 ○, △, ×는 각 통화총량들이 각 항목의 조건을 만족시키는 정도를 나타낸 것이다. 예컨대 '1. 單位根' 항목의 경우 본원통화와 M2B를 제외한 모든 통화총량이 단위근을 보유하는 것으로 나타났음을 보여주고 있다. 본원통화와 M2B는 세 가지 단위근 검정 중 각각 5% 有意水準에서 한 가지씩의 검정을 통과하지 못하고 있어 확실한 결론을 내릴 수 없으므로 △로 표시하였다<sup>26)</sup>.

'2. RGNP' 및 '3. INFL' 항목은 각각 통화총량들과 최종목표변수, 즉 불변GNP 및 인플레이션 간의 공적분 검정 결과를 나타낸다. 이 검정이 각 통화총량이 최종목표변수와 장기적으로 긴밀하고 안정적인 관계를 가지고 있는가의 여부, 즉 通貨指標로서 緊密性의 기준을 만족시키는가의 여부를 보여준다는 사실은 前述한 바와 같다. 表에 의하면 공적분검정시 1% 유의수준에서 기각된 바 있는 M2B와 M2CD를 제외한 모든 통화총량들이 불변GNP 및 인플레이션과 긴밀한 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 다만 M1의 경우 실질GNP와의 共積分關係가 5% 유의수준에서 기각되었으므로  $\Delta$ 로 표시하였다.

'4. 個數'의 항목은 어떤 통화총량이 나머지 7개의 통화총량 중 몇 개의 통화총량과 공적분관계를 가지고 있는가를 표시하며, '5. M3'의 항목은 어떤 통화총량이 가장 포괄적인 流動性을 포괄하는 M3와 공적분관계를 가지고 있는가의 여부를 나타낸다. 이 조건들도 한 통화총량이 中心通貨指標로서 갖추어야 할 바람직한 특성이라 할 수 있을 것이다. 表에서 현금통화, 본원통화, M1, M2, M3가 보다 나은 통화지표로 나타났음을 알 수 있다.

'6. 關係式別'의 항목은 어떤 통화총량이 본 연구의 기본모형에 있어서의 통화량으로서 적합하였는가를 나타낸다. 보다 구체적으로는 어떤 통화총량을 통화량으로 보고 實證分析을 행했을 때 式 (4)~(5)와 같은 공적분관계가 성립하고 또한 式 (13)과 같은 공통추세가 성립하는가를 표시한 것이다. '7. 模型推定'의 항목 역시 어떤 통화총량을 통화량으로 보았을 때, 式 (4), (5), (13)의 係數가 경제이론에 부합되도록 추정되었는가를 보여주고 있다. 물론 이 항목들은 통화지표로서의 요건이기보

---

26) 각 통화총량의 시계열이 단위근을 갖는가의 여부는 적정통화지표로서의 요건과는 상관이 없는 문제이다. 그러나 본 연구의 실증적 접근이 각 통화총량의 비안정성을 기반으로 하여 전개되어 있는 만큼, 이 조건은 본 연구에서 행해진 방법론에 정당성을 부여할 수 있는 가장 기본적인 요건이라 할 것이다.

다는 본 연구의 모형의 타당성과 관련이 있는 조건이라 할 수 있다. 그러나 본 연구에서의 기본모형이 단순하나마 한 經濟構造의 要諦를 나타낸다고 보는 데 무리가 없다면, 이 조건들을 만족하는가의 여부는 어떤 통화총량이 한 경제 내에서 '通貨'로서의 역할을 한다고 볼 수 있는가의 중요한 판단기준이 되며 이는 바로 통화지표의 본질적 요건이라 할 수 있다. 表에 의하면 M2B와 M2+CD를 제외한 모든 통화총량이 이 조건들을 만족시키는 것으로 판명되었다.

8~10의 항목들은 각 통화총량의 외생성을 검정한 결과를 보여주고 있다. '8. 共通趨勢 檢定'은 어떤 통화총량이 본 연구의 기본모형에서 공통추세로서 역할을 하는가, 즉 외생적인가를 나타낸다. 공통추세 검정이 새로운 방법론에 의한 외생성 검정임에 비하여 '9. RGNP'와 '10. INFL'은 공통추세 검정의 결과를 기존의 연구와 비교하여 보기 위하여 전통적 방법론으로 행해진 外生性 檢定이다. 表에서 실질GNP에 대하여 외생적인 통화총량은 본원통화와 M2이며, 본원통화가 인플레이션에 대하여 외생성을 갖는 유일한 통화총량임을 알 수 있다.

마지막으로 '11. 衝擊反應分析'의 항목은 어떤 통화총량을 통화량으로 사용하였을 때, 충격반응분석의 결과가 경제이론에 부합하는가를 나타낸다. 表에 의하면 M2B와 M2+CD를 제외한 모든 통화총량의 경우에 있어서 그 결과가 경제적 상식에 부합함을 알 수 있다.

## IV. 通貨指標의 改善 方案

前章에서 행해진 실증분석의 결과로부터 얻을 수 있는 첫번째 결론은 本源通貨가 여타 통화총량에 비해 통화지표로서 상대적으로 우월한 것으로 나타났다는 것이다. 본원통화는 주요 최종목표변수와 긴밀하고 안정적인 관계를 가지며 여타의 각 통화총량 특히 M3와도 안정적인 관계를 유지하고 있을 뿐 아니라 外生性도 만족시키는 것으로 판명되었다. 또한 실제적으로도 통화당국이 용이하게 관리할 수 있어 統制可能性도 높고 본원통화에 관한 정보는 신속하게 可用하므로 速報性도 상당히 높다는 利點이 있다. 따라서 다음 章에서 詳述하겠지만 제반 여건이 조성되기만 한다면 본원통화는 매우 소망스러운 통화지표로서 활용될 수 있다고 보인다.

둘째로 M3 역시 우수한 통화지표로 사용할 수 있다는 결론을 얻을 수 있다. M3는 가장 광범위한 流動性을 나타내는 포괄적인 통화총량이라는 사실 자체로서 일단 고려해 볼 만한 통화지표가 아닌가 한다. 통화당국이 직접적으로 통제할 수 있어야만 통화정책의 중간표적으로서 적절한 변수라는 논의가 타당하지 않음은 前述한 바 있다. 다만 현실적으로 M3가 速報性에 있어 여타의 통화지표에 비해 아직 상대적으로 뒤진다는 것은 사실이며 M3를 중심통화지표로 활용하기 위해서는 이러한 점에서 상당한 개선이 先行되어야 할 것이다.

마지막으로 내릴 수 있는 결론은 최소한 본 연구의 실증분석 결과에 의하면 그 이외의 통화총량이 현행 중심지표인 M2보다 통화지표로서 바람직하다고 단정할 수 없다는 것이다. 물론, <表 Ⅲ-1>에서 볼 수 있듯이 M2B와 M2CD의 경우, 자료의 수가 각각 24, 30개에 불과하여 이들에 대한 실증적인 결과에 큰 의미를 부여할 수 없다는 것은 사실이다. 그러나 본 연구의 제Ⅱ장 제5절에서 논의된 바와 같이 총통화지표와 관

련하여 제기되는 여러 가지 문제점은 總通貨指標 자체의 문제라기보다는, 總通貨增加率目標에 집착하여 直接規制 위주로 행해지는 硬直의 通貨管理에서 파생되는 문제라 할 수 있고 이러한 통화관리방식을 그대로 유지하면서 통화지표만 변경한다는 것은 별 의미를 갖지 못한다는 사실을 명심하여야 할 것이다.

이 章에서는 본 연구에서 얻어진 실증분석의 결과뿐 아니라 제반 현실 경제적 여건을 종합적으로 고려하면서 通貨指標의 改善方案을 모색하여 보고자 한다. 통화지표의 개선방안 중 하나는 중심통화지표를 本源通貨나 M3 등의 통화총량지표로 變更하는 것이고 다른 하나는 이자율이나 환율과 같은 가격변수를 중심통화지표로 삼는 것이다. 물론 이러한 변경은 제도적 보완과 경제환경의 변화가 선행 내지 병행해야 하며 따라서 전격적이고 단기적인 정책적 전환에는 무리가 따를 우려가 다분히 있다는 것을 유념해야 할 것이다.

## 1. 餘他 通貨總量指標로의 變更

앞서 말한 바와 같이 제반 여건이 조성되기만 한다면 本源通貨는 여러 가지 측면에서 매우 소망스러운 통화지표로서 활용될 수 있다. 더구나 현행의 직접적 총통화관리와 비교해 보았을 때는 일정액의 총통화 증가를 中和(sterilize)하기 위한 通貨還收 規模가 현행 直接的 總通貨管理의 경우보다 本원통화지표하에서는 최대( $1/\text{總通貨乘數}$ )로 축소된다는 利點도 있다. 한편, M3 역시 우수한 통화지표라는 사실도 이미 논의된 바 있다.

중심통화지표로서 本원통화를 선정하든 M3를 선택하든 이는 기본적으로 間接的 通貨管理體制로의 轉換을 의미한다. 그 이유는 兩者의 경우 모두 경제 전체의 流動性이 本源通貨와 通貨乘數에 의하여 간접적으로 결정된다는 통화공급이론에 기반을 두기 때문이다. 즉 間接的 通貨管理政策은 중앙은행의 窓口를 통하여 공급되는 一次的인 통화를 규제함으

로써 이를 기반으로 창출되는 派生的 通貨를 포함하는 전체 통화수준을 통화당국이 의도하는 수준으로 유도하는 한편 窓口規制를 單純化하고 金融政策 運用의 自律化를 기하는 것이다.

間接通貨管理의 경우, 本元通貨의 변화에 따라 통화총량이 변화하기 까지는는 時差가 존재한다는 점, 민간의 現金保有 性向이 변화하거나 또는 금융기관의 자금운용과정에서 實際支給準備金이 변동함으로써 通貨乘數가 불규칙적으로 변동하는 경우가 있다는 점 등을 유념해야 한다. 따라서 통화당국은 간접관리로의 이행을 위해 다음과 같은 制約要因의 緩和를 위한 노력을 先行해야 할 것이다<sup>27)</sup>.

첫째, 本元通貨와 여타 통화총량 간에 안정적인 관계가 유지되도록 하여야 한다. <表 Ⅲ-4>의 공적분 점정의 결과나 <表 Ⅳ-1>에서 보는

<表 Ⅳ-1> 通貨增加率 및 通貨乘數 推移

	通貨增加率(平殘, 前年同期比, %)				通貨乘數		
	本元通貨	M1	M2	M3 <sup>1)</sup>	M1	M2	M3
1981	1.2	13.4	27.4	30.5	1.29	4.91	8.3
1982	3.5	24.2	28.1	33.2	1.58	6.03	8.1
1983	20.8	25.9	19.5	21.6	1.72	6.19	9.2
1984	5.6	9.9	10.7	20.1	1.76	6.41	10.0
1985	3.1	3.2	11.8	21.1	1.71	6.86	12.7
1986	9.2	10.6	16.8	-	1.79	7.47	14.1
1987	19.2	19.5	18.8	30.2	1.72	7.18	12.3
1988	41.0	15.5	18.8	28.4	1.39	6.15	12.1
1989	36.9	14.1	18.4	27.6	1.16	5.32	11.8
1990	24.7	7.9	20.7	28.3	1.15	5.26	14.0
1991	13.8	19.1	18.3	26.1	1.33	5.31	14.9
1992	12.3	29.5	18.6	21.1	1.11	5.68	16.3
1993.8	24.6	23.3	20.6	21.8	1.40	5.59	17.6
기간평균	16.6	16.6	19.1	25.8	1.47	6.03	12.4

註: 1) 前年同期對比 末殘基準

資料: 財務部, 『財政金融統計』, 1994. 1.

27) 金永大(1993), 李德勳 外(1993), 李成太(1992), 鄭健溶(1987), 崔長鳳(1993) 등을 참조할 것.

바와 같이 본원통화와 M2, M3 등과 같은 통화총량간의 관계는 비교적 안정적인 것으로 보인다. 그러나 실제에 있어서는 만성적인 資金의 超過需要와 銀行圈別(일반은행·특수은행, 혹은 대형은행·중소은행간) 資金需給의 不均衡 때문에 자금능력 내에서 與信을 공급한다는 기본 전제가 지켜지지 않아 지급준비금의 조절에 의한 은행여신의 규제가 효과적으로 이루어지지 않는 경우도 빈번하다.

〈表 IV-2〉 超過支給準備率 推移

(단위: %)

연 중	예금은행	일반은행	특수은행
1986	0.37	0.42	0.29
1987	0.34	0.44	0.19
1988	0.25	0.32	0.13
1989	0.08	0.14	0.00
1990	0.18	0.23	0.11
1991	0.12	0.13	0.11
1992	0.10	0.11	0.09
1993. 1	0.27	0.35	0.14
2	0.23	0.32	0.11
3	0.16	0.20	0.10
4	0.12	0.20	0.06
5	0.14	0.19	0.06
6	0.14	0.19	0.07
7	0.16	0.23	0.06
8	0.23	0.31	0.11
9	0.13	0.20	0.04
10	0.16	0.23	0.06

資料: 한국은행, 『조사통계월보』, 1994. 1.

〈表 IV-2〉에 나타나 있듯이 우리나라 은행의 超過支給準備率은 지금 이 낮은 수준이며 지급준비율을 지키지 못해 한국은행의 資金支援을 필요로 하는 경우도 빈번하다. 따라서 통화금융기관의 支給準備率 遵守에 대한 規制를 強化하여야 한다. 예금은행의 支準不足이 발생하였을 때 통

화 당국은 자금을 지원하지 말고 過怠料 賦課 등을 통해 예금은행들로 하여금 필요지준율을 엄격히 준수하도록 하여야 한다. 또한 통화승수의 변화에 대한 豫測力을 提高하고 통화승수의 급격한 변화가 불가피한 경우에 대비하여 적절한 대책을 미리 마련해 두어야 할 것이다.

둘째, 통화당국이 본원통화를 의도하는 바대로 조절할 수 있는 여건이 우선 조성되어야 할 것이다. 실제로는 財政執行이 4/4분기 특히 12월에 집중되어 이러한 대규모의 본원통화 공급을 연말에서 다음해 초반까지 금융부문에서 흡수해야 한다. 따라서 追更豫算의 편성을 가급적 止揚하고 財政支出의 季節的 不均衡을 緩和하려는 노력이 필요하다. 또한 한국은행의 대금융기관 대출 중의 상당부분 (1992년의 경우, 94.4%)이 무역금융, 상업어음 재할인 등 일정 요건만 갖추어지면 자동적으로 재할인되는 政策金融으로 구성되어 있다. 이에 따라 통화관리를 위한 통화당국의 본원통화 조절능력이 상당히 제한되어 있다<sup>28)</sup>. 이런 점에서 통화당국이 정책금융의 전체적 규모를 점차적으로 축소하고 자동재할인 방식으로 되어 있는 정책금융을 점진적으로 감축하여 銀行別 再割引 總額限度制로 바꾸어 나갈 계획으로 있는 것은 바람직한 정책방향이라 아니할 수 없다<sup>29)</sup>.

셋째, 통화당국이 본원통화를 통한 간접적 통화관리를 효율적으로 수행하는 데 필요한 수단이 정립되어야 할 것이다. 실제에 있어서는 통화정책의 다양한 정책수단 중 가장 효율적으로 사용될 수 있다고 평가되는 公開市場政策이 합리적으로 운용될 수 있는 여건이 조성되어 있지 않다. 경상수지가 대폭 흑자를 기록하기 시작한 1986년부터 통화관리의 중심적인 수단이 되어온 通貨安定證券은 공개시장조작수단의 형식을 갖추고 있음에도 불구하고 금융기관을 대상으로 한 強制引受方式에 전적으로

28) 李基榮(1994) 참조.

29) 한국은행은 自動再割引方式으로부터 銀行別 再割引 總額限度制로의 전환을 1994년 2, 3월중에 시행할 계획이라고 발표한 바 있다.

의존함으로써 주로 직접관리수단으로 사용되어 왔다. 또한 1993년의 제 2단계 금리자유화로 通貨債發行金利가 자유화되기까지는 市場實勢金利와 通貨債發行金利 사이에 큰 차이가 있었다는 것도 통화채가 간접통화 관리수단으로서 활용될 수 없었던 한 요인이 되었다. 따라서 公開市場의 活性化가 절실히 요구되며 이러한 점에서 한국은행이 巨額還買條件附債券과 通貨債 發行에 있어 부분적으로나마 競爭入札을 도입하였다는 사실은 매우 고무적인 진전이라 할 것이다<sup>30)</sup>.

〈表 IV-3〉 各種 金利 推移

(단위: %)

	1991	1992	1993			
			3	6	9	12
회사채 <sup>1)</sup>	19.90	16.21	11.44	12.37	14.04	12.21
통안증권 <sup>2)</sup>	13.00	12.75	11.39	11.78	13.56	12.01

註: 1) 會社債 流通收益率은 3년 滿期 保證附社債의 單純平均收益率이다.

2) 364日物 發行金利.

資料: 한국은행, 『조사통계월보』, 1994. 1.

또한 1986~1989년의 국제수지 흑자로 인한 過剩 流動性을 흡수하기 위해 발행된 通貨債가 累增되어 通貨還收 餘力이 制限되어 있다는 사실도 간접통화관리의 또 하나의 애로요인이 되고 있다. 통화안정증권의 이자지급 규모만도 1조 8천억원에 이르러 통화승수(약 5.5)를 고려하면 연간 10조원 상당의 總通貨 增發要因이 되고 있다.

〈表 IV-4〉 通貨債의 發行 推移

(단위: 純增 基準, 兆원)

	1988	1989	1990	1991	1992	1993. 10	1993. 10
							현재잔액
통화안정증권	7.20	1.93	-2.06	-1.74	6.77	3.78	24.04
재정증권	0.50	1.00	0.00	-0.29	-0.63	-0.86	0.72
외환평형채권	-0.51	0.41	1.60	1.48	1.00	-0.40	5.09
합 계	7.91	3.34	-0.46	-5.54	7.14	2.52	29.85

資料: 한국은행, 『조사통계월보』, 1994. 1.

따라서 궁극적으로는 財政支出財源을 시장가격에 의한 國債發行으로 조달하는 관행을 확립하여 공개시장조작 대상이 되는 國債市場을 育成해 나가야 할 것이며 물론 이를 위해서는 金利自由化, 中央銀行 介入金利의 實勢化가 先決條件이므로 과도기적으로 通安債市場을 적극 活性化하여야 할 것이다<sup>31)</sup>.

이상에서 논의된 제반 여건의 補完 및 改善이 이루어진 상태라면 中心通貨指標로서 本源通貨와 M3 兩者間的 선택은 統制可能性 및 速報性(본원통화)과 緊密性(M3)間的 선택으로 귀결될 것이다. 그러나 모든 금융기관의 電算化가 완료되는 것을 假定하였을 때 통화정책의 중간표적으로서 M3를 선정하는 것이 가장 바람직한 정책방향으로 보인다<sup>32)</sup>.

물론 본원통화와 M3 이외에도 現金通貨, M2에서 通貨金融機關의 長期貯蓄性預金を 제외한 M2A, 일본이 중심통화지표로 사용하고 있는 M2+CD, M2에서 통화금융기관의 長期貯蓄性預金を 제외하고 非通貨金融機關의 短期豫受金を 포함시킨 M2B 등을 새로운 통화량지표로 고려해 볼 수 있다. 대체로 狹義의 通貨일수록 통제가능성이 높은 반면, 최종목표와의 상관관계가 적고 불안정하며 廣義의 通貨일수록 최종목표와의 관계가 안정적인 반면, 관리하기 어려운 경향이 있다. 그러나 본 연구의 실증분석 결과에 의하면 본원통화와 M3 이외의 통화총량은 현행 중심지표인 M2보다 통화지표로서 바람직하다고 볼 수 없었고, 무엇보다도 앞서서도 논의한 바 있지만 직접적 통화관리를 固守하면서 M2+CD, M2A, M2B 등으로 통화지표를 변경하는 것은 큰 의미를 갖지 못할 것으로 보인다.

30) 한국은행은 각각 1993년 3월과 4월중 巨額換買價와 通貨債 發行에 부분적인 競爭 入札을 도입하였다.

31) 通安債시장의 활성화방안에 대한 자세한 논의는 崔長鳳(1993)을 참조할 것.

32) 1994년 1월 현재 한국은행은 통화금융기관은 물론 開發機關과 投信·短資 등 貯蓄機關의 예금을 모두 포함하며 전체 M3의 85%를 포함하는 개념인 簡易M3지표를 개발하여 중심통화지표 M2의 補助指標로 활용하기로 결정하였던바, 이는 매우 바람직한 정책방향으로 보인다.

## 2. 價格變數指標의 導入

金利自由化, 金融自律化의 進展으로 통화정책의 중간표적으로서의 통화총량지표가 안정성이나 통제가능성의 측면에서 갖는 효용성이 점차 상실되는 것이 불가피하다. 반면 市場利子率은 그 가격기능이 향상됨에 따라 先行指標로서의 역할이 증대될 것으로 예상되므로 金利指標 導入의 必要性이 커지고 있다. 자본개방에 대응한 통화정책으로서 金利指標의 有用성은 한층 큰 것으로 보인다. 資本流出入의 一次的 要因이 국민경제간 資本收益率의 차이라고 볼 때, 金利水準을 통화신용정책의 목표로 삼는다면 資本流出入의 주된 요인이 소멸되기 때문이다. 금리지표를 도입하는 경우, 통화당국이 용이하게 변화시킬 수 있을 뿐 아니라 각종 시장금리에도 즉각적으로 영향을 미치는 콜금리를 運用目標로 활용하는 것이 바람직할 것이다.

다만, 현재 금리지표를 중심통화지표로 도입하는 데는 다음과 같은 현실적 제약요인이 있으며 이들 제약요인의 해결이 선행되어야 할 것이다. 첫째, 金利規制 및 資産運用에 관한 각종 규제에 의하여 금융시장의 분할이 深化되어 여러 시장금리간의 관계가 有機的이지 못하며 금융시장에 폭넓은 영향을 미칠 수 있는 대표적인 金利가 존재하지 않는다. 둘째, 금리를 중간표적으로 선택할 경우 경제외적인 고려에 의해 시장금리를 가급적 낮게 유지하려는 동기가 작용하여 膨脹的 通貨政策으로 귀착할 우려가 크다.

이상의 제약요인을 감안할 때, 당장 금리지표를 중심통화지표로 선정·활용하는 것은 현실적으로 어려울 것으로 보인다. 短期的으로는 通貨總量指標의 改良과 通貨管理方式의 改善을 통해 제반 여건을 마련하고 金利自由化, 經濟開放化가 충분히 진전되었을 때 통화총량지표의 補助指標로, 혹은 中心指標로 金利를 운용하는 것이 바람직하다.

한편, 經濟開放化와 國際化가 加速化됨에 따라 金利뿐 아니라 換率指標 導入의 必要性도 커지고 있다. 다만 환율지표를 본격적으로 도입하기

위해서는 환율제도의 정비뿐 아니라 구체적으로 어떤 환율을 지표로 삼아야 하는가 하는 문제 등의 해결이 선행되어야 할 것이다. 또한 급격히 大型化된 國民經濟의 規模를 감안할 때 환율을 중심지표로 운용하는 것은 무리이다. 따라서 制度의 整備와 政策遂行 經驗의 蓄積을 병행하면서 환율지표를 통화총량지표나 금리지표의 補助指標로 활용하는 것이 올바른 정책방향이라 하겠다.

## V. 要約 및 結論

본 연구에서는 현행 中心通貨指標인 總通貨를 다른 지표로 변경할 필요가 있는지, 그렇다면 어떠한 통화지표가 가장 적절한 通貨政策의 中間標的인지의 문제를 검토하여 보았다. 본 연구는 적정 통화지표를 선정함에 있어서 연구대상이 되는 자료들이 單位根을 가지는 不安定的인 변수들이라는 점에 有意하여, 그로 인하여 발생할 수 있는 問題點을 해결하는 반면, 오히려 이들이 제공하는 利點을 최대한 활용할 수 있는 다양한 推定 및 檢定을 원용하였다. 즉, 共積分, 共通趨勢, 誤差修正模型 등의 새로운 계량경제학적 개념 및 방법론을 도입하여, 전통적인 접근과는 다른 시각으로부터 적정 통화지표를 선정하고자 하였다. 본 연구에서는 이러한 실증적 연구의 결과와 더불어 제반 현실경제적 여건을 종합적으로 검토하여 통화지표의 개선방안을 모색하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있을 것이다.

첫째, 실증분석의 결과를 종합적으로 평가하면 本源通貨가 여타 통화총량에 비해 통화지표로서 상대적으로 우월한 것으로 나타났다. 本원통화는 주요 최종목표변수와 긴밀하고 안정적인 관계를 가지며 여타의 각 통화총량 특히 M3와도 안정적인 관계를 유지하고 있을 뿐 아니라, 外生性도 만족시키는 것으로 판명되었다. 또한 실제적으로도 통화당국이 용이하게 관리할 수 있어 統制可能性도 높고 그에 관한 통계가 신속하게 집계되므로 速報性도 상당히 높다는 利點이 있다. 따라서 本원통화는 바람직한 통화지표로서의 거의 모든 특성을 가지고 있다고 볼 수 있다. 현실경제적 제반 여건이 조성되기만 한다면 本원통화는 가장 좋은 통화지표로 활용될 수 있다고 보인다.

둘째, M3 역시 우수한 통화지표인 것으로 확인되었다. M3는 가장 광범위한 流動性을 나타내는 포괄적인 통화총량이므로, 여타의 통화총량

에 비해 최종목표변수와 보다 긴밀한 관계를 가진다는 점에서 일단 고려해 볼 만한 통화지표인 것이다.

셋째, 본 연구의 실증분석 결과에 의하면 그 이외의 통화총량이 현행 중심지표인 M2보다 통화지표로서 바람직하다고 단정할 수 없다. M2의 대안으로 자주 거론되고 있는 M2B와 M2CD의 경우 충분한 수의 시계열이 可用하지 않아 만족할 만한 실증적 결과를 얻을 수 없었지만, 본 연구에서 이들이 M2보다 우월한 통화지표라는 결과는 얻을 수 없었다.

본 연구의 실증적 결과와 현실경제적 여건을 종합적으로 고려할 때 다음과 같은 結論이 얻어진다고 하겠다. 현행의 중심통화지표인 M2가 非通貨金融機關의 高流動性 負債들을 포함하지 않는 반면, 유동성이 현저히 낮은 長期性 負債가 포함되어 있어 경제 전체 流動性的 變動을 적절히 반영한다고 보기는 어렵다. 그러나 총통화지표와 관련하여 제기되는 이외의 문제점은 總通貨指標 자체의 문제라기보다는, 總通貨增加率目標에 집착하여 直接規制 위주로 행해지는 硬直的 通貨管理에서 파생되는 문제라 할 수 있다. 본 연구에서 누차 강조한 바 있지만 이러한 통화관리 방식을 그대로 유지하면서 통화지표만 변경한다는 것은 별 의미를 갖지 못한다는 사실을 명심하여야 할 것이다.

실증적 분석에 의하면 本源通貨와 M3가 보다 바람직한 통화지표인 것으로 보이며, 본원통화가 통화당국의 直接的 管理가 용이한 데 비해, M3는 경제 내의 유동성을 포괄하므로 최종목표변수와 긴밀한 관계를 가진다는 長點이 있다. 현실경제적 제반 여건을 고려하면 중심통화지표로서 본원통화나 M3를 당장 도입하는 것은 어렵다고 보이므로 장기적으로 이들의 導入을 전제로 하되 制度的 측면을 적극 補完·改善해 나가야 한다. 本源通貨와 M3 중 어느 변수를 通貨政策의 中間標의으로서 선택할 것인가는 그 시점에서의 여건을 종합적으로 고려하여 결정하여야 할 것이다. 다만 여기서 다시금 강조하고 싶은 점은 通貨信用政策의 中間標的은 반드시 통화당국이 직접적으로 통제할 수 있어야 하거나 통제해야 하는 변수는 아니라는 점이다.

金利自由化, 金融自律化의 進展과 經濟開放化와 國際化가 加速化됨에 따라 金利指標 및 換率指標 導入의 必要性도 커지고 있다. 다만 금리지표와 환율지표를 본격적으로 도입하기 위해서는 여러 가지 制約要因의 해결이 선행하여야 하므로, 충분히 여건이 조성될 때까지는 制度의 整備와 經驗의 蓄積을 꾀하면서 금리와 환율을 통화총량지표의 補助指標로 활용하는 것이 올바른 정책방향이라 하겠다.

마지막으로 강조하고 싶은 점은 무엇보다도 通貨當局의 意志가 중요하다. 본 연구에서 제시된 대부분의 정책방향은 통화당국이 장기간 계획해 왔고 이미 발표한 바 있음에도 불구하고 시행되지 않고 있는 것들이라 해도 지나치지 않다. 따라서 실제로 바람직하다고 믿어지는 制度의 改善이나 政策의 遂行은 과감하고 신속하게 이루어져야 할 것이다.

## 參 考 文 獻

- 姜明憲, 「適正通貨指標選定에 관한 小考」, 韓國金融學會 1990년도 學術大會 發表論文, 1990. 6.
- 金永大, 「經濟運用의 效率의 뒷받침 위한 通貨管理 方向」, 『나라경제』, 國民經濟教育研究所, 1993. 3.
- 朴佑奎, 「總通貨規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立」, 『韓國開發研究』, 제9권 제4호, 韓國開發研究院, 1987.
- , 「現行 中心通貨指標(M2) 및 그 運用方法의 變更 必要性」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 제7권 제3호, 韓國開發研究院, 1988.
- 朴在潤, 『貨幣金融原論』, 博英社, 1981.
- 朴在潤·崔長鳳, 「適正通貨政策 運營을 위한 通貨指標, 目標通貨增加率 및 通貨調節 手段」, 『金融經濟研究』, 全國銀行聯合會 金融經濟研究所, 1988. 4.
- 徐秉翰, 「通貨政策의 中間目標變數 選擇」, 『金融經濟研究』, 제52호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 2.
- 尹源培, 「適正通貨政策指標에 있어서 利子率의 役割」, 『金融經濟研究』, 全國銀行聯合會 金融經濟研究所, 1988. 4.
- 李基榮, 『政策金融制度의 現況, 效果分析 및 改善方向』, 政策研究資料 94-01, 韓國租稅研究院, 1994. 3.
- 李德勳 外, 『金融環境의 變化와 投資金融會社의 發展方案』, 韓國開發研究院, 1993. 1.
- 李東憲, 『韓國에 適切한 效用通貨指標』, 一海研究所, 1988. 3.
- 李成太, 「通貨管理의 制約要因과 改善方向」, 『信用經濟』, 1992. 7.
- 財務部, 『財政金融統計』, 1994. 1.

- 全洪澤(編), 『金融經濟教室』, 全國銀行聯合會 金融經濟研究所, 1989.  
12.
- 鄭健溶, 『우리나라 金融政策 運營現況과 改善方案』, 韓國開發研究院,  
1987. 7.
- 崔長鳳, 『通貨의 間接管理手段으로서 通貨安定證券의 役割』, 政策研究  
資料 93-01, 韓國租稅研究院, 1993. 9.
- 韓國銀行, 『經濟統計年報』, 1992.
- , 『調查統計月報』, 1994. 1.
- Andrews, D. W. K., “Heteroskedasticity and Autocorrelation  
Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Economet-  
rica*, Vol. 59, 1991, pp. 819~858.
- Campbell, J. Y., and P. Perron, “Pitfalls and Opportunities :  
What Macroeconomists Should Know about Unit  
Roots,” in O. J. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER  
Macroeconomics Annual*, 1991, pp. 141~ 201.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, “Distribution of the  
Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit  
Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74,  
1979, pp. 427~431.
- , “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time  
Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49, 1981, pp.  
1057~1072.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error  
Correction : Representation, Estimation and Testing,”  
*Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley  
and Sons, 1976.
- Granger, C. W. J., and W. K. Newbold, “Spurious Regressions

- in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1984, pp. 111~120.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1987, pp. 231~254.
- King, R., C. etal. , "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *NBER Working Paper*, No. 2229, 1987.
- Nelson, C. R., and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 139~192.
- Ogaki, M., and J. Y. Park, "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters," *Manuscript*, Cornell University, 1989.
- Park, J. Y., "Maximum Likelihood Estimation of Simultaneous Cointegrated Models," *Institute of Economics Memo*, 1990-18, University of Aarhus, 1990a.
- , "Disequilibrium Impulse Analysis," *Institute of Economics Memo*, 1990-19, University of Aarhus, 1990b.
- , "Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition," in T. B. Fomby and G. F. Rhodes (eds.), *Advances in Econometrics: Cointegration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, JAI Press, 1990c.
- , "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119~143.
- Park, J. Y., and B. Choi, "A New Approach to Testing for Unit Roots," *CAE Working Paper*, N0. 88-23, Cornell University, 1988.

- Park, J. Y., S. Ouliaris, and B. Choi, "Spurious Regressions and Tests for Cointegration," *CAE Working Paper*, No. 88-07, Cornell University, 1988.
- Perron, P., "The Great Crash, the Oil Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp. 1361~1401.
- Phillips, P. C. B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, 1986, pp. 311~340.
- , "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 277~302.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335~346.
- Poole, W., "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, 1970, pp. 197~216.
- Said, S. E., and D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, 1984, pp. 599~607.
- Shapiro, M. D., and M. W. Watson, "Sources of Business Fluctuations," in S. Fischer (ed.), *NBER Macroeconomics Annual*, 1988.
- Sims, C. A., "Money, Income, and Causality", *American Economic Review*, Vol. 62, Sep. 1975, pp. 540~552.
- , "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, Jan. 1980, pp. 1~48.
- Sims, C., J. Stock, and M. Watson, "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, Vol.

58, 1990, pp. 113-144.

Stock, J., and M. W. Watson, "Testing for Common Trends,"  
*The Journal of American Statistics Association*, 83, 1988, pp.  
1035~1056.