

名目 GNP 타겟팅과 通貨指標⁽¹⁾

金 仁 墉 · 李 昇 祐

우리 나라에서는 그 동안 M2를 금융정책의 중간지표로 채택, 운영해 오고 있다. 그러나 최근의 외환시장과 자본시장에 대한 자유화 조치들에 의해 M2와 실물경제변수와의 관계가 불안정하게 되었다. 이러한 시대적 변화를 반영하여 본 논문은 명목소득의 안정을 정책목표로 삼고 수리적 평가기준에 의한 새로운 중간 통화지표를 선정하는 데 그 목적이 있다. 본 논문에서는 먼저 최근에 개발된 계량경제학적 방법론을 통해 외생성, 안정성, 정책유효성 등 중간지표로서의 평가기준을 검의한다. 다음으로 오차수정모형을 통하여 여러 가지 통화자산의 가중합인 새로운 통화지표를 선정한다. 마지막으로 전술한 평가기준에 의해 새로운 통화지표와 기존의 여러 통화지표들을 실증적으로 비교·분석한다.

1. 序 論

최근 우리 나라에서는 금융자율화, 금리자유화 등 金融環境의 變化가 가속화 됨에 따라 ‘經濟의 安定的 運用’이라는 측면에서 中間目標의 重要성이 다시금 강조되고 있는 실정이다. 왜냐하면 통화당국은 適切한 中間標的變數를 가지고 있어야만 政策의 最終目標를 달성하기 위하여 中間目標를 어느 정도의 수준으로 설정해야 하며 또한 政策手段을 어느 정도 변화시켜야 할 것인지를 결정할 수 있기 때문이다. 실제로 많은 국가에서 自國의 金融構造와 實證分析을 바탕으로 중간목표를 운용해 오고 있는 실정이다. 美國의 경우 M1 타겟팅(targeting)을 1987년 이후 공식적으로 중지하였으나, 그후에도 여전히 여러 通貨的 集計值에 대한 目標를 발표함으로써 통화정책의 방향을 제시하고 있다. 日本 역시 M2+CDs에 초점을 맞추어 通貨타켓팅을 실시하고 있으며, 프랑스도 1987년부터 M2, M3를 複數標的으로 채택하고 있다. 우리 나라도 通貨的 集計值를 중심으로 한 中間標的政策을 일찍부터 실시하여 왔으며 1979년 이후부터는 M2를 中間標的으로 채택하여 目標管理하여 왔다.

그런데 적정한 중간지표를 선정하기 위해 일반적으로 이용해 왔던 기존의 通貨指標 評價方法에는 상당한 문제가 있다. 첫째, 적절한 통화지표가 갖추어야 할 각각의 요건에 대해, 數量化가 힘들어 여러 통화지표들에 대한 順序매김(ordering)이 어렵다. 예를 들어 기존의

(1) 이 연구는 서울대학교 1993년도 대학발전기금의 지원을 받아서 이루어진 것임을 밝혀둔다.

평가방식에 따르면 통화지표가 外生性이 있는지 없는지 정도만을 밝힐 수 있으나 두 개 이상의 通貨指標 代案들이 모두 외생성을 만족시킬 때 과연 한 통화지표가 다른 통화지표보다 外生性側面에서 더 좋은 指標인지 아닌지를 판정하기가 어렵다. 둘째, 기존의 연구에서는 적정통화지표의 각 要件別로 每番 相異한 模型 및 技法을 이용해 通貨指標 代案들이 요건을 만족시켜 주고 있는지를 판정한다. 예를 들어 安定性을 검토하기 위해서는 一定한 模型內에서 該當變數들간의 相關關係 또는 共積分 與否를 살펴보고 한편 外生性을 검토하기 위해서는 또 다른 模型을 도입해 그랜저-인과관계를 살펴보는 등 각 要件마다 別個의 模型 및 基準을 도입해 판정하고 있다. 따라서 이런 경우 한 지표가 다른 지표보다 우월한 것으로 나타났을지라도 그것이 通貨指標 自體의 特性 때문에 나타난 결과인지 아니면 模型 및 基準變化에 따른 결과인지 구분하기가 곤란하다. 따라서 적정통화지표 선정에 있어 무엇보다도 필요한 것은 一貫된 評價基準體系內에서 각 통화지표가 적정통화지표의 요건들을 어느 정도 만족시켜 주는지 數量化함으로써 通貨指標 代案들에 대한 順序매김을 가능하게 해주는 방법을 제시해야 할 것이다.

本研究는 이러한 필요성에 부응해 최종목표를 명목 GNP에 두고 여러 가지 통화지표중 최적의 것을 선택하는 방법을 소개하는 데 있다. ‘誤差修正模型’(Error Correction Model)이라는 計量技法으로 안정성, 외생성 그리고 정책유효성을 중심으로 從前의 中間目標(本稿에서는 M2 뿐 아니라 M1, M2a, M2b, M3 등 기존의 통화지표 모두를 중간목표로 해석하고 있다)들을 평가하고 새로이 선정된 通貨指標와 비교하고자 한다. 또한, 本研究에서는 모형내에서 통화지표가 内生的으로 決定되도록 하는 새로운 通貨指標 構成方法을 제시하고 있다.

本論文의 순서는 먼저 서론 다음으로 第2節에서 中間目標의 의미와 필요성 그리고 현행 우리 나라 통화지표의 문제점에 대해 간략히 살펴본다. 第3節에서는 기본적인 모형 설명과 아울러 中間目標에 대한 評價基準을 安定性, 外生性, 政策有效性으로 나누어 제시하고 計量模型內에서의 檢定方法을 소개하기로 한다. 이어서 第4節에서는 誤差修正模型을 통하여 새로운 통화지표를 선정하고, 第5節에서는 評價基準에 의한 기준통화지표와 새로운 통화지표의 實證分析結果를 살고, 마지막 第6節에서는 本研究를 간략히 要約하고 結論을 내린다.

2. 現行 우리 나라 通貨指標의 問題點

2.1. 中間目標의 意味와 必要性

통화 신용정책은 재정정책 등 다른 경제정책과 마찬가지로 실물경제면에서 경제성장, 완전고용, 물가안정, 국제수지 균형 등을 최종적인 목표로 하고 있다. 그러나 통화당국이 보유하고 있는 정책수단은 금융기관의 예금자금준비율 조작, 재할인 및 대출 정책, 공개시장 조작 등이며 이러한 諸수단의 운용을 실물경제면에서의 최종적인 목표에 직접적으로 연결 할 수는 없다. 예를 들어 금융기관의 예금자금준비율을 변경할 경우 이러한 정책이 물가안정이나 국제수지균형에 직접적으로 작용할 것으로는 볼 수 없는 것이다.

따라서 통화당국은 통화신용정책의 最終目標와 현실적인 政策手段 사이에 중간목표를 설정하여 통화신용정책을 수행하게 된다. 中間目標는 현실적인 정책수단에 의하여 직접 또는 간접적인 조절이 가능하고 또 최종적인 목표와 안정적 관계를 가지고 있는 金融變數를 선정하게 된다. 통화신용정책의 중간운용목표로는 양적 지표인 통화총량과 가격지표인 금리가 대표적인데 이들은 금융변수로서 실물경제의 움직임과 가장 밀접한 관계를 맺고 있을 뿐 아니라 통화당국이 거시적으로 조절 가능한 변수이기도 하다. 한편, 통화당국의 정책수단은 중간운용목표인 통화량이나 금리가 아니라 보통 본원통화, 지급준비금 또는 화폐시장금리 등이다. 통화당국은 정책수단을 조작, 중간목표를 통하여 최종목표를 달성한다.

2.2. 現行 우리 나라 中間目標의 問題點

우리 나라는 1979년부터 지금까지 총통화(M2)를 중간목표로 채택하고 M2의 연간 목표 증가율을 설정, 관리하여 왔다. 그러나 우리나라 총통화(M2)지표는 현제상의 문제점을 내포하고 있을 뿐만 아니라 최근 금융환경이 급변함에 따라 중간목표로서의 유용성이 현저히 저하되면서 다음과 같은 問題點을 내포하게 되었다. 첫째, M2지표는 실제의 유동성을 기준으로 하지 않고 기관분류방식에 따라 편제되기 때문에 비은행금융기관이 취급하는 流動性 金融資產을 포함시키지 않음으로써 總流動性을 효과적으로 반영하지 못하고 있다. 그러나 다음의 <表 1>에서도 알 수 있듯이 비은행금융기관의 수신비중은 계속 증대되어 1993년 말 기준으로 전체금융기관 수신비중의 70.9%를 차지하고 있다.

둘째, 유동성이 높은 은행금융기관의 信託計定이 포함되어 있지 않다는 점이다. 최근 통화관리대상에서 제외되는 신탁계정예금이 급격히 증가하여 1993년까지 은행 신탁예금잔액은 M2의 54.7% 수준에 이르고 있어 은행예금구조의 불균형을 심화시키고 있다. 셋째, M2

〈表 1〉 預金銀行과 非通貨金融機關의 受信 및 與信 比重 推移

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
수 신(말잔기준)									
예 금 은 행	48.1	45.7	41.9	39.6	36.6	34.0	33.9	30.6	29.1
비통화금융기관	51.9	54.3	58.1	60.4	63.4	66.0	66.1	69.4	70.9
(단기 간접투자증권)	2.7	3.1	6.9	7.7	10.2	8.4	5.6	4.7	4.7
여 신(말잔기준)									
예 금 은 행	58.1	56.3	52.9	51.3	50.6	47.9	46.3	44.2	42.1
비통화금융기관	41.9	41.9	47.1	48.7	49.4	52.1	53.7	55.8	57.9

資料：한국은행, 『조사통계월보』, 각호.

의 구성요소 가운데 상당부분은 통화성이 낮은 비거래적 잔고의 長期貯蓄性預金으로 이루어져 있다는 점이다. 이러한 장기예금은 비통화금융기관 단기성 부채의 회전율보다도 낮아서 통화정책의 최종목표와 긴밀한 관계를 유지한다고 보기 어렵다.

3. 模型 및 評價基準

3.1. 模 型

기존의 通貨指標들을 평가하고 새로운 通貨指標를 구성하기 위해 통화량(m_t), 물가(p_t), 실질 생산(y_t)을 고려하여

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

로 정의한다. 다변수 시계열 $\{x_t\}$ 는

$$(3.1) \quad \Delta x_t = \alpha \beta' x_{t-1} + \sum_{k=1}^p C_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t$$

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 자기상관이 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, 실질생산 등은 일반적으로 單位根을 가지는 불안정적인 시계열로 간주되며, 이를 변수간에 장기적으로 안정적인 움직임을 보이는 共積分 관계가 있다고 믿어진다.

위 식에서 보듯이 誤差修正模型은 水準변수와 差分변수를 하나의 모형내에 포함하고 있

는데, 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(long-run relationship)를 모형내에 도입함으로써 수준치(level)가 주는 정보도 잊지 않게 된다. 이 모형에서 β 는 共積分 벡터(cointegrating vector)로 均衡經路(equilibrium path)를 결정하며 $\beta'x_{t-1}$ 은 $t-1$ 에서의 不均衡 誤差를 표시하며, 불균형 오차는 誤差修正係數(error correction coefficient) α 에 의해 다음 기에 조정되게 된다. 誤差修正模型에 의하면 불균형이 존재하는 경우 금번기의 誤差는 $\alpha\beta'x_{t-1}$ 만큼 체계적으로 수정되어 균형을 향해 수렴해가는 것으로 나타난다. 물론 (3.1)로 주어지는 모형 모두 誤差가 수정되는 메커니즘이 존재하지는 않는다. 誤差修正模型(3.1)에서 오차수정모형이 실제로 작동하기 위해서는 $t-1$ 기의 不均衡 誤差 $\beta'x_{t-1}$ 이 t 기의 不均衡 誤差 $\beta'(x_{t-1} + \alpha\beta'x_{t-1})$ 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 共積分係數 β 는

$$(3.2) \quad -2 < \alpha'\beta < 0$$

의 조건을 만족해야 한다.

3.2. 評價基準

우수한 통화지표는 여러 가지 기준에 의해 선정될 수 있겠으나 본 연구에서는 安定性(stability), 外生性(exogeneity) 그리고 政策有效性(policy effectiveness) 등 세 가지 기준에 의해 통화지표를 평가하기로 한다.

통화지표가 주요 거시경제변수와 長期的으로 緊密하고 安定的인 關係를 가지고 있어야만 통화지표의 동향을 관찰함으로써 경제의 움직임을 效率的으로 豐測할 수 있다는 점에서 타 경제변수와 통화지표간의 安定性 여부 檢定은 통화지표를 선정하는 중요한 기준이다. 여기서는 통화지표와 명목 GNP와의 안정성을 고려한다. 그런데 일반적으로 ‘變數間 安定的 關係’라 함은 외부로부터 어떤 충격이 가해지더라도 다시 본래의 관계로 돌아가게 되는 것을 의미하며, 이는 계량경제학적 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

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

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

$$(3.3) \quad p_t + y_t = \beta_1 m_t + u_t$$

로 되어 모형내의 共積分 관계는 명목소득과 화폐간의 장기적인 함수를 뜻하게 된다. 따라서 安定性은 이 공적분 관계가 잘 성립하는가를 검정해 봄으로써 확인할 수 있다.

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

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

로 놓아, 화폐에 해당하는 α_3 값이 작으면 작을수록 더 외생적으로 본다. 만약

$$\alpha_3 = 0$$

이라면 이는 화폐와 다른 경제변수들 간의 장기적인 均衡관계로부터 이탈이 다시 화폐를 내생적으로 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을 $|\alpha_3|$ 으로 정의하기로 한다.

기존의 연구들에서는 外生性의 개념을 그랜저 因果關係(Granger-causality)를 이용해 정의하고 있으며 이는 좀더 정확히 말해 다른 거시변수들이 화폐를 그랜저 因果하지 않을 때 화폐를 외생적이라 보는 것이다. 이러한 관점에서 본 논문의 외생성 정의가 기존 연구에서의 그것보다 약한 것임을 알 수 있다. 그랜저 인과관계를 이용한 既存의 外生性 개념은 어떤 거시변수의 과거치도 화폐를豫測하는 데 도움이 되지 않아야 한다는 것인 반면, 여기에서의 外生性 개념은 화폐와 다른 변수들간의 長期的인 均衡關係가 깨어졌을 경우 不均衡이 화폐를 再調整하는 효과가 없다는 것이다.

정책 당국이 통화지표를 이용하여 경제목표를 바람직한 방향으로 신속히 유도하였을 경우 우리는 그러한 정책을 ‘有效한 政策’이라고 말할 수 있을 것이다. 이 때 바람직한 방향이라 함은 물론 그때그때의 경제적 환경에 따라 여러 가지로 해석 가능하겠으나, 본 연구에서는 어떤 정책이 유효하다 함은 새로운 長期的 均衡狀態로의 수렴이 빠르다는 의미로 받

아들이고자 한다. 이렇듯 어떤 한 시점의 불균형상태에서 새로운 균형경로로의 신속한 수렴을 정책목표로 삼을 경우 調整速度(adjustment speed)의 크기는 정책효과의 有效性으로 해석 가능할 것이며 이런 관점에서 ‘속도의 크기’를 정책의 유효성을 측정하는 도구로 사용하는 것은 타당하다.

誤差修正模型에서 조정속도의 크기는 誤差修正係數(error correction coefficient) α , 共積分 벡터(cointegrating vector) 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 내적(inner product)이라 하고 $\|\alpha\| = \sqrt{(\alpha, \alpha)}$ 을 원점으로부터의 거리(norm)로 하면, 誤差修正 메커니즘에 의해 수정되는 誤差는 정확히

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

로 주어진다. 앞서 지적한 바와 같이 誤差修正 메커니즘이 작동하기 위해서는 (3.2)에 의해 $(\alpha, \beta) < 0$ 이어야 하며 따라서 $|(\alpha, \beta)| = -(\alpha, \beta)$ 가 되어야 한다.

誤差修正이 얼마나 효과적으로 이루어지고 있는가 하는 것은

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

의 크기에 달려 있으며, 본 논문에서는 그 값을 政策有效性 係數로 정의한다. 물론 정책 유효성 계수가 키질수록 誤差修正 구조가 보다 效率的으로 작동하고 있으며 따라서 정책효과가 더 큰 것으로 해석하여 중간목표로서 더 합당한 것으로 볼 수 있다.

4. 새로운 通貨指標의 選定

본 장에서는 통화지표를 구성하는 기존의 구성이론을 소개하고 새로운 통화지표를 소개하고자 한다.

4.1. 通貨指標 構成理論

통화지표를 구성하는 방법에는 크게 각 금융자산을 단순히 합계하는 單純合算法과 각 금융자산을 성격에 따라 가중치를 달리하여 합산하는 加重合算法이 있다. 통화지표 구성에서 가장 보편적으로 이용되고 있는 방법은 법적 근거에 따라 통화금융기관과 비통화금융기관을 분류한 뒤 통화금융기관 자산의 일부항목들의 산술합만을 통화량으로 규정하는 단순합산법이다. 현재 우리 나라에서 通貨總量으로 정의하고 있는 M1, M2, M2a, M2b, M3 등

은 모두 구성항목만이 다를 뿐 합산방법에서는 모든 항목의 가중치를 동일하게 주는 단순합산법에 따른 분류이다. 물론 단순합산법을 이용할지라도 통화지표 개선안에 대한 많은 제안을 할 수 있다. 예를 들어 현행 통화지표인 M2가 금융환경의 변화를 제대로 반영하지 못해 적정 통화지표의 요건을 제대로 만족하지 못하므로 상황변화를 반영할 수 있는 보다 광범위한 지표를 이용하는 것이 바람직하다는 견해를 피력할 수 있다. 이러한 합산법은 계산이 용이하고 名目金融富(monetary wealth)를 측정할 수 있다는 장점이 있다.

그리나 금융혁신, 금융자율화, 금융시장개방 등에 따라 지금수단으로서 뿐만 아니라 수익성을 겸비한 새로운 商品들이 출현하면서 금융자산들 간의 대체현상이 점점 광범위해지고 있다. 하지만 금융자산들 간의 완전대체현상을 상정하기는 곤란하므로, 모든 통화자산이 완전히 대체 가능하고 수익률이 동일하다는 가정에서 출발하고 있는 단순합산법을 이용한 통화지표들의 유용성은 점차 감소해가고 있다. 더구나 상이한 특징을 가진 금융상품을 동일하게 간주하여 통화지표를 구성하는 방법은 유용성 여부 이전에 개념상의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 금융자산의 특징에 따라 가중치를 달리하는 방법을 이용할 필요가 발생하게 되는데 이러한 문제의식에서 출발해 새로운 통화지표 구성방법으로 제시된 방법이 가중합산법이다.

이러한 방법을 이용한 통계지표로는 첫째, Barnett이 도입한 使用者費用에 근거해 각각의 금융자산에 대한 가중치를 달리해 주는 디비지아(Divisia) 通貨指標⁽²⁾ 및 피셔(Fisher) 通貨指標가 있다. 이와 같은 방법들은 소비자의 통화에 대한 수요측면에서 通貨서비스(또는 通貨性)라는 효용차이에 따라 통화수요를 달리하므로 통화서비스총량이 달라질 수 있다 는 이론적인 근거에 바탕을 두고 가중치를 사용자비용에 따라 의생적으로 주고 있다. 이 방법에 따른 통화지표는 통화자산이 제공하는 통화서비스 양의 합이 통화총량이라는 관점에 입각하고 있다는 점에서 개념적으로는 단순합산에 의한 통화지표보다 우수하다고 할 수 있다. 그러나 이 방법의 가장 큰 문제점은 어떻게 각 금융자산의 가중치를 정해줄 것인가 하는 문제이다. 통화서비스의 비용개념으로서 金融資產의 收益率差異를 이용하고 있는데 금융자산의 수익율차이가 서비스차이에 따라 나타나는 부분도 있지만 금융자산의 수익율차이는 그 외에도 안정성등 다른 여러 요인에 의해 영향을 받고 있다. 또한 다른 여러 요인에 의해 수익율이 급변할 때 가중치가 동시에 급변하는 문제점도 가지고 있다. 만일 이렇게 구성된 통화지표가 통화지표의 요건 중 하나인 장기적 관계가 미미한 것으로 나타났을 때 이를 통화지표 자체의 문제인지 아니면 가중치 부여방법의 문제인지 구분할 수 없을지도 모

(2) 디비지아지표에 대해 보다 자세히 알고자 할 경우 합정호·최운규(1989)를 참조하시오.

른다.

가중치를 달리 주는 또 다른 방법은 지수를 이용하는 방법과는 달리 通貨需要函數 模型 自體內에서 가중치가 決定되도록 하는 방법이다. 적정한 통화지표가 되기 위한 조건 중의 하나가 명목 GNP와 통화량간의 안정적인 관계를 만족시키는 것이라면, 가중치를 외생적으로 결정하여 통화지표를 구성하는 것보다도 가중치를 모형자체내에서 내생적으로 결정하여 통화지표를 구성하는 방법도 통화당국이 원하는 통화지표를 구성하는 하나의 방법이 될 수 있을 것이다.

4. 2. 새로운 通貨指標의 選定

본 논문에서는 모형 내에서 결정된 가중치를 이용해 적정 通貨指標를 산정한다. 통화량 m_i 를 s 개의 金融資產 m_{1i}, \dots, m_{si} 의 합으로 구성되어 있다고 보고, 가중치를 $\varphi_1, \dots, \varphi_s$ 로 주면

$$(4.1) \quad m_i = \sum_{i=1}^s \varphi_i m_i$$

로 쓸 수 있다. 여기에서 φ_i 가 0 또는 1의 값을 갖는 경우 통화량은 단순합산법에 따라 구성된 통화량이 되고 반면 서로 다른 값을 갖는 경우에는 가중합산법에 따른 통화량이 된다. 가중합산법에 따른 통화량 중 디비지아 通貨指標 및 피셔 通貨指標 구성에서는 φ_i 가 사용자 비용등을 고려해 외생적으로 결정되며 본 연구에서 새로이 제시하고 있는 通貨指標 구성에서는 φ_i 가 아래의 모형내에서 内生的으로 決定된다.

새로운 通貨指標를 만들기 위해서는 우선 기초가 되는 통화자산을 선정해야 하는데 본 연구에서는 <表 2>에서와 같이 대표적이라 생각되는 6개의 자산을 다음과 같이 선택한다.

<表 2> 通貨資產의 分類

현 금	요구불예금	통화금융기관		비통화금융기관	
		단 기	장 기	단 기	장 기
m_1	m_2	m_3	m_4	m_5	m_6

이들 6개의 금융자산을 설정한 것은 통화자산을 법적 기관별, 단기별로 분류함으로써 그들 간에 어떤 차이가 있나를 살펴보기 위한 것이다. 單位根 檢定 결과, 모든 금융자산들은 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 확률 추세를 가지고 있다고 보았다. 이들 금융자산에 대한 필립스(Phillips) 및 ADF에 의한 單位根 檢定 및 요한센(Johansen)에 의한 共積分 베타 수에 대한 檢定 결과는 각각 아래의 <表 3>과

〈表 3〉 單位根 檢定

변 수	ADF	$Z(t(\alpha))$	$Z(\alpha)$
m_1	-0.19	-1.03	-4.19
m_2	-1.22	-1.28	-3.70
m_3	0.01	0.08	0.14
m_4	0.58	-0.18	-0.43
m_5	-1.72	-1.79	-4.41
m_6	0.11	0.41	0.70
임계 값(5%)		-3.41	-21.8

〈表 4〉 通貨資產에 대한 共積分 랭크(rank) 檢定

rank	λ_{trace}	임계 값(5%)	λ_{\max}	임계 값(5%)
$r \leq 5$	0.068	6.69	0.068	6.69
$r \leq 4$	3.321	15.58	3.253	12.78
$r \leq 3$	9.415	28.43	6.095	18.95
$r \leq 2$	15.810	45.24	6.395	24.91
$r \leq 1$	28.394	65.95	12.584	30.81
$r=0$	91.092	n.a	62.670	n.a

註：위에 주어진 임계치는 평균을 제거한 시계열들에 해당하는 것이므로 선형시간추세(linear time trend)를 제거한 시계열을 사용한 본 논문의 통계치에 직접 적용할 수는 없다. 선형시간추세를 고려한 실제의 임계치는 위에 열거한 값보다 를 것으로 예상된다. n.a.는 임계치가 구해져 있지 않음을 뜻한다.

〈表 4〉에 요약되어 있다.

적정 通貨指標 산정을 위한 금융자산들에 대한 가중치를 계산하기 위해 먼저 安定性을 고려하자. 이는 곧 어떤 가중치 $\varphi_1, \dots, \varphi_s$ 값에 대해 그로부터 정의되는 통화가 앞서 제시한 共積分 방정식을 만족시키느냐의 문제이다. 이 점을 좀더 자세히 보기 위해 방정식 (3.3)에 (4.1)를 대입하면

$$(4.2) \quad p_t + y_t = \beta_1 \sum_{i=1}^6 \varphi_i m_{it} + u_t$$

를 얻는다. 이제 물가(p_t), 실질생산(y_t)에 여섯 금융자산 m_{1t}, \dots, m_{6t} 를 같이 고려하여 여덟 개의 시계열을 생각하면, 共積分 방정식을 만족시키는 가중치는 바로 이들 시계열 간에

$$(1, 1, -\phi_1, \dots, -\phi_6)$$

의 형태로 주어지는 共積分벡터로 볼 수 있다. 여기서 $\phi_i = \beta_1 \varphi_i$ 이다.

여섯 금융자산 m_{1t}, \dots, m_{6t} 사이에 존재하는 선형적으로 독립인 (linearly independent) 共

積分ベタ의 개수를 r 이라 하면 물가(p_t)와 실질생산(y_t)이 포함된 여덟 개의 시계열간에는 그러한 共積分ベタ $r+1$ 만큼 존재하게 된다. 예를 들어 금융자산들 사이에 共積分이 존재하지 않으면 물가, 실질생산과 금융자산간에는 단 한 개의 共積分ベタ만이 존재하여 위의 (4.2)식이 공적분 관계에 의해서 식별되며 계수 ϕ_i 들이 하나로 결정된다. 본 연구에서는 앞서의 금융자산들사이의 共積分 유무에 대한 요한센 검정결과에 따라 $r=1$ 로 하여, 물가, 실질생산, 금융자산들 사이에 두 개의 독립된 共積分ベタ가 존재하는 것으로 보았다.

선형적으로 독립인 두 개의 共積分ベタ는 여러 다른 방법으로 계산될 수 있다. 기계적으로 VAR 모형을 사용하는 Johansen(1987) 방법을 적용할 수도 있으나, 변수가 여덟 개나 되어 모수 수가 너무 많아져 밀을 만한 결과를 기대하기 어려우며, 또 나온 결과들을 의미있게 해석하기 어려운 단점이 있다. 본 논문에서는 두 개의 共積分ベタ를 두 개의 다른 의미있는 제약을 가함으로써 식별하고, 회귀모형을 推定하였다. 제약 조건식은 각각

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4, \quad \varphi_5 = \varphi_6$$

$$\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_5, \quad \varphi_4 = \varphi_6$$

로 주어진다.

제약된 모수들을 각각 $(\pi_{11}, \pi_{12}), (\pi_{21}, \pi_{22})$ 로 정의하고

$$(M_{11}, M_{12}) = (m_1 + m_2 + m_3 + m_4, m_5 + m_6)$$

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

로 놓으면 이들 모수들은 각각

$$(4.3) \quad \begin{aligned} (A) \quad p_t + y_t &= \pi_{11}M_{11t} + \pi_{12}M_{12t} + u_{1t} \\ (B) \quad p_t + y_t &= \pi_{21}M_{21t} + \pi_{22}M_{22t} + u_{2t} \end{aligned}$$

두 개의 共積分 회귀 방정식으로부터 推定될 수 있다.

위에 제시된 두 개의 共積分 회귀 방정식을 가중치 $\omega_1, \omega_2, \omega_1 + \omega_2 = 1$ 로 주어 선형 결합하여 가중치 ω_1, ω_2 를 적절히 선택함으로써 첫 번째 평가 기준인 安定性을 만족시키면서 두 번째 기준인 外生性, 또는 세 번째 기준인 정책유효성을 극대화하는 通貨指標를 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 $|\alpha_3|$, 또는 정책유효성 係數 $-(\alpha, \beta)/\|\beta\|$ 을 계산하여 그들 指標를 극대화하는 ω_1, ω_2 가 정해주는 通貨指標를 구할 수 있다.

5. 實證分析

본 분석을 위하여 사용한 시계열 자료는 $M_1, M_2, M_{2a}, M_{2b}, M_3$ 등 5개의 기존 통화지표와 우리가 고려한 6개의 통화자산들($m_1, m_2, m_3, m_4, m_5, m_6$), 그리고 소비자 물가지수(p), 산업생산지수(y)이다. 분석기간은 1980년 1월부터 1993년 12월까지이며, 이 기간의 168개 월별자료를 이용하였다. 모든 변수는 사전적 필터링(filtering)을 위해 log를 취하고 RATS의 X-II procedure를 통하여 계절조정을 한 후 사용하였다.

5.1. 新しい通貨指標の推定

다음은 명목소득을 최종목표로 할 경우 CCR(Canonical Cointegrating Regression)을 통하여 π_t 에 대한 모수추정을 실시한 결과이다.

$$\begin{aligned} p+y &= 0.13905M_{11} + 0.10094M_{12} + u_t \\ &\quad (10.50088) \quad (7.99121) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p+y &= 0.16469M_{21} + 0.06379M_{22} + v_t \\ &\quad (11.30769) \quad (3.55325) \end{aligned}$$

다음 단계는 前章에서 설명한 대로 여러 경우의 ω_1, ω_2 를 주어 외생성이 가장 클 경우와 정책효과가 가장 클 경우의 (ω_1, ω_2) 조합을 구하는 과정이다. 구체적으로 설명하면, 우선 $\omega_1 + \omega_2 = 1$ 조건 하에서 0.01 간격으로 가중치를 주어서 새로운 통화총량을 구한 다음 오차 수정모형 (3.1)을 추정해 외생성과 정책유효성계수를 계산하였다. 이러한 과정을 거쳐 외생성이 가장 좋은 통화지표와 정책효과가 가장 좋은 통화지표를 구하였는데, 이를 각각 $Nm1, Nm2$ 라 하면 그때의 각 통화자산에 대한 가중치는 다음과 같다.

$$Nm1 = 0.14m_1 + 0.14m_2 + 0.14m_3 + 0.13m_4 + 0.11m_5 + 0.10m_6$$

$$Nm2 = 0.14m_1 + 0.14m_2 + 0.14m_3 + 0.14m_4 + 0.10m_5 + 0.10m_6$$

5.2. 既存通貨指標와 새로운通貨指標의評價

명목소득과의 안정성 검정을 위하여 變數追加檢定法을 사용하였으며, 1차의 추세조정을 하고 여분의 시간추세는 5차까지 하여 실시하였다.

〈表 5〉 安定性 檢定結果

	M_1	M_2	M_{2a}	M_{2b}	M_3	$Nm1$	$Nm2$
$J(1, 5)$	4.41960	5.58418	5.67328	1.00825	4.97230	6.54961	5.50017

註 : $J(1, 5)$ 의 임계값은 1%일 때 13.28, 5%일 때 9.49이다.

〈表 5〉에서 보듯이 모든 통화지표가 명목소득과 안정적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러므로 통화지표간 비교를 위해서 다음의 두 기준에 대한 검정을 추가로 실시하기로 한다. 오차수정모형을 통하여 α_3 의 계수를 추정한 검정결과는 〈表 6〉과 같다.

〈表 6〉 外生性 檢定結果

	M_1	M_2	M_{2a}	M_{2b}	M_3	$Nm1$
외생성크기	0.04756	0.01615	0.01625	0.03655	0.01364	0.00005

〈表 6〉의 결과를 보면 기존의 통화지표 중에서는 M_3 가 가장 외생적인 것으로 나타났으나, 법적기관별에 0.87, 만기별에 0.13의 가중치를 준 새로운 통화지표 $Nm1$ 이 훨씬 우월하다. 여기서 유의해야 할 점은 보통의 경우 M_1 이 가장 외생적인 것으로 보기 쉬우나, 우리 나라의 통화정책이 M_2 중심으로 이루어지고 있다는 것을 감안하면 위의 결과는 어느 정도 타당성을 가지며 특히 기존의 통화지표중 M_3 가 가장 외생적인 것으로 나타났다.⁽³⁾ 반면 새로운 통화지표의 경우 법적 기관별 분류에 더 많은 가중치를 주되 어느 정도를 넘어서면 외생성 효과가 떨어지는 것으로 나타났다.

政策有效性 檢定은 $\|\alpha\| \cos \theta = -(\alpha, \beta) / \|\beta\|$ 의 크기를 살펴봄으로써 유효성 정도의 측정이 가능한데 그 결과는 〈表 7〉과 같다.

〈表 7〉 政策有效性에 대한 檢定結果

	M_1	M_2	M_{2a}	M_{2b}	M_3	$Nm2$
유효성크기	0.03508	0.03947	0.07010	0.07460	0.08756	0.09071

위의 결과를 보면 기존 통화지표 중에는 M_3 가 교란이 발생할 경우 가장 신속하게 새로운 균형으로 수렴하는 결과를 보이고 있으며, 새로운 통화지표의 경우는 법적 기관별 분류에 1의 가중치를 준 $Nm2$ 가 가장 우수한 것으로 나타났다.

6. 要約 및 結論

본 논문에서는 오차수정모형이라는 계량분석을 도입하여 일관된 체계내에서의 명목 GNP를 최종목표로 할 경우 중간목표로서의 通貨指標에 대한 評價基準을 마련하였다. 이러한

(3) 이러한 결과는 이인표(1994)에서 M_1 , M_2 가 외생성을 갖지 못하는 반면, M_3 가 외생성의 요건을 충족한다는 결과와도 부합된다.

평가기준 하에서 종전의 통화지표간의 우월성을 비교해 보았으며 아울러 새로운 통화지표를 선정, 종전의 통화지표와 비교 분석하여 보았다.

분석결과를 통해 우리나라가 1979년 이후 사용해 온 중간목표 M_2 의 유용성이 그 동안의 금융환경의 변화에 따라 많이 감소되었으며, 반면 M_3 가 모든 평가기준을 가장 잘 만족시키는 통화지표로 나타났다. 그러나, 각 통화자산에 대해 동일한 가중치를 주는 통화지표보다는 通貨資產의 성격에 따라 상이한 가중치를 주는 통화지표가 중간목표로서 더욱 유용함을 알 수 있었다.

물론 이러한 결과는 다음과 같은 몇 가지 문제점을 내포하고 있다. 첫째, 이러한 분석결과를 어느 정도一般化할 수 있는가 하는 문제이다. 분석 기간이나 분석 방법을 달리 할 경우에도 비슷한 결과를 가진다면 이 결과를 매우 신뢰할 수 있겠으나 그렇지 못하고 기간이나 방법에 따라 매우 민감하게 결과가 변화한다면 신뢰정도는 매우 약화될 것이다.

둘째, 본 논문에서 다루지 않은 평가기준을 새로이 제시할 경우 통화지표간의 우월성은 변화할 가능성이 있다. 이를테면 調節可能性(controllability)과 같은 평가기준을 도입한다면 본 논문에서 가장 우월한 통화지표로 선정된 M_3 의 유용성이 매우 감소할 것이며 오히려 M_1 이 좋은 통화지표로 선정될 가능성이 높을 것이다.

그러나 본 논문은 위와 같은 문제점에도 불구하고 통화지표간의 우월성을 비교할 수 있는 평가기준을 마련했다는 점과, 통화지표를 구성하는 각 통화자산에 대한 가중치를 계량적인 방법론을 도입하여 부여하였다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있을 것이다.

서울大學校 經濟學部 教授

151-742 서울 관악구 신림동

전화 : (02)880-6389

팩서 : (02)888-4454

삼성증권주식회사

100-192 서울 종로 을지로 2가 6번지

전화 : (02)726-0471

팩서 : (02)777-5376

參 考 文 獻

강병호(1993) : 『금융제도론』, 박영사.

김인준(1994) : 『국제 경제론』, 다산 출판사.

- 박준용(1994): “환율변동의 효과분석을 위한 계량모형,” 서울대학교 경제연구소.
- 이인표(1994): “적정 통화지표의 선정,” 한국 조세 연구원.
- 최법수(1989): “단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 결정법에 대한 개요,” 한국개발연구원.
- 함정호·최운규(1989): “우리나라의 통화서비스지표와 통화수요함수,” 『한은조사연구』.
- Barro, R., and D. Gordon(1987): “Reputational Constraints on Monetary Policy,” *Carneigie Rochester Conference Series on Public Policy*, 26, Spring.
- Bean, C.(1983): “Targeting Nominal Income: An Appraisal,” *Economic Journal*.
- Bennett, T. McCallum(1988): “Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy,” *Carneigie Rochester Conference Series on Public Policy Revised*, Feb.
- _____ (1990): “Targets, Indicators and Instruments of Monetary Policy,” IMF WP/90/41.
- _____ (1993): “Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan,” NBER WP/#4449.
- Bernanke, Ben, and F. Mishkin(1992): “Central Bank Behavior and the Strategy of Monetary Policy,” NBER 1992.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger(1987): “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55.
- Engle, R.F., F. Hendry, and J.F. Richard(1983): “Exogeneity,” *Econometrica*, 51, 277~304.
- Feldman, R.A.(1986): “Monetary Policy in the New Financial Environment,” *Japanese Financial Markets*.
- Frankel, J.(1992): “Monetary Regimes Choices for a Small Country,” Korea University, Nov.
- Frankel, J., and Menza Chin(1991): “The Stabilizing Properties of a Nominal GNP in an Open Economy.”
- Friedman, Benjamin M.(1975): “Targets, Instrument and Indicators of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 1, 4, 443~473.
- _____ (1990): “Targets, Instruments of Monetary Policy,” *Handbook of Monetary Economics*, Vol II.
- Guy, Meredith(1992): “Discretionary Monetary Policy vs Rules: The Japanese Experiences during 1986~1991,” IMF WP/92/63.
- Hafer, R.W., and Scott E. Hein(1984): “Financial Innovations and the Interest Elasticity of Money Demand,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 2, 247~252.
- Hall, Robert E., and N. Gregory Mankiw(1993): “Nominal Income Targeting,” NBER WP/#4439.
- Johansen, S.(1987): “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- Johansen, S., and K. Juselius(1990): “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics*

- and Statistics*, 52.
- McKinnon, R.(1988)：“Monetary and Exchange Policies for International Financial Stability,” *Journal of Economic Perspective*, Winter, 83~103.
- Mote, I.R.(1983)：“Looking Back: The Use of Interest Rates in Monetary Policy,” *Economic Perspectives*, Feb, 15~29.
- Pappel, David H.(1989)：“Monetary Policy in the United States under Flexible Exchange Rates,” *The American Economic Review*.
- Park, J.Y.(1992)：“Canonical Cointegrating Regressions,” *Econometrica*, 60.
- Svensson, Lars E.O.(1993)：“Monetary Policy with Flexible Exchange Rate and Forward Interest Rates as Indicators,” NBER WP/#4633.