

새로운 중심통화지표와 통화정책 운용*

박준용** · 이영섭*** · 한상범**** .

〈 目 次 〉

- I. 서론
- II. 모형 및 평가 기준
- III. 새로운 通貨指標의 선정
- IV. 실증분석
- V. 결론

I. 서 론

최근 경제시계열(economic time series)들을 불안정(nonstationary)하게 보는 견해가 대두됨에 따라 適正通貨指標 선정을 위한 연구도 새로운 전기를 맞게 되었다. Engle and Granger(1987)는 자신들이 제시한 방법을 이용해 미국의 경상GNP와 각종 通貨指標간의 장기적 共積分 관계 유무를 고찰하고 있고, Motley(1988)는 共積分推定에 기초해 현행 미국의 通貨指標를 정기예금과 같은 만기가 있는 자산과 만기가 없는 자산으로 대별하는 방식으로 변경하자고 주장하였으며, Poter, Spindt and Lindsey(1987)는 誤差修正模型을 이

* 본 논문은 김인준·박준용 편저(1995), 자본자유화론, 법문사, 제Ⅳ절의 일부를 삭제하고 수정·보완한 것이다. 본 논문에 대해 중요한 논평을 해준 KDI의 박우규 박사, 김준일 박사, 최범수 박사, 데이터를 제공해 준 한국은행의 함정호 박사와 박정남 씨, 그리고 유익한 논평을 해준 익명의 심사위원께 깊은 고마움을 전한다.

** 서울대학교 경제학부.

*** 숙명여자대학교 무역학과.

**** 서울대학교 경제학부.

용하여 통화함수를 추정하고 있다. 국내문헌에서도 함정호·최운규(1989), 박우규(1992), 홍갑수·고용수(1993)가 通貨指標와 거시경제변수들간의 장기적 관계를 共積分 존재여부를 통해 檢定하기 위해 이 방법을 도입하였고 이인표(1994)는 共積分 聯立方程式 체계 내에서 通貨指標의 장기적 安定性 및 거시경제 전반에 미치는 영향에 대해서 검토하고 있다.

그러나 위의 연구들이 다양한 通貨指標 대안 중 적절한 指標를 선정하기 위해 일반적으로 이용해 왔던 通貨指標 평가방법들은 몇가지 문제점을 내포하고 있다. 첫째, 기존의 연구에서는 通貨指標 대안들이 適正通貨指標 요건을 만족시켜 주고 있는지 판정하기 위해 각 요건별로 매번 상이한 모형 및 기법을 이용하고 있다. 예를 들어 安定性을 검토하기 위해서는 일정한 모형 내에서 해당 변수들간의 상관관계 또는 共積分 여부를 살펴보고, 한편 外生性을 검토하기 위해서는 또 다른 모형을 도입해 Granger-causality를 살펴보는 등 각 요건마다 별개의 모형 및 기준을 도입해 판정하고 있다. 따라서 이런 경우 한 지표가 다른 지표보다 우월한 것으로 나타났을지라도 그것이 通貨指標 자체의 특성 때문에 나타난 결과인지 아니면 모형 및 기준의 변화에 따른 결과인지 구분하기가 곤란하다. 둘째, 기존의 방법을 이용하는 경우 적절한 通貨指標가 갖추어야 할 각각의 요건에 대해 通貨指標 대안들이 어느 정도 만족시켜 주고 있는지 수량화하기가 어렵고 따라서 여러 通貨指標들에 대한 순서 매김이 어렵다. 예를 들어 기존의 평가방식에 따르면 通貨指標가 外生性이 있는지 없는지 정도만을 밝힐 수 있으나 두 개 이상의 通貨指標 대안들이 모두 外生性을 만족시킬 때 과연 한 通貨指標가 다른 通貨指標보다 外生性 측면에서 더 좋은 지표인지 아닌지를 판정하기가 어렵다.

適正通貨指標 선정에 있어 무엇보다도 필요한 것은 일관된 평가기준 체계 내에서 각 通貨指標가 適正通貨指標의 요건들을 어느 정도 만족시켜 주는지 수량화함으로써 通貨指標 대안들에 대한 순서매김을 가능하게 해주는 방법을 제시하는 것이다. 이에 본 연구에서는 새로운 계량경제학적 방법을 이용한 단일화된 誤差修正模型 내에서 適正한 通貨指標가 갖추어야 할 각각의 요건을 정의하고 또한 그러한 요건을 수량화한 평가기준을 제시하고 있다. 이러한 평가기준은 동일한 모형을 이용하여 평가기준의 일관성을 유지하도록 함으로써 평가결과가 모형의 변화에 의해 받게 될지도 모르는 영향을 해소할 수 있게 하였고 또한 수량화된 기준을 이용하므로 通貨指標 대안들간의 순서 매김을 가

능하게 만들고 있다.

일관된 체계 내에서의 수량화된 평가기준을 제시함과 아울러 본 연구에서는 또한 모형 내에서 通貨指標가 내생적으로 결정되도록 하는 새로운 通貨指標 구성방법을 제시하고 있다. 기존의 연구들과 같이 適正通貨指標 요건의 충족 여부를 평가할 때 일관된 모형을 이용할 수 없는 경우 모형 내에서 결정되는 通貨指標를 구성하기가 어려울 것이다. 그러나 본 연구와 같이 일관된 체계를 유지하는 경우, 通貨指標 구성을 위해 금융자산을 합산할 때 가중치가 모형 내에서 결정되는 내생적 通貨指標의 구성이 가능해 진다. 이렇게 구성된 通貨指標는 각 요건을 최적으로 만족시키기 위해 금융자산에 대한 가중치를 어떻게 달리 부여해야 하는지를 알 수 있게 하므로 通貨指標를 구성하는 금융자산들의 適正通貨指標 요건 충족에 대한 기여도를 간접적으로 파악할 수 있게 해준다.

마지막으로 본 연구에서는 새로운 方法論을 응용해 通貨政策 운용에 대한 효율적인 방안을 제시하고 있다. 본 연구의 방법론처럼 金融資產들의 個別的인 특징을 고려하는 경우 물가와 통화, 실질생산과 통화와의 관계를 總量的인 측면이 아니라 개별 구성자산의 측면에서 볼 수 있게 된다. 따라서 物價 또는 實質生産에 영향을 주기 위해 통화정책을 이용하고자 하는 경우 각각의 金融資產을 어떻게 운용해야 하는지 그 방안을 제시할 수 있게 된다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 모형 및 평가기준을 소개한다. 본 연구에서는 誤差修正模型에 기초해 適正通貨指標의 요건을 일관된 체계 내에서 명확하게 수량화된 개념으로 정의하고 있다. 제Ⅲ절에서는 제Ⅱ절에서 도입한 기준에 따라 새로운 適正通貨指標를 산정하는 방법을 설명한다. 제Ⅳ절에서는 시계열 자료를 이용하여 새로운 통화지표 구성방법에 따른 適正通貨指標를 계산하고 본 논문에서 제시한 평가기준에 따라 기존의 通貨指標들과 비교하였다. 또한 物價 및 實質生産과 金融資產들간의 長期的인 관계를 밝히고 그에 따른 통화정책 운용방안을 제시하고 있다. 마지막으로 끝맺음과 앞으로의 연구방향에 대한 의견을 제Ⅴ절에 실었다.

II. 모형 및 평가 기준

1. 모형

기존의 通貨指標들을 평가하고 새로운 通貨指標를 구성하기 위해 통화량(m_t), 물가(p_t), 이자율(r_t) 및 실질생산(y_t)을 고려하여

$$x_t = (m_t, p_t, r_t, y_t)'$$

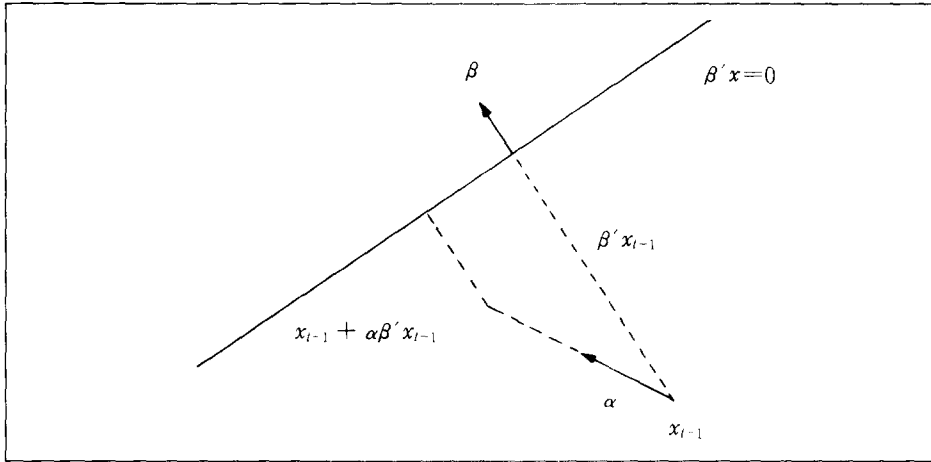
로 정의한다. 다변수 시계열 $\{x_t\}$ 는

$$\Delta x_t = \alpha \beta' x_{t-1} + \sum_{k=1}^p C_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

로 주어지는 誤差修正模型(ECM : Error Correction Model)을 따른다고 하자. 여기에서 $\{\varepsilon_t\}$ 는 白色雜音(white noise) 誤差항으로 자기 상관이 없는 것으로 가정한다. 誤差修正模型은 벡터자기회귀(VAR : Vector Autoregression)의 제약된 형태로서, 구성요소들이 불안정적인 單位根 시계열이면서 共積分 관계를 가질 때 유용한 분석의 틀을 제공한다. 본 논문에서 고려하고 있는 통화량, 물가, 이자율, 실질생산 등은 일반적으로 單位根을 가지는 불안정적인 시계열로 간주되며, 이 변수들간에 장기적으로 안정적인 움직임을 보이는 共積分 관계가 있다고 믿어진다.

위 식에서 보듯이 誤差修正模型은 水準變數와 差分變數를 하나의 모형 내에 포함하고 있는데, 이 경우 변수들이 積分(integrated)되어 있다면 1차差分(first difference)함으로써 안정적인 시계열(stationary process)로 바꾸어 주게 되며 아울러 변수들의 장기적인 관계(longrun relationship)를 모형 내에 도입함으로써 수준치(level)가 주는 정보도 잃지 않게 된다. 이 모형에서 β 는 共積分벡터(cointegrating vector)로 均衡經路(equilibrium path)를 결정하고 $\beta' x_{t-1}$ 은 $t-1$ 기에서의 不均衡誤差를 표시하며 不均衡誤差는 誤差修正係數(error correction coefficient) α 에 의해 다음 기에 조정되게 된다. 均衡經路 및 誤差修正過程을 그림으로 표시하면 <그림 1>과 같다.

〈그림 1〉 오차수정의 메카니즘



〈그림 1〉에서 $\beta'x=0$ 의 궤적을 통과하는 실선이 長期均衡을 표시하는 것이라고 할 때, 이 선으로부터의 이탈은 곧 不均衡을 의미한다. 지난 기의 상태가 x_{t-1} 이라고 하면 이는 곧 지난 기에 不均衡이 존재했었고 그 크기는 均衡에서 $\beta'x_{t-1}$ 만큼의 거리로 그림에서 나타난다. 誤差修正模型에 의하면 不均衡이 존재하는 경우 이번 기의 誤差는 $\alpha\beta'x_{t-1}$ 만큼 체계적으로 修正되어 均衡을 향해 수렴해 가는 것으로 그림에서 표시된다. 물론 (1)로 주어지는 모형 모두에 誤差가 修正되는 메카니즘이 존재하지는 않는다. 誤差修正模型 (1)에서 誤差修正模型이 실제로 작동하기 위해서는 t 기의 不均衡誤差 $\beta'(x_{t-1} + \alpha\beta'x_{t-1})$ 이 $t-1$ 기의 不均衡誤差 $\beta'x_{t-1}$ 보다 그 절대값이 작아야 한다. 이러한 관계를 수식으로 나타내면 다음의 식과 같다.

$$|\beta'(x_{t-1} + \alpha\beta'x_{t-1})| < |\beta'x_{t-1}|$$

이 식을 풀면

$$|1 + \alpha'\beta| < 1$$

이므로 誤差修正係數 α 와 共積分벡터 β 는

$$-2 < \alpha' \beta < 0 \quad (2)$$

의 조건을 만족해야 한다.

2. 평가기준

우수한 通貨指標는 여러 가지 기준에 의해 선정될 수 있겠으나 본 연구에서는 다음과 같은 세 가지 기준에 의해 通貨指標를 평가하기로 한다.

(1) 安定性(Stability)

通貨指標가 주요 거시경제변수와 장기적으로 긴밀하고 안정적인 관계를 가지고 있어야만 通貨指標의 동향을 관찰함으로써 경제의 움직임을 효율적으로 예측할 수 있다는 점에서 타 경제변수와 通貨指標간의 安定性 여부 檢定은 通貨指標를 선정하는 주요한 기준이라 하겠다. 通貨指標와 어느 특정한 경제변수들과의 관계를 고려할 것인가는 궁극적으로 정책목표의 설정에 의해 다르게 정해질 수 있으나, 본 논문에서는 통상의 예에 따라 화폐수요함수의 安定性을 고려하였다.

그런데 일반적으로 '변수간 安定的 關係'라 함은 외부로부터 어떤 衝擊이 가해지더라도 다시 본래의 관계로 돌아가게 되는 것을 의미하며, 이는 計量經濟學의 관점에서 볼 때 共積分의 개념과 일치한다. 따라서 安定性 여부는 共積分 檢定(cointegration test)을 통해 평가가 가능하다.

앞서 제시한 誤差修正模型에서

$$\beta = (1, -1, -\beta_1, -\beta_2)'$$

로 놓고 $\{u_t\}$ 를 안정적인 共積分誤差, 즉, $\beta'x_t = u_t$ 라 하면

$$m_t - p_t = \beta_1 r_t + \beta_2 y_t + u_t \quad (3)$$

로 되어 모형 내의 共積分관계는 장기적인 화폐수요함수를 뜻하게 된다. 따라서 安定性은 이 共積分 관계가 잘 성립하는가를 檢定해 봄으로써 파악될 수 있다.

(2) 外生性(Exogeneity)

通貨指標의 外生性 정도는 정책 수행의 독립성과 긴밀한 관계를 맺고 있으므로 바람직한 通貨指標를 선정하고자 할 경우, 外生性 정도가 큰 지표를 선택해야 할 것이다. 물론 外生性を 어떻게 정의할 것인가는 여러 의견이 있을 수 있다. 본 논문에서 誤差修正係數 α 를

$$\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)'$$

로 놓아, 화폐에 해당하는 α_1 값이 작으면 작을수록 더 외생적으로 보았다. 만약

$$\alpha_1 = 0$$

이라면 이는 화폐와 다른 경제변수들 간의 長期的인 均衡關係로부터의 이탈이 다시 화폐를 內生的으로 변화시키는 피이드백 효과(feedback effect)가 없음을 의미한다. 따라서 이 경우 화폐를 외생적이라고 볼 수 있으며, 엄밀히 말해 Engle, Hendry and Richard(1983)의 의미에서 이 조건은 화폐가 통계학적으로 넓은 의미에서 외생적(weakly exogenous)임을 뜻한다. 본 논문에서는 外生性を $|\alpha_1|$ 으로 정의하기로 한다.¹⁾

기존의 연구들에서는 外生性の 개념을 주로 Granger-causality를 이용해 정의하고 있다. 좀 더 정확히 말해 다른 거시변수들이 화폐를 Granger-cause하지 않을 때 화폐를 외생적이라 보는 것이다. 이를 앞서 제시한 誤差修正模型(1)의 틀 속에서 본다면 $\alpha_1=0$ 이어야 함은 물론

$$C_k = \begin{pmatrix} c_{11}^k & c_{12}^k \\ c_{21}^k & c_{22}^k \end{pmatrix}$$

라 놓고 c_{12}^k 를 계수행렬 C_k 의 1×3 부분벡터로 정의할 때 $c_{12}^k=0, k=1, \dots, p$ 도 성

1) 보다 근본적으로 통화의 외생성을 논할 때는 outside-money 개념에 가까운 경제학적 의미에서의 외생성과 feedback 효과가 없음을 뜻하는 계량적인 의미에서의 외생성을 구분하여야 한다. 본 논문에서는 중심통화지표 문헌의 관례에 따라 계량적인 의미에서의 외생성을 고려하였다. 양자간의 개념차에서 발생할 수 있는 문제점을 지적해 준 심사위원에게 감사드린다.

립하여야 한다. 이러한 관점에서 본 논문의 外生性 정의가 기존 연구에서의 그것 보다 약한 것임을 알 수 있다. Granger-causality를 이용한 기존의 外生性 개념은 어떤 거시변수의 과거치도 화폐를 예측하는데 도움이 되지 않아야 한다는 것인 반면, 여기에서의 外生性 개념은 화폐와 다른 변수들 간의 장기적인 균형 관계가 깨어졌을 경우 不均衡이 화폐를 재조정하는 효과만이 없다는 것이다.

(3) 균형회복력(Equilibrium Restorability)²⁾

정책당국이 어떤 通貨指標를 이용하여 경제변수를 의도하는 방향으로 迅速히 誘導할 수 있을 경우 우리는 그러한 通貨指標를 바람직한 것이라고 말할 수 있을 것이다. 이때 의도하는 방향으로의 신속한 유도라 함은 물론 그때 그때의 경제적 환경에 따라 여러 가지로 해석 가능하겠으나, 본 연구에서는 새로운 長期的 均衡狀態로의 收斂이 빠르다는 의미로 받아들이고자 한다. 이렇듯 어떤 한 시점의 不均衡 상태에서 새로운 균형경로로의 신속한 수렴을 정책목표로 삼을 경우 균형으로 회복되는 調整速度(adjustment speed)의 크기, 즉, 균형회복력을 통화지표의 적정성을 측정하는 도구로 사용하는 것은 타당하리라 본다.

誤差修正模型에서 조정속도의 크기는 誤差修正係數 α , 共積分벡터 β , 그리고 이들 두 벡터 α 와 β 가 이루는 각 θ 에 의해 결정된다. 통상의 표기대로 $(\alpha, \beta) = \alpha' \beta$ 를 두 벡터 α 와 β 의 內積(inner product)이라 하고 $\|\alpha\| = \sqrt{(\alpha, \alpha)}$ 을 원점으로부터의 거리(nofrm)로 하면, 誤差修正 메카니즘에 의해 修正되는 誤차는 정확히

$$\|\alpha\| \cos \theta = \frac{|(\alpha, \beta)|}{\|\beta\|}$$

로 주어진다. 앞서 지적한 바와 같이 誤差修正 메카니즘이 작동하기 위해서는

2) 일반적으로 통화지표의 세번째 요건으로 통제가능성을 고려하나 금융자산이 점차 다양해지고, 선진국에서도 통제가 거의 불가능한 광의의 통화지표 또는 경상 GNP 등을 중간지표로 삼자는 추세에 비추어 볼 때 통제가능성은 상대적으로 중요성이 감소하고 있다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 통제가능성 대신에 균형회복력을 하나의 요건으로 고려하였다.

(2)의 조건에 의해 $(\alpha, \beta) < 0$ 이어야 하며 따라서 $|(\alpha, \beta)| = -(\alpha, \beta)$ 가 되어야 한다.

오차수정이 얼마나 효과적으로 이루어지고 있는가 하는 것은

$$-\frac{(\alpha, \beta)}{\|\beta\|}$$

의 크기에 달려 있으며, 본 논문에서는 그 값을 均衡回復力계수로 정의하였다. 물론 균형회복력계수가 커질수록 誤差修正構造가 보다 효율적으로 작동하고 있으며 따라서 균형으로의 회복정도가 더 큰 것으로 해석하여 中心通貨指標로서 더 합당한 것으로 보았다.

III. 새로운 通貨指標의 선정

통화지표의 구성방법에는 여러 가지가 있는데,³⁾ 본 논문에서는 모형 내에서 결정된 가중치를 이용해 適正通貨指標를 산정하는 방법을 고려한다. 통화자산에 대한 가중치들은 앞서 제시한 세 가지 평가기준에 근거하여 가장 적정한 通貨指標가 될 수 있도록 모형 내에서 계산된다. 통화량 m_t 를 s 개의 금융자산 m_{t1}, \dots, m_{ts} 의 합으로 구성되어 있다고 보고 가중치를 $\varphi_1, \dots, \varphi_s$ 로 주면

$$m_t = \sum_{i=1}^s \varphi_i m_{ti} \quad (4)$$

로 쓸 수 있다. 여기에서 φ_i 가 0 또는 1의 값을 갖는 경우 통화량은 單純合算法에 따라 구성된 통화량이 되고 반면 서로 다른 값을 갖는 경우에는 加重合算法에 따른 통화량이 된다. 加重合算法에 따른 통화량 중 디비지아通貨指標 및 피셔通貨指標 구성에서는 φ_i 가 사용자비용 등을 고려해 외생적으로 결정되며 본 연구에서 새로이 제시하고 있는 通貨指標구성에서는 φ_i 가 아래와 같이 모형

3) 통화지표의 구성방법은 크게 금융자산항목을 산술적으로 합산하는 단순합산법과 금융자산의 특징에 따라 가중치를 달리 주고 합산하는 가중합산법이 있다. 후자에서 가중치를 부여하는 방법으로는 Divisia 통화지표처럼 통화성에 따라 외생적으로 부여하는 방법과 통화수요함수 모형 내에서 가중치가 내생적으로 결정되도록 하는 방법이 있다.

내에서 내생적으로 결정된다.

새로운 通貨指標를 만들기 위해서는 우선 기초가 되는 통화자산을 선정해야 하는데 본 연구에서는 <표 1>에서와 같이 대표적이라 생각되는 6개의 자산을 선택하였다.⁴⁾

<표 1> 금융자산의 분류

현금	요구불예금	통화금융기관		비통화금융기관	
		단기	장기	단기	장기
m_1	m_2	m_3	m_4	m_5	m_6

이들 6개의 금융자산을 설정한 것은 통화자산을 법적기관별, 만기별로 분류함으로써 그들 간에 어떤 차이가 있나를 살펴보기 위한 것이다. 單位根檢定 결과, 모든 금융 자산들은 單位根을 가지는 불안정적인 시계열들로 밝혀졌으며, 이들 사이의 共積分 관계도 매우 약한 것으로 드러났다. 따라서 본 논문에서는 이들 금융자산이 각각 독립적인 확률추세를 가지고 있다고 보았다. 이들 금융 자산에 대한 Phillips 및 ADF에 의한 單位根檢定 및 Johansen에 의한 共積分 벡터 수에 대한 檢定 결과는 각각 아래의 <표 2>와 <표 3>에 요약되어 있다.

<표 2> 단위근검정

변수	ADF	$Z(t(\alpha))$	$Z(\alpha)$
m_1	-0.17	-2.43	-15.84
m_2	-1.55	-2.35	-11.00
m_3	-1.45	-1.49	-3.91
m_4	-0.54	-0.77	-1.20
m_5	-1.45	-1.49	-4.41
m_6	-0.74	0.08	0.14
임계값(5%)	-3.41	-3.41	-21.8

適正通貨指標 산정을 위한 금융자산들에 대한 가중치를 계산하기 위해 먼저 安定性을 고려하자. 이는 곧 어떤 가중치 $\varphi_1, \dots, \varphi_6$ 값에 대해 그로부터 정의되는 통화가 앞서 제시한 共積分 화폐수요함수식을 만족시키느냐의 문제이다. 이 점을 좀 더 자세히 보기 위해 화폐수요방정식 (3)에 (4)를 대입하여

4) 구체적인 분류기준 및 데이터 설명은 <부록>을 참조.

〈표 3〉 통화자산에 대한 共積分 位數(rank) 檢定

rank	λ_{trace}	임계값(5%)	λ_{max}	임계값(5%)
$r \leq 5$	0.004	11.626	0.004	11.626
$r \leq 4$	9.991	23.453	9.986	18.253
$r \leq 3$	21.989	39.098	11.998	24.482
$r \leq 2$	38.845	58.957	16.857	30.916
$r \leq 1$	66.483	82.551	27.638	36.855
$r \leq 0$	113.713	n.a.	47.230	n.a

주: 선형시간추세(linear time trend)를 고려한 경우, 공적분 위수검정에 사용한 두 통계량의 임계값은 Ouliaris and Phillips(1994)에 의해 구해진 값을 사용하였다. n.a.는 임계값이 구해져 있지 않음을 뜻한다.

$$\sum_{i=1}^6 \varphi_i m_{it} - p_t = \beta_1 r_t + \beta_2 y_t + u_t$$

로 적자. 이제 물가(p_t), 이자율(r_t) 및 실질생산(y_t)에 여섯 금융자산 m_{it}, \dots, m_{6t} 를 같이 고려하여 아홉 개의 시계열을 생각하면, 共積分 화폐수요함수식을 만족시키는 가중치는 바로 이들 시계열간에

$$(\varphi_1, \dots, \varphi_6, -1, -\beta_1, -\beta_2)'$$

의 형태로 주어지는 共積分벡터로 볼 수 있다. 이들 시계열들 사이에 선형적으로 독립인(linearly independent) 共積分벡터는 많아야 세 개밖에 존재할 수 없다. 만약 그와 같은 共積分 벡터가 네 개 이상 존재한다면 이들의 선형 결합 중

$$(\varphi_1, \dots, \varphi_6, 0, 0, 0)'$$

와 같은 벡터가 존재하며, 이는 곧 m_{it}, \dots, m_{6t} 간에 共積分이 존재함을 뜻하게 되어 앞의 가정과 모순되기 때문이다.

선형적으로 독립인 세 개의 共積分 벡터는 여러 다른 방법으로 계산될 수 있다. 기계적으로 VAR모형을 사용하는 Johansen(1987) 방법을 적용할 수도 있으나, 변수가 아홉 개나 되어 모수 수가 너무 많아져 믿을만한 결과를 기대하

기 어려우며, 또 나온 결과들을 의미있게 해석하기 어려운 단점이 있다. 본 논문에서는 세 개의 共積分 벡터를 세 개의 서로 다른 의미 있는 제약을 가함으로써 식별하고, 회귀모형을 추정하였다. 제약조건식은 각각

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 \quad (5-1)$$

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4, \quad \varphi_5 = \varphi_6 \quad (5-2)$$

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_5, \quad \varphi_4 = \varphi_6 \quad (5-3)$$

로 주어진다. (5-1)은 모든 금융자산을 동일하게 취급하여 同一한 加重値를 부여함을 의미하고, (5-2)는 통화금융기관과 비통화금융기관의 금융자산의 특성을 서로 다르게 보아 機關別로 서로 다른 가중치를 부여하는 것을 의미하며, (5-3)은 단기자산과 장기자산을 분류하여 滿期別로 가중치를 달리 부여하는 것을 의미한다.

제약된 모수들을 각각 $\pi_1, (\pi_{21}, \pi_{22}), (\pi_{31}, \pi_{32})$ 로 정의하고

$$M_1 = m_1 + m_2 + m_3 + m_4 + m_5 + m_6$$

$$(M_{21}, M_{22}) = (m_1 + m_2 + m_3 + m_4, m_5 + m_6)$$

$$(M_{31}, M_{32}) = (m_1 + m_2 + m_3 + m_5, m_4 + m_6)$$

로 놓으면 이들 모수들은 각각

$$(A) \quad p_t = \pi_1 M_{1t} - \beta_{11} r_t - \beta_{12} y_t - u_{1t}$$

$$(B) \quad p_t = \pi_{21} M_{21t} + \pi_{22} M_{22t} - \beta_{21} r_t - \beta_{22} y_t - u_{2t} \quad (6)$$

$$(C) \quad p_t = \pi_{31} M_{31t} + \pi_{32} M_{32t} - \beta_{31} r_t - \beta_{32} y_t - u_{3t}$$

세 개의 共積分 회귀방정식으로부터 추정될 수 있다. 식 (5)에 주어진 제약조건식들이 옳은가는 식 (6)에 나열한 세 개의 회귀방정식을 共積分관계식으로 볼 수 있는가의 문제와 같다. 이들 방정식에 대한 共積分檢定 결과는 <표 4>에 요약되어 있다. 共積分관계를 檢定하는 방법으로는 回歸殘差檢定(residual

〈표 4〉 회귀방정식의 共積分檢定(VAT)

회귀방정식	VAT
(A)	5.618
(B)	1.976
(C)	9.266
임계값 (5%)	9.49

based test) 과 變數追加檢定(variable addition test) 등을 들 수 있다. 우선, 回歸殘差檢定은 회귀식 잔차가 안정적인지 여부를 보기 위해 회귀잔차에 ADF 또는 Phillips 單位根檢定을 하는 것인데, 이들 檢定法은 ‘共積分의 不在’(즉, 잔차의 시계열에 單位根이 존재한다)를 귀무가설(null hypothesis)로 채택하고 있다. 이에 반해 Park(1990)에 의해 개발된 變數追加檢定法은 회귀식에 餘分(superfluous)으로 추가된 時差多項式(time polynomial)의 계수가 유의한지를 檢定하는 방법으로서, 만일 변수들 간에 共積分이 되어 있지 않다면 추가로 포함된 時差多項式의 계수가 유의하게 되는 이른바 假性回歸(spurious regression)의 문제가 발생한다는 점에 기초하였고, 檢定統計量으로는 점근적 χ^2 분포를 따르는 표준적인 Wald 統計量을 이용하고 있다. 특히 이 檢定法은 ‘共積分의 存在’를 귀무가설로 채택하고 있음에 유의할 필요가 있다. 본 연구에서는 共積分의 存在를 檢定하기 위하여 2차 시간추세가 있다고 가정하고 檢定상 필요한 여분의 시간추세를 4차까지 포함시켰다.

위 (6)식에 제시된 세 개의 共積分 回歸方程式에 가중치 $\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_1 + \omega_2 + \omega_3$ 을 주어 선형결합하여

$$m_t = \omega_1(\pi_{1t} M_{1t}) + \omega_2(\pi_{21t} M_{21t} + \pi_{22t} M_{22t}) + \omega_3(\pi_{31t} M_{31t} + \pi_{32t} M_{32t}) \quad (7)$$

라 놓고

$$\beta_1 = \omega_1 \beta_{11} + \omega_2 \beta_{21} + \omega_3 \beta_{31}$$

$$\beta_2 = \omega_1 \beta_{12} + \omega_2 \beta_{22} + \omega_3 \beta_{32}$$

와

$$u_t = \omega_1 u_{1t} + \omega_2 u_{2t} + \omega_3 u_{3t}$$

로 쓰면 共積分 화폐수요함수식이 도출된다. 여기에서 우리는 첫번째 평가기준인 安定性을 만족시키는 통화지표는 하나로 결정되지 않음을 볼 수 있다. 실제로 식 (7)에 의해서 정의된 통화지표는 모두 安定性을 만족하는데, 우리는 이를 이용하여 가중치 $\omega_1, \omega_2, \omega_3$ 를 적절히 선택함으로써 첫번째 평가기준인 安定性을 만족시키면서 두번째 기준인 外生性, 또는 세번째 기준인 均衡回復力을 극대화하는 通貨指標들을 구할 수 있다. 즉, 모든 가능한 가중치를 넣어 通貨指標를 구한 다음 각각의 通貨指標에 대해 外生性 $|\alpha_1|$, 혹은 균형회복력계수 $-(\alpha, \beta) / \|\beta\|$ 을 계산하여 그들 지표를 극대화하는 $\omega_1, \omega_2, \omega_3$ 가 정해주는 通貨指標를 구할 수 있기 때문이다.

위에 제시한 通貨指標 선정방법은 長期的 巨視經濟目標의 달성, 즉, 물가 및 생산의 安定化를 도모하기 위한 金融資産의 조합을 구하는 데도 이용될 수 있다. 이미 설명했듯이 (6)에 제시된 세 개의 공적분을 선형결합한 식은 모두 共積分 관계를 만족시킨다. 따라서, 세 개의 식을 적당히 결합하여, 물가, 이자율 및 실질생산 각각을 金融資産만의 함수로 표시할 수 있는데⁵⁾ 이를 이용해 개별적인 금융자산들이 장기적으로 物價 및 實質生産과 어떠한 관계를 가지고 있는지 파악할 수 있다. 이러한 결과가 의미하는 바는 巨視政策手段으로 通貨량을 이용해 물가 및 실질생산을 조절하고자 하는 경우 總量的인 측면에서 통화량을 조절하기보다 통화를 구성하는 각각의 金融資産을 個別的으로 운용하는 것이 원하는 정책결과를 성취하는 데 더욱 유용하다는 것이다.

IV. 실증 분석

본 연구의 실증분석을 위하여 사용한 시계열 자료는 $M1, M2, M2A, M2B, M3$ 등 5개의 기존 通貨指標와 우리가 고려한 6개의 금융자산들 ($m_1, m_2, m_3, m_4, m_5, m_6$), 그리고 소비자 물가지수(p), 산업생산지수(y), 3년만기

5) 이것이 가능한 이유는 물가, 이자율, 실질생산에 대한 각 금융자산들의 반응이 다르기 때문이다. 예를 들어, 물가가 금융자산만의 함수로 표시될 수 있는 것은 이자율 및 실질생산에 대한 금융자산들의 반응이 각각 상이하므로 금융자산들을 적당히 조합함으로써 이자율 및 실질생산의 영향을 흡수할 수 있기 때문이다.

회사채 수익률(r)이다. 분석기간은 1982년 1월부터 1993년 12월까지이며, 이 기간의 144개 월별자료를 이용하였다. 3년만기 회사채 수익률을 제외한 모든 자료는 자연로그를 취하고 X11 필터를 통하여 계절조정을 한 후 사용하였다. 또한, 3년만기 회사채수익률을 제외한 각 시계열들에는 선형시간추세가 있는 것으로 보았으며, 특히 비통화금융기관의 단기금융자산인 m_3 는 2차 시간추세가 있는 것으로 보았다.

1. 새로운 통화지표의 구성

새로운 通貨指標를 구하기 위해 우선 장기적 화폐수요함수를 CCR(canonical cointegrating regression) 방법으로 추정하여 π_{ij} 값들을 아래와 같이 구하였다.

$$(A) \quad p_t = 0.0695 M_{1t} + 0.0029 r_t - 0.3793 y_t$$

$$(6.618) \quad (2.312) \quad (-9.965)$$

: 모든 금융자산이 동일한 가중치를 가짐

$$(B) \quad p_t = 0.0901 M_{21t} + 0.0384 M_{22t} + 0.0046 r_t - 0.3398 y_t$$

$$(7.383) \quad (2.476) \quad (3.513) \quad (-9.025) \quad (8)$$

: 통화부문과 비통화부문을 분리

$$(C) \quad p_t = 0.0355 M_{31t} + 0.1763 M_{32t} + 0.0014 r_t - 0.2987 y_t$$

$$(2.632) \quad (4.625) \quad (1.168) \quad (-7.114)$$

: 단기금융자산과 장기금융자산을 분리

다음 단계는 앞장에서 설명한 대로 여러 경우의 ω_i 를 주어 추정하여 그 중 外生性이 가장 클 경우와 균형회복력이 가장 클 경우의 $(\omega_1, \omega_2, \omega_3)$ 조합을 구하는 과정이다. 본 논문에서는 $\omega_1 + \omega_2 + \omega_3 = 1$, $\omega_1, \omega_2, \omega_3 \geq 0$ 조건 하에서 0.01 간격으로 가중치($\omega_1, \omega_2, \omega_3$)를 주어 (7)에 의해 m_t 를 구한 다음 誤差修正模型 (1)을 추정해 외생성계수와 균형회복력계수를 계산하였다. 이로부터 外生性이 가장 좋은 通貨指標와 균형회복력이 가장 좋은 通貨指標 NM1, NM2를 구하였다.

우선, 外生性이 가장 뛰어난 通貨指標는 다음과 같이 금융자산을 만기별로

분리해 장기금융자산에 보다 큰 가중치를 부여함으로써 구해질 수 있다.⁶⁾

$$\begin{aligned} NM1_t &= 0.00(\pi_1 M_1) + 0.00(\pi_{21} M_{21t} + \pi_{22} M_{22t}) + 1.00(\pi_{31} M_{31t} + \pi_{32} M_{32t}) \\ &= 0.0355m_{1t} + 0.0355m_{2t} + 0.0355m_{3t} + 0.1763m_{4t} + 0.0355m_{5t} + 0.1763m_{6t} \end{aligned}$$

이는 곧 外生性은 금융자산의 법적기관별 영향보다는 滿期別 영향을 더 받는다는 것을 의미한다. 일반적으로 短期資產은 시장의 一時的인 상황변화에 의해 영향을 많이 받지만 장기자산은 일시적인 변화에 의해 커다란 영향을 받지 않는다. 長期資產이 시장변화에 의해 영향을 받기 위해서는 그 시장변화가 장기적인 화폐수요함수에 영향을 줄 수 있을 만큼 永久的인 것이어야 한다.⁷⁾ 따라서 長期資產에 높은 加重値를 주는 경우 통화지표는 장기적인 균형관계로부터의 이탈, 즉, 일시적인 교란으로부터 영향을 받게 되는 피이드백 효과가 작아지게 되고 따라서 外生性이 증가될 것이다.

다음, 균형회복력이 가장 뛰어난 通貨指標은 통화금융기관과 비통화금융기관을 우선 분리한 후 아래와 같이 통화금융기관의 자산에 높은 비중을 부여함으로써 얻어질 수 있다.

$$\begin{aligned} NM2_t &= 0.00(\pi_1 M_1) + 1.00(\pi_{21} M_{21t} + \pi_{22} M_{22t}) + 0.00(\pi_{31} M_{31t} + \pi_{32} M_{32t}) \\ &= 0.0901m_{1t} + 0.0901m_{2t} + 0.0901m_{3t} + 0.0901m_{4t} + 0.0384m_{5t} + 0.0384m_{6t} \end{aligned}$$

즉, 균형회복력은 만기별 영향보다는 금융자산의 法的機關別 영향을 더 받고 있음을 의미한다. 이미 언급했듯이 균형회복력이란 장기적 균형으로부터의 이탈에 대한 調整의 程度를 말한다. 따라서 均衡回復力을 증가시키기 위해서는 금융자산 중에서 實物去來에 따른 통화수요의 변화와 보다 직접적으로 連繫되어 있는 자산을 분리하여 이를 중심으로 한 통화지표를 구성해야 할 것이다.⁸⁾

6) 아래의 결과가 이전의 결과(박준용·이영섭, 1995)와 다른 이유는 6개의 금융자산에 포함되는 구성항목이 달라졌기 때문이라고 생각된다. 자세한 설명은 〈부록〉 참조.

7) 이러한 관계는 항상소득가설에서 일시적인 소득변화는 소비에 별다른 영향을 미치지 않지만 항상소득의 변화는 소비에 큰 영향을 미칠 수 있다는 설명과 유사하다. 이 점을 지적해 준 KDI 김준일 박사에게 감사드린다.

8) 이는 통화의 기능 중 가치저장수단으로서의 기능보다는 거래수단으로서의 기능을 중시하고 있음을 의미한다.

실물거래와의 직접적인 연계성은 실물거래의 필요에 따라 재화와 즉시 교환이 가능한 정도, 즉, 通貨性으로 나타나는데 금융자산을 통화성 정도에 따라 분류하여 통화성이 큰 자산에 높은 가중치를 부여하는 경우 단기적인 이탈에 대한 조정능력인 均衡回復力이 커지게 될 것이다. 전체적으로 볼 때 비통화금융자산에 비해 通貨金融資産이 통화성 또는 실물경제와의 연계성이 크므로⁹⁾ 통화금융자산에 보다 큰 가중치를 부여하되 비통화금융자산 중 통화성이 큰 자산을 고려할 수 있도록 비통화금융자산에도 일부 가중치를 주어 通貨指標를 구성하는 경우 화폐수요함수에서의 일시적인 불균형에 대한 調整力이 커지게 될 것이다.

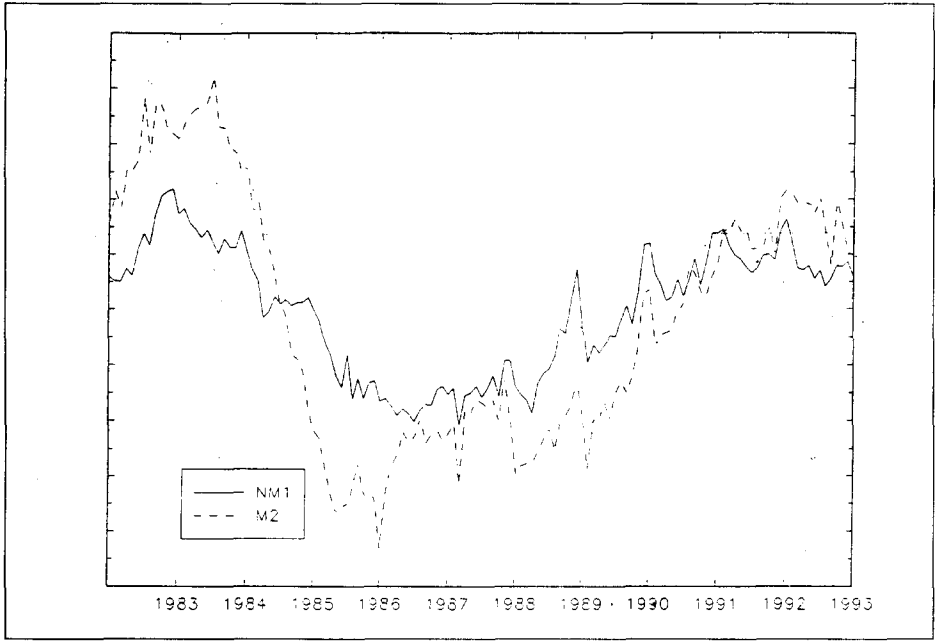
위에서 얻어진 새로운 通貨指標 $NM1$ 및 $NM2$ 의 특징을 간단하게 살펴보기 위해 기존의 通貨指標인 $M2$ 및 $M3$ 와의 관계를 도표로 그려보았다. <그림 2>~<그림 5>는 각각 通貨指標들의 장기추세로부터의 이탈정도를 나타내 준다. 그림에서 알 수 있는 것은 새로운 通貨指標가 기존 通貨指標에 비해 장기적으로 더 안정적인 모습을 보이고 있다는 것이다. $M2$ 및 $M3$ 는 장기추세로부터의 이탈이 커다란 사이클을 보이고 있는 반면 $NM1$ 및 $NM2$ 는 $M2$ 및 $M3$ 와 유사한 변동주기를 보일지라도 상대적으로 사이클의 진폭이 작게 나타나고 있으며, 그 중에서도 $NM2$ 가 더 작게 나타나고 있다. 이와 같은 기존 通貨指標와 새로운 通貨指標 간의 차이는, 양자가 모두 실물변수와 장기적 관계의 安定性을 유지하고 있을지라도 새로운 通貨指標가 외부적인 충격에 덜 반응하고 충격으로 인한 不均衡을 보다 민첩하게 해소시키기 때문에 생겨났다고 할 수 있다. 예를 들어 어떤 충격 때문에 不均衡이 발생하였다고 할 때 기존의 通貨指標에 비해 外生性이 큰 새로운 通貨指標는 이러한 외부적인 충격에 영향을 덜 받게 되므로 변화가 작아질 것이다. 또한 비록 유사한 충격을 경험한다고 할 지라도 새로운 通貨指標에서는 신속히 장기균형으로 회복되어 충격의 여파가 오래가지 않게 되고 따라서 장기적인 추세변화가 작게 나타나게 된다.

2. 통화지표의 비교

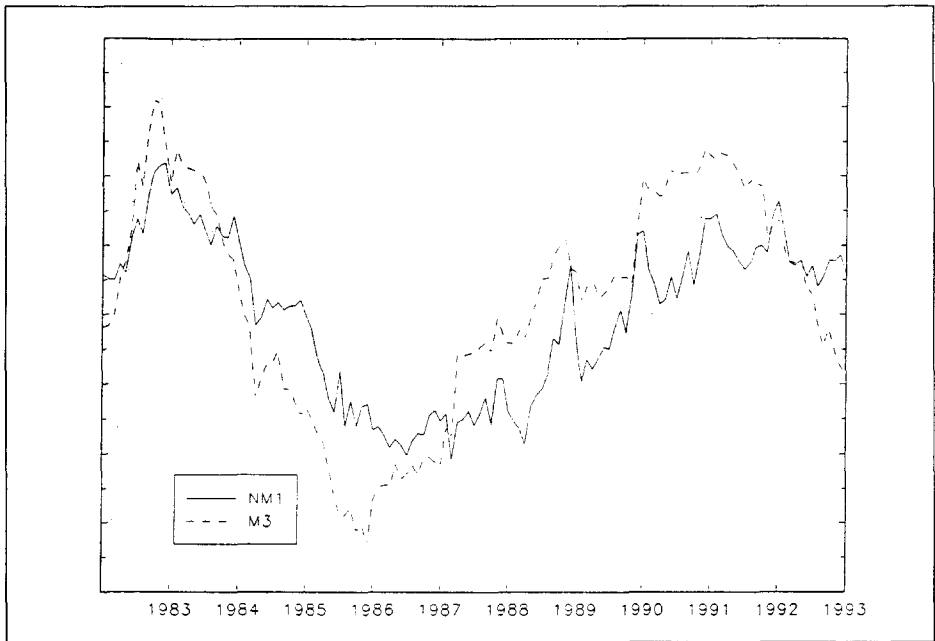
다음은 제Ⅱ절에서 정의한 適正 通貨指標의 기준에 비추어 $NM1$, $NM2$ 및 기존 通貨指標를 비교하여 보았다. <표 5>는 이러한 비교결과를 보여 주고 있

9) 함정호·최운규(1989), 홍갑수·고용수(1993) 참조.

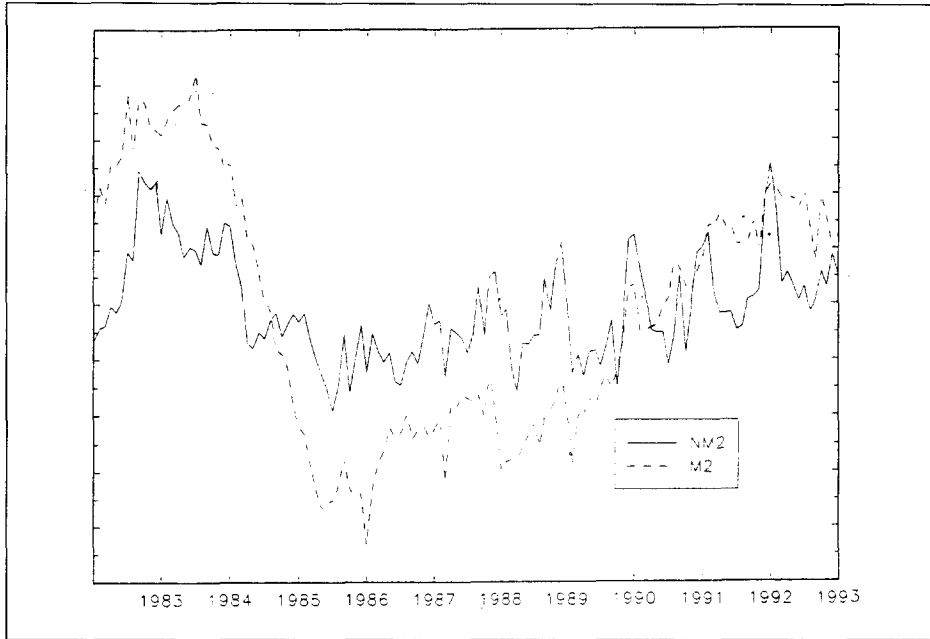
〈그림 2〉 기존 通貨指標와의 비교 : NM1 vs M2



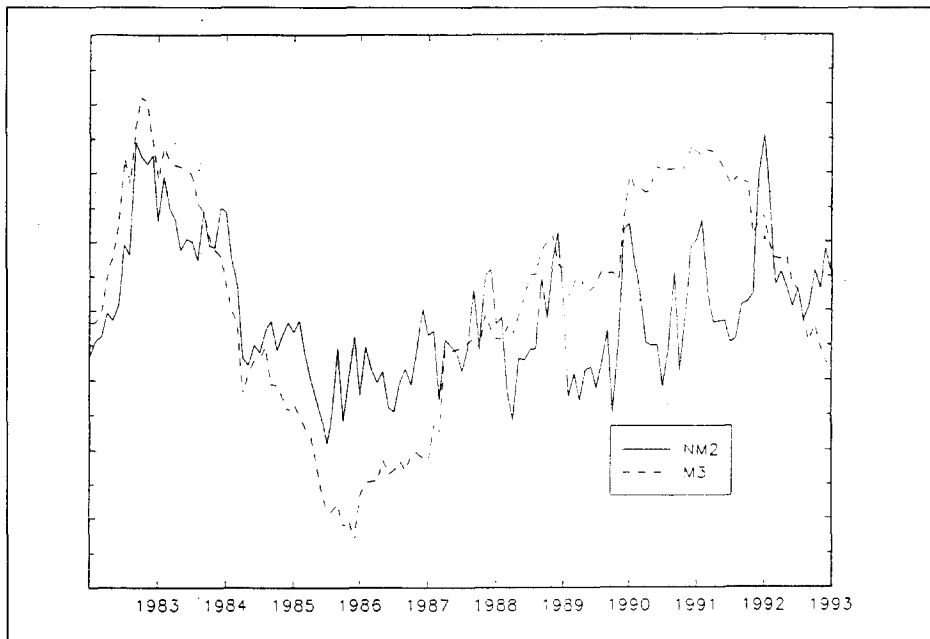
〈그림 3〉 기존 通貨指標와의 비교 : NM1 vs M3



〈그림 4〉 기존 通貨指標와의 비교 : NM2 vs M2



〈그림 5〉 기존 通貨指標와의 비교 : NM2 vs M3



으며 아울러 화폐수요함수의 모수 추정결과치도 보여 주고 있다. 우선 화폐수요함수의 추정결과를 보면 기존의 통화지표 중 $M2$ 와 $M2A$ 는 예상과 일치되지만 $M1$ 의 경우는 實質生産의 계수가 예상과는 反對로 음으로 나타나고 있고 $M2B$ 및 $M3$ 의 경우는 利率의 계수가 예상과는 달리 양으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 우리 나라에서 통화량($M2$)을 정할 때 實質生産增加率과 物價上昇率을 고려하므로 $M2$ 를 이용하는 경우 예상과 일치하는 결과를 가져다 줄 것이다. 그러나 $M1$ 이 다른 결과를 낳은 것은, 예를 들어 소득증가에 따라 통화량이 증가해야 할 것이나 $M2$ 를 목표로 하는 직접적인 通貨管理方式을 고수하는 경우 短期貸出制限 등의 창구지도를 통해 통화량 증가압력을 해소하고자 할 것이므로 $M1$ 이 오히려 감소하게 될 수도 있기 때문인 것으로 보인다. 한편 $M2B$ 와 $M3$ 는 이자율에 대해 양의 부호를 나타내고 있는데 이는 $M2$ 에 포함되지 않고 금리에 민감한 고수익 금융자산에 대한 수요증가로 $M2B$ 와 $M3$ 에 대한 수요가 증가하기 때문이다. 이러한 결과는 $M2B$ 및 $M3$ 에 포함되어 있는 금융자산들은 去來手段으로서 보다는 價值貯藏手段으로서 더 큰 역할을 하고 있음을 암시해 준다고 할 수 있다.

〈표 5〉 통화지표 비교

통화지표	β_1	β_2	외생성	균형회복력
M1	-0.0161(-2.92)	-0.6218(-3.46)	0.18671	0.15676
M2	-0.0017(-1.04)	0.0920(1.69)	0.22407	0.18097
M2A	-0.0036(-2.04)	0.1544(2.66)	0.21103	0.17286
M2B	0.0122(3.30)	0.6519(5.42)	0.02994	0.06779
M3	0.0037(2.18)	0.5156(9.34)	0.01658	0.13927
NM1	-0.0012(-1.15)	0.3097(9.14)	0.06025	0.15686
NM2	-0.0043(-4.17)	0.3534(10.34)	0.18702	0.29413

주: ()안의 수치는 t값을 나타냄.

통화지표의 평가기준 중 첫째 기준인 安定性 측면에서 모든 通貨指標가 장기적으로 안정적인 화폐수요함수 관계를 만족시키고 있으므로 通貨指標간 비교를 위해서 다른 두 기준, 즉 外生性 및 均衡回復力에 대한 檢定을 추가로 실시하였으며 〈표 5〉는 그러한 결과를 외생성 및 균형회복력의 크기로 나타내고 있다. 外生性을 비교해 보면 통화량의 범위가 좁아질수록 더 외생적인 것으로 (이 표에서는 外生性係數의 크기가 작은 것으로) 나타나고 있어 기존 문헌들

의 결과와 일치하고 있다. 다만 $M2B$ 및 $M3$ 가 다른 通貨指標에 비해 지나칠 정도로 외생적인 것으로 나타나고 있는데 이러한 결과는 통화수요함수의 추정 결과가 不安定하기 때문에 야기된 것으로 보인다. 즉, <표 5>에서 $M2B$ 및 $M3$ 를 이용한 추정결과를 보면 β_1 의 계수가 예상과는 달리 양으로 나타나고 있고 따라서 이러한 결과에 기초한 外生性係數는 별다른 의미를 가지지 못한다고 볼 수 있다. 한편 기존의 通貨指標과 본 논문에서 구성한 새로운 通貨指標인 $NM1$ 의 外生性を 비교해 보면 새로운 通貨指標가 훨씬 외생적으로 나타나고 있어 금융자산을 단기금융자산과 장기금융자산으로 분리해 長期金融資産에 보다 큰 가중치를 부여하는 경우 외생성이 증가함을 알 수 있다.

균형회복력을 보면 기존의 通貨指標 중 $M2$ 가 가장 크게 나타나고 있다. 앞에서 보았듯이 균형회복력을 크게 하기 위해서는 法的機關別로 통화금융자산과 비통화금융자산의 분리가 무엇보다도 중요하다. 따라서 통화금융기관의 자산 중 가장 포괄적인 $M2$ 를 이용하는 것이 長期均衡으로부터의 이탈을 치유하는 데 기존의 다른 어떤 통화지표보다도 유리할 것으로 보인다. 그러나 금융자산을 법적기관별로 분리하되, 비통화금융기관의 자산 중에서도 實物經濟와 밀접히 連繫되어 있어 통화성이 큰 자산이 있으므로 이를 고려해, 비통화금융자산에 일부 가중치를 부여한 새로운 通貨指標 $NM2$ 를 구성하는 경우 기존의 通貨指標에 비해 균형회복력이 월등하게 커짐을 알 수 있다.

3. 통화정책 운용

장기적으로 (3)에 나타난 貨幣需要函數 관계를 만족시키면서, 물가, 이자율, 실질생산을 金融資産들만의 함수로 표시하기 위해서는 (8)에 제시된 세 개의 식을 聯立方程式으로 놓고 p , r , y 에 대한 해를 구하여야 한다. 이러한 과정을 통해 通貨需要函數 구조내에서 물가와 금융자산간의 共積分 관계를 유지하도록 하는 금융자산의 조합을 구하면 다음과 같다.

$$NM_t^p = -0.0261m_{it} - 0.0261m_{st} - 0.0261m_{vt} + 0.5170m_{ut} - 0.1154m_{xt} + 0.4277m_{yt}$$

이 조합에서 알 수 있는 것은, 장기적으로 화폐수요가 안정된 추세에 있을 때, 物價는 만기가 긴 長期性 金融資産들과 같은 방향으로 움직이고 만기가 짧은

短期性 金融資産들과는 반대로 움직이고 있으며, 또한 단기성 금융자산들보다는 장기성 금융자산들의 변화에 대해 민감하게 반응하고 있다는 것이다. 따라서 物價를 安定시키기 위해서는 長期性 金融資産들을 안정시키는 것이 효율적이라고 생각된다.

한편, 실질생산과 금융자산간의 共積分 관계를 유지하도록 하는 금융자산의 조합은 다음과 같다.

$$NM_t^p = 0.1322m_{1t} + 0.1322m_{2t} + 0.1322m_{3t} - 1.0774m_{4t} + 0.5341m_{5t} - 0.6755m_{6t}$$

이 식은 화폐수요를 안정시키는 장기적 관계에 있어, 實質生産은 短期性 金融資産들과 같은 방향으로 움직이고 長期性 金融資産들과는 반대로 움직이고 있다는 것을 보여 주고 있다. 여기서도 단기성 금융자산들의 계수가 장기성 금융자산들의 계수보다 절대값으로 작게 나타나고 있으나, 위에서 본 物價의 경우에 비해서는 상당히 크게 나타나고 있는데, 이는 단기성 금융자산들의 通貨性이 크고 實物去來와 직접적인 연계성이 있기 때문이다. 따라서 경기를 부양시키고자 한다면 通貨總量을 변화시키지 않고서도 長期性 金融資産을 短期性 金融資産으로 전환시킴으로써 소기의 목적을 달성할 수도 있을 것이다.

이상의 物價와 通貨, 實質生産과 通貨와의 관계를 고려해 볼 때, 통화당국이 통화정책을 운용할 때 總量 위주로 하는 것보다는 個別金融資産 위주로 하는 것이 보다 더 정책효과를 높일 수 있다고 본다. 따라서 만일 통화정책을 통해 物價를 안정시키면서 景氣浮揚效果를 도모하고자 한다면 長期性 金融資産을 안정적으로 유지하고 短期性 金融資産을 이용하는 것이 바람직할 것이다.

V. 결 론

지금까지 단일 誤差修正模型 체계내에서 명확히 수량화된 適正通貨指標의 평가기준 및 새로운 通貨指標 구성방법을 소개하고 본 연구에서 제시된 기준에 비추어 기존의 通貨指標 및 새로운 通貨指標을 포함한 여러 通貨指標을 비교하여 보았다. 본 연구에 소개된 適正通貨指標의 평가기준은 기존의 연구에서 이용하던 평가기준들이 내재하고 있던 일관성 결여 및 순서 매김의 불가능 같은 문제점들을 최근에 개발된 誤差修正模型 技法을 이용해 해결하고 있다.

또한 일관된 모형체계를 이용하고 있으므로 通貨指標을 구성할 때 가중치를 외생적으로 부여하지 않고 모형내부에서 내생적으로 부여하는 새로운 通貨指標 구성방법이 가능하게 되고 따라서 본 연구에서는 이러한 내생적 加重合算法을 이용한 새로운 通貨指標을 제시하고 있다.

실증분석 결과에 따르면 본 연구에서 고려된 모든 通貨指標가 適正通貨指標의 첫째 요건인 장기적 安定性を 충족시키고 있다. 둘째 요건인 外生性에 있어서는 기존의 通貨指標 중 가장 협의의 통화지표인 $M1$ 이 우월하게 나타나고 있으나 본 연구에서 제시한 새로운 通貨指標인 $NM1$ 보다는 열등한 것으로 나타나고 있다. 셋째 요건인 균형회복력은 기존의 通貨指標 중 $M2$ 가 가장 큰 것으로 보이나 이 또한 새로운 通貨指標인 $NM2$ 보다는 작은 것으로 나타나고 있다. 한편, 通貨政策은 總量的인 측면보다는 個別 金融資産 위주로 운용하는 것이 바람직한데, 物價를 安定시키면서 景氣를 조절하기 위해서는 長期性 金融資産은 안정적으로 유지하고 短期性 金融資産을 조절하는 것이 효율적이라고 본다.

향후 본 연구와 관련지어 연구해 볼 수 있는 과제로는 디비지아 지수를 이용한 각종 通貨指標의 비교를 고려해 볼 수 있다. 본 연구에서는 통화가중치의 요건을 中間通貨指標를 만족시키는 정도에 따라 달리 부여했으나 이와는 달리 통화를 궁극적으로 소비자들에게 서비스를 제공해 주는 하나의 상품으로 간주하여, 통화서비스 정도에 따라 가중치를 달리 부과해 구성한 通貨指標들이 中間通貨指標의 요건을 어느 정도 만족시켜 주는지 분석하고 이를 본 연구의 결과와 비교해 보는 것도 흥미로울 것으로 생각된다. 또한 통화서비스 정도와 中間通貨指標 만족도를 함께 고려하는 가중치가 어떻게 달리 구성될 것인지 연구해 보는 것도 바람직할 것으로 보인다.

참 고 문 헌

1. 김인준·박준용, 『자본자유화론: 이론과 우리 현실』, 법문사, 1995.
2. 박우규, 『한국거시금융의 정책연구』, 한국개발연구원 연구논문집 92-01, 1992.
3. 박준용·이영섭, “오차수정모형을 이용한 중심통화지표 선정,” 김인준·박준용 편저, 『자본자유화론: 이론과 우리 현실』, 법문사, 1995, 제 4장,

pp. 111-145.

4. 이성휘, “중심通貨指標와 통화성계수의 추정,” 이성휘 · 표학길 · 김인준 공저, 『개방경제하의 금융정책』, 한국개발연구원, 1989, pp. 1-30.
5. 이인표, “共積分접근에 의한 適正通貨指標 선정,” 미발표자료, 한국조세연구원, 1994.
6. 함정호 · 최운규, “우리나라 통화서비스지표와 통화수요함수,” 『한국은행 한은조사연구』, 제3호, 1989.
7. 홍갑수 · 고용수, “우리나라 중심通貨指標에 관한 연구,” 『한국은행 금융경제연구』, 제59호, 1993.
8. Barnett, W., “The User Cost of Money,” *Economic Letters*, 1978, pp. 145-149.
9. Barnett, W., *Consumer Demand and Labor Supply: Goods, Monetary Assets, and Time*, North-Holland, 1981.
10. Engle, R. and C. Granger, “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
11. Engle, R. and D. F. Hendry and J. Richard, “Exogeneity,” *Econometrica*, Vol. 51, 1983, pp. 277-304.
12. Hahm, J. H. and J. T. Kim, “The Signals from Divisia Money in a Rapidly Growing Economy,” in M. Belongia ed., *Divisia Monetary Aggregates: Right in Theory - Useful in Practice?*, New York: St. Martin's Press, 1995.
13. Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1987, pp. 231-254.
14. Motley, B., “Should M2 be redefined?” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1988, Winter.
15. Ouliaris and P. C. B. Phillips, “Coint 2. 0 : GAUSS Procedures for Cointegrated Regressions,” Predicta Software Inc., 1994.
16. Park, J., “Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition”, in T. B. Fomby and G. F. Rhodes, ed., *Advances in Econometrics : Cointegration, Spurious Regressions, and Unit Roots*, JAI Press,

- 1990.
17. Park, J., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119-143.
 18. Porter, R, P. Spindt, and D. Lindsey, "Econometric Modelling of the Demand for the U. S. Monetary Aggregates : Conventional and Experimental Approaches," Federal Reserve Board, 1987, March.

〈부록〉 금융자산의 분류

m_1 : 현금

m_2 : (가계 및 기업) 요구불예금

m_3 : 단기성 정기예금, 저축예금, 통지예금, 자유저축예금, 기업자유예금, 통화
금융기관 거주자 외환예금, 통화금융기관 환매채, 상업어음매출, 양도성에
금증서

m_4 : 장기성 정기예금, 기타 저축성예금, 장기적금, 가계우대 정기적금, 상호부
금, 주택부금, 목돈마련저축, 근로자 정기저축

m_5 : 개발기관 요구불예금, 발행어음, 어음관리구좌, 종금예수금, 단기성 수익
증권, 단기성 금전신탁, 단기성 채권발행, 단기성 신탁예수금, 단기성 상호
신용금고예수금, 단기성 상호금융예수금, 단기성 새마을금고예수금, 단기
성 체신예금, 비통화금융기관 거주자 외환예금, 비통화금융기관 환매채,
상업어음매출

m_6 : 개발기관 저축성예금, 증권저축, 기타금융기관 정기 및 저축성예금, 보험
금, 장기성 수익증권, 장기성 금전신탁, 장기성 채권발행, 장기성 신탁예수
금, 장기성 상호신용금고예수금, 장기성 상호금융예수금, 장기성 새마을금
고예수금, 장기성 체신예금

김인준·박준용(1995)에 수록된 이전의 연구에서는 금융자산을 다음과 같
은 방법에 따라 분류하였다.

m_1 : 현금

m_2 : (가계 및 기업) 요구불예금

m_3 = 통화금융기관의 단기자산 = $M2A - M1$ + 통화금융기관의 환매채

m_4 = 통화금융기관의 장기자산 = $M2 - M2A + CD$ + 통화금융기관의
금융채

m_5 = 비통화금융기관의 단기자산 = 비통화기관 예수금 + 발행어음

m_6 = 비통화금융기관의 장기자산 = 수익증권, 금전신탁, 금융채

위에서 알 수 있듯이 이전의 연구에 이용되었던 데이터는 본 연구에 이용된 데이터에 비해 금융자산의 종류가 다양하지 않았고 금융자산의 분류도 자세하지 않았다. 특히 비통화금융기관의 자산에 대해 만기별로 분류가 되어 있지 않아, 예를 들어 수익증권을 장기자산으로, 예수금을 단기자산으로, 금융채를 장기자산으로 분류하였었다. 그러나 본 연구에서는 이들 자산뿐만 아니라 모든 자산을 만기별로 분류하였고 또한 이전의 연구에 비해 훨씬 다양한 금융자산을 포괄하였다. 이러한 데이터 분류 차이때문에 이전의 결과와 본 연구의 결과가 다소 다르게 나타날 수도 있다.