

# 通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定 : Johansen 共積分 檢定方法의 援用

柳 潤 河

이 글에서는 Johansen의 共積分 檢定方法을 사용하여 總通貨需要函數의 長期的 安定性을 검토하였다. 檢證결과, 總通貨와 實質國民總生産, 그리고 會社債收益率 사이에 한 개의 共積分關係가 존재하여 이들 변수들 사이에 안정적인 長期均衡關係가 성립하는 것으로 나타났다. 通貨需要의 實質所得에 대한 彈性値가 1이라는 가정은 기각되었으며, 균형으로부터의 일시적 이탈에 대한 조정은 實質所得이나 利子率보다는 주로 實質通貨需要에 의해 이루어지는 것으로 판정되었다.

## I. 序 論

일반적으로 通貨政策이란 한 나라의 通貨量調整을 통하여 國民總生産이나 物價, 國際收支 등 거시변수들 사이의 바람직한 組合을 이룩하려는 政策을 일컫는다. 그런데 通貨量變動을 통하여 國民총생산이나 물가 등 巨視經濟變數에 영향을 미치려고 한다면, 이에 앞서 通貨量變動으로부터 초래되

리라고 기대되는 影響의 방향이나 크기에 대한 理論的, 實證的인 근거가 있어야 한다. 通貨量과 기타 巨視變數들 사이에 존재하는 규칙적인 關係를 규명해 내는 것이 바로 通貨需要 理論의 핵심적인 과제라고 할 수 있다.

종래 많은 通貨需要函數가 개발되었고 실제 추정되기도 하였다. 또한 추정된 通貨需要函數의 長期的 安定성에 대한 검토도 다양한 방법으로 시도되어 왔다. 그러나 최근 들어 單位根檢定이나 共積分檢定 등 종전의 시계열 분석방법에서는 볼 수 없었던 새로운 技法들이 개발되면서 기존의 실증분석들을 새로운 방법에 의해 再確認하려는 노력들이 집중적으로 이루어지고 있다.

筆者: 本院 研究委員

\* 草稿를 읽고 建設的인 論評을 주신 朴佑奎, 白雄基 博士, 그리고 李漢植 教授께 감사드립니다. 자세한 論評에도 불구하고 紙面關係로 혹은 見解差異로 이들을 다 反映하지 못하였으므로 남아 있는 誤謬는 전적으로 筆者의 責任이 아닐 수 없다.

대부분의 巨視經濟變數들은 그 수준이 끊임없이 증가하는 경향을 가지고 있으며 이러한 의미에서 定常的(stationary)이 아니다. 그런데 현재 우리가 사용하고 있는 대부분의 統計的 推定이나 檢定理論은 추정대상이 되는 변수가 定常的이라는 가정을 기초로 해서 발전하여 온 것들이다. 그동안 定常的이 아닌 변수를 靜態를 가정하고 있는 방법을 사용하여 추정할 경우 많은 문제가 발생할 수 있다는 지적이 있었으나, 대부분 무시되거나 기계적으로 변수를 일차차분해서 사용하는 것이 고작이었다.

그러나 최근 들어 변수가 定常的인가 여부를 판정하는 소위 單位根檢定(unit root test) 方法이 개발되고, 뒤이어 非定常的인 변수들 사이라 할지라도 이들 사이에 안정적인 長期均衡關係가 성립한다면 균형으로부터의 괴리는 다시 定常的이어야 한다는 등의 새로운 이론적 발전이 Engle and Granger(1987), Johansen(1988), Stock and Watson(1988) 등에 의해 이루어지면서 時系列 分析技法은 가속적인 변화를 보

이고 있다.

이 글은 최근 이같은 방법론상의 진보를 원용하여 우리나라 通貨需要函數의 安定性 與否를 검토해 보려는 것이다. 특히 共積分 벡터의 갯수가 여러 개일 경우에도 그 각각의 共積分係數를 추정하는 것이 가능한 Johansen(1988)의 共積分 推定方法을 사용하여 實質總通貨와 所得, 利子率 들 사이에 존재하는 長期 安定的인 관계를 추정하려고 한다.

현 시점에서 總通貨函數의 安定性檢定은 단순한 이론적 호기심을 만족시키는 것 이상의 중요한 정책적 의미를 갖는다. 즉 연간 총통화증가율 목표치의 설정을 중심으로 하는 通貨政策 運用方法이 채택된 이래, 경제내의 총유동성 중 總通貨(M2)에 포함되는 비중이 지속적으로 작아지면서 최근에는 通貨政策의 목표변수로서 總通貨의 有用性에 대한 의문이 간간히 제기되고 있다.<sup>1)</sup> 그러나 通貨指標의 유용성은 그 지표가 지니는 유통성의 포괄범위로서 판단되어야 할 성질의 것은 아니다. 설사 어느 한 通貨指標가 총유동성 중 아주 작은 부분만을 점하고 있다고 하더라도, 이 지표와 여타의 巨視經濟指標 사이에 체계적인 관계가 안정적으로 존재한다면 그 지표는 有用性을 지닌다고 할 수 있을 것이다. 共積分檢定은 바로 이같은 長期安定的인 관계의 존재유무를 가름하는 데 유용한 檢定方法이 된다.<sup>2)</sup>

共積分 또는 誤差修正模型을 이용한 우리나라의 通貨需要函數 推定은 이미 朴東

- 
- 1) 중심통화지표에 관한 논의는 朴佑奎(1987, 1988), 徐秉翰(1993), 李仁杓(1994) 등 참조.
  - 2) 또한 우리나라의 경우에는 金融市場에 제약이 많아서 金利變數가 시장의 자금수급현황을 제대로 반영하지 못할 것이라거나, 指數管理 등을 통한 물가의 인위적 조정으로 物價指數 자체가 상당히 억압되어 있을 것이라는 우려가 종종 지적되기도 한다. 이들 변수를 포함하는 通貨需要函數에 장기적인 共積分關係가 성립하는지의 여부를 검정하는 것은 이들 指數나 變數들의 신빙성을 간접적으로나마 검정하는 의미도 지니게 될 것이다.

淳(1989), 朴佑奎(1991), 琴在昊·李仁實(1993), Bahmani-Oskooee and Rhee(1994) 등에 의해 시도된 바가 있어서 전혀 새로운 것은 아니다. 그러나 Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)는 Engle and Granger(1987)의 2단계 추정법을 사용하고 있어서 共積分關係가 2개 이상 존재하는지의 여부를 판정하거나 추정된 共積分係數를 해석하는 것에 어려움이 있고, 朴東淳(1989), 琴在昊·李仁實(1993)은 선형적인 공적분제약을 외생적으로 가하고 있어서 共積分 자체의 존재여부를 검정하고 있지는 않다. 한편 朴佑奎(1991)는 본고와 동일한 방법을 쓰고 있지만, 당초 목적이 通貨需要函數의 安定性檢定보다는 인플레이와 유통속도간의 關係檢定이었기 때문에 通貨需要函數 설정 자체를 위한 광범한 檢定을 생략하고 있다는 점 등이 본고와 다르다.

본고의 구성은 다음과 같다. 이하 Ⅱ章에서는 Johansen의 共積分檢定 및 推定方法을 간단히 소개하고, 이어 Ⅲ章에서는 사용된 자료에 대한 豫備的 檢定을 실시한다. Ⅳ章에서는 일차적으로 實質總通貨, 實質GNP, 會社債收益率, 預金銀行 平均預金利率의 4변수 오차수정형 VAR모형을 설정하고 이를 통하여 共積分檢定을 실시한다. Ⅴ章에서는 발견된 檢定結果를 요약하고 政策的 含意를 정리한다.

## Ⅱ. Johansen의 共積分 檢定 方法에 대한 간단한 紹介

우리가 흔히 사용하고 있는 時系列分析法들은 사용되고 있는 데이터가 定常的이라는 가정에 입각하고 있다는 것은 널리 알려져 있는 사실이다. 그런데 실제 대부분의 巨視經濟變數들은 추세를 지니고 있기 때문에 經濟模型을 推定하기 전에 자료를 일차 또는 그 이상 差分해서 우선 변수를 定常化한 다음 사용하는 것이 필요하게 된다. 그러나 이같은 차분방법을 이용할 경우 원자료가 가지고 있는 長期的 특성에 관한 정보를 잃게 되는 단점이 있다. Engle and Granger(1987)는 경제변수들 사이에 長期的으로 안정적인 균형에 수렴하는 線型結合이 존재한다면 각각의 개별시계열은 추세변동을 하더라도 이 線型結合은 定常的일 수 있다는 것을 밝히면서, 이같은 安定的 線型結合의 存在有無를 檢定하는 방법을 제시하고 있다. 몇 개의 경제변수들 사이에 이러한 안정적인 선형결합이 존재할 때 Engle and Granger는 이들 변수들이 상호 共積分(co-integration)關係에 있다고 부르고 있다.

그러나 Engle and Granger(1987)가 제시하고 있는 共積分의 檢定方法은 共積分의 갯수가 여러 개일 때 각각의 共積分벡터를 구분해 낼 수 없다는 단점을 지닌다. 즉 Engle and Granger 檢定은 共積分係數의

추정을 위하여 最小自乘法을 이용하고 있기 때문에 각각의 共積分벡터를 추정하는 것이 아니라 추정오차의 자승합을 최소화하는 共積分벡터의 선형결합을 추정하는 것이 된다. 또 최소자승 추정치는 回歸方程式의 左邊에 어떤 변수를 놓느냐에 따라, 즉 共積分벡터의 어느 계수값을 중심축으로 해서 正規化(normalize)하느냐에 따라서 영향을 받게 되는데, 특히 좌변에 종속변수로 놓은 변수의 실제 共積分係數가 0일 경우에는 전혀 엉뚱한 추정치를 얻게 될 위험을 지닌다. 이에 반해 Johansen(1988)은 존재하는 모든 共積分關係를 찾아내고 그 檢定統計值를 구축하는 방법을 제시하고 있다. 이 방법에 의하면 몇 개의 共積分關係가 존재하는지를 檢定할 수 있으며 동시에 각각의 共積分벡터를 추정할 수도 있다. 그리고 이때 얻어지는 共積分係數값들은 자의적인 정규

화에 영향을 받지 않는다.<sup>3)</sup> 또한 경제학 이론으로부터 얻어지는 共積分係數간의 관계나 크기에 대한 제약—이를테면 通貨需要의 所得彈性值나 利子率彈性值 등—을 통계적으로 검정할 수도 있다.

이제 Johansen의 共積分 檢定方法을 살펴보기 위하여 아래와 같은 벡터自己相關 (Vector Autoregression, VAR)模型을 설정해 보자.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \mu + e_t \dots \dots \dots (1)$$

$X_t$ 는  $n$ 개의 변수로 이루어져 있는 벡터이며,  $\Pi_i$ 는  $(n \times n)$ 의 계수행렬,  $D_t$ 는 계절더미,  $\Phi$ 는 그 계수행렬, 그리고  $\mu$ 는 상수항 벡터이다. 오차항  $e_t$ 는 공분산행렬  $\Lambda$ 를 갖는  $n$ 차원의 i. i. d. 정규분포에서 추출된다고 가정한다. 이 (1)식은 다시 다음과 같은 誤差修正模型(Error Correction Model)의 형태로 변형시킬 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \mu + e_t \dots \dots \dots (2)$$

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i = 1, \dots, k-1)$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

上記式은 통상적인 일차차분의 VAR모형에 비해  $X_{t-k}$ 항을 하나 더 가지고 있다는 것이 다른 점인데, 바로 이 항의 계수인  $\Pi$ 가 변수  $X$ 들 사이에 존재하는 長期的인 均

3) Johansen(1988, 1990)방법의 또 한가지 장점은 長期均衡式의 추정에 있어서 모형내에 포함된 변수들의 短期動態의인 움직임을 함께 고려할 수 있다는 점이다. 반면 Engle and Granger(1987)의 2단계 추정법에 의한 長期均衡式의 추정은 이론적으로 超一致性(super consistency)을 갖지만 소규모 표본에 있어서는 효율적(efficient)이지 못하고 또 偏倚(bias)를 지닌다. Banerjee, et al.(1986), Phillips(1991), Phillips and Hansen(1990), Saikkonen(1991, 1992), Stock(1987) 참조. 이에 대한 해결책으로 Engle and Yoo(1991)는 3단계 추정법을 제시하고 있는데, Johansen방법이 장기균형식의 추정에 있어서 단기 동태적인 요소를 당초부터 고려하는 반면, Engle and Yoo의 3段階 推定法은 最小自乘法에서 구한 추정치를 長期均衡式의 解를 위한 초기값으로 이용한다는 점이 다르다.

衡關係에 관한 정보를 포함하게 된다.<sup>4)</sup> 만일  $X_t$ 가 非定常의이고 그 1차차분인  $\Delta X_t$ 가 定常의이라면  $X_t$ 는 1차적분 변수, 즉  $I(1)$  변수가 된다. 따라서 이 경우엔 (2)식 좌변과 우변의 첫  $(k-1)$ 개 항들은 모두 定常의인  $I(0)$ 가 되는 반면 우변  $\Pi X_{t-k}$ 는  $I(1)$  변수들의 선형결합이 된다. Johansen방법은 (2)식 중의  $I(0)$ 항인  $\Delta X_t$ 들과 가장 높은 상관관계를 갖는  $X_t$ 의 모든 線型結合을 추정하기 위해 正規相關法(canonical correlation method)을 사용하고 있는데, 이렇게 해서 구해진 선형결합이 共積分벡터가 된다. 좀더 구체적으로 말하면 共積分檢定은 상기 (2)식을 추정하여  $X_{t-k}$ 의 계수행렬인  $\Pi$ 의 位數(rank)를 검토하는 것으로 이루어진다. 만일  $(n \times n)$ 행렬인  $\Pi$ 의 位數가 0이면  $X_t$ 의 모든 변수들은 독립적인 單位根을 가지며 따라서 일차차분만의 자기상관모형이 타당하게 된다. 반대로 位數가 변수의 갯수인  $n$ 과 같으면  $X_t$ 의 모든 변수들이 定常의이라는 것을 의미하게 된다. 가장 중요한 경우는 계수행렬의 位數가 0보다는 크고  $n$ 보다는 작은 중간의 경우, 즉  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ 일 때인데 이 경우  $X_t$ 변수들 사이에는  $r$ 개의 共積分벡터와  $n-r$ 개의 공동확률추세(common stochastic trends)가 존재한다.

$\Pi$ 의 位數가  $r < n$ 일 때,  $\Pi$ 는 각각  $(n \times r)$ 차원의 행렬  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 다음과 같은 곱으로 분해될 수 있다. 즉  $\Pi = \alpha\beta'$ 로 고쳐서 표현할 수 있다. 이때  $\beta$ 는 共積分벡터들로 이루어진 행렬이 되며,  $\alpha$ 는 오차수정항을 각 변수의 방정식에 입력하는 송출벡터(loading vector) 또는 誤差修正係數가 된다.

Johansen(1988)은 共積分벡터인  $\beta$ 를 추정하는 방법으로서 다음 식

$$|\lambda S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-1} S_{ok}| = 0 \dots\dots\dots(3)$$

을 만족시키는 特性根 중 통계적으로 유의한  $r$ 개에 대응하는 特性벡터를 구하는 방법을 취하고 있다. 이때  $S_{kk}$ ,  $S_{ko}$ ,  $S_{oo}$ 는 아래와 같이 정의된다. 즉  $\Delta X_t$ 와  $X_{t-k}$ 를 각각  $\{\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, D_t, 1\}$ 에 회귀한 잔차항을  $R_{it}$ ,  $R_{kt}$ 라고 할 때  $S_{ij}$ 는

$$S_{ij} = (1/T) R_{it} R_{jt}' \quad (i, j=0, k) \dots\dots\dots(4)$$

로 정의된다. (3)식에 의해 특성근이 구해지면 이를 이용하여 최고  $r$ 개의 共積分벡터가 존재한다는 가설은 아래와 같은 尤度比率檢定(likelihood ratio test) 통계치를 산출함으로써 檢定해 볼 수 있다.

$$(-2) \ln(Q) = -T \sum_{r+1}^n \ln(1-\lambda_i) \dots\dots\dots(5)$$

이때  $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_n$ 은 특성근  $\lambda_i$ 를 크기 순서대로 배열했을 때 제일 큰 특성근  $\lambda_1$ 부터  $\lambda_r$ 까지를 제외한 나머지  $n-r$ 개의 특성근들

4) (2)식에서는 共積分에 관한 가설을 다른 파라미터와는 독립적으로 오직  $\Pi$ 만에 대한 制約으로 표시할 수 있게 되는데, 바로 이 점이 (1)식을 (2)식으로 변형하는 주된 이유이다.

이다. Johansen은 이 檢定을 總和檢定(trace test)이라고 부르고 있다. 그는 또 最大特性根檢定(maximal eigenvalue test)이라 부르는 尤度比率檢定도 제시하고 있는데, 이것은  $r+1$ 개의 共積分벡터가 존재한다는 對立假說에 대하여  $r$ 개의 共積分벡터가 존재한다는 歸無假說을 檢定하는 것이다.

이외에 Johansen and Juselius(1990), Johansen(1991)은  $\alpha$ 와  $\beta$  행렬의 각 요소값의 크기에 대한 제약을 檢定할 수 있는 방법을 제시하고 있다. 이 檢定方法은 通貨需要函數 分析에 있어서 長期通貨需要의 소득탄성치가 1인지, 그리고 이자율 탄성치가 0인지 등의 여부를 檢定할 수 있게 해준다. 이같은 가설을 檢定하는 데는 먼저 제약을 가한 모형과 제약을 가하지 않은 모형에서의 공분산행렬을 각각 구한 다음 양자를 비교하는 방법을 쓰고 있다. 이때의 尤度檢定統計量은

$$(-2) \ln(Q) = \sum_1^r \ln(1-\lambda_i^*) / (1-\lambda_i) \dots\dots\dots(6)$$

가 된다. 이 경우  $\lambda_i^*$ 와  $\lambda_i$ 는 각각 제약을 가하고 또 가하지 않은 채로 (3)식을 풀어

5) 期間選定은 會社債收益率( $r_1$ )에 관한 공식적인 자료의 이용이 1972년 3분기 이후부터 가능하다는 점과 1985년 不變價格에 의한 일관된 GNP자료가 1993년 3분기까지 이용가능하다는 점을 고려하였다.

6) 엄밀한 의미에서 Engle and Granger(1987)의 共積分檢定은 모든 변수들이 1차적분되어 있을 것을 요구하지만 Johansen(1988)은 이를 요구하지 않는다. 그러나 Johansen의 경

서 얻어지는 特性根 중 크기 순서대로 추출한  $r$ 개의 특성근이다. 가해진 제약의 개수를  $s$ 라고 할 때 이 檢定統計量은  $r \times s$  자유도의  $\chi^2$  분포를 한다.

### III. 資料 및 각 變數에 대한 豫備的 檢定

#### 1. 單位根 檢定

자료는 實質總通貨 平殘資料( $m$ )와 實質 GNP( $y$ ), 會社債收益率( $r_1$ ), 그리고 은행의 加重平均 預金利率( $r_2$ )을 사용하였다. 標本期間은 1972:Ⅲ~1993:Ⅲ 까지이다.<sup>5)</sup> 명목 통화를 실질통화로 환산하는 물가자료로는 GNP디플레이터를 사용하였다. 모든 자료는 계절조정이 되지 않은 원계열을 사용하였으며, 單位根檢定과 오차수정형 VAR을 설정하는 데 있어서는 계절더미를 사용하였다. 또 通貨需要函數의 설정에 있어서 實質通貨와 實質所得變數에는 자연대수를 취하고 利率變數에는 자연대수를 취하지 않은 원계열을 그대로 사용하는 통상적인 방법을 따랐다.

共積分檢定은 우선 사용되고 있는 변수들이 각각 1차적분된 시계열일 것을 요구한다. 즉 변수들이 그 수준에 있어서는 定常的이 아니지만 1차차분에 있어서는 定常的이어야 한다.<sup>6)</sup> 이를 위해 實質通貨, 實質所

得, 會社債收益率, 平均預金利率의 각 변수에 대하여 單位根檢定을 실시하였다. 檢定方法으로는 최근 많이 사용되고 있는 Dickey and Fuller(1979)의 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 비교적 오차항의 계열상관에 영향을 덜 받는 것으로 알려져 있는 Phillips and Perron(1988)方法, 그리고 Stock and Watson(1988)의 共積分檢定法을 單位變수에 적용한 방법을 사용하여 서로를 비교하는 방식을 택하였다.<sup>7)</sup> 앞서 말한 대로 사용된 자료가 계절비조정

우에도 사용되고 있는 변수들의 단위근 여부를 미리 검정해 놓으면 차후 추정결과를 해석하는 데 도움이 된다.

- 7) 널리 알려져 있는 바와 같이 單位根檢定法은 단위근이 존재한다는 귀무가설하에서 檢定을 실시하기 때문에 이에 대립하는 확실한 증거가 없는 한 단위근가설을 그대로 받아들여지게 된다거나, 자기상관계수가 1에 가까울 때 변별력이 약해진다는, 오차항의 계열상관 구조에 따라 영향을 받는다는 등의 문제점을 지니고 있다. 따라서 單位根檢定에 있어서는 여러가지 방법을 동원하여 다각적으로 검토하는 것이 필요하게 된다.
- 8) 單位根檢定을 위해 많이 사용하고 있는 RATS program에는 계절조정항이 들어 있지 않으므로 이를 수정하여 사용하였다. 사용된 프로그램은 DFUNIT, SRC, PPUNIT, SRC, STO CKWA, SRC이다.
- 9) 單位根檢定과 時差個數에 관해서는 Said and Dickey(1984), Schwert(1987) 참조. Said and Dickey(1984)는 시차갯수  $n$ 을  $n = kT^{1/4}$ 로 설정할 것을 제안하고 있으나  $k$ 값이 정해져 있지 않기 때문에 실제 도움이 되지 않는다. Schwert(1987)는 이에 대략적 지침(rule of thumb)으로서  $n = \text{int}[4(T/100)^{1/4}]$  또는  $n = \text{int}[12(T/100)^{1/4}]$ 를 제안하고 있다.  $\text{int}[\ ]$ 는 괄호내의 정수값을 의미하는데, 본고에서 이를 따를 경우  $n$ 은 3 또는 11이 된다.

자료이므로 각 檢定마다 회귀식에 계절조정더미를 추가하였다.<sup>8)</sup> 또한 추세항의 존재가 單位根檢定에 영향을 미치므로 각 檢定에는 추세항을 넣은 것과 그렇지 않은 것으로 구분하여 검정하였다.

單位根檢定에 있어서 문제가 되는 중요 이슈 중의 하나는 時差項의 갯수를 정하는 문제이다. 왜냐하면 시차를 몇 개로 하느냐에 따라서 檢定結果가 영향을 받을 수도 있기 때문이다. 실제 본고에서는 시차를 2에서 10까지 변화시켜 가며 여러가지 경우를 검토하려고 노력하였는데, 얻어진 결론들 사이에는 單位根의 존재유무에 대하여 서로 대립하는 경우도 발견되었다. 최종적으로 사용된 시차수는 5로서 뒤에 나오는 VAR의 시차와 같게 설정하였다.<sup>9)</sup> 뒤에 다시 설명하겠지만 VAR模型의 시차 5는 最尤度比率檢定(maximum likelihood ratio test) 방법을 사용하여 결정하였다.

얻어진 單位根檢定の 통계치와, 1%와 5% 유의수준에서의 임계치가 <表 1>에 요약되어 있다. 결과를 수준변수와 일차차분 변수로 나누어 보면, 먼저 수준변수의 경우에는 會社債收益率, 平均預金利率 등 利率變數는 적어도 하나의 단위근을 갖는 것으로 나타나고 있다. 그러나 實質通貨와 實質所得의 경우에는 檢定方法에 따라 상이한 결과가 나타나고 있다. 즉 實質通貨의 경우 Phillips-Perron檢定이나 Stock-Watson檢定에서는 추세를 첨가하더라도 단위근을 갖는 것으로 나타나고 있으나, ADF

〈表 1〉 單位根檢定(時差 = 5)

	Phillips-Perron( $Z_{\alpha}$ )		ADF		Stock-Watson	
	상 수 항	추세첨가	상 수 항	추세첨가	상 수 항	추세첨가
〈수 준〉						
$m$	0.18	-11.49	1.20	-5.34	0.13	-12.97
$y$	-0.64	-63.47	-0.16	-2.51	-0.29	-62.36
$r1$	-5.73	-6.50	-1.71	-2.31	-6.03	-9.30
$r2$	-5.42	-5.38	-1.87	-2.64	-6.06	-9.17
〈1차차분〉						
$\Delta m$	-92.97	-92.60	-3.28	-3.37	-88.43	-87.58
$\Delta y$	-133.25	-134.67	-3.08	-3.06	-116.89	-116.89
$\Delta r1$	-59.59	-64.33	-2.62	-2.59	-59.86	-59.92
$\Delta r2$	-57.99	-61.71	-2.40	-2.43	-57.65	-58.40
〈유의수준〉						
1%	-19.8	-27.4	-3.51	-4.04	-19.8	-27.4
5%	-13.7	-20.7	-2.89	-3.45	-13.7	-20.7

檢定の 경우에는 추세항을 첨가할 경우 단위근이 존재한다는 가설이 1% 유의수준에서도 기각되고 있다. 다음으로 實質GNP에서는 Phillips-Perron檢定과 Stock-Watson檢定の 경우 추세항을 첨가할 경우 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나고 있는 반면 ADF檢定の 경우에는 추세항을 첨가하더라도 단위근이 존재하는 것으로 나타나는 등 서로 상반되는 결과를 보이고 있다. Choi(1991)는 계절조정이 된 분기별 자료의 경우에 추세항이 첨가되어도 實質GNP에는 단위근이 존재하는 것으로 결론짓고 있으며, 奎聖寅(1992)도 비슷한 결론을 내리고 있다. 본고에서는 잠정적으로 實質通貨와 實質GNP가 그 수준변수에서는 單位根을 갖는 것으로 가정하였다. 이같은 결론은 특히 다음에 고려할 1차차분변수에서 實

質通貨와 實質GNP에 單位根이 存在한다는 귀무가설이 오직 한계적으로만 기각되고 있다는 점을 고려할 때 큰 무리가 없는 것으로 보인다.

다음으로 1차차분변수에 있어서도 ADF檢定과 나머지 두 檢定은 변수에 따라서는 서로 상반되는 결과를 보여주고 있는데, 즉 Phillips-Perron檢定과 Stock-Watson檢定에서는 모든 변수의 1차차분에는 單位根이 없다는 것을 강력하게 시사하고 있으나, ADF檢定에 있어서는 利率變數에 單位根이 존재한다는 결과를 보이고 있고, 實質通貨와 實質GNP에는 한계적으로 單位根의 존재를 기각하고 있다. 利率變數의 경우 ADF檢定은 수준이나 1차차분 모두에 單位根이 존재한다는 가설을 수용하고 있는 반면, Phillips-Perron이나 Stock-Watson檢



定은 기각하고 있다는 사실은 利子率變數에 강한 이동평균적인 오차구조가 존재하고 있음을 시사하고 있는 것으로 볼 수 있는데, 이에 대한 검토는 추후과제로 미루고 여기에서는 일차차분에서 單位根이 존재하지 않는다는 결론을 잠정적으로 채택하였다.

## 2. 誤差修正型 VAR模型 設定을 위한 最適時差檢定

위의 검정결과를 근거로 하여 實質通貨, 實質GNP, 會社債收益率, 平均預金利子率을 모두 1차차분하여 4개의 1차시차변수로 이루어지는 誤差修正型 VAR模型을 설정하였다. VAR模型을 설정할 때도 전체 모형의 시차수를 얼마로 할 것인가는 單位根을

10) AIC와 SIC는 時差를 증가시키는 것에 대한 罰點의 부과방식을 제외하고는 다른 모든 것이 동일하다. 罰點賦課는 늘어나는 시차마다 AIC가 변수갯수의 자승에 고정계수 2를 곱하여 부과하는 반면, SIC는 변수갯수의 자승에 표본수의 자연대수값을 곱하여 부과하는데, 이로 인하여 표본수가 큰 경우에는 SIC쪽이 더 큰 罰點을 받게 되고 이로 인해 보다 작은 시차를 선정하게 된다.

11) VAR誤差項의 共分散을  $\Lambda$ 라고 할 때 尤度比率檢定은

$$(T-c) (\log \det \Lambda_r - \log \det \Lambda_u)$$

로 주어진다. 이때  $r$ 과  $u$ 는 각각 제약과 무제약을 가리킨다.  $c$ 는 소규모표본의 검정력을 높이기 위한 조정치로서 무제약식의 변수갯수가 된다. 실제 계산은 RATS의 JOHANSEN, SRC program을 일부 수정하여 사용하였다. RATS의 일반적인 VAR program을 사용할 수도 있겠지만 이 경우에는 오차수정항  $X_{t-k}$ 를 별도로 추가해 주어야 하는 번거로움이 따르게 된다.

檢定할 때와 마찬가지로 중요한 문제가 된다. 실제 Cheung and Lai(1993)는 Johansen의 尤度比率 檢定時 적정시차가 선정되지 않을 경우 檢定에 偏倚(bias)가 있을 수 있음을 시뮬레이션을 통해 밝히고 있다. 이들은 또 사전적으로 적정시차를 알 수 없을 경우에는 Akaike Information Criterion(AIC)이나 Schwarz Information Criterion(SIC) 등 시차선정을 위한 판별기준을 사용하는 것이 檢定の 정확성을 높이는 데 도움이 된다는 것을 지적하고 있다. 본고에서는 이같은 제안에 따라 일차적으로 AIC와 FPE(Final Prediction Error), 그리고 SIC를 적용하여 최적시차를 구하는 시도를 하였다.

그 결과는 <表 2>에 나타나 있는데, AIC나 FPE를 이용할 경우에는 시차수가 과도하게 커져서 자유도를 거의 소진할 정도에 이르는 반면 SIC를 이용한 경우에는 최적시차가 4임을 보이고 있다.<sup>10)</sup>

AIC, FPE 및 SIC를 이용한 결과가 그리 명쾌하지 않았으므로 尤度比率檢定(likelihood ratio test)을 추가적으로 실시하였다. 尤度比率檢定은 먼저 임의의 最大時差를 정해 놓고 이 最大時差에 대하여 순차적으로 작은 수의 시차를 적용하면서 그 제약의 有意性を 檢定하는 것이다.<sup>11)</sup> 이 檢定에서는 처음 最大時差를 얼마로 잡느냐에 따라서 그보다 작은 시차의 有意성이 영향을 받게 되는데, 본고에서는 이같은 有意성을 가능한 한 줄이기 위해서 最大時差를 2에

〈表 2〉 最適時差 選定을 위한 AIC, FPE, SIC 檢定結果

時差數	AIC	FPE	SIC
2	-31.57	8.26e-15	-30.58
3	-31.90	3.85e-15	-30.42
4	-33.04	8.10e-16	-31.06
5	-33.46	3.47e-16	-30.99
6	-33.51	2.15e-16	-30.54
7	-33.61	1.26e-16	-30.15
8	-33.81	6.75e-17	-29.86
9	-34.02	3.59e-17	-29.57
10	-34.11	2.14e-17	-29.17

〈表 3〉 尤度比率에 의한 最適時差 檢定

時差數	4	5	6	7	8	9	10
2	127.70* (0.0)	162.62* (0.0)	171.46* (0.0)	179.67* (0.0)	187.45* (0.0)	190.68* (0.0)	184.60* (0.1)
3	85.77* (0.0)	122.74* (0.0)	135.63* (0.0)	146.89* (0.0)	157.71* (0.0)	163.68* (0.0)	160.97* (0.2)
4		43.21* (0.0)	62.34* (0.1)	79.83* (0.3)	96.90* (0.5)	109.10* (1.7)	112.63 (11.8)
5			22.52 (12.7)	43.40 (8.6)	63.86 (6.3)	79.45 (9.2)	86.36 (29.4)
6				22.80 (11.9)	45.17 (6.1)	62.68 (7.6)	71.51 (24.3)
7					24.49 (7.9)	44.12 (7.5)	55.07 (22.5)
8						22.14 (13.9)	35.60 (30.3)
9							15.99 (45.3)

註: ( ) 안은  $p$ -value이며, \*는 유의수준 5%에서 제약이 기각되는 경우를 가리킴.

서 10까지 증가시켜 가면서 그보다 작은 시차의 유의성을 檢定하는 방법을 택하였다. 그 결과는 〈表 3〉에 요약되어 있다. 이 表는 먼저 가로축을 따라 最大時差가 2에서 10까지 증가하도록 되어 있으며, 세로축으

로는 각각의 最大時差를 무제약식으로 간주한 상태에서 세로축의 시차제약을 가했을 때 얻어지는 尤度比率 統計値를 기록한 것이다. 〈表 3〉에는 지면관계로 最大時差 3이하는 생략하였다. 이 통계치는 각 제약의

갯수만큼의 자유도를 갖는  $\chi^2$  분포를 한다. 즉 시차 1개가 늘어날 때마다 한 식에 4개 씩의 시차변수가 4개의 방정식에 추가되므로 자유도는 16의 곱으로 늘어나게 된다. 실제 檢定에서는 소규모 표본의 檢定力을 증진시키기 위해 Sims(1980)의 제안대로 무제약식의 변수갯수를 관측치에서 차감하는 조정을 가하였다.<sup>12)</sup> 각 통계치의 아래 괄호안에 기록한 숫자는 尤度比率의  $\chi^2$  확률값이다.

이제 한 예로 <表 3>에서 最大時差를 7로 했을 경우를 보면, 시차를 6으로 하는 제약이 확률값 11.9%에서 수용되고 있으며, 시차를 다시 5로 줄이는 제약을 가하면 확률 8.6%에서 수용된다. 그러나 시차를 4까지 줄이게 되면 확률은 0.3%로 감소하여 제약이 기각된다. 즉 最大時差를 7로 했을 경우 5%의 유의수준에서 표본자료가 기각하지 않는 최소시차는 5가 된다. 이같은 방법을 각 最大時差에 적용하여 정리해 보면 最大時差가 6에서 9까지의 사이에 있을 경우에는 모두 최적시차를 5로 지정하고 있음을 알 수 있다. 단 最大時差를 10으로 한 경우에만은 최적시차가 4까지 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 그리고 最大時差를 5 이

하로 지정한 경우에는 그보다 작은 어느 시차도 기각하고 있어서 최적시차가 적어도 5 이상임을 시사하고 있다.

결론적으로 AIC와 FPE의 경우에는 10 이상의 매우 큰 시차를, 그리고 SIC의 경우에는 4, 尤度比率檢定에서는 대부분이 5, 그리고 최대시차를 10으로 한 경우에 4의 시차를 제시하고 있는 셈인데, 본고에서는 최종적으로 시차 5의 구조를 선택하였다. VAR 설정에 있어서 추정계수의 수를 근소화(parsimonious representation)하는 데 더 큰 비중을 둔다면 시차 4를 선택하는 것이 바람직하겠으나, Johansen 共積分檢定の 경우 과다모수(over parameterization) 추정의 경우가 과소모수(under parameterization)의 경우보다 檢定上的 偏倚(bias)를 줄이는 데 유효하다는 최근의 연구결과(Cheung and Lai[1993])를 감안하여 큰 쪽의 시차를 선택하였다.

#### IV. 共積分 檢定

通貨需要函數 설정시 통화보유에 대한 기회비용을 나타내는 변수로서 長期利率과 短期利率 중 어느 것을 쓸 것인가, 또 통화구성항목 중 이자가 지급되는 부분의 기회비용으로 自體利率을 차감해야 할 것인가 등의 이슈는 아직도 논쟁의 대상이 되고 있다. 우리나라에는 長期利率이라고 부를 만한 利率이 없으므로 장단기 이자율의

12) 이같은 調整을 하지 않은 경우에는 2에서 10까지의 모든 最大時差에서, 그리고 2에서 最大時差까지의 모든 제약시차에서 가정된 제약식이 기각되어 AIC나 FPE를 사용했을 경우와 동일한 결과가 초래되었다. 결국 Sims가 제안하고 있는 조정항은 SIC에 있어서의 加重罰點과 비슷한 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

〈表 4〉 誤差項의 正規分布에 관한 檢定

	$\Delta m$	$\Delta y$	$\Delta r1$	$\Delta r2$	임계치( $\alpha=0.05$ )
$\tau_1$	13.42	9.90	11.03	9.76	21.0
$\tau_2$	1.36	0.49	1.43	77.96	5.99

註 :  $\tau_1 = T \sum \rho_i^2 (i=1, \dots, 12) \sim \chi^2 (12)$

$\tau_2 = T [SK^2/6 + EK^2/24] \sim \chi^2 (2)$

SK와 EK는 각각 歪度와 尖度임.

구분은 사실상 불가능하다. 본고에서는 앞서 밝힌 대로 會社債收益率을 대표변수로 사용하였다. 여기에 일차적으로 은행의 M2 平均預金金利를 모형내에 추가하여 이자부 예금의 기회비용을 반영토록 하였다. Hezel and Mehra(1989) 등의 주장대로 會社債收益率과 平均預金利率과의 차이를 사용할 수도 있겠으나, 금융시장이 잘 발달되어 있지 않은 우리나라로서는 會社債收益率과 預金利率이 대칭적인 영향을 미치리라고 보기 힘든 면이 있으므로 각각을 분리하여 아무런 제약 없이 추정하였다. 그러나 나중에 설명하는 바와 같이 銀行平均利率變數는 共積分檢定에서 유의성이 없는 것으로 밝혀져 최종 분석에서는 이 변수의 공적 분계수값을 0으로 제약하였다.

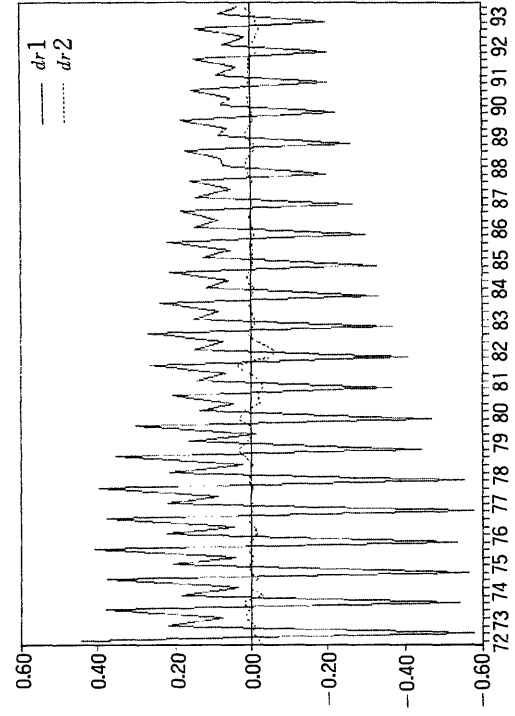
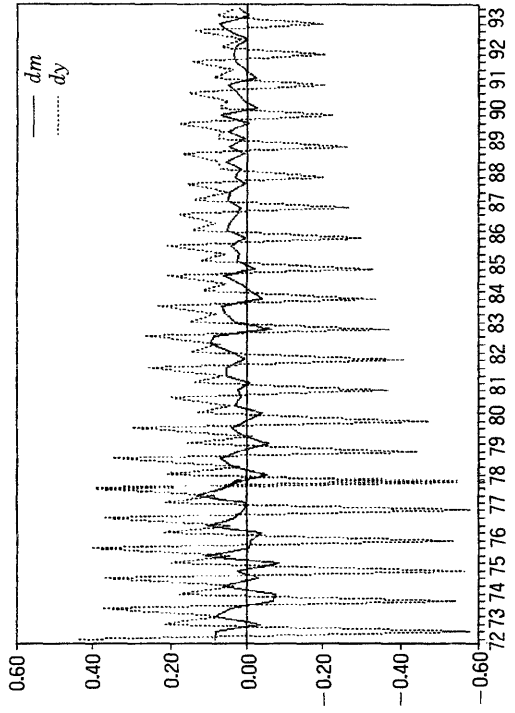
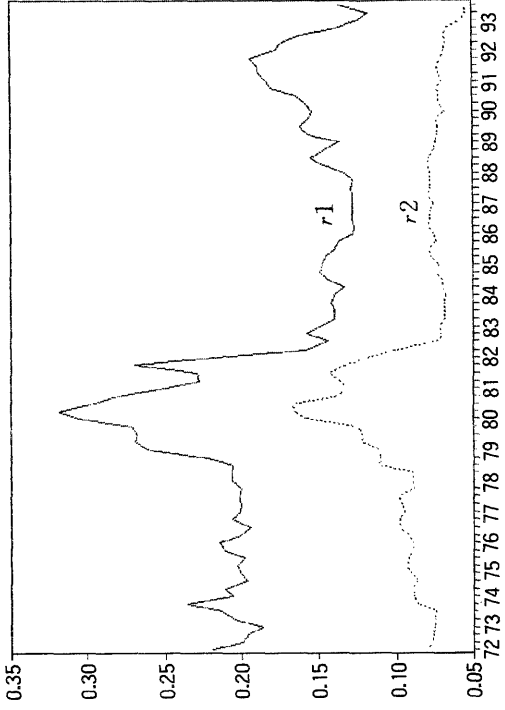
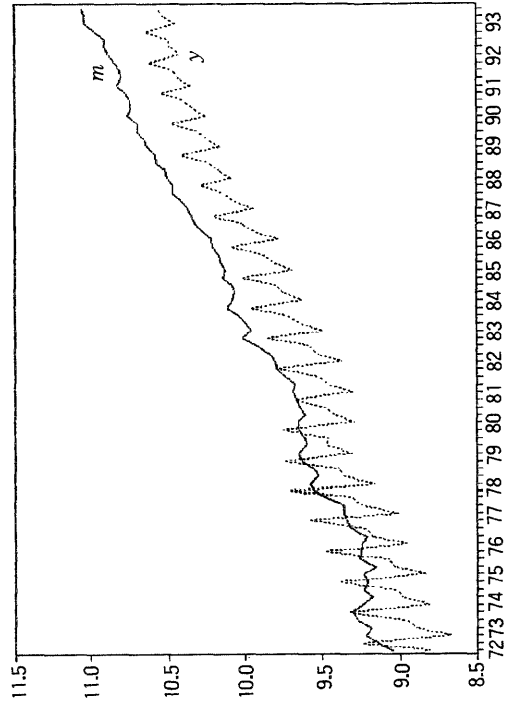
共積分檢定에 앞서 추정된 모형의 오차구조를 보면 다음과 같다. 〈表 4〉에 요약되어 있는 바와 같이 각 회귀식의 誤差項은 계열상관이 없는 것으로 나타나고 있다. Johan-

sen의 最尤度推定法이 正規分布를 가정하고 있기 때문에 이같은 가정의 성립여부를 보기 위해 誤差項의 정규분포가정을 Jarque and Bera(1980)방법으로 檢定하였는데, 實質通貨, 實質GNP, 會社債收益率 回歸式의 경우에는 정규분포가정이 수용되고 있는 반면 平均利率의 경우에는 기각되고 있다. 이 경우 正規分布로부터의 괴리는 주로 誤差分布의 꼬리부분이 두텁기 때문인 것으로 나타나고 있는데, 다행히 분포가 한쪽으로 치우쳐 있는 정도는 약해서 이로 인한 偏倚는 크지 않을 것으로 생각된다.

이제 본고의 가장 핵심적인 과제인 共積分檢定을 보기로 하자. 이를 위해서는 먼저 모형내에 선형추세가 존재하는지 여부를 살펴봐야 한다. 왜냐하면 (5)식에 의해 계산된 尤度比率統計量의 極限分布가 추세항의 존재여부에 따라 크게 달라지기 때문이다. 일례로 만일 추세치가 존재하지 않을 경우에는 (2)식의 상수항  $\mu$ 는  $\alpha$ 에 의해 전개되는 공간상에 있게 되어<sup>13)</sup> 共積分係數의 상수항으로 흡수되고, 이때에는 Johansen and Juselius(1990)의 〈表 A3〉 또는 Osterwald-Lenum(1992)의 〈表 1\*〉을 사용하

13)  $\alpha_1$ 을  $\alpha$ 와 直交하는 滿位數(full rank)의  $n \times (n-r)$  행렬이라고 정의할 때, 즉  $\alpha_1' \alpha = 0$ 라고 할 때,  $\alpha_1' \mu = 0$ 가 되면 추세가 사라지게 되어 共積分係數 속에 흡수되는 반면  $\alpha_1' \mu \neq 0$ 이면 추세치가 그대로 존재하게 된다.

[圖 1]  $m, y, r1, r2$  の水準 吳 1次差分



〈表 5〉 共積分 檢定

	trace	trace(0.95)	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\max}(0.95)$
$r \leq 3$	.36	3.76	.36	3.76
$r \leq 2$	6.34	15.41	5.98	14.07
$r \leq 1$	24.74	29.68	18.40	20.97
$r = 0$	55.76	47.21	31.01	27.07

註: 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)에 의함.

여 共積分檢定을 하게 된다. 그리고 만일 추세항이 존재할 때에는 Johansen and Juselius(1990)의 〈表 A1〉 또는 Osterwald Lenum(1992)의 〈表 1〉이 사용된다. 본고에서는 [圖 1]에 나타나 있는 바와 같이  $m, y$  등에 뚜렷한 추세치가 발견되고 있는 것에 근거하여 추세치를 허용하고 추정하였으며, 따라서 共積分檢定도 Osterwald-Lenum(1992)의 〈表 1〉을 이용하였다.<sup>14)</sup>

추정결과 얻어진 共積分檢定 統計量과 각 통계량의 極限分布로부터 구해진 臨界値는 〈表 5〉에 정리되어 있다. 먼저 이 表에서 共積分벡터의 갯수를 trace檢定을 통해 살펴보면,  $r \leq 1$ 이라는 가설하에서 檢定統計量은 24.74가 되고, 유의수준 5%하에서의 臨界値는 29.68이 되어 본 가설이 수용되고 있음을 보이고 있다. 바꿔 말하면 상기 변수들 사이에 2개 이상의 共積分벡터는 존재하지 않는다는 것이다. 다음으로 共積分벡터가 1개 존재하는지 하나도 존재하지 않는지를 보기 위해  $r=0$ 이라는 가설을 檢

定해 보면 통계량 55.76이 임계치 47.21을 초과하여 共積分이 존재하지 않는다는 가설이 기각되고 있음을 알 수 있다. 즉 trace檢定에 의하면 우리나라의  $m, y, r_1, r_2$  사이에는 1개의 共積分벡터가 존재한다.

다음으로 最大特性根檢定法을 이용하여  $r=0$ 이라는 귀무가설을  $r=1$ 이라는 대립가설에 대하여 檢定해 보면  $31.01 > 27.07$ 로서  $r=0$ 이라는 가설이 기각되고  $r=1$ 이라는 가설이 지지되고 있다. 이미 trace檢定을 통하여 共積分벡터가 2개 이상 존재하지 않는다는 것이 밝혀졌지만, 재확인을 위해  $r=1$ 이라는 귀무가설을  $r=2$ 에 대하여 檢定해 보면  $18.40 < 20.97$ 로 귀무가설을 지지하고 있어서 共積分벡터가 오직 1개 존재한다는 결론이 다시 한번 확인되고 있다.

Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)는 한국의 1970~90년 자료를 이용한 분석에서 우리나라의 M2 화폐수요에는 共積分關係가 존재하지 않는다고 결론을 맺고 있어서 위와는 대치되는 결과를 보인다. 그러나 그들의 通貨函數에는 정부에 의해 직접 규제되고 있는 요구불예금이나 저축성예금에 대한 명목금리를 사용하고 있어 자유로운

14) 共積分檢定에 있어서의 線型趨勢 처리문제에 관한 보다 상세한 설명을 위해서는 Johansen(1992)을 참조.

금리변동을 전제로 한 貨幣市場均衡을 분석하고 있다고 보기 힘든 면이 있다. 뒤에 밝혀지듯이 본고에서도 은행의 平均預金金利는 長期通貨需要에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있어서 이들의 결과는 變數選定の 특수성에 기인할 가능성이 높다. 미국이나 기타 외국의 通貨需要函數를 분석한 예에서 대부분 안정적인 總通貨需要函數가 존재한다—共積分이 존재한다는 의미에서—는 결과를 보인다는 것도 본고의 결과를 간접적이거나 지지한다고 볼 수 있을 것이다(Hafter and Jansen[1991], Miller[1991], Hoffman and Rasche[1991] 등 참조). 우리나라의 자료를 이용한 분석으로는 朴東淳(1989), 琴在昊·李仁實(1993)이 있으나 이들은 誤差修正型 通貨需要函數를 추정하면서 암묵적으로 공적분관계를

가정하고 있을 뿐 공적분관계의 존재유무 자체를 검정하고 있지는 않다.<sup>15)</sup> 이 밖에 朴佑奎(1991)는 화폐보유의 機會費用을 가중 평균 예금이자율과 인플레이션간의 격차로 설정한 식에서 共積分關係를 확인하고 있다.

1개의 共積分벡터가 존재한다는 것이 판명되었으므로 이제 그 추정된 계수를 보기로 한다. 이를 위해 <表 6>에 추정결과 얻어진 特性根  $\hat{\lambda}$ 와 정규화된 特性벡터  $\hat{V}$  그리고 送出벡터  $\hat{W}$ 를 정리하였다. 현 단계에서  $\Gamma$ ,  $\Phi$ ,  $\mu$ ,  $\Delta$  등은 우리의 관심사항이 아니므로 따로 정리하지 않았다.  $m$ ,  $y$ ,  $r_1$ ,  $r_2$  사이에 존재하는 1개의 共積分벡터는 4개의 特性根 중 가장 큰 특성근  $\lambda_1$ 에 상응하는 특성벡터를 보면 되는데, 이는 <表 6> 특성벡터의 첫 세로열에 나타나 있다.

이에 의하면 通貨需要의 長期均衡關係는

$$m = 1.131 y - 1.492 r_1 + 0.501 r_2$$

(11.56)(10.81)      (4.06)      (0.66)

라는 식으로 표시될 수 있음을 시사한다. 우선 추정된 계수들의 부호가 이론적 기대에 부합한다는 사실이 주목할 만하다. 通貨需要의 所得彈性值가 1 가까이 있을 뿐만 아니라 會社債收益率變數는 통화보유의 기회비용을 반영하여 마이너스값을 가지고 있다. 또 은행예금에 대한 自體利子率變數는 양의 부호를 지니고 있어서 保有通貨 자체에 대한 이자지급이 높아질 경우에는 통화보유량이 많아지리라는 선형적인 기대를 지지하고 있다.<sup>16)</sup>

15) 琴在昊·李仁實(1993)은  $m = a + bt + cy$ 라는 형태의 長期均衡式을 가정하고 이를 추정하여 오차수정모형에 사용하고 있으나 상정된 長期式에 대한 共積分檢定은 행하지 않고 있으며, 朴東淳(1989)의 경우에는 복잡한 差分變數方程式에  $y$ ,  $r_1$ 의 수준변수가 혼재하는 형식이어서 상정된 장기균형관계가 어떠한 것인지를 식별해 내기 어렵다.

16) 이 共積分벡터를 제외한 나머지 3개의 特性벡터는 모두 일반적인 通貨需要函數에서는 발견하기 힘든 계수값과 부호들을 지니고 있다는 점도 주목할 만하다. 물론 엄밀한 의미에서 VAR模型은 縮約模型(reduced form model)이기 때문에 얻어진 共積分係數를 構造式으로 해석하는 것은 타당하지 않으며, 이를 위해서는 선형적 제약과 해석이 필요하게 된다. 그러나 이러한 이슈는 단일방정식에 의한 通貨需要函數의 추정에도 똑같이 발생하는 문제이다. Judd and Scading(1982) 참조.

〈表 6〉 4變數 VAR에서의 特性根과 特性벡터 및 送出벡터

特性根( $\hat{\lambda}$ )	.32135	.20547	.07204	.00454
特性벡터( $\hat{V}$ )				
$m$	1.000	1.000	1.000	1.000
$y$	-1.131	-2.234	-1.147	-.612
$r1$	1.492	-8.340	-3.965	2.298
$r2$	-.501	-7.407	8.588	-12.377
送出벡터( $\hat{W}$ )				
$m$	-.256	-.008	.024	-.001
$y$	-.098	.026	.035	-.001
$r1$	-.065	.005	-.004	.001
$r2$	-.012	.003	-.016	.000

위의 식에서 각 계수값의 아래 괄호 안에 있는 숫자는 Johansen(1991)이 제시하고 있는 방법에 따라 Wald test 통계량을 구하여 그 자승근을 표시한 것이다.<sup>17)</sup> 각 계수값이 0이라는 제약을 가하고 구한 Wald test 통계량은 점근적으로  $\chi^2(1)$  분포를 하는데, 여기에서는 판별을 용이하게 하기 위

17)  $K'\beta=0$ 와 같은 형식의 제약을 검정한다고 할 때 Wald통계량은 다음과 같이 구해진다.

$$W = T \times \text{trace}\{(K'\beta(D^{-1} - 1)^{-1}\beta'K) / (K'v'K)^{-1}\}$$

이때  $\beta$ 는  $r$ 개의 공적분벡터,  $D$ 는  $r$ 개의 특성근으로 이루어지는 대각행렬, 그리고  $v$ 는 공적분벡터를 제외하고 남은 특성벡터이다.  $K$ 는 제약의 갯수를  $s$ 라고 할 때  $n \times s$ 의 제약행렬이다. 이 통계량은  $\chi^2(r \times s)$ 의 분포를 하는데, 공적분벡터가 하나일 경우 각 공적분계수에 대한 검정시 자유도는 1이 되므로 이 통계량의 자승근을 구하여 표준정규분포  $z$ 통계량으로 쉽게 전환할 수 있다.

18) 이 경우 분포가 오직 점근적으로만 성립하므로  $t$ 분포와  $z$ 분포와의 구분은 무의미하다.

19) 時差는 앞에서와 마찬가지로 5를 사용하였다.

하여 그 자승근을 구하여 표준정규분포로 전환하였다. 따라서 괄호 안의 값들은 통상적인  $t$ 값, 보다 엄밀하게는 표준정규분포의  $z$ 값에 해당하는 것이다.<sup>18)</sup> 이에 의하면  $m$ ,  $y$ ,  $r1$ 의 통계적 유의성은 아주 큰 반면  $r2$ 계수의  $z$ 값은 0.66으로 계수가 0이라는 제약을 기각하지 못하고 있다.

이 모형에서 1개의 共積分關係가 존재하지만, 이때  $r2$ 의 共積分係數값이 0이라는 것은 사실상 이 변수를 제외한  $\{m, y, r1\}$ 의 세 변수 사이에 共積分이 존재한다는 것을 의미한다. 즉  $r2$ 를 제외한 이들 세 변수 사이에 자체적으로  $I(0)$ 을 형성하는 선형결합을 이루고 나머지  $I(1)$ 의  $r2$ 에 대해서는 0의 共積分係數가 할당되는 것이다. 실제  $r2$ 를 제외한 나머지 변수들 사이에 유의한 共積分벡터가 존재하는지 여부를 확인하기 위해 3변수 VAR을 추정하여 보았는데,<sup>19)</sup> 그 결과는 〈表 7〉에 요약되어 있는 바와 같이



〈表 7〉 {m, y, r1} 3變數 VAR의 共積分 檢定

	trace	trace(0.95)	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\max}(0.95)$
$r \leq 2$	.02	3.76	.02	3.76
$r \leq 1$	14.58	15.41	14.56	14.07
$r = 0$	45.78	29.68	31.20	20.97
共積分벡터	m	y	r1	
	1.000 (13.52)	-1.152 (16.60)	1.117 (4.54)	

註 : 臨界値는 Osterwald-Lenum(1992)에 의함.  
( ) 안은 각 계수의 z값임.

1개의 共積分關係가 존재한다는 것, 그리고 각각의 변수가 유의하다는 것을 보이고 있다.<sup>20)</sup> 그리고 이같이 축약된 모형하에서도 y나 r1의 계수값은 거의 변하지 않는다는 점도 알 수 있다.

이하에서는 m, y, r1의 세 변수 사이에 유의한 共積分關係가 존재한다는 점을 감안하여 r2의 계수값을 0으로 제약한 모형을 기준으로 나머지 분석을 시행하기로 한다. r2의 계수가 0이라는 제약을 가하고 다시 추정한 관계식은 다음과 같다.

$$m = 1.128 y - 1.281 r1$$

- 20) 만일 {m, y, r1, r2} 사이에 共積分關係가 존재하고, 이중 部分集合인 {m, y, r1} 사이에도 共積分關係가 성립한다면, r2가 그 자체로 이미 I(0)의 定常變數(stationary variable)이든지, 아니면 그 계수값이 0이 되지 않는 한 두 關係는 서로 矛盾이 된다. 왜냐하면 I(0) 변수와 I(1) 변수의 線型結合이 I(0)가 될 수 없기 때문이다.
- 21) 제약이 없는 경우의 送出벡터는 〈表 6〉의 첫 세로열에 주어져 있다. 〈表 6〉과 〈表 8〉을 비교해 보면  $\beta_4 = 0$ 라는 제약이 送出벡터에 거의 영향을 미치지 못하고 있음을 알 수 있다.

제약식하에서의 共積分벡터에 상응하는 送出벡터는(다음 章의 〈表 8〉 참조)

$$\alpha = \{-0.26, -0.10, -0.07, -0.02\}$$

로 주어진다.<sup>21)</sup> 이때  $\alpha$ 의 각 계수들은 共積分結合으로 정의되는 통화의 超過需要가 4개의 변수의 동태적인 調整過程에 입력되는 가중치를 나타내는데, 따라서 이 계수들은 각 변수가 위에서 추정된 長期均衡關係에 얼마나 빨리 접근해 나가는지를 보여주는 調整速度로서의 의미를 갖는다고 할 수 있다. 즉 첫 방정식인 實質通貨需要의 변화율은 평균적으로 0.26의 조정속도를 지니며 나머지 세 방정식의 경우에는 조정계수가 상대적으로 낮게 나타나고 있어서, 통화의 초과수요가 존재할 경우 그 대부분이 實質所得이나 利率의 변화를 통해서보다는 실질 통화 자체의 변화를 통하여 흡수되고 있음을 보여주고 있다. 우리는 조정계수의 일부가 0이라고 하는 假說을 다음 章에서 정식으로 檢定할 것이다.

## V. 共積分 및 送出係數에 대한 檢定

앞서 말한 바와 같이 Johansen의 最尤度 推定方法을 이용하면 共積分벡터의 個數를 檢定하고 그 共積分벡터를 추정해 낼 수 있을 뿐만 아니라 추정된 共積分係數나 送出 벡터값에 대한 통계학적 檢定을 실시하는 것도 가능하다.<sup>22)</sup> 이하에서는 몇가지 이론적으로 의미있는 변수들의 크기에 관한 假說檢定을 실시하도록 한다. 檢定을 위한 귀무가설과 통계량 임계치, 그리고 각각의 제약하에서 얻어지는 共積分벡터와 送出벡터는 <表 8>에 일괄하여 정리하였다.<sup>23)</sup>

먼저 通貨需要函數에서 소득탄성치가 1이라는 가정에 대하여 살펴보기로 한다. 通貨需要의 소득탄성치가 1인가, 1보다 큰가의 여부는 통화의 流通速度가 추세적으로 점락하고 있는지 여부를 말해주는 것이기

22) 이중 共積分벡터의 유의성에 관한 검정은 이미 앞에서 살펴보았다.

23) 이미  $\beta_4=0$ 라는 제약을 가한 바 있으므로 <表 8>에서  $\beta_4$ 는 제외하였다.

24) 假說檢定이 반드시 제2열의 무제약식을 기준으로 행해져야 하는 것은 아니며, 분석자가 가장 기본이 되는 식을 어느 식으로 잡느냐에 따라 달라질 수 있다. 이를테면 본 모형에서 제3열의 가설은 수용되고 있는데, 이미 수용된 이 가설을 기준으로 해서 제4, 제5열의 제약을 검정할 수도 있다. 이 경우 검정통계량은 해당 열의 尤度값  $-T \log \Sigma(1-\lambda_i)$ 에서 제3열의 尤度값을 차감한 값이 되고 自由度는 1이 차감된다.

때문에 정책적으로 중요한 의미를 지닌다. 그리고 만일 소득탄성치가 1이라면 通貨需要函數는 그 자체가 유통속도함수가 된다. 현재의 모형하에서 通貨需要가 實質所得에 대하여 단위탄력성을 갖는다는 가설은 共積分벡터의 각 요소를  $\beta_i(i=1, \dots, 3)$ 라고 할 때에  $\beta_1 = -\beta_2$ 라는 제약으로 바꾸어 쓸 수 있다. 이같은 제약을 가하고 추정한 추정계수와 통계량이 <表 8>의 두번째 열에 요약되어 있다. 첫번째 열은  $\beta_4=0$ 라는 앞에서 의 제약 외에 다른 아무런 제약을 가하지 않았을 때의 추정계수와 통계량으로서 이하 모든 假說檢定은 이 식을 기준으로 해서 실시하였다.<sup>24)</sup> <表 8>에 나타나 있는 바와 같이  $\beta_1 = -\beta_2$ 라는 제약을 가했을 경우의 尤度比率값은 5.20인데, 이를 自由度  $r \times s = 1 \times 1 = 1$ 에서의  $\chi^2$ 분포 임계치 3.84(유의수준 5%)보다 크므로 기각된다. 즉 우리나라의 경우 총통화의 소득탄력성은 1보다 크며, 따라서 流通速度는 통화보유의 기회비용에 의해서뿐만 아니라 所得水準 자체에 의해서도 영향을 받는다. 이는 우리나라의 경우 通貨가 아직 優良財(superior goods)적인 성격을 띠고 있다는 것을 의미하는 것이고, 정책적으로는 연간 總通貨增加率의 目標設定時 GNP成長率 외에 추세적인 通貨流通速度의 下落分을 감안해 주어야 한다는 것을 의미하는 것이다. 미국의 경우 長期流通速度는 대체로 U字와 같은 모양을 띠고 변해 왔으며, 그 최저점은 1950년대 중반인 것으로 나타나고 있고, 미국 외의

〈表 8〉 共積分係數 및 送出係數에 대한 假說檢定

假說	無制約	$\beta_1 = -\beta_2$	$\alpha_4 = 0$	$\alpha_3 = \alpha_4 = 0$	$\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$
統計量 <sup>1)</sup>		5.20 (2.25)	1.18 (27.68)	4.98 (8.29)	5.00 (17.19)
$T \ln \Sigma(1 - \lambda_i)$	30.69	25.48	29.50	25.70	25.69
共積分벡터					
$\beta_1$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
$\beta_2$	-1.13	-1.00	-1.14	-1.17	-1.17
$\beta_3$	1.28	2.78	1.15	0.74	0.78
送出벡터					
$\alpha_1$	-0.26	-0.11	-0.28	-0.27	-0.27
$\alpha_2$	-0.10	-0.14	0.09	0.01	0.00
$\alpha_3$	-0.07	-0.05	0.06	0.00	0.00
$\alpha_4$	-0.02	-0.02	0.00	0.00	0.00

註 : 1) ( ) 안은  $\chi^2$  분포의  $p$ -value임.

여타 선진국에서도 이와 비슷한 현상이 발견되고 있다(Bordo and Jonung, 1981, 1990). 즉 이들 선진국에서는 경제의 貨幣化(monetization) 진전에 따라 貨幣流通速度가 점락하다가 어느 시점 이후부터는 貨幣節約的인 제도와 관행이 진전되면서 流通速度가 다시 상승하는 樣相을 보이고 있다는 것이다. 이와 비교하여 볼 때 위의 결과는, 우리나라의 경우 아직 貨幣化가 진행중인 상태에 있다는 것을 의미하는 것으로 볼 수 있을 것 같다.<sup>25)</sup>

다음으로는 送出벡터 중  $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$  값이  $\alpha_1$ 에 비해 현저히 작다는 점에 착안하여 이들

값이 실제 0이라는 假說을 檢定하였는데, 그 결과는 〈表 8〉의 제 4, 5, 6열에 요약되어 있다. 먼저  $\alpha_4 = 0$ 는 제약을 가한 경우에는 통계량이 1.18,  $p$ -value 27.68로 넉넉히 수용됨을 알 수 있다. 이 假說은 은행의 平均預金利率이 共積分벡터에 포함되지 않을 뿐만 아니라 그 자체가 通貨의 초과수요나 초과공급 등 通貨市場의 不均衡에 의해 영향을 받지 않는다는 것을 의미하는 것으로서 우리나라의 預金利率이 그동안 줄곧 규제되어 왔다는 점을 고려할 때 위와 같은 결과는 당연한 것으로 여겨진다. 여기에  $\alpha_3 = 0$ 이라는 제약을 추가하여  $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ 으로 놓고 추정한 결과는 5번째 열에 정리되어 있다. 제약식하에서의 통계량은 4.98, 그리고  $1 \times 2 = 2$  自由度하에서의 임계치는 5.99로서 5% 유의수준하에서 수용되고 있다.

25) 그러나 朴佑奎(1991)는 기회비용변수를 (평균이자율-인플레이션)로 설정할 때 通貨需要의 所得彈性值가 1에 가깝다는 결과를 보이고 있어서 소득탄성치가 기회비용변수에 따라 다르게 나타날 가능성이 있음을 시사하고 있다.

$p$ -value는 8.29이다. 이같은 제약을 가하고 추정할 경우  $\alpha_2$ 도 매우 작은 값을 갖게 되는데, 제6열에는 이를 근거로  $\alpha_1$ 을 제외한 모든  $\alpha$ 값이 0이라는 제약을 가하였다. 예상했던 대로 이 가설하에서의 통계량(5.00)은 거의 변하지 않고 있으며, 따라서  $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ 이라는 가설은 자유도 3에서 넉넉히 수용되고 있다.<sup>26)</sup> 이때의 共積分벡터  $\beta$ 와  $\alpha$ 는 아래와 같이 주어진다.

$$\{\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4\} = \{1.00, -1.17, 0.78, 0.00\}$$

$$\alpha_1 = 0.27$$

$\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ 이라는 가설이 수용된다는 것은 共積分벡터  $\beta$ 와 送出벡터  $\alpha$ 를 추정하기 위하여 4변수의 VAR 대신 實質通貨需要를 나타내는 아래와 같은 단일방정식을 이용할 수 있다는 것을 의미하는 것으로서 특별한 중요성을 지닌다. 즉  $m_t$ 를 아래와 같은 식

$$m_t = \sum_{i=1}^5 a_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^5 b_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^5 c_i r1_{t-i} + \sum_{i=0}^5 d_i r2_{t-i} + eD_t + f + v_t$$

에 의해 OLS방법으로 추정하고<sup>27)</sup> 그 長期解를 구해보면

26) 원래  $\alpha_2$ 와  $\alpha_4$  값의 부호가 마이너스였다는 점을 감안할 때 실제 이들 값이 0이라는 가설을 수용하고 있다는 사실은 중요한 의미를 지닌다. 왜냐하면 이들 계수값들이 마이너스값을 가진 채 有意하다고 하면 실제 誤差修正이 불안정한 방향으로 이루어짐을 의미하기 때문이다.

27) 이미 共積分分析에서  $r2$ 의 계수가 0이라는 제약을 가하였으므로 여기에서도  $\sum d_i = 0.0$ 이라는 제약을 가하고 추정하였다.

$$\sum a_i = 0.728, \sum b_i = 0.318,$$

$$\sum c_i = -0.213,$$

이 되어  $m_t$ 를 기준으로 정규화할 경우 정확하게

$$m_t = 1.17y_t - 0.78r1_t$$

라는 共積分分解가 회복됨을 알 수 있다. 이때 送出벡터  $\alpha_1$ 은  $1 - \sum a_i = 0.27$ 이 된다.

## VI. 要約 및 結論

지금까지 얻어진 결과를 요약해 보면 다음과 같다. 우선 우리나라의 경우 實質總通貨需要와 實質所得, 그리고 會社債收益率간에는 1개의 유의한 共積分關係가 성립하는 것으로 판명되었다. 이같은 결과는 많은 외국의 분석결과들과 일치하는 것으로서 通貨政策의 수행에 있어서 한국의 경우에도 總通貨가 유용한 정책수단이 될 수 있음을 시사하는 것이다. 특히 우리나라의 경우 總流動性 중 M2의 비중이 標本期間중 꾸준히 하락해 왔음에도 불구하고, 이같은 공적분 관계가 성립하고 있어서 總通貨增加率의 적정관리가 추후 인플레이의 수축을 위해서 여전히 必要함을 말해 주고 있는 것으로 여겨진다.

通貨需要의 所得彈性值가 1이라는 가설은 기각되었다. 이는 그동안 우리나라의 通貨流通速度가 추세적으로 하락해 왔다는 사

실과 일치하는 것인데, 연간 통화증가율목표 선정시 經濟成長率이나 豫想인플레이율 외에 流通速度의 추세적인 하락분을 감안해 주어야 한다는 것을 의미한다.

長期 通貨需要函數에 利率變數로 은행의 平均預金金利를 추가한 경우 부호는 선택적인 기대에 부합되었으나 통계적 유의성은 없었다. 銀行預金金利가 정부에 의해 규제되고 있는 상황하에서 이같은 결론은 당연한 것이라고 하겠는데, 추후 金利自律化 조치가 진전되면서 은행이자율의 자율조정 기능이 활성화되면 다른 결과를 보일 수도 있을 것이다. 또 통화시장의 長期的 均衡關係로부터의 이탈은 주로 實質通貨需要의 조정을 통하여 이루어지는 것으로 나타났으며, 實質所得이나 利率變數들은 이같은 불균형에 의해 그다지 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 이는 또한 通貨需要函數를 추정할 때 實質所得과 利率變數를 포함하

는 단일방정식 추정방법이 유용할 수 있음을 보이는 것이기도 하다.

마지막으로, 앞에서 추정된 長期 通貨需要函數를 기초로 향후 適正通貨增加率을 추산해 보면 「新경제」 5개년계획이 상정하고 있는 평균 7%대의 實質成長과 3%대의 인플레이율 組合을 이루기 위해서는 연간 총통화증가율이 11% 내외—소득탄성치 최소 1.13, 최대 1.17을 적용할 경우 총통화증가율은 10.9~11.2%—에 있어야 함을 보이고 있다. 즉 최근 15~18%대에 유지되고 있는 總通貨增加率이 향후 이보다 훨씬 낮은 수준으로 하향조정되어야 함을 보이고 있는 것이다. 물론 장기균형관계에 이르기까지의 과도기에는 名目利率이 점진적으로 하락하게 될 것이므로 이같은 이자율하락에 따른 通貨需要의 증가분을 감안해야 할 것이다.

## ▷ 參 考 文 獻 ◁

琴在昊·李仁實, 「貨幣需要函數의 構造와 安定性」, 『金融研究』, 제7권 제1호, 韓國金融研究院, 1993. 12.

朴東淳, 「우리나라 通貨需要函數의 推定과 分析」, 『金融經濟研究』, 제2권 제2호, 韓國金融研究院, 1989. 8.

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.

\_\_\_\_\_, 「현행 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.

\_\_\_\_\_, 「인플레이와 M2 流通速度」, 『韓國開

- 發研究』, 제13권 제2호, 韓國開發研究院, 1991.
- 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.
- 李仁杓, 「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 政策研究資料 No. 9402, 1994. 4.
- 全聖寅, 「通貨, 物價, 名目賃金の 長短期 動學에 관한 研究」, 『韓國開發研究』, 제14권 제1호, 韓國開發研究院, 1992.
- Bahmani-Oskooee, M. and H. J. Rhee, "Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 8, No. 2, Summer 1994.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith, "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 1986, pp.253~277.
- Bordo, M. D. and L. Jonung, "The Long-run Behavior of the Income Velocity of Money: A Cross Country Comparison of Five Advanced Countries, 1870-1975," *Economic Inquiry*, 19, 1981, pp.96~116.
- , "The Long-Run Behavior of Velocity: The Institutional Approach Revisited," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 12, No. 2, Summer 1990, pp.165~197.
- Cheung, Yin-Wong and K. S. Lai, "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp.313~328.
- Choi, In, "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," mimeo, Korea Development Institute and the Ohio State University, Aug. 1991.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp.427~431.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251~276.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results," in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relation-*

- ships*, Oxford University Press, 1991.
- Hafter, R. W. and Dennis W. Jansen, "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1991, pp.155~168.
- Hezel, R. H. and Y. P. Mehra, "The Behavior of Money Demand in the 1980s," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, 1989, pp.455~463.
- Hoffman, D. L. and R. H. Rasche, Long-run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States," *The Review of Economics and Statistics*, 1991, pp.665~674.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera, "Efficient Tests for a Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, Vol. 6, 1980, pp. 255~259.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231~254.
- , "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 1551~1580.
- , "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp.383~398.
- and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169~210.
- Judd, J. and J. Scading, "The Search for a Stable Money Demand Function," *Journal of Economic Literature*, 20, 1982, pp.993~1023.
- Miller, Stephen M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modeling," *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1991, pp.139~154.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp.461~472.
- Phillips, P. C. B., "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 283~306.

- \_\_\_\_\_ and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 1990, pp.99~125.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp.335~346.
- Rasche, R. H., "M1-Velocity and Money Demand Functions: Do Stable Relationships Exist?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, 1987, pp.9~88.
- Said, S. E. and D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in ARMA Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, 1984, pp.599~607.
- Saikkonen, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrated Regressions," *Econometric Theory*, 7, 1991, pp.1~21.
- \_\_\_\_\_, "Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation," *Econometric Theory*, 8, 1992, pp.1~27.
- Schwert, G. W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987, pp.73~103.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp.1~48.
- Stock, J. H., "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica*, 5, 1987, pp.1035~1056.
- \_\_\_\_\_ and M. W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 83, 1988, pp.1097~1107.