

總通貨(M2) 規制의 影響과 中心通貨指標의 再定立

朴 佑 奎

本稿의 目的은 첫째로 通貨政策의 운용방법이 諸通貨指標간의 움직임은 물론 이들指標와 實物經濟와의 관계의 변동을 초래하는 근본원인이 될 수 있다는 사실에 주목하여 80년대 우리나라의 통화정책이 인플레 억제를 통한 안정기조의 확립을 위한 總通貨(M2)規制로 특징지워졌음에 착안, 이러한 通貨政策 運用方法의 영향을 분석하고, 둘째로 그 결과를 감안하여 諸通貨指標와 實物經濟와의 관계를 분석, 中心通貨指標의 재정립과 그 운용방법을 제시하는 데에 있다.

本稿에 의하면 M2와 第2金融圈의 6개월 미만 短期資金受信(本稿에서 M3S로 定義)간의 관계가 70년대와 80년대에 각각 다르게 나타나고 있다. 특히 80년대에는 M2規制 위주의 통화정책이 M3S의 변동을 초래하며 이는 實質生產을 감소시키고 물가를 상승시키는 등 부작용을 가져오는 것으로 분석된다. 또한 M2와 物價·實質生產 등 실물경제와의 관계가 70년대와 80년대에 각각 다르게 나타나고 있다.

本稿에 의하면 경제여건이 변함에 따라 目標通貨增加率을 조정해 나가는 신축적인 通貨運用方法으로 전환해 나아가고, 이를 위해 M3S指標를 적극적으로 활용할 것이 요청된다. 그러나 보다 광의의 지표의 증가세 역시 금등할 경우 어떠한 特定指標의 규제보다는 經濟全般에 걸친 通貨增加壓力을 완화시키는 방향으로 정책을 전환하는 것이 바람직하다.

I. 序

우리나라는 1979년 하반기 이후부터 總通貨(M2)를 中心通貨指標로 선정하여 현재까지

M2 規制為主로 通貨政策을 수행해 왔다. 그러나 1985년 이후 國際收支가 급격히 개선되어 해외부문을 통한 通貨增發 압력이 증대됨에 따라 M2 중심의 통화관리에 큰 어려움을 겪고 있다. 지금까지는 通貨安定證券의 發行을 크게 확대하고 民間與信의 增加를 억제하

筆者：本院 研究委員

* 많은 유익한 의견을 제시하여 준 姜文秀·朴泰鎬·

沈相達·左承喜 博士를 비롯한 院內세미나 참석자들과 朴在潤·鄭基俊·表鶴吉·洪元卓 教授를 비롯한

는 등 M2의 증가를 억제하여 왔으나, 민간여신의 증가를 억제하는 것은 원활한 實物經濟 활동을 저해할 우려가 있으며 통화안정증권의 발행 확대는 利子支給을 통한 本源通貨의 增加를 유발하는 등 단기적인 대책의 성격을 지니고 있다. 더구나 최근에는 규제 대상이 아닌 M1, M3 등 餘他指標의 增加勢가 급등하는 등 M2 規制를 통한 안정기조의 유지라는 政策目標의 達成이 의문시된다. 따라서 M2 規制爲主의 통화정책의 타당성 및 유효성 등 통화정책 전반에 관한 재검토가 절실히 요구된다 하겠다.

이에 따라 本研究에서는 80년대의 M2 規制를 통한 통화정책이 실질생산, 물가지수 등 실물경제에 미친 영향을 분석하고, 그 결과를 감안하여 M2 및 餘他指標와 實物經濟와의 관계를 분석함으로써 中心通貨指標로 M2의 계속적인 사용의 타당성 여부 및 운용방법의 개선 여부를 검토하고자 한다.

그런데 우리나라에서 中心通貨指標의 選定에 관한 연구는 그 기준으로 대개 外生性, 統制可能性, 緊密性 등을 사용해 왔다. 그러나 아래와 같은 문제점 때문에 이를 기준을 그대로 적용하는 데는 큰 제약이 있다.

첫째로, 이를 기준 자체가 과연 타당한 것인가 하는 문제가 있다. 즉 Tobin(1970)은 通貨가 실제로는 實物經濟와 내생적인 관계를

가짐에도 불구하고 의견상으로는 외생적으로 보일 수도 있음을 보였고, King and Plosser(1984)는 廣義의 通貨指標는 근본적으로 내생적일 수밖에 없으며 내생적이어야만 實物經濟와 긴밀한 관계를 가질 수 있다고 주장하였다. 또한 주요선진국에서는 통제가 불가능한 廣義의指標로 中心指標를 변경하고 있다.

둘째로, 아무리 이를 기준이 타당하다 하더라도 金融制度 및 政府의 政策 등이 변화하면 이러한 기준을 그대로 사용하는 데에는 문제가 있다. 즉 制度·政策 등의 경제여건이 변화하면 實物經濟와 通貨指標와의 관계가 변화함으로써 이를 기준의 적용이 더 이상 타당하지 않을 수 있다. 즉 통화가 과거에 외생적이었다 하더라도 정부의 政策立案者가 어느 시점 이후 景氣對策의 방향으로 통화정책을 운용해 나간다면 通貨는 實物經濟에 대해 외생적이라고 할 수 없으며, 또한 實物經濟와 긴밀하였던 指標가 정책변화로 말미암아 더 이상 긴밀하지 않을 수도 있는 것이다¹⁾.

예를 들면 미국에서는 1979년 10월부터 과거의 利子率規制 중심에서 M1 規制爲主로 政策遂行方法을 변경하여 통화정책을 수행하다가 1982년 10월에 이를 포기한 바 있는데, 이 기간중 諸通貨指標間의 관계가 과거와 크게 달라졌으며 이를과 實物經濟와의 관계 역시 달라졌다(B. Friedman, 1984). 이는 Lucas(1976)의 批評이 적용되는 한 예라고 할 수 있는데, Poole(1987)은 이러한 政策 및 制度의 변경으로 말미암아 과거 通貨需要函數가 불안정하였다고 지적하고, 따라서 이미 推定된 通貨需要函數를 사용하여 통화정책을 수립하려고 하는 것은 타당하지 못하다고 주장하며 Lucas의 비평의 중요성을 강조하였다. 朴佑

서울大學校 經濟學科 세미나 참석자들께 감사드린다. 특히 서울大學校 經濟學科 세미나를 주선해주신 鄭雲燦 教授, 論評者로서 많은 유익한 의견을 제시하여 준 本院의 姜文秀 博士, 서울大學校 經濟學科의 李性輝 教授께 감사드리며, 電算作業 및 원고정리에 크게 수고한 金度洙 研究員과 姜希淑 研究助員께 감사드린다.

1) 아래의 IV章에 우리나라의 경험을 자세히 언급하였다.

奎(1987a)는 우리나라에서도 1985~86년 기간 중의 經濟好況에 三低現象에 의한 價格效果뿐 아니라, 三低現象에 의한 경제구조 자체의 변화가 크게 기여했음을 지적하여 Lucas의 비평이 중요함을 보였다 하겠다²⁾.

결론적으로 中心通貨指標의 선정을 위하여 의사생성, 통제가능성, 긴밀성 등의 기준을 사용할 때는 政策·制度 등의 변경 및 정책운용 방법의 특성 등을 고려해야 한다는 것인데, 우리나라에서는 1979년 하반기 이후부터 中心通貨指標를 종전의 M1에서 M2로 전환하였다. 따라서 本研究에서는 M2등의 通貨指標와 實物經濟와의 관계 역시 종전과 다르게 변화했을 가능성을 감안해 첫째로 1979년 하반기 이전과 이후를 구분해 자료를 검토하고자 하며, 둘째로 M2 규제위주의 通貨政策 運用方法(operating procedure)이 餘他通貨指標에 어떠한 영향을 미쳤는가에 주목하고자 한다.

즉 制度金融機關의 각종 金融資產의 이자율이 고정되어 있는 우리나라에서의 M2 規制爲主의 通貨政策은 그 운용방법이 직접규제 형태로 되는 경향이 있으며, 따라서 M3등 餘他指標의 움직임에 큰 영향을 미칠 가능성이 있다고 하겠다. 本研究에서는 M2 規制로 말미암아 특히 第2金融圈의 短期資金受信(M3S로 本研究에서 定義)이 급변해 왔을 가능성을 여러 가지 분석을 통하여 살펴보고, M2와 M3S와의 관계의 방향이 마이너스였음을 지

적하며, 이러한 M3S의 변동이 實物經濟에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석하고자 한다. 우리나라에는 이와 같이 通貨政策의 運用方法(operating procedure)의 영향에 대한 연구가 거의 없는 실정인데, 通貨信用政策의 기대한 성과를 달성하고 정책의 유효성을 높이기 위해서도 통화정책의 운용방법 및 그 영향에 관한 연구는 중요시된다 하겠다.

本研究의 意義는 첫째로, 이러한 통화정책의 운용방법의 영향분석에 입각하여 通貨論者(monetarist)의 주장에 따른 通貨規制(monetary control)의 효과를 재조명하고³⁾, 둘째로, 그 결과에 바탕을 두고 中心通貨指標의 選定 및 그 運用方法의 재검토를 시도하는 데 있다.

아래의 第II章에서는 M2의 변동이 M3S의 변동에 영향을 미치고 있음을 여러 가지 실증분석을 통하여 살펴보고, 第III章에서는 이러한 M3S의 변동이 非農林水產實質GNP 및 그 디플레이터에 미치는 영향을 분석한다. 第IV章에서는 80년대에서의 M2, M2+CD, M2+M3S, M3, M1+M2S 및 M1+M2S+M3S(表 1 참조) 등의 通貨指標와 實物經濟와의 관계의 긴밀도 및 그 내용을 분석하고, 第V章에서는 이상의 결과를 종합적으로 고려하여 中心通貨指標의 選定 및 運用에 관한 의견을 제시한다.

II. M2 規制下의 M3S의 變動

우리나라의 通貨金融政策의 特性을 살펴보면, 첫째로 制度金融機關의 각종 이자율이 고

2) Ferson and Merrick(1987)은 Hansen and Singleton(1982), Eichenbaum · Hansen · Singleton(1986)類의 一般均衡模型의 推定에 있어서 政策變更 與否, 經濟의 好·不況 등의 고려가 매우 중요함을 지적함으로써 Lucas의 批評을 응호하는 증거를 제시하였다 하겠다.

3) Park(1987)은 80년대 한국에서 通貨規制의 경험을 미국에서의 경험과 비교분석하였다.

정되어 있어 이자율의 변동을 통한 資金의 需要調節 및 配分이 이루어지지 않고 있으며, 둘째로 資金의 配分은 정책금융과 같은 選別與信政策⁴⁾ 및 目標通貨量의 설정 등에 크게 좌우되어 왔다. 즉 이자율이 市場原理에 의해 자율적으로 결정되지 못하는 상황에서 目標通貨量의 달성을 주로 直接規制的인 수단에 의존하게 마련이라 하겠다. 그간 정부는 直接規制方式과 間接規制方式을 번갈아 가며 채택하여 왔으나 주로 直接規制的인手段에 의존하고 있다⁵⁾.

그런데 정부는 1979년 하반기 이후부터 中心通貨指標를 종전의 M1에서 M2로 변경하고⁶⁾, 인플레 억제를 통한 안정기조의 확립을 가장 중요한 정책과제의 하나로 선정하여 M2規制爲主로 통화정책을 운용해 오고 있다. 金利가 資金調節機能을 수행하지 못하는 상황에

서 M2 爲主로 金融緊縮을 강화할 경우 第2金融圈이나 私金融圈에 대한 短期資金需要는 급증하게 된다고 할 수 있다. 즉 자금의 수요가 비탄력적으로 존재하는 상황에서 銀行金融機關에 의한 자금공급의 감소는 非銀行金融機關이나 私金融圈에서의 자금공급 증가로 충족시킬 수밖에 없게 된다. 이럴 경우 制度金融圈의 각종 금리가 고정되어 있으면, 金利變動에 의한 資金需給調節도 기대할 수 없어 銀行金融機關과 非銀行金融機關간의 金融資產代替는 그 폭이 금리가 자율적으로 변동할 때보다 더 크다고 생각할 수 있다⁷⁾.

그런데 第2金融圈의 短期資金供給은 短期資金受信에 의존하게 된다고 할 수 있다. 第2金融圈의 短期資金受信은 本研究에서 M3S로 정의하였는데 <表 1>과 같이 만기 6개월 미만의 金融資產들로 구성하였다⁸⁾.

따라서 M2 規制爲主의 通貨政策은 M3S의 변동을 야기시킨다고 볼 수 있다. 더구나 우리나라의 경우 M3S는 企業 및 일부 非銀行金融機關의 일방적인 자금조달에 의하여 크게 좌우되는 등 賯蓄으로서의 성격이 강하여, 銀行金融機關의 預金과 직접적인 경합관계에 있어 이러한 현상은 더욱 두드러진다고 할 수 있겠다⁹⁾. 이때 주의하여야 할 것은 M2 規制爲主의 通貨政策이 M3S의 변동에 영향을 미쳐 온 것이 사실이라고 하더라도 이는 어느 정도 先驗的(a priori)인 판단이며, 이러한 것이 반드시 자료상으로 M2의 변동과 M3S의 변동간의 인과관계로 나타난다고 기대할 수는 없다는 점이다. 그 이유는 M2 및 M3S의 변동이 통화정책에 의해서뿐만 아니라 대외경제 여건의 변화, 이자율의 변경, 예금제도의 변경을 포함하는 金融革新, 物價·生產 등 實物

4) 金重雄(1986) 참조.

5) 鄭健容(1987) 참조. Cole·朴英哲(1984)은 80년대 이전의 韓國의 金融發展에 관한 연구에서, 間接規制方式은 價格機構가 작동되어야만 그 효과를 발휘할 수 있으나 금리가 정책적으로 고정된 상황에서는 정책당국의 정책수단은 직접적일 수밖에 없음을 지적하였다.

6) 이는 要求拂預金 성격이 높으나 M2로 분류된 賯蓄預金이 급격히 늘어나는 등 M1이 實勢를 반영하고 있지 못한 점 등이 고려되었으며 經濟安定化 政策의 일환으로 需要面에서의 진축을 도모하기 위한 목적이다.

7) 兩建預金, 他入貸現象은 資金의 사용비용을 증감시킴으로써 實效金利를 변동시키는 효과를 나타낸다고 할 수 있다.

8) <表 1>에 의하면 1986년 4분기말 잔액기준으로 볼 때 M3S는 M2를 제외한 M3 중에서 차지하는 비중이 20.5%이며, M2 중에서 만기 6개월 미만 短期性資產(M2S로 定義)은 M1을 제외한 M2에서 차지하는 비중이 42.4%이며 M2S와 M3S의 비율은 63.5 對 36.5이다.

9) 金永伯(1987)에 의하면 우리나라 短期金融市場은 金融機關·企業 등의 일시적인 資金過不足을 조절하는 기능을 수행하지 못하고 賯蓄市場의 성격을 띠고 있다.

〈表 1〉 M3S의 構成

	M2S	M2L
M2-M1	<ul style="list-style-type: none"> •貯蓄預金 •自由貯蓄預金 •定期預金(1개월 이상) •定期預金(3개월 이상) 	<ul style="list-style-type: none"> •定期預金(6개월 이상) •定期積金(家計優待定期積金) •相互賦金 •住宅賦金 •목돈마련貯蓄 •其他預金
M3-M2	<ul style="list-style-type: none"> •投資金融會社預受金 自體發行어음(3개월 이내) 어음management口座(최장 6개월 이내) •綜合金融會社預受金 •韓國證券金融會社 預受金 및 發行어음(3개월) •商業어음一般賣出(3개월) •讓渡性預金證書(CD) (91~180일) 	<ul style="list-style-type: none"> •開發機關預受金 韓國產業銀行 및 韓國長期信用銀行 •投資機關預受金 投資信託會社證券貯蓄 •貯蓄機關預受金 銀行信託計定의 金錢信託 •相互信用金庫의 受入契金, 受入賦金 賦金預受金, 一般借入金 •相互金融 및 信用協同組合의 預受金 遞信預金 •保險機關의 預受金 •債券發行

註 : 1) 86年 4分期末 殘額 기준으로

$$M2S : M3S = 63.5 : 36.5$$

$$M1X = M1 + M2S$$

$$M3S : M3L = 20.5 : 79.5$$

$$M2X = M1 + M2S + M3S$$

$$M2S : M2L = 42.4 : 57.6$$

$$M1X : M2X : M2 : M3S = 56.1 : 74.6 : 100 : 18.5$$

2) 通貨金融機關과 非通貨金融機關간의 相互去來는 고려하지 않았음.

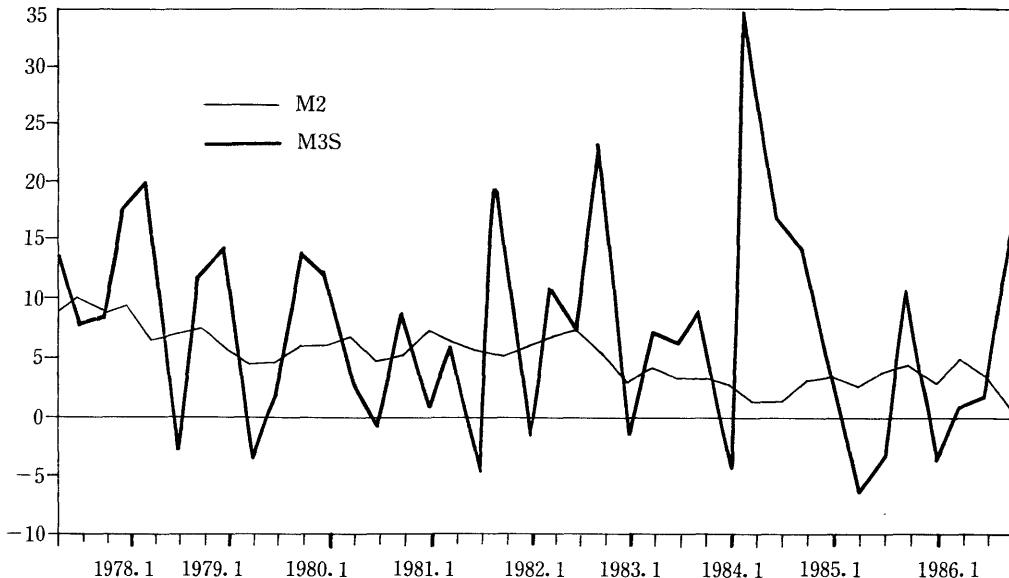
經濟活動과 같은 경제적 요인뿐 아니라 그 외 經濟外의 인 要因에 의해서도 영향을 받을 것 이기 때문이다.

따라서 本章에서는 위와 같은 주의점을 염두에 두고 M2와 M3S간의 인과관계를 여러 각도에서 살펴보고자 한다. 이때 주의하여야 할 것은 M2와 M3S간의 인과관계의 존재 여부뿐 아니라 인과관계의 내용(예: 交叉相關 (cross correlation) 係數의 부호) 역시 중요하다는 것이다.

다음의 [圖 1]은 M2와 M3S의 前分期對比增加率(실제로는 「로그」差(log difference))로서 다소 차이가 있음)을 각각 보이고 있는데, 1979년 4분기 이전과 이후에 있어서 增加率간의 相關關係가 다소 상이함을 나타내고 있다. 즉 1979년 4분기 이전에는 M3S나 M2의 증감의 방향이 어느 정도 일치하나 그 이후에는 증감의 방향이 어느 정도 반대인 것으로 나타나고 있는데, 이같은 현상은 〈表 2〉의 交叉相關係數의 계산에서도 나타나고 있다.

[圖 1] M2와 M3의 前分期對比 增加率

(단위 : %)



〈表 2〉 M2와 M3S의 交叉相關係數

	期 間	
	1977.2~79.3	1979.4~86.4
$\rho_{x(t) y(t+2)}$	0.11	-0.04
$\rho_{x(t) y(t+1)}$	0.55	-0.10
$\rho_{x(t) y(t)}$	0.45	-0.14
$\rho_{x(t) y(t-1)}$	0.10	-0.13
$\rho_{x(t) y(t-2)}$	-0.01	-0.00

註： x ：M2 γ ：M3S

즉 交叉相關係數의 부호가 70년대에는 플러스였으나 80년대에 있어서는 마이너스로 나타나

고 있는데, 이는 80년대에는 M2가 規制의 대상이었고 70년대에는 그렇지 않았던 데 원인이 있지 않았나 생각된다.

한편 80년대에 있어 Granger 인과관계를 살펴보면 M3S의 움직임이 M2의 움직임에 영향을 주었다기보다는 그 반대로 M2의 움직임이 M3S의 움직임에 영향을 미쳐 온 것으로 나타나고 있다. 「로그」值(log level)에 대한 아래와 같은 VAR方程式을 사용하여 式(1)과 式(2)에서 δ_j 가 전부 零이라는 假說을 각각 검증한 결과 式(1)의 경우 F-統計値가 0.29, 式(2)의 경우 2.70(10% 수준에서 有意味)으로 나타났다¹⁰⁾.

$$\ln M2_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^6 \beta_i \ln M2_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \delta_j \ln M3S_{t-j} \dots \dots \dots (1)$$

$$\ln M3S_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^6 \beta_i \ln M3S_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \delta_j \ln M2_{t-j} \dots \dots \dots (2)$$

한편 아래와 같이 「로그」差를 사용하는 VAR方程式을 사용한 경우에는 式(3)에서 δ_j 가 전부 零이라는 假說에 대하여는 F-統計值가 0.54, 式(4)의 경우에는 1.04로 假說의 기각도가 매우 낮았다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln M2_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^6 \beta_i \Delta \ln M2_{t-i} \\ & + \sum_{j=1}^6 \delta_j \Delta \ln M3S_{t-j} \dots \dots \dots (3)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \ln M3S_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^6 \beta_i \Delta \ln M3S_{t-i} \\ & + \sum_{j=1}^6 \delta_j \Delta \ln M2_{t-j} \dots \dots \dots (4)\end{aligned}$$

그러나 이 경우에는 [圖 1]에서 살펴본 바와 같이 오차항의 heteroscedasticity가 우려되므로¹¹⁾, Hansen(1982) 및 Hansen and Singleton(1982)의 GMM 推定法(generalized method of moments estimator)을 사용하여 추정한 후 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1986)이 사용한 검증방법을 사용해 보았다. 그 결과 式(3) 중 δ_j 가 모두 零이라는 假說에 대해서는 $\chi^2(6)$ 이 3.45로, 式(4)에서는 $\chi^2(6)$ 이 10.48로 나타났다.

따라서 Granger 因果關係는 M3S에서 M2로보다는 M2에서 M3S로 나타나고 있다고 판단할 수 있다.

이상의 式(1), (2), (3), (4)들에 대한 검증결과를 보면 M2와 M3S간에 어떠한 決定的인(decisive) Granger 因果關係는 나타나고 있지 않으나, 假說棄却의 정도 등을 고려하여 판단해 보면 M3S의 움직임이 M2의 움직임에 영향을 미쳐왔다고 하기보다는 그 반대로

M2의 움직임이 M3S의 움직임에 영향을 미쳐왔다고 하는 것이 무리가 없다고 하겠다. 즉 80년대의 M3S의 변동은 M2의 변동에, 즉 정부의 통화정책에 크게 영향을 받아왔다고 판단하는 데 큰 무리가 없을 것으로 생각된다.

그러면 M2 規制가 M3S의 變動에 영향을 미쳤다는 점을 인정한다 하더라도 과연 M2 規制로 말미암아 M3S의 變動幅의 크기 자체가 커진다고 할 수 있는가? 이것 역시 M2와 M3S간의 자료상의 관계로만 파악할 수 없는 質的問題(qualitative issue)라고 할 수 있으나 여기에 대해서는 다음 두 가지 사항을 생각해 볼 수 있을 것이다.

첫째로, M2 規制為主로 通貨政策의 방향을 전환한 80년대 이후에 그 이전보다 $V(\Delta \ln M3S)$ ($\Delta \ln M3S$ 의 分散)가 더 큰 것으로 나타나고 있는데, $V(\Delta \ln M3S)$ 가 1977년 2분기부터 1979년 3분기까지는 66.67이고 1979년 4분기부터 1986년 4분기까지는 87.82이다. 그러나 이것은 충분한 증거가 되지 못하는데, 그 이유로는 우선 70년대에도 民間與信 및 M1을 중심으로 통화량을 규제했기 때문에 근본적으로 70년대 및 80년대에 고정된 利子率構造下에서의 通貨量規制라는 기본정책의 변화는 없었으며, 다음으로 70년대 하반기는 法 및 制度의 확립 등을 통하여 第2金融圈의 발달이 시작된 시기이며, 마지막으로 80년대에도 계속되고 있는 金融制度의 革新(예: 1984년 중에 CMA制度導入)의 효과가 고려되지 않았기 때문이다.

둘째로, 같은 M2 規制라 하더라도 신축적으로 運用(예: 목표기간 중에도 경제여건 변화에 따라 目標成長率을 조정하는 “normal”

11) 실제로 Park-Glejser의 heteroscedasticity 검증을 式(3), (4)에 해본 결과 $\sum_{j=1}^6 \Delta \ln M3S_{t-j}$ 에 대해 heteroscedasticity가 존재하는 것으로 나타났다.

targetry)하면 엄격히 운용할 때("strict" targetry)보다 $V(\Delta \ln M3S)$ 가 더 작아질 것인가? 우리나라는 위에서 언급한 바와 같은伸縮的運用(normal targetry)을 해본 경험이 없어 통화정책 운용방법에 변화가 없다고 할 수 있으므로, 실증적으로 살펴보기에는 곤란하나 주어진 與信需要下에서 M2를 엄격히 규제하면 그렇지 않을 때보다 M3S의 변화가 더 커진다고 생각할 수 있겠다. 즉 Dickens(1986)는 "strict" targetry가 적용되기 위한 조건은 通貨와 餘他經濟變數와의 안정적인 관계라고 지적하고 이것이 성립되지 않을 때는 그 결과는 過多通貨供給 혹은 過少通貨供給으로 나타날 것이라 지적하였다. 이러한 상황이 우리나라에도 적용되는 것이라면 주어진 與信需要下에서 M2 규제로 인하여 M2가 과소공급되면 M3S에 대한 수요확대로, M2가 과대공급되면 M3S에 대한 수요감소로 나타나 M3S의 변동폭이 M2의 규제를 신축적으로 운용("normal" targetry)할 때보다 엄격히 운용("strict" targetry)할 때 더 커진다고 할 수 있겠다¹²⁾.

M2와 M3S의 이러한 관계는 만약 각종 이자율이 시장원리에 의해 움직이는 환경이라면 M2와 M3S의 상관관계는 M2와 短期金融資產에 대한 이자율간의 관계로도 나타날 것으로 생각된다. 비록 우리나라와는 金融環境이 다르지만 미국에서 이와 유사한 政策經驗을

한 바 있다. 즉 1979년 10월부터 通貨信用政策의 運用方式을 종전의 金利(federal fund rate) 為主에서 M1 目標值 規制為主로 전환하였다가 1982년 10월에 이를 포기한 바 있다. 여러 學者들(M. Friedman, 1982; Solomon, 1984; Evans, 1984; B. Friedman, 1984; Tatton, 1985; Dutkowsky, 1987; Spindt and Tarhan, 1987 등)의 연구결과에 의하면 동기간 동안 이자율의 변동이 매우 크게 증가하였다 는 것이다. 특히 Evans, Tatton 등은 이러한 이자율의 변동은 實質生產에 마이너스 효과를 가져왔다고 주장하였으며 Dutkowsky는 失業率을 증가시키는 효과를 가져왔다고 주장하였다.

III. M3S 變動의 影響分析

前章에서는 M2 規制 為主의 통화정책이 M3S를 변동시키는 정도 및 그 내용을 여러 가지로 살펴보았다. 本章에서는 이러한 M3S의 변동이 경제에 미치는 영향을 非農林水產 實質GNP(y)와 그 디플레이터(P)로 나누어 고찰하고자 한다.

우선 Evans(1984), Tatton(1985) 등이 사용한 관계식과 Batten and Stone(1983) 등 通貨論者의 模型을 참고하여 아래와 같은 關係式들을 상정하였다.

$$\begin{aligned} \ln y_t = & \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 \ln X_t \\ & + \gamma_3 \ln X_{t-4} + \gamma_4 \ln V(M3S)_t \\ & + \gamma_5 \ln V(M3S)_{t-1} + \gamma_6 \ln y_{t-1} \\ & + \gamma_7 \ln y_{t-2} + \mu_{1t} \dots \dots \dots \quad (5) \end{aligned}$$

12) 通貨當局이 발표한 通貨成長率 目標值을 엄격히 지킬 때와 그렇지 않을 때에 $V(\Delta \ln M3S)$ 에 미치는 효과를 살펴보는 것도 고려해 볼 수 있으나, 이를 실증적으로 살펴보는 것은 어려움이 있다고 생각된다. 실제로 Poole(1987)에 의하면 외국에서도 이러한 研究는 없다고 한다.

$$\begin{aligned}\ln P_t = & \theta_0 + \theta_1 t + \theta_2 \ln X_t \\ & + \theta_3 \ln X_{t-4} + \theta_4 \ln V(M3S)_t \\ & + \theta_5 \ln V(M3S)_{t-1} + \theta_6 \ln P_{t-1} \\ & + \theta_7 \ln P_{t-2} + \theta_8 \ln PX_t + \mu_{2t} \quad \dots \dots (6)\end{aligned}$$

그런데 위의 式을 사용하여 M3S와 y 및 P 와의 관계를 살펴보기기에 앞서 M3S(혹은 M2)와 y 및 P 가 Granger 因果關係를 가지는가의 여부를 검증할 필요성이 있는가 하는 문제가 대두된다. 그러나 本研究의 목적에 비추어 보아서는 아래와 같은 이유로 인해 그 필요성은 없는 것으로 판단된다. 첫째로 第I章에서 지적한 바와 같이 通貨指標와 實物經濟와의 관계가 통계적으로 외생적이거나 혹은 Granger 因果關係를 가진다는 이론적 근거가 뚜렷하지 않다. 더구나 아래의 第IV章에서 지적하는 바와 같이 80년대의 通貨政策이 景氣對策的으로 운용되었다고 분석되고 있다. 둘째로, M3S등의 通貨指標와 y 및 P 와 Granger 因果關係가 존재한다고 하더라도 Hansen and Sargent(1980)가 지적한 바와 같이 M3S등이 반드시 통계적 외생성을 가지게 되지는 않기 때문에, 위의 式(5), (6)들의 추정에 있어서 OLS·GLS 등의 사용을 정당화시킬 수 없다. 더구나 위 식들에서 독립변수로 내생변수의 과거식들이 포함되고 독립변수들의 時差數가 작아서 오차항의 時差相關關係가 존재할 가능성을 배제할 수가 없어, OLS·GLS 등을 이용한 모형의 추정은 적절하지 못한 것으로 판단된다. 따라서 Hansen(1982), Hansen and Singleton(1982), Park(1986), 朴佑奎(1987b) 등에서 사용된 GMM 推定方法을 사용하는 것이 적절하다 하겠다. 세째로, GMM 推定方法을 사용할 경우 獨立變數가 從屬變數에 대하여 내생적이어도 적절한 推定

值(consistent and efficient estimates)를 제공하므로 M3S의 外生性 혹은 Granger 因果關係의 존재 여부에 관계없이 M3S등과 實物經濟와의 관계를 살펴볼 수 있어 본 연구에서 의도하는 바와 적절히 부합된다 하겠다.

GMM 推定方法을 사용하기 위하여 위 式들을 아래의 式(5.1), (6.1)과 같이 재구성하였다.

$$\begin{aligned}\ln \tilde{y}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \tilde{X}_t + \alpha_2 \ln \tilde{X}_{t-4} \\ & + \alpha_3 \ln V(M3S)_t + \alpha_4 \ln V(M3S)_{t-1} \\ & + \alpha_5 \ln \tilde{y}_{t-1} + \alpha_6 \ln \tilde{y}_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad \dots \dots (5.1)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\ln \tilde{P}_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln \tilde{X}_t + \beta_2 \ln \tilde{X}_{t-4} \\ & + \beta_3 \ln V(M3S)_t + \beta_4 \ln V(M3S)_{t-1} \\ & + \beta_5 \ln \tilde{P}_{t-1} + \beta_6 \ln \tilde{P}_{t-2} \\ & + \beta_7 \ln \tilde{P}X_t + \varepsilon_{2t} \quad \dots \dots \dots \dots (6.1)\end{aligned}$$

위에서 어떤 變數 위에 「틸드」를 붙인 것은 그 變數의 「로그」 추세제거(log detrending)를 한 것에서 수준을 포함한 것이다: 예를 들면 아래의 식과 같다.

$$\ln y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \eta_t$$

$$\ln \tilde{y}_t = \delta_0 + \eta_t$$

한편 각 變數들에 대한 δ_0 및 δ_1 값은 η_t 가 時差相關關係를 가지므로 Eichenbaum·Hansen·Singleton(1986)에 제시된 GMM推定方法을 사용하여 구하였다.

$V(M3S)_t$ 는 M3S의 變動을 나타내는 것으로서 아래의 式(7)로 정의되었으며, 이는 전기간중 M3S의 分散을 계산하기 위해 사용되는 한 항목이라고 할 수 있다.

$$\begin{aligned}V(M3S)_t &= |DBM_t - \overline{DBM}|, \\ DBM_t &= (\ln M3S_t - \ln M3S_{t-1}) \times 100.0 \\ \overline{DBM} &= \frac{1}{29.0} \sum_{j=1}^{29} DBM_j \quad \dots \dots \dots \dots (7)\end{aligned}$$

\tilde{X}_t 는 $\tilde{M2}_t$ 의 현재값 및 지난 3분기 값들의 평균치를 사용하여 구하였고, 마찬가지로 $\tilde{P}X_t$ 는 輸入物價指數에 달러환率을 곱하여 계산한 것(PE_t)의 현재값 및 지난 3분기 값들의 평균치를 사용하여 구하였다.

$$\ln \tilde{X}_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \ln \tilde{M2}_{t-i}$$

$$\ln \tilde{P}X_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \ln \tilde{P}E_{t-i}$$

式(5.1), (6.1)의 推定結果는 〈表 3.1〉에 보고되었는데, 우선 非農林水產實質GNP에 대한 영향을 보면 α_3 가 마이너스로 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다¹³⁾.

비록 α_3 의 절대치는 작으나 $\ln V(M3S)_t$ 의 값은 크기 때문에 $\alpha_3 \ln V(M3S)_t$ 의 값을 각 분기별로 계산하여 보았는데 그 결과는 다음

〈表 3.1〉 式(5.1), (6.1)의 推定結果

$\ln \bar{y}_t$ (式(5.1))		$\ln \tilde{P}_t$ (式(6.1))			
	推定值		推定值		
α_0	1.578	1.94	β_0	-0.491	-0.80
α_1	-0.069	-1.11	β_1	0.368	3.82
α_2	0.015	0.27	β_2	-0.287	-3.92
α_3	-0.0038	-2.09	β_3	0.0022	0.90
α_4	-0.001	-0.58	β_4	0.003	1.32
α_5	1.292	9.40	β_5	0.114	0.67
α_6	-0.418	-2.61	β_6	0.309	2.31
			β_7	0.213	1.87

13) GMM 推定에서 手段變數(instrument)로는 각 式의 설명변수를 사용하였고, 加重行列(weighting matrix)을 계산할 때에는 오차항의 時差相關關係가 4분기간을 지속한다고 가정하였다. 수단 변수와 계수의 수효가 같기 때문에 Over-identifying restriction은 없다고 하겠다. GMM 추정방법에 관한 자세한 설명을 위해서는 Hansen(1982), Hansen and Singleton(1982), Eichenbaum·Hansen·Singleton(1986), 朴佑奎(1987b) 등을 참조.

의 〈表 4〉 및 [圖 2]에 보고되었다. 〈表 4〉의 숫자들의 의미를 살펴보기 위해 다음과 같은 과정을 통해 式(5.1)을 다시 살펴보기로 한다.

〈表 3.2〉 式(5.2), (6.2)의 推定結果

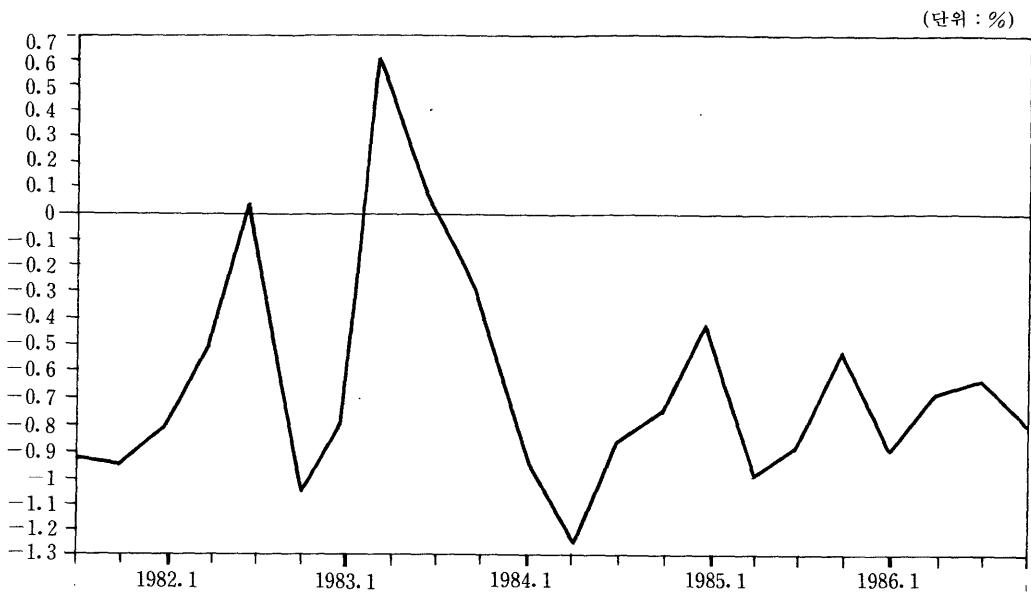
	$\Delta \ln y_t$ (式(5.2))		$\Delta \ln P_t$ (式(6.2))		
	推定值	t-統計值	推定值	t-統計值	
γ_1	0.009	1.24	θ_1	0.004	0.70
γ_2	0.351	1.80	θ_2	0.287	1.22
γ_3	-0.274	-1.86	θ_3	0.025	0.14
γ_4	-0.0013	-0.81	θ_4	-0.0002	-0.11
γ_5	-0.0015	-1.39	θ_5	0.002	0.77
γ_6	0.293	2.10	θ_6	-0.588	-4.95
γ_7	0.286	1.76	θ_7	0.016	0.11
			θ_8	0.082	0.43

〈表 4〉 實質生產 增減效果

(단위 : %)

	實質生產의 增減
1982.1	-0.923
	-0.942
	-0.805
	-0.508
	0.029
	-1.048
1983.1	-0.789
	0.602
	0.081
	-0.284
	-0.909
	-1.252
	-0.865
	-0.742
1984.1	-0.427
	-0.977
	-0.876
	-0.509
	-0.882
	-0.672
	-0.618
	-0.797
1985.1	
1986.1	

[圖 2] 實質生產의 增減



예를 들어 1984년 2분기를 보면

$$\alpha_3 \ln V(M3S)_t = -0.0125 = \ln z_t$$

그러면 $z_t \approx (1 - 0.0125)$. $\ln y_t^*$ 를 式 (5.1)에서 $\ln z_t$ 를 제외한 모든 항목들의 합이라고 정의하면 式 (5.1)을 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln \tilde{y}_t &= \ln y_t^* + \ln z_t = \ln (y_t^* \cdot z_t) \\ &= \ln (y_t^* \cdot 0.9875) \end{aligned} \quad \dots \quad (8)$$

그러므로 $\tilde{y}_t = y_t^* \cdot 0.9875$. 따라서 1984년 2분기에 $\alpha_3 \ln V(M3S)_t$ 라는 항목으로 말미암아 y_t^* 에 비해 1.25%의 實質生產이 감소되었다고 할 수 있다. <表 4>에 의하면 80년대 전기간을 통하여 $V(M3S)_t$ 에 의하여 0.5~1.25% 정도 非農林水產 實質GNP가 감소된 것으로 나타나고 있다. 이러한 숫자들은 80년대 非農林水產 實質GNP의 분기간 평균성장률이 1.82%인 점을 감안할 때 매우 크다고 할 수 있다.

그러나 이와 같이 <表 4> 및 [圖 2]의 숫자

들을 그대로 인용하는 것보다는 α_3 推定值의 오차의 범위(standard error)를 고려하여 “ $V(M3S)$ 의 實質生產에 대한 부정적 효과가 뚜렷하게 나타나고 있으며 그 크기는 매우 클 수도 있다”라고 해석하는 것이 무리가 없다고 하겠다.

또한 <表 3.1>에는 $V(M3S)$ 의 물가에 대한 영향이 β_3 및 β_4 로 나타나고 있는데 비록 有意度는 낮으나 플러스로 나타나고 있다.

한편 式 (5), (6)에 「로그」 差를 취한 아래 式 (5.2), (6.2)에 대한 결과는 <表 3.2>에 있는데, $V(M3S)$ 의 實質生產 및 物價에 대한 영향은 그 유의도는 낮아지지만 방향은 <表 3.1>과 일치하는 것으로 나타나고 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_t &= \gamma_1 + \gamma_2 \Delta \ln X_t \\ &\quad + \gamma_3 \Delta \ln X_{t-4} + \gamma_4 \Delta \ln V(M3S)_t \\ &\quad + \gamma_5 \Delta \ln V(M3S)_{t-1} + \gamma_6 \Delta \ln y_{t-1} \\ &\quad + \gamma_7 \Delta \ln y_{t-2} + \eta_{1t} \end{aligned} \quad \dots \quad (5.2)$$

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln P_t = & \theta_1 + \theta_2 \Delta \ln X_t \\
 & + \theta_3 \Delta \ln X_{t-4} + \theta_4 \Delta \ln V(M3S)_t \\
 & + \theta_5 \Delta \ln V(M3S)_{t-1} + \theta_6 \Delta \ln P_{t-1} \\
 & + \theta_7 \Delta \ln P_{t-2} + \theta_8 \Delta \ln PX_t \\
 & + \eta_{2t} \dots \dots \dots \quad (6.2)
 \end{aligned}$$

여기서 $X_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 M2_{t-i}$ 그리고

$$PX_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 PE_{t-i} \text{이다.}$$

<表 3.1>과 <表 3.2>를 종합적으로 검토해 보면 M3S의 변동폭의 증가는 實質生產을 감소시키고 物價指數를 증가시키는 영향을 가져온다고 할 수 있다. 이는 경제의 總供給曲線의 左側 移動에 의한 것이라고 생각할 수 있으며, 이러한 해석은 Tatom(1985)이 미국의 자료를 분석하여 내린 결론과 유사하다 하겠다. Tatom은 M1 規制爲主의 通貨政策은 이자율의 변동폭을 증가시키고 이는 결국 危險(risk)을 증가시킨다고 주장하고 이는 총수요보다는 총공급에 부정적인 효과를 가져왔다고 결론을 내리고 있다.

우리나라의 경우에는 第II章과 第III章의 결과들을 종합하여 판단해 보면 정부의 M2 規制爲主의 通貨政策은 M3S, 즉 非通貨金融機關의 短期預受金 등의 변동을 초래했고 이는 다시 생산에 마이너스效果와 物價指數에의 플러스效果를 미쳤다 하겠으며, <表 3.1> 및 <表 4>에서 본 바와 같이 그 효과가 무시하지 못

할 정도의 크기인 것으로 나타났다 하겠다. 물론 이러한 파급효과의 경로 및 근본적인 이유에 대해서는 式 (5), (6)과 같은 縮略型關係式으로는 알 수 없고, Tatom(1985)에서와 같은 설명을 우리의 실정에 그대로 적용할 수는 없다 하더라도 우리나라의 경우에도 그와 같은 현상이 있었음을 부인은 할 수 없다 하겠다.

한편 Wojnilower(1980, 1985)는 미국의 과거 경기변동을 與信供給減退(credit crunch)에 의한 현상으로 설명할 수 있다고 하였는데, 與信 및 利子率을 규제할 때 與信供給減退의 부정적 영향이 두드러졌음을 주장하였다. 우리나라의 경우에는 Wojnilower 및 Tatom에서처럼 通貨緊縮은 資金梗塞 및 實質利子率의 上昇 등의 효과를 가져오는 것으로 생각된다. 우리나라에서의 通貨政策의 遂行過程 및 金融市場의 특성 등을 살펴볼 때, M2 規制爲主의 金融緊縮은 기업의 자금부족을 초래하고 이는 第II章에서 분석된 바와 같이 M3S의 증가라는 현상으로 나타날 것으로 판단된다. 특히 이러한 현상은 우리나라의 短期金融市場이 銀行金融機關의 預·貸市場과 직접적인 경합관계에 있어 더욱 두드러질 것으로 생각된다. 이러한 자금부족은 기업의 金融費用의 증가를 가져와 生產活動의 減縮과 物價의 上昇 등을 유발하는 등 공급측면에 부정적 영향을 끼쳐온 것으로 생각된다. 緊縮을 일시적으로 완화할 때에도 金融緊縮時 발생한 기업활동에의 위험의 지속 및 금융긴축, 긴축의 일시적 완화의 반복되는 과정에서 발생하는 構造的矛盾(transaction cost 등) 등으로 인하여 여전히 공급측면에 부정적 영향을 미쳐 온 것으로 생각된다¹⁴⁾.

14) 그런데 第II章에서 지적한 바와 같이 M2 規制로 말미암아 M2와 M3S의 움직임이 서로 반대로 나타나는데, 李性輝 教授는 이러한 M3S의 변동은 일종의 안전판의 역할을 한다고 생각할 수 있으므로 M3S의 변동이 실질생산을 크게 감소시키지 않을지도 모른다고 지적하였다. 그러나 M3S의 변동이 안전판의 역할을 한다고 보는 자체가 M2 規制로 말미암아 나타나는 불

IV. 中心通貨指標의 再定立

우리나라의 中心通貨指標의 選定에 관하여는 李性輝(1979, 1985), 南相祐(1980, 1982), 南相祐·李德勳(1984), 盧成泰(1984), 李吉寧(1984), 申玄哲(1985) 등을 포함한 많은 연구가 있다. 이들 연구에서 中心通貨指標의 選定을 위해 사용한 판단기준으로는 대부분 외생성, 통제 가능성, 진밀성 등을 들고 있으나 이러한 판단기준은 아래와 같은 문제점을 가지고 있다.

外生性 : 첫째로, 과연 通貨가 외생적인가 하는 문제가 있다. Tobin(1970)은 通貨가 실제로는 실물경제와 내생적인 관계를 가짐에도 불구하고 외견상으로는 외생적으로 보일 수도 있음을 보였고, King and Plosser(1984)는 金融部門을 포함하는 一般均型模型을 사용하여 廣義의 通貨(inside money)는 근본적으로 내

생적이라고 주장하였다. 또한 그들은 通貨가 내생적이어야만 실물경제와 밀접한 관계를 가질 수 있다고 주장하고 미국의 자료를 사용한 實證分析結果를 제시하였다.

둘째로, 通貨가 근본적으로 외생적이라고 할지라도 정부의 정책입안자가 通貨를 景氣對策의(countercyclical)인 방법으로 운용한다면 그 이후부터는 내생적이라고 할 수밖에 없다. 즉 通貨의 외생성 여부는 정부의 경기대책적인 정책의 사용여부 등 세세한 政策運用方法(operating procedure)에 따라 크게 달라질 수 있다.

결론적으로 통화의 외생성 여부는 자료의 특성에 불과하여 국가에 따라 시기에 따라 다르며, 制度의 變更 및 金融市場發達의 정도, 政策의 變更 등에 크게 좌우되므로 指標選定의 적절한 기준으로 사용하기에는 어려움이 있다 하겠다.

統制可能性 : 가장 統制하기 용이한 지표가 우월하다는 데에는 의문의 여지가 있다. 主要先進國에서는 통제가 불가능한 廣義의 指標로 中心指標를 변경해 가고 있으며¹⁵⁾, 만약 通貨가 King and Plosser에서처럼 근본적으로 내생적이라면 통제 가능성 자체는 무의미하다고 할 수 있다.

緊密性 : 어떠한 指標가 실물경제와 진밀한 관계를 가져왔다고 하더라도 어느 시점부터 그 지표를 중심으로 通貨政策을 운용하면 실물경제와의 진밀한 관계를 상실할 가능성이 있으며, 餘他指標와의 관계도 종래와 다르게 변화할 수 있다.

예를 들면 미국에서 1979년 10월부터 M1의 目標值 達成爲主로 정책수행 방법을 전환하여 1982년 10월에 이를 포기한 바 있는데, 이 기

균형상태下에서 새로운 균형점으로 찾아가는 과정을 표현한 것이라고 볼 수 있으며, 그러한 과정은 어떠한 코스트없이 이루어질 수 없다고 볼 수 있다. 이렇게 본다면 M3S가 안전판의 구실을 한다고 보는 견해와 M3S의 變動이 實質生產의 減少를 초래한다고 보는 견해는 동일한 과정을 다르게 표현한 것에 불과하다고 할 수 있다. 단지 本研究에서 설정한 關係式 (5), (6)이 縮略型(reduced form) 關係式이므로 불균형상태에서 균형상태로 도달하는 과정이 어떠한 것인가에 대한 설명은 하지 못한다고 하겠다. 그러나 李性輝 教授가 지적한 내용을 구체적으로 살펴보기 위해서는 M2와 M3S의 상호 작용을 밝혀 줄 수 있는 構造的模型(縮略型 模型이 아니라 structural model)의 설정이 요구된다 하겠다.

15) 申玄哲(1985), Isard and Rojas-Suarez(1986) 등을 참조.

간중 M1과 餘他指標와의 관계는 종전과 크게 달라졌다(B. Friedman, 1984). 이 기간중 M1과 이자율의 관계 역시 크게 달라졌는데, 이는 M1이 증가하면 이자율을 자동적으로 증가시키는 政策遂行過程을 취하였기 때문이다. 더구나 Solomon(1984)에 의하면 이 기간중 M1을 비롯한 諸通貨指標와 實物經濟와의 關係의 緊密度가 종전과 달리 크게 낮아서 M1을 규제함으로써 어떠한 정책목표를 달성하겠다는 자체가 더 이상 타당하지 않게 되었다는 것이다. 따라서 어느 기간중에 진밀성이 없다는 사실이 指標로서의 有用性이 없다는 점을 의미한다고 볼 수 없다.

즉 緊密性 역시 政府의 通貨政策遂行方法에 크게 영향받게 되어 외생성 여부와 마찬가지로 資料選擇期間, 金融制度 및 政策變更與否 등에 크게 좌우되어 이를 무작정 지표선정의 기준으로 사용하기에는 무리가 있다 하겠다.

결론적으로는 外生性, 統制可能性, 緊密性 등의 中心通貨指標의 선정기준은 金融制度의 特徵 및 政策手段의 運用 등을 고려하여 사용하는 것이 바람직하다 하겠다. 따라서 本章에서는 非農林水產實質GNP 및 그 디플레이터와 諸通貨指標와의 관계의 진밀성을 살펴보고, 前章에서의 결과를 고려하여 第V章에서 中心通貨指標의 再定立에 관한 의견을 개진하려 한다.

南相祐(1982), 南相祐·李德勳(1984), 盧成泰(1984) 등에서와 같이 M1이 中心通貨指標로서 적절한 지표라는 견해도 있으나 다음과 같

은 사항들을 감안하여 M1을 논의의 대상에서 제외하였다. 첫째 80년대의 빈번한 預金制度變更[張時英·李宗奎(1987) 참조] 등으로 M1 자체의 움직임이 불안정하여 이를 통계적으로 살펴보기 곤란하며, 둘째 과거 70년대 말에 M1을 中心指標로 사용했던 결과 係數造作등 목표치에만 지나치게 집착하는 등 부작용을 수반하였을 뿐 아니라, 賯蓄預金이 要求拂預金의特性을 가졌으나 M2로 분류되는 등 M1의 움직임을 해석하기 곤란하다는 등의 이유로 이의 사용을 포기하였던 점과 세째로 美國, 캐나다, 英國 등지에서 M1 등 狹義의 通貨指標를 中心指標로 사용하는 것을 포기하였던 중요한 이유중의 하나가 金融革新에 따른 狹義의 通貨指標의 불안정한 움직임이라는 점 등이 그것이다¹⁶⁾. 즉 M1 등 협의의 通貨指標는 대부분 短期性金融資產들로 구성되어 있는데, 短期性金融資產들은 金融革新의 진전에 따라서 資產間 代替現象이 심화되어 대내외 경제여건에 민감하게 반응하므로 정책대응이 필요 이상으로 과민하여질 수 있는 것이다.

더구나 通貨指標와 實物經濟와의 관계는 장기적이라고 본다면 通貨指標의 단기적 움직임에 대한 정부의 정책대응은 그 자체가 금융착란의 요인이 될 수도 있다. 우리나라에서도 70년대 중반 이후 진행되어 온 金融革新이 금후에도 계속될 것이므로 M1의 불안정한 움직임이 지속될 것으로 판단된다 하겠다.

따라서 本章에서는 M2, M2+CD, M2+M3S, M3 외에 M1X(M1+M2S로 정의), M2X(M1+M2S+M3S로 정의) 등의 指標를 考慮의 對象으로 삼았으며, 前章의 式 (5.1), (6.1)에서 $V(M3S)_t$ 및 $V(M3S)_{t-1}$ 項을 제거한 다음의 式 (9.1), (10.1)을 사용하였다. 이와 같

¹⁶⁾ Axilod(1985), Solomon(1984), Thornton(1983), Isard and Rojas-Suarez(1986) 등을 참조.

이 式 (9.1), (10.1)을 재구성한 이유는 M2의 경우 70년대와 80년대의 推定結果를 비교할 필요성을 느꼈으나 1977년 이전의 M3S의 資料를 얻을 수가 없었으며, 또한 M2의 경우 式 (5.1), (6.1)의 추정결과와 式 (9.1), (10.1)의 추정결과를 비교해 볼 수 있으므로 式 (9.1), (10.1)의 구성상의 문제점의 존재여부를 살펴볼 수 있기 때문이다.

$$\begin{aligned} \ln \tilde{y}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \tilde{X}_t + \alpha_2 \ln \tilde{X}_{t-4} \\ & + \alpha_5 \ln \tilde{y}_{t-1} + \alpha_6 \ln \tilde{y}_{t-2} + \varepsilon_{1t} \dots (9.1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln \tilde{P}_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln \tilde{X}_t + \beta_2 \ln \tilde{X}_{t-4} + \beta_5 \ln \tilde{P}_{t-1} \\ & + \beta_6 \ln \tilde{P}_{t-2} + \beta_7 \ln \tilde{P}_{t-4} \\ & + \varepsilon_{2t} \dots (10.1) \end{aligned}$$

여기에서 \tilde{X}_t 는 第III章에서처럼 對象通貨指標의 4분기간의 평균값이다.

같은 이유로 式 (5.2) 및 (6.2)에서 $\Delta \ln V(M3S)_t$ 및 $\Delta \ln V(M3S)_{t-1}$ 項을 제거한 다음의 式 (9.2) 및 (10.2)도 살펴보았다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_t = & \gamma_1 + \gamma_2 \Delta \ln X_t + \gamma_3 \Delta \ln X_{t-4} \\ & + \gamma_6 \Delta \ln y_{t-1} + \gamma_7 \Delta \ln y_{t-2} \\ & + \mu_{1t} \dots (9.2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t = & \theta_1 + \theta_2 \Delta \ln X_t + \theta_3 \Delta \ln X_{t-4} \\ & + \theta_6 \Delta \ln P_{t-1} + \theta_7 \Delta \ln P_{t-2} \\ & + \theta_8 \Delta \ln PX_t + \mu_{2t} \dots (10.2) \end{aligned}$$

\tilde{X} 가 M2, M2+CD, M2+M3S, M3, M1X, M2X 등을 나타낼 때 式 (9.1) 및 (9.2)에 대한 결과는 〈表 5.1〉 및 〈表 5.2〉에 각각 나타나 있다. 또한 式 (9.2) 및 (10.2)에 대한 결과는 〈表 6.1〉 및 〈表 6.2〉에 각각 나타나 있다. 우선 〈表 3.1〉과 〈表 5.1〉 및 〈表 5.2〉의 M2(1980)에 대한 추정치를 비교해 보면, 추정치의 숫자 자체는 다소 다르나 부호의 방향 및 유의성의 정도 등은 거의 비슷한 것으로 나타나 中心通貨指標의 選定을 검토하기 위해서는 式 (9.1), (10.1)의 사용에 무리가 없음을 보이고 있다 하겠다. 한편 〈表 3.2〉와 〈表 6.1〉 및 〈表 6.2〉의 M2(1982)에 대한 推定值를 비교

〈表 5.1〉 $\ln \tilde{y}_t$ 에 대한 推定結果(式 9.1)

	M2(1970)*	M2(1980)	M2+CD	M2+M3S	M3	M1X	M2X
α_0	6.137 (7.44)	1.817 (1.95)	2.183 (2.30)	2.540 (3.03)	1.805 (1.59)	-0.026 (-0.02)	0.581 (0.49)
α_1	0.800 (3.95)	-0.041 (-0.73)	-0.067 (-1.06)	-0.098 (-1.71)	-0.047 (-0.57)	0.020 (0.83)	0.010 (0.35)
α_2	-0.467 (-6.10)	0.017 (0.26)	0.041 (0.56)	0.085 (1.14)	0.0193 (0.19)	-0.033 (-1.14)	-0.021 (-0.51)
α_5	0.204 (1.11)	1.340 (9.01)	1.323 (8.80)	1.273 (8.61)	1.335 (8.91)	1.279 (6.79)	1.329 (7.69)
α_6	-0.250 (-1.79)	-0.526 (-3.17)	-0.549 (-3.71)	-0.554 (-4.37)	-0.515 (-2.99)	-0.263 (-0.95)	-0.386 (-1.52)

註 : () 안의 숫자는 t -統計值임.

<表 5.2> $\ln P_t$ 에 대한 推定結果

	M2(1970)*	M2(1980)*	M2+CD*	M2+M3S	M3	M1X	M2X
β_0	-0.174 (-0.07)	-0.610 (-0.88)	-0.336 (-0.49)	1.113 (1.66)	0.030 (0.03)	-0.352 (-0.56)	-0.142 (-0.26)
β_1	-0.034 (-0.13)	0.372 (3.36)	0.480 (4.63)	0.457 (2.72)	0.294 (1.71)	-0.013 (-0.32)	-0.018 (-0.44)
β_2	0.078 (1.03)	-0.300 (-3.61)	-0.378 (-5.21)	-0.479 (-3.83)	-0.329 (-4.33)	-0.039 (-1.27)	-0.061 (-1.94)
β_5	0.462 (2.10)	0.078 (0.42)	0.040 (0.27)	0.033 (0.36)	0.207 (1.71)	0.375 (2.55)	0.337 (2.77)
β_6	0.066 (0.75)	0.223 (1.47)	0.196 (1.45)	0.246 (1.41)	0.394 (2.41)	0.563 (3.40)	0.538 (3.63)
β_7	0.118 (3.27)	0.281 (2.20)	0.260 (2.58)	0.209 (2.84)	0.187 (2.18)	0.094 (0.66)	0.120 (1.08)

해 보면 式(9.2), (10.2)의 사용에 대해서도 같은 결론을 내릴 수 있다.

<表 5>와 <表 6>을 비교할 때는 추정결과에서 각각의 계수들의 유의도 및 부호의 방향 등을 고려하고, 80년대의 物價와 通貨指標와의 관계에서는 「로그」差를 사용한 式(10.2)의 추정결과인 <表 6.2>에 더 큰 비중을 두어 판단하는 등 <表 5.1>~<表 6.2>에서 가장 신뢰할 수 있다고 판단된 推定結果에 '*' 표시를 하였다.

<表 5.2>와 <表 6.2>를 종합적으로 비교해 보면 M2의 物價指數와의 관계가 70년대에는 1년 후에야 플러스로 나타나고 전체적인 유의도도 낮은 것으로 해석할 수 있겠으나, 80년대에는 그 관계가 플러스로 즉시적으로 나타나고 있다 하겠다.

한편 M2와 實質生產과의 관계를 보면 70년대에는 M2의 實質生產에 대한 효과가 플러스로 매우 유의하고 절대치 역시 상당히 크게

나타났다. 즉 70년대에는 M2가 成長通貨로서의 역할을 수행하여 M2의 供給增大가 實質經濟成長에 긍정적 영향을 미쳤다 하겠다.

그러나 80년대에는 M2, M2+M3S, M3 등 通貨指標와 實質生產과의 관계의 긴밀도가 저하되고 있다. 이는 通貨政策의 遂行方法이 경기가 조금이라도 호전되면 경기과열 및 그에 따른 인플레이션 말미암아 안정기조가 저해될 것을 우려하여 通貨緊縮을 실시하는 등 景氣對策的(countercyclical) 으로 運用된 것에도 기인하는 것으로 추측된다. 특히 M2+M3S와 實質生產과의 관계의 긴밀도가 매우 낮은데, 그 이유는 M2와 M3S가 實質生產에 서로 상반되는 효과를 미치고 있는 데 원인이 있지 않나 추측된다. 예를 들면 M2가 증가하면 實質生產에 플러스效果를 나타내는 반면 M3S의 증가는 資金梗塞을 나타내는 것이어서 마이너스效果를 나타내는 것으로 추측된다. 따라서 80년대의 M2와 實質生產과의 관

〈表 6.1〉 $\Delta \ln y_t$ 에 대한 推定結果

	M2(1970)*	M2(1980)*	M2+CD*	M2+M3S	M3*	M1X	M2X
γ_1	-0.009 (-0.33)	0.010 (1.32)	0.011 (1.01)	0.015 (1.27)	0.006 (0.33)	0.009 (2.13)	0.010 (1.70)
γ_2	1.172 (3.55)	0.347 (1.69)	0.285 (1.06)	-0.016 (-0.09)	0.220 (1.02)	0.072 (1.35)	0.038 (0.62)
γ_3	-0.493 (-2.26)	-0.275 (-1.75)	-0.233 (-1.03)	-0.007 (-0.04)	-0.092 (-0.47)	0.009 (0.14)	0.040 (0.56)
γ_6	-0.326 (-1.98)	0.293 (2.18)	0.326 (2.28)	0.314 (2.00)	0.336 (2.07)	0.269 (1.52)	0.276 (1.58)
γ_7	-0.090 (-0.46)	0.244 (1.41)	0.211 (1.15)	0.114 (0.69)	0.160 (1.11)	0.164 (0.93)	0.116 (0.69)

〈表 6.2〉 $\Delta \ln P_t$ 에 대한 推定結果

	M2(1970)	M2(1980)*	M2+CD*	M2+M3S*	M3*	M1X	M2X
θ_1	0.106 (1.67)	0.004 (0.68)	0.002 (0.30)	0.007 (0.82)	-0.007 (-0.61)	0.017 (3.58)	0.021 (2.76)
θ_2	-1.108 (-1.87)	0.328 (1.35)	0.424 (1.52)	0.366 (1.61)	0.371 (0.93)	0.063 (1.00)	0.046 (0.62)
θ_3	0.828 (2.53)	-0.001 (-0.005)	-0.050 (-0.25)	-0.131 (-0.85)	0.073 (0.26)	-0.071 (-1.62)	-0.122 (-1.69)
θ_6	-0.516 (-4.46)	-0.612 (-5.58)	-0.618 (-5.42)	-0.585 (-5.66)	-0.608 (-5.64)	-0.580 (-5.80)	-0.583 (-6.41)
θ_7	-0.357 (-2.89)	-0.054 (-0.44)	-0.061 (-0.49)	-0.018 (-0.14)	-0.037 (-0.27)	0.001 (0.01)	-0.001 (-0.01)
θ_8	0.029 (0.11)	0.117 (0.71)	0.105 (0.64)	0.115 (0.66)	0.129 (0.75)	0.157 (1.02)	0.183 (1.14)

계가 긴밀하게 나타나고 있지 않다 하더라도 긴밀성만으로 M2의 指標로서의 유용성 여부를 판단할 수는 없다 하겠다.

〈表 5.2〉와 〈表 6.2〉를 비교해 보면 輸入物價가 물가에 미치는 영향이 〈表 5.2〉에서만 유의도가 높은 것으로 나타나고 〈表 6.2〉에서

는 그 유의도가 낮게 나타나고 있다. 이는 輸入物價가 물가에 미치는 영향이 낮다라고 판단하기보다는 일반적으로 「로그」差를 사용하는 모형이 從屬變數의 過去項 이외의 독립변수의 영향을 제대로 포착하지 못하는 경향이 있음을 감안하여 〈表 6.2〉의 推定式이 輸入物

價의 영향을 제대로 포착하지 못하였기 때문이라고 해석하여야 할 것이다¹⁷⁾.

또한 <表 6.2>에서는 비록 유의도는 낮으나 80년대에서의 諸通貨指標의 物價에 대한 영향이 θ_2 와 θ_3 를 함께 고려할 때 플러스로 나타난 반면, <表 5.2>에서는 M2+M3S 및 M3는 β_1 , β_2 , β_5 , β_6 등을 고려하여 長期彈力性을 계산하여 보면 거의 물가에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 이는 <表 5.2>의 推定式에서 β_1 보다 β_2 의 유의도가 낮기 때문에 이들 지표의 물가에 대한 영향이 제대로 포착되지 못하였던 것으로 해석하는 것이 무리가 없는 것으로 판단된다.

따라서 <表 6.2>를 보면 비록 유의도는 낮으나 모든 通貨指標가 물가에 비슷한 플러스效果를 가진다고 할 수 있겠다.

결국 M2, M2+CD, M2+M3S 및 M3가 모두 물가와 플러스의 관계를 가진다고 볼 때, M2+M3S 혹은 M3가 모두 급격히 증가할 경우 인플레 억제의 목적으로 M2만을 규제하는 것은 그 유효성이 의문시된다. 第III章에서 본 바와 같이 M2 규제로 인한 實質生產의 감소가 무시 못할 정도일 수도 있는 것으로 나타나고, 더구나 M2에 대한 규제 자체가 물가에도 부정적 영향을 미치고 있어, 인플레 억제 목적으로 M2 規制爲主로 通貨政策을 운용하는 것은 재고되어야 한다 하겠다. 즉 M2만을 규제한다고 해서 인플레를 억제할 수 있는 것은 아니라고 생각되며 근본적으로 통화압력

을 완화하는 방향으로 정책을선회하여야 할 것이다.

美國의 경우 Poole(1987)의 研究에 의하면 비록 실증분석을 하기는 곤란하나 80년대의 낮은 인플레가 通貨政策當局의 通貨政策뿐 아니라 달러貨의 高平價에 의한 수입가격의 안정 등 통화 이외의 요인에도 기인한다고 주장하고, 통화정책에 너무 의존하여 通貨成長率을 낮추는 것은 불황을 초래할 가능성이 있다고 지적하였다. 本研究는 우리나라의 경우에도 Poole의 설명이 어느 정도는 타당할지도 모른다는 결과를 제시하였다 하겠다.

<表 5.2>~<表 6.2>를 종합적으로 검토해 보면 물가와의 관계는 M2+CD, M2+M3S 등 M2보다 廣義의 指標가 물가와 더 유의한 관계를 가지고 있는 것으로 나타나 물가대책을 수립하기 위해서는 M2뿐 아니라 이들 廣義의 指標의 움직임도 살펴보아야 할 것으로 생각된다. 그러나 이들 廣義의 指標는 M2보다 실질생산과의 긴밀도가 낮아 中心通貨指標로 사용하는 데에는 무리가 있다 하겠다.

한편 M1X 및 M2X等 狹義의 指標와 實質生產 및 物價指數와의 관계는 여타 지표에 비해 그 긴밀도가 낮은 것으로 나타났을 뿐 아니라¹⁸⁾, 앞서 M1을 논의의 대상에서 제외한 이유가 이들 지표에도 거의 대부분 적용된다고 판단되므로 이들 지표를 中心通貨指標로 사용함은 적절하지 못하다 하겠다.

이상의 결과를 보면 M2의 實質生產 및 物價와의 繁密度가 M2+M3S, M2+CD 혹은 M3보다 낮다고 할 수 없어 M2를 中心指標로 계속 사용하는 것에 큰 무리가 없는 것으로 생각된다. 그러나 어떠한 通貨指標를 中心指標로 선택하는 것 못지않게 어떻게 통화정책

17) 朴佑奎(1987a)의 TVBVAR 模型의 設定에 관한 설명 참조.

18) 繁密度가 낮은 것은 80년대에 금융혁신등 대내 외적인 여건의 변동이 많았으며 또한 通貨政策이 M2를 中心指標로 하여 운용되어 왔던 데에 그 이유가 있지 않나 생각된다.

을 운용해 나가는가가 중요하다 하겠다.

V. 結論

이상의 결과를 종합적으로 검토하여 보면 中心通貨指標의 選定 및 運用에 관해 아래와 같은 결론에 도달한다 하겠다.

(1) 通貨政策의 運用方法(operating procedure)이 어떠한 지표의 선정에 못지 않게 중요하다는 인식이 필요하다. 즉 第II章~第IV章에서 분석한 바와 같이 70년대 말에 中心指標를 M2로 변경한 이후 M2와 M3S의 움직임이 그 이전과 달라졌으며, 70년대와 80년대에 M2의 非農林水產實質GNP와 그 디플레이터와의 관계도 달라졌다는 사실에 주목할 필요가 있다. 이와 같이 通貨指標의 變動을 좌우하는 근본원인 중의 하나가 통화정책의 운용방법이라는 점은 미국의 70년대 말에서부터 80년대 초까지의 通貨政策의 경험에서도 잘 나타나고 있는데, 이는 어떠한 지표를 선택한다 하더라도 그 운용방법이 적절하지 않으면 정책의 운용이 기대하는 궁극적 목적과는 괴리가 생길 수도 있다는 것을 나타낸다 하겠다.

(2) 第IV章에서 M2, M2+CD, M2+M3S, M3, M1X 및 M2X 등의 指標와 實物經濟와의 緊密度를 살펴 본 결과 현행 中心指標인 M2를 변경할 뚜렷한 이유

를 발견할 수 없었다. 따라서 M2를 中心指標로 유지하고 M3S를 자금의 원활한 공급여부를 나타내는 補助指標로 선정하여 M2를 보다 ‘伸縮的’으로 運用한다.

(3) M2+CD, M2+M3S 등 M2보다 廣義의 指標가 오히려 M2보다 물가와의 관계가 긴밀하므로 이들 지표를 物價對策關聯指標로 선정하여 이들 지표가 급증할 경우 M2 규제만으로는 인플레를 억제하기 어려우므로 경제전반의 流動性增加 압력을 근본적으로 완화할 수 있도록 정책을선회하는 것이 요구된다 하겠다.

여기서 ‘伸縮的’인 通貨量運用(normal monetary targetry)이라 함은 경제여건이 변화하면 目標通貨增加率을 변경해 나가는 등 통화량이 규제의 대상일 뿐 아니라 注視의 대상이라는 점을 중시하는 운용방법이라 할 수 있겠다. 이는 엄격한 通貨量規制(strict monetary targetry)와 政策當局者의 自意的인 政策運用(discretion without rules) 사이에 있는 개념이라 할 수 있다. 엄격한 通貨量規制는 선진국중에서는 미국, 캐나다, 영국 등에서만 그것도 짧은 기간동안만 사용되었던 점을 감안하여, 伸縮的인 通貨量規制方式으로 전환할 것을 前向的으로 검토하는 것이 바람직하다 하겠다¹⁹⁾. 이러한 伸縮的인 通貨量規制는 가장 바람직한 通貨論者의 通貨量運用方法으로서 McCallum(1984)이 제시한 수시로 (예: 매월 혹은 매분기) 변경 가능한 目標成長率(adjustable-growth rate rule)에 의한 通貨運用方法과 일맥상통한다 하겠다. 즉 그는 Friedman이 주장한 固定目標成長率(constant

19) Dickens(1986) 참조.

-growth rate rule)에 의한 通貨運用은 현실적으로 적절하지 않고 또한 자의적인 通貨運用方法 역시 바람직하지 않다고 주장하였다²⁰⁾.

그런데 伸縮的인 通貨運用은 그 자체가 오히려 차란요인이 됨으로써 物價에 부정적인 영향을 끼친다는 견해도 있으나²¹⁾ Walsh (1987)는 70년대 후반 이후 미국에서의 通貨

의 物價에 대한 영향은 伸縮的인 通貨運用方法 그 자체보다는 여러 요인에 의하여 通貨供給에 대한 수요가 증가할 경우 정책당국이 이를 완화시키기보다는 受容하여 통화공급을 늘려온 데 주도되어 왔다고 분석하였다²²⁾.

그러므로 ‘伸縮的’인 通貨運用은 방만한 通貨供給으로 誤認되어서는 안되며 위의 (3)項에서 지적한 바와 같이 M2보다 廣義의 指標들의 증가세가 급등할 경우 인플레對策으로 M2規制에만 의존하는 것에서 탈피하여 經濟全般의 유동성 증가압력을 근본적으로 완화할 수 있도록 政策을 선회하여 나아가야 할 것이다.

이러한 ‘伸縮的’인 通貨量規制方式의 效果를 더 효율적으로 달성하기 위해서는 이자율이 시장원리에 의해 자율적으로 결정될 수 있도록 제반 金融環境을 개선해 나가는 것이 長期的 課題이자 當面課題라 하겠다²³⁾.

▷ 參 考 文 獻 <

- 金永伯, 「우리나라의 短期金融市場」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1987.6.
金重雄, 「產業發展과 政策金融」, 『韓國開發研究』, 第8卷 第1號, 1986 봄.
南相祐, 「通貨政策上의 適正通貨指標」, 『韓國開發研究』, 第2卷 第2號, 1980 여름.
———, 「中心通貨指標의 選定」, 『KDI 分期別經濟展望』, 1982. 2/4.
南相祐·李德勳, 「最近經濟動向과 通貨政策」, 『KDI 分期別經濟展望』, 1984. 2/4.
盧成泰, 「通貨政策의 指標選定」, 『韓國開發研究』, 第6卷 第4號, 1984 겨울.
Cole·朴英哲, 『韓國의 金融發展』, 研究叢書 53, 韓國開發研究院, 1984.

- 朴佑奎, 「TVBVAR模型을 이용한 三低效果의 分析」, 『韓國開發研究』, 第9卷 第1號, 1987a.
———, “消費者 效用極大化에 의한 通貨指標의 選定,” mimeo, 韓國開發研究院, 1987b.
申玄哲, 「우리나라의 通貨指標와 實物經濟」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1985. 11.
李性輝, 「通貨量의 새로운 概念과 그 推計」, 『韓國開發研究』, 第1卷 第3號, 1979 가을.
———, 「通貨指標와 通貨政策의 運用」, 『經濟論集』, 서울大學校 經濟研究所, 1985.

- 李吉寧, 「通貨信用政策과 中心通貨指標의 選定」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1984. 9.
- 張時英·李宗奎, 「우리나라 通貨總量의 變動推移」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1987. 7.
- 鄭健溶, 「우리나라 金融政策 運營現況과 改善方案」, 研究報告 87-03, 韓國開發研究院, 1987.
- 趙淳, 「金融產業의 現況과 課題」, 『續·韓國經濟의 現實과 進路』, 比峯出版社, 1986.
- Axiold, Stephen, "U.S. Monetary Policy in Recent Years: An Overview," *Federal Reserve Bulletin*, January 1985.
- Batten, Dallas and Courtenay Stone, "Are Monetarists an Endangered Species?" *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, May 1983.
- Bernanke, Ben, "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25, 1986.
- Dutkowsky, Donald, "Unanticipated Money Growth, Interest Rate Volatility, and Unemployment in the United States," *The Review of Economics and Statistics*, 1987, pp. 144~148.
- Eichenbaum, Martin, Lars Peter Hansen, and Kenneth Singleton, "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty," Working Paper, National Bureau of Economic Research, Inc., July 1986.
- Evans, Paul, "The Effects on Output of Money Growth and Interest Rate Volatility in the United States," *Journal of Political Economy*, 1984, pp. 204~222.
- Ferson, Wayne and John Merrick, "Non-Stationarity and Stage-of-the-Business-Cycle Effects in Consumption-Based 'Asset Pricing Relations,' *Journal of Financial Economics*, 1987, pp. 127~146.
- Friedman, Benjamin, "Lessons from the 1979 ~82 Monetary Policy Experiment" *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1984, pp. 382~387.
- Friedman, Milton, "Lessons from the 1979 ~82 Monetary Policy Experiment," *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1984, pp. 397~400.
- _____, "Monetary Policy for the 1980's," in *To Promote Prosperity*, J. Moore(ed.) Hoover Institution Press, 1984.
- Hansen, Lars Peter, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators," *Econometrica*, July 1982, pp. 1029~1054.
- Hansen, Lars Peter and Thomas Sargent, "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, pp. 7~46.
- Hansen, Lars Peter and Kenneth Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models," *Econometrica*, Sept. 1982, pp. 1269~1286.
- Isard, Peter and Liliana Rojas-Suarez, "Velocity of Money and the Practice of Monetary Targeting: Experience, Theory, and the Policy Debate," Staff Studies, IMF, July 1986.
- King, Robert, "Money and Business Cycles: Comments on Bernanke and Related Literature," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25, 1986.
- King, Robert and Charles Plosser, "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle," *American Economic Review*, June 1984, pp. 363~380.

- Kydland, Finn and Edward Prescott, "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy*, June 1977, pp. 473~491
- Lucas, Robert E. Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, 1976.
- McCallum, Bennett, "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience," *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1984, pp. 388~391.
- Park, Wookyu, "Two Essays on Shopping Time Technology Monetary Economies," Unpublished Dissertation, Carnegie-Mellon University, 1986.
- , "Lessons from the 1980-86 Monetary Control in Korea," mimeo, Korea Development Institute, 1987.
- Poole, William, "Monetary Policy Lessons of Recent Inflation and Disinflation," Working Paper, National Bureau of Economic Research, Inc., June 1987.
- Rodney Dickens, "Overseas Experience with 'Strict' Monetary Targetry and Its Implications for New Zealand," Discussion Paper, Reserve Bank of New Zealand, Nov. 1986.
- Solomon, Anthony, "Unresolved Issues in Monetary Policy," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, 1984, pp. 1~6.
- Tatom, John, "Interest Variability and Economic Performance: Further Evidence," *Journal of Political Economy*, 1985, pp. 1008~1018.
- Thornton, Daniel, "The FOMC in 1982: De-emphasizing M1," *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, June/July 1983.
- Tobin, James, "Money and Income : Post Hoc Ergo Proter Hoc?", *Quarterly Journal of Economics*, May 1970, pp. 301~ 317.
- Walsh, Carl, "The Impact of Monetary Targeting in the United States: 1976-1984," Working Paper, National Bureau of Economic Research, In September 1987.
- Wojnilower, Albert, "The Central Role of Credit Crunches in Recent Financial History," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1980, pp. 277~326.
- , "Private Credit Demand, Supply, and Crunches-How Different are the 1980's?" *American Economic Review; Papers and Proceedings*, May 1985, pp. 351~356.