

## 우리 나라의 長期的 通貨需要函數: 季節性を 감안한 共積分 檢定\*

黃虎榮\*\* · 李東憲\*\*\*

### 논문 초록:

개방경제와 금융자유화에 힘입어 비통화금융기관의 고유동성 자산이 급속히 증가하는 현실에서, 통화금융기관의 자산에 한정된 협의의 M1이나 M2가 시중의 유동성을 적절히 반영하고 있는가 하는 의문이 제기되고 있다. 이에 따라 본 연구는 1973~1996년의 분기별 원시계열을 가지고 계절성을 감안한 공적분방법을 사용하여 다양한 개념의 통화량을 대상으로 장기적 통화수요함수가 존재하는가 분석하였다. 분석결과를 과거의 연구와는 다르게 총유동성 개념의 M3가 소득, 이자율(회사채수익률), 환율 등과 장기적 통화수요함수를 형성하고 있음을 보여 주고 있다. 이는 1979년 이래 M2를 주시해왔던 통화정책방식을 부정하는 한편, 비통화금융기관의 자산을 포함한 광의의 M3를 조절해야 한다는 것을 시사해 주는 것이다. 또한 이러한 결과는 IMF 프로그램의 M3 규제에 이론적 근거를 부여하는 것이다.

핵심주제어 : 통화수요함수, 계절성, 공적분  
경제학문헌목록 주제분류 : E4

### I. 序 論

어떤 경제변수들은 단기적으로는 계절적 요인 등에 의해 각기 任意的(random)으로 움직여 서로 멀리 떨어질 수 있지만, 장기적으로는 市場메커니즘과 같은 경제적 힘에 의해 이 변수들이 연관성 있게 변동한다. 이런 현상을 최초로 설명하

\* 본 연구의 학술연구비를 일부 지원해 주신 亞洲大學校와 자료수집에 도움을 주신 韓國銀行에 감사를 드린다. 본 논문은 1998년 2월 13일에 개최된 한국경제학회 정기학술대회에서 발표된 것을 일부 보완한 것이다. 학술대회에서 유익한 논평을 해 주신 인하대학교 張世珍 교수와 연세대학교 河成根 교수께 감사드린다. 또한 본 논문에 대해 귀중한 비평을 해 주신 韓國銀行 調査部의 李宗奎 박사, 企劃豫算委員會의 崔炅煥 박사와 익명의 두 심사위원께도 감사드린다.

\*\* University of Wisconsin-Milwaukee 博士學位 후보자

\*\*\* 亞洲大學校 碩座教授

고 추정방법을 제시한 것이 Engle and Granger(1987)의 공적분(cointegration)이론이다. 공적분이론에 의하면 개별변수들이 任意行步(random walk)를 하는 경우라도 이 변수들 간에 안정적인 線型組合(linear combination)이 존재한다면 이 변수들은 공적분되어 있으며, 장기적 관계가 있다고 한다. 이런 이유로 통화와 소득, 이자율 등과 같은 거시경제변수들간에 장기적 관계가 존재한다면 통화정책당국이 통화량을 조절하여 관련된 거시경제변수에 장기적으로 영향을 미칠 수 있을 것이다. 따라서 통화와 거시경제변수들간의 공적분관계는 통화정책의 수행과 관련하여 대단히 중요한 의미를 가진다. 한편 통화공급은 정책수단으로 수시로 변하지만, 민간의 통화수요함수는 비교적 안정적이기 때문에 통화수급의 교차점으로 나타난 시계열을 통하여 통화수요함수에 적합한 변수들의 상관관계를 도출하면 장기적 통화수요함수를 추정할 수 있다. 이런 관계로 공적분이론을 적용하여 통화수요함수를 추정하는 많은 연구가 이루어져 왔다. Johansen and Juselius(1990)는 Engle-Granger(1987)방법보다 더 효율적인 공적분방법을 개발하고, 이를 적용하여 덴마크와 핀란드의 통화수요함수를 추정하였다. 그리고 Hafer and Jansen(1991)은 미국의 경우에 대해 Johansen-Juselius(1990)의 공적분방법을 사용하여 M2의 수요함수를 추정하였다.

우리 나라에서는 威貞鎬·崔雲奎(1989)가 공적분분석을 통해 M1(현금+은행요구불예금)이 소득, 이자율 등과 장기적으로 안정적 관계를 가지고 있음을 나타내고 있으나, Engle-Granger(1987)방법을 사용하고 있어 정확한 공적분벡터의 數를 판별할 수 없고, 또한 추정된 공적분계수들의 통계적 검정도 할 수 없다.<sup>1)</sup> 朴佑奎(1991)는 더 효율적인 Johansen-Juselius(1990)방법을 적용하여 M2(M1+은행저축성 예금)가 소득 및 기회비용(예상인플레이션율-M2의 평균이자율)과 공적분 관계에 있음을 보이고 있으나, 통화함수 설정을 위한 광범한 검정은 하지 않았다.

1) 威貞鎬·崔雲奎(1989)는 Engle-Granger(1987)방법을 적용하여 M2나 M3가 각기 설명변수들과 공적분관계를 가지고 있지 않음을 보여 주고 있는 반면에, 디비시아(Divisia)와 같은 通貨指數法(Barnett, 1980)을 사용하여 M2나 M3의 構成資産을 가지고 通貨指數를 작성하면 안정된 공적분관계가 존재함을 나타내고 있다. 이 결과는 그 이전에 李東憲(1985, 1988)의 논문이 Barnett(1980)의 기법을 소개하고 실제로 다양한 通貨指數를 작성하여, 그 중에서도 M2와 M3의 指數가 우리 나라의 통화관리지표로서 더욱 적절하다고 주장한 것을 뒷받침해준다. 그러나 威貞鎬·崔雲奎(1989)의 시계열은 1980년대 末과 1990년대를 제외했을 뿐만 아니라 사용된 공적분검정이 확실하지 않다는 결함을 갖고 있기 때문에 通貨指數를 새로이 작성하여 분석해야 한다. 하지만 이를 위해서는 많은 자료와 시간이 필요하기 때문에 後에 다른 연구에서 通貨指數를 작성하여 공적분관계를 분석할 예정이다.

동일한 방법으로 柳潤河(1994)는 M2가 소득 및 이자율과 장기적으로 안정된 관계를 가지고 있음을 보이고 있으나, 계절조정이 안된 원시계열을 사용하면서 공적분분석에서 確率的 季節性(stochastic seasonality)을 고려하지 않았다. 한편, Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)는 우리 나라의 경제가 개방경제(open economy)라는 점을 고려하여 환율을 통화수요함수에 포함시켜서 Engle-Granger (1987)방법을 적용하여 M1이 소득, 이자율, 환율 등과 공적분되어 있음을 주장하고 있으나, 자료에 결점이 있는데다 공적분분석에서 원시계열을 사용하면서 계절성을 고려하지 않았기 때문에 공적분결과에 대하여 의문이 제기되고 있다.<sup>2)</sup> 이에 대하여 Lee and Chung(1995)이 적절히 자료를 수정하고 계절조정을 한 후에 Johansen-Juselius방법을 사용하여 M1이 아닌 M2에서 공적분관계가 존재함을 보여 주고 있다. 하지만 이들의 분석은 確率的 季節性을 고려하지 않고 공적분 이전에 계절조정된 시계열을 사용함으로써 정보의 손실을 가져와 推論(inference)의 오차를 야기할 수도 있는 가능성을 내포하고 있다. 이런 문제를 피하기 위하여 Ermini and Chang(1996)은 계절조정되지 않은 원시계열을 이용하여 確率的 季節性을 감안한 공적분방법을 통해 M2가 계절성이 없는 주기뿐만 아니라 계절성이 있는 일부 주기에서도 소득, 물가, 이자율 등과 공적분관계에 있음을 확인시켜 주고 있지만, 환율을 제외하였다. 이러한 기존의 연구들을 살펴볼 때 우리나라에서 M1보다는 M2가 소득 및 이자율과 공적분관계를 갖고 있다고 볼 수가 있다. 그러나 환율을 제외했기 때문에 개방경제하의 통화수요함수라고 단정할 수는 없다. 한편, M2가 환율을 포함한 장기적 통화수요함수를 형성한다는 연구결과는 있었으나, 確率的 季節性을 감안한 통계적인 확증은 없다. 더욱이 洪甲秀·高榕秀(1993)와 Lee and Chung(1995)이 지적했듯이, 비통화금융기관의 고유동성 자산이 급속히 증가하는 현실에서 M2보다 시중의 유동성을 더 반영할 수 있는 광의의 통화개념이 적절하지 않느냐 하는 의문이 제기된다.

본 연구의 목적은 위와 같은 의문에서 출발하여 기존 연구의 단점을 보완한 종합적이고 새로운 공적분분석을 통하여 개방된 우리 경제에서 거시경제변수들과 관계가 있는 통화지표를 찾아 장기적 통화수요함수를 추정하는 데 있다. 이를 위하여 계량경제방법론에서 계절조정되지 않은 원시계열을 대상으로 계절성을 감안한 공적분방법을 사용하였고, 통화수요함수에 환율을 포함하였으며, 그리고

2) Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)자료의 결점은 Lee and Chung(1995)에 자세히 설명되어 있다.

다양한 개념의 통화총량을 분석대상으로 삼았다. 이러한 새로운 방법에 따른 공적분분석결과는 기존의 연구결과와 다르게 총유동성 개념의 M3가 소득, 이자율, 환율 등과 장기적으로 안정된 관계를 보여 주고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 우리 나라에 적합한 통화수요함수의 모형을 설정하고, 그 변수들의 자료와 그에 대한 계절적 단위근 검정방법 및 결과에 대하여 설명하였다. 다음 제Ⅲ절에서는 계절성을 감안한 공적분방법을 간략히 소개하고, 통화수요함수의 공적분검정 및 추정결과와 그 의미를 논의하였다. 마지막으로 제Ⅳ절에서 본 연구의 결론을 요약하였다.

## Ⅱ. 通貨需要函數와 變數의 資料

일반적으로 통화수요는 규모변수(scale variable)와 통화보유의 기회비용변수에 따라 결정된다고 보고 있다. 이 분야의 연구들(Goldfeld, 1973; Gordon, 1984)은 규모변수로서 실질소득, 기회비용변수로서 이자율을 사용하여 통화수요가 실질소득과는 陽(+)의 관계를 가지나, 이자율과는 陰(-)의 관계를 가지고 있음을 보이고 있다. 그런데 개방경제하에서는 실질소득과 이자율에 더하여 환율도 통화수요에 영향을 미칠 수 있다. Arango and Nadiri(1981)는 국내통화가 평가절하되면 내국인이 소유한 외국자산의 국내가치가 상승하여, 그에 따른 富의 증가를 통하여 통화수요가 늘어나 환율(외국화/원화—즉, 국내환율계측치의 역수)과 陰(-)의 관계를 갖는다고 주장하였다. 환율을 포함시킨 통화수요함수는 최근에 McNown and Wallace(1992)가 미국에서 시도하였고, 對外依存度가 높은 우리 나라에 대해서는 Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)와 Lee and Chung(1995)에 의해 공적분 회귀식으로 추정하였다.<sup>3)</sup> 따라서 우리 나라의 통화수요함수를 환율변수를 포함하여 다음과 같이 구성할 수 있다.

$$\ln m_t = a + \beta \ln y_t + v r_t + \lambda \ln ex_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서  $m$ 은 실질통화량,  $y$ 는 실질소득,  $r$ 는 이자율, 그리고  $ex$ 는 실질환율을 표시하며, 예상되는 계수의 부호는 각각  $\beta > 0$ ,  $v < 0$ ,  $\lambda < 0$ 이다. 式 (1)에서 이

3) 수출입이 GNP에서 차지하는 비중을 기준으로 미국의 1995년도 對外依存度는 19%인 데 반하여 우리 나라의 1995년도 對外依存度는 훨씬 높은 58%를 기록하고 있다(한국은행(1997), 부록, pp. 6~9 참조).

자율 이외의 모든 변수는 자연로그(ln)를 취했으나, 금리변수만은 朴佑圭(1991)와 柳潤河(1994)처럼 자연로그를 취하지 않았다.<sup>4)</sup>

위의 式에 따라 우리 나라의 통화수요함수를 추정하기 위하여 사용된 각 설명 변수의 자료는 실질소득(y)으로는 실질GDP(1990년 가격기준), 이자율(r)로는 대표적 시장금리인 회사채수익률(3년만기), 실질환율(ex)로는 우리 나라의 주요 무역대상국들과의 실질실효환율(real effective exchange rate)이 사용되었다.<sup>5)</sup> 종속 변수로는 洪甲秀·高榕秀(1993)와 Lee and Chung(1995)이 지적했듯이 광의의 통화를 포함시켜 分期末殘高로 구한 M1, M2, M2A, M2B, M2CD, M3 등이 이용되었는데, 이 통화지표들의 정의는 다음과 같다.<sup>6)</sup>

M1=현금+통화예금은행의 요구불예금,

M2=M1+통화예금은행의 저축성 예금,

M2A=M2-통화예금은행의 2년 이상 저축성 예금,

M2B=M2A+비통화금융기관의 요구불예금+비통화금융기관의 2년 미만  
저축성 예금+CD(양도성 예금증서),

M2CD=M2+CD,

M3=M2+비통화금융기관의 예수금+금융채+CD+상업어음매출+환매채.

여기서 실제의 종속변수로는 위의 통화지표를 GDP디플레이터로 나눈 실질통화량인  $m1, m2, m2a, m2b, m2cd, m3$  등이 사용되었다. 이상에서 이자율을 제외한 모든 변수는 자연로그를 취하였으며, 분석대상기간은 전세계적으로 變動換率制가 시작된 1973년 1/4분기부터 1995년 4/4분기까지이다.

위의 모든 자료는 계절조정되지 않은 원시계열이므로 계절성이 없는 주기뿐만 아니라 계절성이 있는 주기(seasonal frequency)에서도 단위근(unit root)이 존재할 수 있다. 따라서 공적분분석을 하기 위해서는 먼저 변수들이 각 주기에서 단

4) 금리변수에 자연로그를 취해서도 통화수요함수에 대한 공적분분석을 시도해 보았는데, 분석 결과가 式 (1)의 추정결과와 비교해 통계적 유의성은 낮아지지만, 변화가 없었으므로 본 연구에 보고하지 않았다. 이 분석결과가 필요한 경우 필자가 제공할 수 있다.

5) 실질실효환율은 Bahmani-Oskooee(1995)가 산출한 것을 사용하였으며, 다음과 같이 정의된다. 우리 나라의 원에 대한 주요 무역대상국 19개 국가의 명목환율(외국화/원화)에 상대적 물가지수(relative price index)를 반영하여 얻어진 실질환율을 우리의 수입에서 이 19개 국가가 각기 차지하는 비율로 가중평균한 것이다.

6) 비통화금융기관이 관련된 M2B와 M3는 1980년 이전에는 分期末殘高의 통계만 있으므로 一貫性을 유지하기 위하여 모든 통화지표를 分期末殘高로 구하였다.

위근을 갖고 있는가를 검정해야 한다. 이러한 계절적 단위근검정을 위해 본 연구에서는 Hylleberg, Engle, Granger and Yoo(1990, 이후로 HEGY라 칭함)가 제안한 방법을 사용하였다.

분기별 시계열에서 HEGY방법을 시행하기 위해서는 다음과 같은 회귀방정식을 추정해야 한다.

$$\Delta_4 x_t = v_1 y_{1,t-1} + v_2 y_{2,t-1} + v_3 y_{3,t-2} + v_4 y_{3,t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta_4 x_{t-i} + \mu + \varphi D_t + \delta t + \varepsilon_t, \quad (t=1, \dots, T) \quad (2)$$

여기서  $\Delta_4 = (1-L^4)$ 는 4차차분을 의미하며,  $x_t$ 는 검정되어야 할 변수이며,  $y_{1t} = (1+L+L^2+L^3)x_t$ ,  $y_{2t} = -(1-L+L^2-L^3)x_t$ ,  $y_{3t} = -(1-L^2)x_t$ 를 나타낸다.<sup>7)</sup> 그리고  $\mu$ 는 상수항,  $D_t$ 는 상수항과 相好直交(orthogonal)되는 3개의 계절더미(seasonal dummies)로 이루어진 벡터(vector)이며,  $t$ 는 時間趨勢(time trend)이고,  $\varepsilon_t$ 는 정규분포를 따르는 백색잡음(white noise)이다.<sup>8)</sup> 式 (2)에 포함된 각 주기에서 단위근의 존재는  $v_k (k=1, 2, 3, 4)$ 의 추정치에 의하여 결정된다. 0주기에서 단위근이 존재한다면  $v_1=0$ ,  $\pi$ 주기에서 단위근이 존재한다면  $v_2=0$ , 그리고  $\pi/2$ 주기에서 단위근이 존재한다면  $v_3=v_4=0$ 이라는 假說이 성립된다. 이 때 검정에 이용되는 임계치(critical value)는 HEGY(1990, pp. 226~227)가 작성한  $t$ -통계값과  $F$ -통계값을 사용한다. 여기서 단위근검정을 위하여 式 (2)를 最小自乘法(least squares method)으로 추정할 때 自己回歸變數의 시차길이( $p$ 의 값)는 AIC(Akaike Information Criterion)를 기준으로 결정하였으며, 결정된 시차길이에 대해서는 잔차항의 1차부터 4차까지 自己相關(autocorrelation)여부를 판단하기 위하여 LM(Lagrange multiplier)검정을 실시하였다.<sup>9)</sup>

이와 같은 HEGY방법을 적용하여 본 연구에 사용된 변수들에 대한 계절적 단위근검정결과가 수준변수와 1차차분변수로 나뉘어 <표 1>에 요약되어 있다. 우선 모든 추정식에서 잔차항이 1차부터 4차까지 自己相關이 없음이 LM검정으로 나타났다. 따라서 각 변수의 단위근검정에 앞서, 自己回歸變數에 결정된 시차길이

7) 式 (2)에서 4차차분필터  $\Delta_4 = (1-L^4)$ 는 4개의 단위근( $\pm 1, \pm i$ )을 갖는다. 여기서 1은 0주기,  $-1$ 은  $\pi$ 주기(반년주기),  $\pm i$ 는  $\pi/2$ 주기(1년주기)에 각기 상응한다.

8) 추세항( $t$ )을 제외하고도 계절적 단위근검정을 시행하였는데, 그 결과는 추세항( $t$ )을 포함했을 경우와 별차이가 없었다.

9) AIC의 자세한 내용과 검정방법은 Akaike(1973) 참조.

는 통계적으로 적합하다고 판단된다. 계절적 단위근 검정결과는 수준변수의 경우에 <표 1>에서 보듯이  $\ln y$ (실질GDP),  $\ln m2cd$ ,  $\ln m3$ 은 계절성이 없는 0주기 뿐만 아니라 다른 모든 계절적 주기에서도 단위근을 가지고 있으며,  $\ln m2$ ,  $\ln m2a$ 는 0주기와  $\pi/2$ 주기에서, 그리고  $\ln m2b$ 는 0주기와  $\pi$ 주기에서 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 한편,  $r$ (회사채수익률),  $\ln ex$ (실질환율),  $\ln m1$ 은 계절성이 없는 0주기에서만 단위근이 확인되었다. 따라서 통화수요함수의 변수들간에 공통으로 단위근을 갖고 있는 주기는 계절성이 없는 0주기에만 한정되어 있음을 알 수 있다. 반면에 1차차분변수의 경우에는 모든 변수가 계절성이 없는 0주기에서 단위근을 가지고 있지 않는 것으로 나타났다.

<표 1> 季節的 單位根檢定結果

변 수	수 준				1 차 차 분			
	$t_1$	$t_2$	$F_{3,4}$	LM(4)	$t_1$	$t_2$	$F_{3,4}$	LM(4)
$\ln y$	-2.54	-0.76	0.69	3.92	-3.36*	-1.25	0.93	5.16
$r$	-3.21	-3.36*	8.91*	1.27	-3.40*	-3.43*	16.97**	5.95
$\ln ex$	-2.53	-4.09**	12.02**	1.04	-2.96*	-3.81**	12.02**	0.72
$\ln m1$	-2.04	-4.56**	31.51**	0.44	-5.01**	-4.10**	20.08**	2.91
$\ln m2$	-2.14	-3.25*	1.99	7.13	-4.83**	-3.50*	2.10	5.32
$\ln m2a$	-2.91	-3.10*	3.18	4.90	-5.01**	-3.17*	3.01	7.07
$\ln m2b$	-1.39	-2.58	11.60**	4.19	-3.78**	-2.25	6.62*	3.07
$\ln m2cd$	-2.29	-2.64	4.14	7.95	-4.39**	-3.53	1.99	4.29
$\ln m3$	-2.11	-2.41	2.99	5.33	-3.80**	-2.53	3.01	5.36

주: 1) \*와 \*\*는 각각 5%와 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

2) 0주기와  $\pi$ 주기에서의 각각 단위근의 존재유무는 식 (2)에서 추정된  $v_1$ 과  $v_2$ 의  $t$ -값 ( $t_1$ ,  $t_2$ )에 근거하였고,  $\pi/2$ 주기에서의 단위근의 존재유무는  $v_3$ 와  $v_4$ 가 모두 0이라는 가설에 대한  $F$ -값( $F_{3,4}$ )에 근거하였음. 임계치는 HEGY(1990, Table 1a와 Table 1b)의 통계값을 사용하였음.

3) 시차의 길이는 AIC를 기준으로 결정하였음.

4) LM(4)은 잔차항의 4차 自己相關여부를 판단하기 위한 검정으로 自己相關의 통계적 유의도가 없는 것으로 나타남. 여기서는 생략했으나 1~3차 自己相關 여부도 LM검정을 통하여 自己相關이 없는 것으로 나타남.

### Ⅲ. 季節性を 감안한 共積分結果

변수별로 계절조정을 한 후에 공적분점정을 하면 偏倚(bias)를 야기시킨다는 Ermini and Chang(1996)의 지적에 따라 본 연구에서는 원시계열을 사용하여 계절성을 감안한 공적분점정을 시도하려고 한다. 계절성을 감안한 공적분점정은 모든 변수들이 단위근을 갖고 있는 각 주기에서 공적분관계가 존재하는가를 살펴보는 방법으로서, Lee(1992)가 Johansen-Juselius(1990)방법을 확대·발전시킨 다음과 같은 VAR모형에 기반을 두고 있다.

$$\Delta_4 X_t = \Gamma_1 Y_{1,t-1} + \Gamma_2 Y_{2,t-1} + \Gamma_3 Y_{3,t-2} + \Gamma_4 Y_{3,t-1} + \sum_{i=1}^P \Theta_i \Delta_4 X_{t-i} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (t=1, \dots, T) \quad (3)$$

위의 式에서  $\Delta_4 = (1 - L^4)$ 로서 4차차분을 의미하며,  $X_t$ 는 4개의 변수로 이루어진  $(\ln m_t, \ln y_t, r_t, \ln ex_t)'$ 의 列벡터이며, 필터링된 변수들은  $Y_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)X_t$ ,  $Y_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)X_t$ ,  $Y_{3t} = -(1 - L^2)X_t$ 이고,  $\Gamma_k$  ( $k=1, 2, 3, 4$ )와  $\Theta_i$ 는  $(4 \times 4)$ 의 係數行列(coefficient matrix)이다. 그리고  $\mu$ 는 상수항으로  $(4 \times 1)$ 벡터이며,  $D_t$ 는 상수항과 相好直交되는 3개의 계절더미로 이루어진 벡터,  $\Phi$ 는 계절더미에 대한  $(4 \times 3)$ 의 係數行列이고,  $\varepsilon_t$ 는 正規分布를 따르는 백색잡음의  $(4 \times 1)$ 벡터이다. 여기서 각 주기에서의 공적분을 고려하기 위하여  $Y_1$ 에 속한 변수들은 0주기에서,  $Y_2$ 에 속한 변수들은  $\pi$ 주기에서, 그리고  $Y_3$ 에 속한 변수들은  $\pi/2$ 주기에서만 각기 단위근이 존재하도록 필터링한 것이다. 式 (3)에서 係數行列인  $\Gamma_k$  ( $k=1, 2, 3, 4$ )의 位數(rank)가 상응된 주기, 즉 0주기 ( $k=1$ ),  $\pi$ 주기 ( $k=2$ ),  $\pi/2$ 주기 ( $k=3, 4$ )에서 공적분벡터의 數를 결정한다. 만약  $\Gamma_k$ 의 位數가 0이면  $\Gamma_k=0$ 으로 간주할 수 있으므로, 이에 상응된 주기에서 변수들간에 공적분관계가 존재하지 않는다는 것을 의미한다.

그런데 앞장의 계절적 단위근 검정결과에 의하면 통화수요함수의 변수인  $\ln m$ (실질통화량)과  $\ln y$ (실질소득)은 계절성이 없는 0주기뿐만 아니라 계절적 주기에서도 단위근이 확인된 반면,  $r$ (회사채수익률)과  $\ln ex$ (실질환율)은 계절성이 없는 0주기에서만 단위근이 확인되었다. 한편, 이들의 1차차분변수에서는 계절성이 없는 0주기에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 위의 변수



들은 계절성이 없는 0주기에서만 공적분관계가 존재할 가능성이 있다.<sup>10)</sup> 그러므로 式 (3)은  $\Gamma_2, \Gamma_3, \Gamma_4$ 를 0으로 가정하고, 모든 변수들에 필요한 0주기에서의 단위근을 제거하기 위한 필터만 남기고, 계절적 단위근을 제거하기 위한 필터를 생략하면 다음과 같은 1차차분인  $\Delta X_t$ 의 VAR모형이 된다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^q \Theta_i \Delta X_{t-i} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad (t=1, \dots, T) \quad (4)$$

위의 式은 0주기에서만 공적분검정을 할 수 있는 Johansen-Juselius(1990)의 VAR모형이다.<sup>11)</sup> 여기서 유의할 것은 Lee and Chung(1995)과 같이 決定的 季節要因(deterministic seasonal factor)을 변수별로 계절조정하지 않고, VAR모형의 추정과 함께 제거한다는 것이다.<sup>12)</sup>

이제 式 (4)에 근거하여 실질통화량, 실질소득, 이자율 그리고 실질환율간에 공적분관계 및 장기적 통화수요함수가 존재하는가를 Johansen-Juselius(1990)가 제시한 最尤推定(maximum likelihood estimation)방법으로 검정해 보자. 이를 위한 공적분검정에 앞서 먼저 式 (4)의 시차길이( $q$ 의 값)를 결정해야 한다. 시차길이는 Lee and Chung(1995, pp.106-107)과 같이 LR(likelihood ratio)검정으로 우선 선정한 후에, 잔차항이 自己相關(1차 및 4차)이 없고 正規分布를 따르는 것이 검정으로 나타날 때까지 시차길이를 늘려서 결정하였다.<sup>13)</sup> 이와 같은 방법으로 시차 길이를 결정한 이유는 잔차항이 式 (4) 오차항( $\varepsilon_t$ )의 백색잡음과 正規分布가정을 충족시켜 일치성있는(consistent) 공적분추정과 검정을 하는 데 있다.

위와 같이 결정된 VAR의 시차길이를 바탕으로 본 연구의 핵심인 공적분검정

10)  $\ln y$ 와  $\ln m3$ (또는  $\ln m2cd$ )가 모든 계절적 주기에서 단위근을 갖고 있으므로, 이 두 변수 사이에 계절적 공적분관계가 존재할 수 있다. 하지만 이자율 같은 주요 변수없이 통화수요함수를 명시(specification)할 수 없으므로, 통화와 소득 두 변수만의 단순한 공적분관계는 본 연구에서 배제되었다.

11) 어떤 시계열변수에서 시간경과에 따라 決定的 季節要因이 축소 또는 확대된다면 季節要因이 고정되어 있다는 가정에 기초하고 있는 계절더미 사용법은 공적분결과를 왜곡시킬 수 있다. 따라서 式 (4)를 추정할 때 시계열자료에는 추세항을 가지고 있지만, 공적분관계식은 추세항을 갖고 있지 않다는 가정에서 추정하였다.

12) 式 (4)에서 確率的 季節要因을 배제하기 때문에 Lee and Chung(1995)같이 決定的 季節要因을 미리 시계열별로 조정하는 방법과 차이가 없다. 하지만 여기서는 계절더미변수들의 自由度(degree of freedom)을 감안하기 때문에 Lee and Chung(1995)보다 더 엄격한 공적분검정을 하는 것이다.

13) 잔차항의 自己相關 여부와 正規分布 여부는 多變數LM檢定과 多變數正規分布檢定으로 검토하였으며, 그 방법은 각기 Godfrey(1988)와 Doornik and Hansen(1994) 참조.

을 시행하여 그 결과를 <표 2>에 나타냈다. 여기서 공적분관계식은 最大特性根(maximum eigenvalue)에 상응하는 特性벡터(eigenvector)를 이용하여  $\ln m$ (실질 통화량)의 계수를 1로 정규화(normalization)한 후 회귀식으로 표시하여 다른 변수들의 추정계수와 그들에 대한 표준오차를 도출하였다.<sup>14)</sup> M1을 통화지표로 한 <표 2>의 추정식 (1)을 보면, 트레이스(trace)검정과 最大特性根검정으로 공적분 관계가 없는 것으로 나타났으며, 회귀식으로 표시된 모든 변수들의 통계적 유의성도 없는 것으로 나타났기 때문에 M1의 통화수요함수가 존재하지 않는다는 것을 확인할 수 있다. 이는 Lee and Chung(1995)의 결과와 상응하는 반면, M1의 통화수요함수가 우리 나라에 적절하다는 Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)의 주장을 다시 기각하는 것이다.

M2를 통화지표로 하는 추정식 (2)의 트레이스검정과 最大特性根검정에 의하면 5% 유의수준에서 1개의 공적분벡터가 존재하는 반면, 회귀식으로 표시하면 소득 변수의 계수는 예상한 대로 유의성이 있는 올바른 부호를 나타냈지만, 금리변수와 실질환율변수의 계수들은 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 M2는 우리 나라의 통화수요함수로는 적절하지 않다고 하겠다. 이는 분석대상기간을 1990년 이전으로 잡은 Lee and Chung(1995)과 상이한 결과로서 1990년대를 포함시켜 확장된 본 연구의 標本으로는 M2가 통화함수의 적절한 지표로서는 성립되지 않는다는 것이다. 또한 통화지표를 M2에서 다소 변경한 M2A, M2B, M2CD의 추정식 (3), (4), (5)에서 공적분검정결과에 따르면 그들을 지표로 한 통화수요함수는 존재하지 않는다고 단정할 수 있다.

위에서 살펴본 통화지표들과는 반대로 M3를 사용하여 추정한 식 (6)을 보면 우리 나라에서 M3의 통화수요함수가 존재한다는 것을 확실히 알 수 있다. 우선 트레이스검정과 最大特性根검정에 의해 1개의 공적분벡터가 존재한다는 것이 1% 유의수준에서 확인되었다. 또한 회귀식으로 표시했을 때도, 모든 계수들이 통화수요함수로서 예상된 부호와 추정치 그리고 통계적 유의성을 모두 갖추고 있다. 소득변수의 계수는 1% 수준으로 유의한 1.939로서 M3와 같은 광의의 통화는 사치재(luxury goods)처럼 소득탄력성(income elasticity)이 1보다 크다는 외국의 추정결과(Barnett *et al.*, 1984; Bose and Rahman, 1996)를 따르고 있다. 금리변

14) EViews, version 2.0를 사용하여 공적분관계식을 추정하고 검정하였다. 변수들의 추정계수는 표준오차를 유도하여 통계적 유의성을 Wald검정법으로 확인하는 Johansen and Juselius(1990)의 기법을 사용함.

〈표 2〉 各 通貨指標에 관한 共積分檢定 및 回歸式의 結果  
(1973I-1995IV)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln m1$	$\ln m2$	$\ln m2a$	$\ln m2b$	$\ln m2cd$	$\ln m3$
트레이스(Trace)검정:						
$H_0$						
$r=0$	34.53	50.83*	36.82	28.91	49.42*	77.80**
$r \leq 1$	14.79	21.87	19.37	12.77	25.50	20.82
$r \leq 2$	5.40	9.05	6.43	2.66	7.47	6.67
$r \leq 3$	1.18	0.12	0.01	0.02	0.01	0.03
最大特性根검정:						
$H_0$						
$r=0$	19.74	28.96*	17.44	16.15	28.92*	56.98**
$r=1$	9.39	12.81	12.94	10.10	18.03	14.15
$r=2$	4.21	8.93	6.42	2.64	7.47	6.65
$r=3$	1.18	0.12	0.01	0.02	0.01	0.03
공적분회귀식:						
변수	$\ln m1$	$\ln m2$	$\ln m2a$	$\ln m2b$	$\ln m2cd$	$\ln m3$
$\ln y$	3.107 (6.625)	1.211** (0.022)	1.106** (0.034)	1.301** (0.165)	1.338** (0.037)	1.939** (0.019)
$r$	0.493 (1.459)	-0.004 (0.003)	-0.009^ (0.005)	0.014 (0.024)	0.001 (0.004)	-0.007* (0.003)
$\ln ex$	-14.189 (42.235)	0.074 (0.106)	-0.150 (0.214)	-2.048 (2.009)	0.208 (0.164)	-0.294** (0.097)
시차길이	6	5	5	5	4	6
잔차항검정						
LM(1)	21.53	17.98	11.00	8.34	19.52	21.62
LM(4)	18.02	23.25	22.92	17.08	20.14	22.68
NT	8.60	12.31	11.18	4.66^	16.10^	13.07
LR검정	18.11**	4.22	3.44	9.11^	4.00	14.02**

주: 1) ^, \*, \*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

2) 괄호 안에 있는 숫자는 추정된 계수의 표준오차를 나타냄.

3) 트레이스검정 및 最大特性根검정에서 임계치는 Osterwald-Lenum(1992, Table 1)의 통계값을 사용하였음.

4) LM(n)은 잔차항의 n차 自己相關 여부를 판단하기 위한 多變數檢定으로 自己相關이 없다는 귀무가설하에  $\chi^2(16)$ 분포를 따름.

5) NT는 잔차항의 正規分布 여부를 판단하기 多變數檢定으로 正規分布의 귀무가설하에  $\chi^2(8)$ 분포를 따름.

6) LR검정은 시계열자료는 추세항을 가지고 있지만, 공적분관계식은 추세항을 가지고 있지 않다는 가정을 검정하기 위한 것으로 이 가정에 대립되는 귀무가설하에  $\chi^2(4-r)$ 분포를 따르는데, 여기서 r는 공적분벡터의 數를 가리킴.

수와 환율변수의 계수들도 예상한 바와 같이 陰(-)의 부호를 나타내고, 각기 5%와 1%의 통계적 유의성을 보이고 있다. 특히 유의성이 높은 陰(-)의 부호를 갖는 환율변수(외국화/원화)의 계수는 Arango and Nadiri(1981)의 주장을 지지하는 것으로, 이 결과는 국내의 통화가치가 떨어지면 내국인이 소유한 외국자산의 국내가치가 상승하여 그에 따른 富의 증가효과로 통화수요가 늘어난다는 논리를 확증하는 것이다.<sup>15)</sup> M3에 관한 이 모든 결과가 신빙성이 있다는 것은 추정식의 잔차항이 1차 및 4차 自己相關이 없고, 正規分布를 따르는 것으로 검정결과(추정식 (6)의 하단부)에 나타났으므로, M3의 통화함수에 관하여 일치성있는 (consistent) 공적분추정과 검정을 할 수 있었다는 점이다.<sup>16)</sup>

이와 같이 우리 나라에서 M3의 통화수요함수가 존재한다는 결과는 M1에 한정해서만 통화수요함수가 나타났다는 威貞鎬·崔雲奎(1989)와 Bahmani-Oskooee and Rhee(1994)의 분석과는 전혀 다르다. 그러나 그들의 연구는 1990년대를 포함시키지 않은 기간에 한정된 분석이었고 그들이 적용한 Engle-Granger(1987)방법은 공적분벡터의 數와 회귀식의 계수치를 검정할 수가 없었으므로, 본 연구의 원시계열자료와 계절성을 감안한 공적분기법을 사용하여 그들의 연구에 상응하는 1973 I - 1989 IV 기간을 분석해 보았다. 또한, 과거의 연구들(威貞鎬·崔雲奎, 1989; Lee and Chung, 1995)이 계절조정된 시계열을 가지고 분석하여 推論의 오류를 야기했을 수도 있었기 때문에 그들의 연구와 비교하기 위하여 본 연구의 계절조정된 시계열을 가지고도 다시 공적분분석을 시행해 보았다.<sup>17)</sup> <표 3>의 列 (1)과 (2)에 있는 트레이스검정과 最大特性根검정에 의하면, M1을 통화지표로 하는 경우 공적분관계가 존재한다고 나타났으나, 통화수요함수로서의 형태는 갖추지 못했다. 통화수요의 설명변수인 환율변수의 계수가 이론적으로 예상한 바와는

15) 우리 나라의 경우 내국인 소유의 외국자산의 크기가 미미한 수준이라면 Arango and Nadiri(1981)의 효과가 크게 작용하지 않을 수도 있다. 그러나 우리 나라의 거대한 私債市場(Lee and Han, 1990 참조)을 감안할 때 개인의 외국자산이 적지 않을 것이며, 더욱이 수출입이 GNP에서 차지하는 비중이 50% 수준으로 오랫동안 지속되온 상황에서 내국기업인이 국외에 적지않은 유동성 금융자산을 소유하고 있으리라 짐작이 된다. 따라서 우리나라에서도 Arango and Nadiri(1981)의 국외자산효과가 나타난 것이다.

16) 이 공적분검정에서 시계열자료는 추세항을 가지고 있지만 공적분관계식은 추세항를 가지고 있지 않다는 가정하에 시행하였다. 그 이유는 이 가정에 대립되는 귀무가설이 LR검정치(추정식 (6)의 마지막 行)의 1% 유의수준에서 기각되었기 때문이다. 검정방법은 Johansen and Juselius(1990, p. 192) 참조.

17) 여기서 1990년을 분기점으로 분석기간을 정했는데, 그 이유는 시계열의 연속성과 추정기간에 관하여 각 연구들이 다소 상이하므로 均一한 대조를 하기 위해서이며, 또한 1990년대의 金利自律化政策 등의 영향(李東憲·李宗奎, 1997 참조)을 포함시키지 않기 위해서이다.

〈표 3〉  $m1$ ,  $m2$ 와  $m3$ 에 관한 共積分檢定 및 回歸式의 結果  
(1973I-1989IV)

	ln $m1$		ln $m2$		ln $m3$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	계절성을 감안한 공적분검정	계절조정 후의 공적분검정	계절성을 감안한 공적분검정	계절조정 후의 공적분검정	계절성을 감안한 공적분검정	계절조정 후의 공적분검정
트레이스(Trace)검정:						
$H_0$						
$r=0$	51.02*	56.10*	59.63**	66.85**	89.57**	91.91**
$r \leq 1$	21.40	24.48	25.74	28.94^	30.77^	35.18*
$r \leq 2$	7.62	9.34	8.05	7.21	11.35	13.48^
$r \leq 3$	0.01	0.05	0.01	0.04	0.74	0.83
最大特性根검정:						
$H_0$						
$r=0$	29.62*	31.61*	33.89**	37.91**	58.80**	60.72**
$r=1$	13.77	12.53	17.69	21.73^	19.41^	21.71*
$r=2$	7.61	9.29	8.04	7.17	10.61	12.65^^
$r=3$	0.01	0.05	0.01	0.04	0.74	0.83
공적분회귀식:						
변수	ln $m1$	ln $m1$	ln $m2$	ln $m2$	ln $m3$	ln $m3$
ln $y$	0.657** (0.020)	0.661** (0.019)	1.031** (0.035)	0.999** (0.039)	1.833** (0.044)	1.921** (0.062)
$r$	-0.009** (0.002)	-0.009** (0.002)	-0.013** (0.003)	-0.015** (0.003)	-0.011** (0.002)	-0.008* (0.003)
ln $ex$	0.236** (0.065)	0.276** (0.065)	-0.151 (0.099)	-0.191^ (0.105)	-0.390** (0.076)	-0.306** (0.088)
시차길이	6	6	5	5	6	6
잔차항검정						
LM(1)	15.49	16.93	18.26	22.81	16.52	13.53
LM(4)	19.69	18.35	22.05	23.09	22.03	21.99
NT	8.06	7.17	13.04	15.07^	11.38	13.03
LR검정	3.40	17.20**	3.47	9.54**	7.32*	7.39**

주: 1) ^, \*, \*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 나타냄.

2) 괄호 안에 있는 숫자는 추정된 계수의 표준오차를 나타냄.

3) 트레이스검정 및 最大特性根검정에서 임계치는 Osterwald-Lenum(1992, Table 1)의 통계값을 사용하였음.

4) LM( $n$ )은 잔차항의  $n$ 차 自己相關여부를 판단하기 위한 多變數檢定으로 自己相關이 없다는 귀무가설하에  $\chi^2(16)$ 분포를 따름.

5) NT는 잔차항의 正規分佈여부를 판단하기 多變數檢定으로 正規分佈의 귀무가설하에  $\chi^2(8)$ 분포를 따름.

6) LR검정은 시계열자료는 추세를 가지고 있지만 공적분관계식은 추세를 가지고 있지 않다는 가정을 검정하기 위한 것으로 이 가정에 대립되는 귀무가설하에  $\chi^2(4-r)$ 분포를 따르는데, 여기서  $r$ 는 공적분벡터의 數를 가리킴.

달리 陽(+)의 부호를 보이고 있을 뿐만 아니라 통계적 유의성까지 있는 偏倚를 나타냈기 때문에 개방경제하에 있는 우리 나라에서 M1의 통화수요함수가 존재하지 않음을 알 수 있다. 한편 M2는 공적분검정에서 공적분관계가 있는 것으로 나타난 동시에 M2의 통화수요함수로 추정된 계수들이 올바른 부호를 갖고 있다. 더욱이 <표 3>의 列 (4)에서 계절조정된 시계열분석으로는 Lee and Chung(1995)의 결과와 같이 모든 변수의 계수들이 올바른 부호와 통계적 유의성을 갖고 있으므로 통화수요함수의 형태를 나타내고 있다. 하지만 본 연구의 방법에 따라 원시계열을 사용하는 동시에 決定的 季節性을 감안한 공적분분석(列 (3))을 적용하면, 환율변수의 계수가 통계적 유의성을 상실하기 때문에 환율변수를 포함한 M2의 통화수요함수가 실제로 존재한다는 것을 확증할 수는 없다. 이에 반하여 M3의 통화지표는 <표 3>의 列 (5)와 (6)에서 모두 공적분관계가 있는 것으로 검증될 뿐만 아니라 공적분회귀식의 모든 계수들이 올바른 부호와 통계적 유의성을 나타내고 있다. 즉, 여기서의 M3의 결과는 <표 2>에서의 1990년대를 포함한 M3의 결과와 별차이가 없다는 것이다.

따라서 우리 나라에서는 1990년 이전이나 그 이후를 포함한 장기간에 걸쳐서까지 충유동성 개념의 M3가 통화수요함수를 형성하고 있다고 단정할 수 있는 것이다. 또한 1979년 이래 中心通貨指標로 주시해 왔던 M2가 80년대까지는 유용할 수도 있었겠지만 90년대에 들어와서는 그 효용성을 잃고 있다고 하겠다. 근년에 와서 박차를 가한 金利自由化(李東憲·李宗奎, 1997 참조) 및 金融自律化와 더불어 지속적으로 팽창하는 비통화금융기관의 금융자산과 그 유동성의 증대를 반영하기 위해서는 M2보다는 M3의 금융자산총계가 우리 나라의 中心通貨指標 역할을 수행하여야 한다고 단정하지 않을 수 없는 것이다.

#### IV. 結 論

통화와 거시경제변수들 간에 장기적 관계가 존재한다면 통화정책 당국은 통화량을 조절하여 관련된 거시경제변수에 장기적으로 영향을 미칠 수 있다. 더욱이 통화수요함수가 존재한다는 것을 알 수 있고, 그 변수들의 계수치를 확인할 수 있다면 통화정책의 전달과정과 그 영향을 자세히 알 수 있기 때문에 통화수요함수의 연구는 거시경제의 중요한 연구과제라 아니할 수 없다. 이런 이유로 본 연구에서는 공적분분석을 통하여 각 통화지표와 거시경제변수들 간에 장기적 통화

수요함수가 존재하는가를 살펴보았다. 기존의 통화수요함수에 관한 공적분분석은 시계열의 계절적 요인을 전혀 무시하거나 부적절한 계절조정방법으로 추론의 오차를 야기할 가능성을 내포하거나, 개방경제하에서 환율을 고려하지 않는 결점들을 갖고 있었다. 또한, 과거의 공적분분석들은 금융시장이 발전해 가는 1990년대를 포함시키지 않거나 M1, M2를 제외한 다른 통화지표의 유동성이 통화수요함수에 얼마나 적절한가를 검증하지 못했다. 이러한 단점들을 보완하기 위하여 원시계열을 대상으로 계절성을 감안한 공적분방법을 사용하여, 소득과 이자율에 더하여 환율을 변수로 하는 통화수요함수를 추정하고 검증하였다. 그리고 시중의 통화유동성을 더 잘 반영하기 위하여 기존의 공적분관계 연구보다 더 많은 통화지표를 사용하여 다양한 통화개념을 분석대상으로 삼았다.

이러한 방법에 따른 공적분 분석결과는 실질M3가 실질소득, 이자율(회사채수익률), 실질환율 등과 공적분관계에 있음을 보여 주고 있다. 실질M3의 공적분관계를 도출한 회귀식은 모든 설명변수의 계수들이 적절한 부호와 추정치를 갖추고 있을 뿐만 아니라, 통계적 유의성이 높기 때문에 통화수요함수에 일치함을 알 수 있다. 더욱이 환율변수의 계수가 예상했던 陰(-)의 부호로서 나타났기 때문에 원화의 평가절하는 우리가 보유하고 있는 외국자산의 국내가치를 상승시켜 통화수요가 증가할 것이라는 이론적 토대를 뒷받침해 주고 있다. 반면 1979년 이래 中心通貨指標로 주시해 왔던 M2는 1990년 이전에는 통화수요함수로서 안정된 관계를 유지해 왔을 가능성은 있으나, 근래에 와서는 신빙성이 감소한 것으로 나타났다. 그 원인은 1990년대 前半부터 이루어지고 있는 金融自律化와 金利自由化에 힘입어 지속적으로 확대되는 비통화금융기관의 자산과 그 유동성을 M2가 반영해주지 못하는 데 있다고 여겨진다.

본 연구의 분석결과는 금융정책당국이 1979년 이래 中心通貨指標로 주시해 왔던 M2를 관리하지 말고, 비통화금융기관의 자산을 포함한 총유동성 개념의 M3를 조절하여야 한다는 것을 시사하며, 한편 IMF 프로그램의 M3 규제에 대한 이론적 토대를 구축할 수 있는 것이다. 다시 말하면, M3를 조절하여 통화수요변수인 이자율과 환율에 효율적인 변동을 가져오며, 궁극적으로 실질소득을 최종목표로 금융정책을 운용할 수 있다는 것을 시사해 준다. 공적분관계에서 나타났듯이 이와 같은 금융정책효과는 장기간에 이루어지기 때문에 단기적으로 분간할 수 있도록 정책의 中間指標의 선정은 필수이며, 그의 적절한 변수로는 우리의 현상황에서 M3라는 최근의 연구결과(Lee and Hwang, 1997 참조)와 합치한다. 그러

나 M3는 단순한 산술합계로 표시된 스톡(stock)의 개념으로서 구성자산들 간의 대체성과 투자성을 감안해 주지 못하기 때문에 M3의 構成資産들을 가지고 그 특성들을 감안하여 순수한 통화성의 서비스흐름으로 변형할 수 있는 디비시아나 피셔通貨指數를 도출하는 연구가 더욱 필요하다는 것을 시사해 준다.<sup>18)</sup>

### 參 考 文 獻

1. 朴佑奎, “인플레이와 M2 流通速度”, 『韓國開發研究』 제13권 제2호, 韓國開發研究院, 1991.
2. 柳潤河, “通貨需要函數의 長期的 安定性 檢定: Johansen 共積分 檢定方法의 採用”, 『韓國開發研究』 제16권 제3호, 韓國開發研究院, 1994.
3. 李東憲, “韓國에 必要的 通貨管理指標”, 『産業과 經營』, 제22권, 제2호, 延世大學, 産業經營研究所, 1985, pp. 177-185.
4. \_\_\_\_\_, “韓國에 適切한 效用通貨指標”, 研究論文 시리즈 88-08, 日海研究所, 1988.
5. \_\_\_\_\_ · 李宗奎, “金利의 市長調整機能에 관한 實證分析”, 『經濟分析』 제3권 제4호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1997, pp. 1-19.
6. 한국은행, 『조사통계월보』, 한국은행, 1997. 10.
7. 咸貞鎬 · 崔雲奎, “우리 나라의 通貨서비스指標와 通貨需要函數”, 『韓銀調査研究』 제3호 韓國銀行, 1989. 7.
8. 洪甲秀 · 高瑤秀, “우리 나라 中心通貨指標에 관한 研究”, 『金融經濟研究』 제59호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1993. 8.
9. Akaike, H., “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle”, in B. Petrov and F. Csake eds., *2nd International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akademiai Kiado, 1973.
10. Arango, S. and M. I. Nadiri, “Demand for Money in Open Economies”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, January 1981, pp. 69-83.

18) 이러한 연구의 필요성은 脚註 1)에서 언급한 것과 같이 李東憲(1985, 1988)과 咸貞鎬 · 崔雲奎(1989)가 제시하였다. 더욱이 우리 나라의 거대한 私債市場이 M2나 M3의 通貨指數 작성에 감안되어야 한다는 Lee(1990)의 연구와 M3의 通貨指數法을 이용하여 우리 경제의 私債市場 규모를 측정한 Lee and Han(1990)의 논문은 우리 나라에 적절한 通貨指數法과 그 작성에 관한 연구의 방향을 시사해 주고 있다.



11. Bahmani-Oskooee, Mohsen, "Real and Nominal Effective Exchange Rates for 22 LDCs: 1971:1-1990:4", *Applied Economics*, Vol. 27, July 1995, pp.591-604.
12. \_\_\_\_\_, and Hyun-jae Rhee, "Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis", *International Economic Journal*, Vol. 8, Summer 1994, pp. 83-93.
13. Barnett, William A., "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory", *Journal of Econometrics*, Vol. 14, September 1980, pp. 11-48.
14. \_\_\_\_\_, E. K. Offenbacher and P. A. Spindt, "The New Divisia Monetary Aggregates", *Journal of Political Economy*, Vol. 92, December 1984, pp.1049-1085.
15. Bose, Shekar and Hafizur Rahman, "The Demand for Money in Canada: A Cointegration Analysis", *International Economic Journal*, Vol. 10, Winter 1996, pp.83-93.
16. Doornik, J. A. and H. Hansen, "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality", Working Paper, Oxford: Nuffield College, 1994.
17. Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, March 1987, pp.251-276.
18. Ermini, L. and D. Chang, "Testing the Joint Hypothesis of Rationality and Neutrality under Seasonal Cointegration: The Case of Korea", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, October 1996, pp.363-386.
19. Godfrey, L. G., *The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches*, Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
20. Goldfeld, S., "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers in Economic Activity*, 3rd Quater, 1973, pp. 577-646.
21. Gordon, R. J., "The Short Run Demand for Money: A Reconsideration", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 16, November 1984, pp. 403-434.
22. Hafer, R. W. and Dennis W. Jansen, "The Demand for Money in the

- United States: Evidence from Cointegration Tests", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, May 1991, pp. 155-168.
23. Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger and B. S. Yoo, "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, Vol. 44, April-May 1990, pp. 215-238.
24. Johansen, Soren and Katarian Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, May 1990, pp. 169-210.
25. Lee, Hahn Shik, "Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration", *Journal of Econometrics*, Vol. 54, October-December 1992, pp. 1-47.
26. Lee, Tong Hun, "Monetary Aggregate in the Presence of a Curb Market", in Jene K. Kwon ed., *Korean Economic Development*, New York: Greenwood Press, 1990, pp. 207-224.
27. \_\_\_\_\_, and Sil Han, "On Measuring the Relative Size of the Unregulated to the Regulated Money Market over Time", *Journal of Development Economics*, Vol. 33, July 1990, pp. 53-65.
28. \_\_\_\_\_, and Keun Jon Chung, "Further Results on the Long-Run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis", *International Economic Journal*, Vol. 9, Autumn 1995, pp. 103-133.
29. \_\_\_\_\_, and Jong Kyu Lee, "Statistical Tests on the Adjustment of Market Interest Rates: A Model for Evaluating Interest Rate Liberalization Policies", *Economic Papers*, Vol. 1, January 1998, pp. 73-90.
30. \_\_\_\_\_, and Hoyoung Hwang, "Money, Interest Rate and Foreign Exchange Rate as Intermediate Targets of Monetary Policy", Mimeo., 1997.
31. McNwon, R. and M. S. Wallace, "Cointegration Tests of a Long-Run Relation between Money Demand and the Effective Exchange Rate", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, February 1992,

pp.107-114.

32. Osterwald-Lenum, Michael, "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, August 1992, pp. 462-471.