

# 美國의 長期貨幣需要에 대한 研究： 단순합계 통화지수와 Divisia 통화지수를 중심으로

田 善 愛\*

통화정책이 경제에 영향을 미치기 위하여는 실질화폐잔고와 소득이나 부와 같은 실질경제변수 및 화폐를 수요하는 데 따르는 기회비용과의 안정적인 관계가 필수 조건이다. 미국의 화폐수요함수는 1970년도까지는 상대적으로 안정적이었으나 그 이후 불안정해졌다. Goldfeld(1973)의 등식에서와 같은 고전적인 화폐수요함수는 1974년 이후 화폐수요를 일관되게 초과예측하였다(missing money problem). 1980년대 들어 M1 통화의 유통속도는 불안정적이고 예측 불가능하게 되었다. M2 통화가 1980년도에는 그 대안처럼 보였지만 1990년도에는 그렇지 못하였다.

이 연구의 주된 목적은 Divisia 통화지수가 기존의 임의의 단순합계 통화지수에 비하여 어떠한 통합수준에서 장기화폐수요함수를 도출하는 데 우월한지 하는 점을 시계열자료를 이용한 공적분 검정방법을 적용하여 분석하는 것이다. 분석에 사용된 다양한 추정방법 및 표본기간에 따라 장기화폐수요함수에 대한 상이한 결론이 도출되었다. 본 연구의 경험분석을 통해 밝혀진 바는 다음과 같다. 광의의 통화들은 통합의 방법에 상관없이 대부분 1960년에서 1974년 및 1960년에서 1993년의 기간에는 대체로 안정된 장기화폐수요함수를 나타냈다. 그러나 통제 가능성 면에서는 Baa를 벤치마크 비율로 이용한 Divisia 화폐가 우월한 것으로 밝혀졌다. 새로운 벤치마크를 비율로 이용한 협의의 신 Divisia 화폐(NDMIA)는 세 개의 표본기간에 걸쳐서 장기적으로 안정적인 화폐수요함수를 보여 주었고, 또한 통제 가능성 측면에서도 우월하여 가장 우수한 통화지표임이 밝혀졌다. 본원통화도 경제활동과 깊은 관련이 있는 것으로 나타났다.

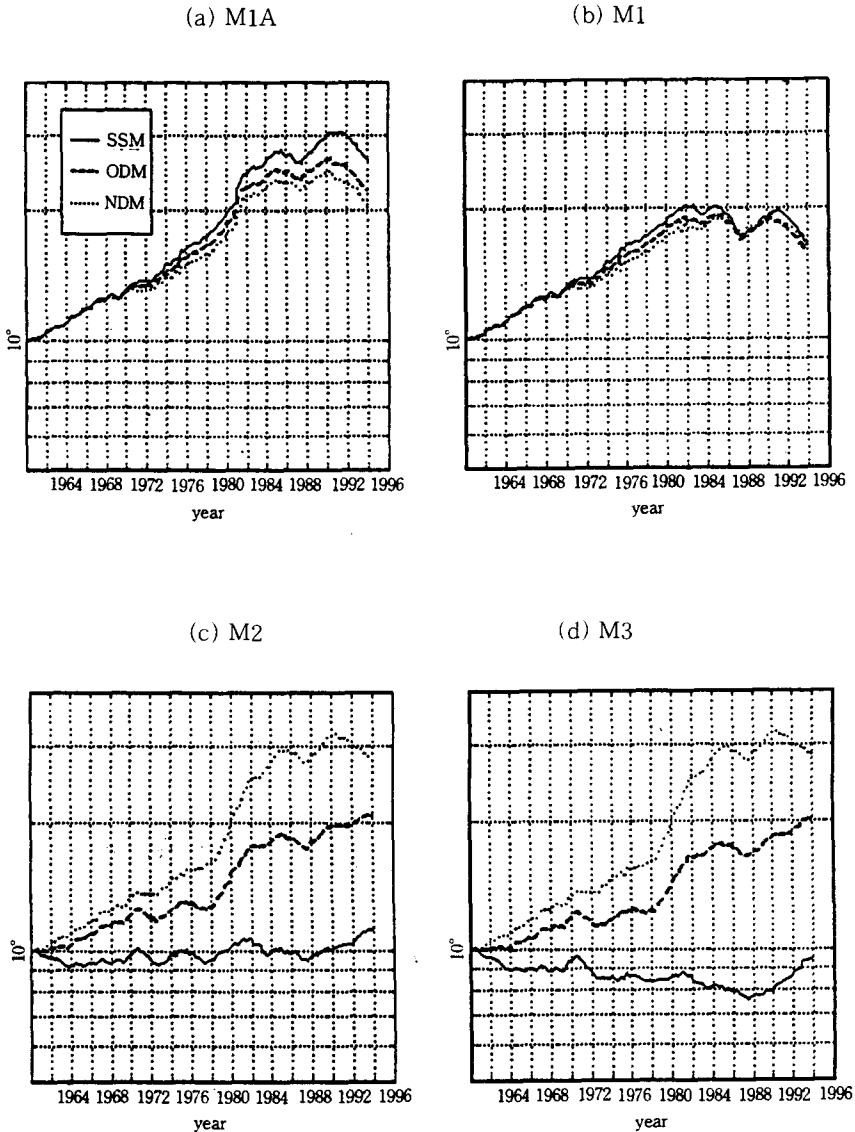
## I. 서 론

### 1. 화폐수요의 안정성

통화정책이 경제에 영향을 미치기 위하여는 실질화폐잔고와 소득이나 부와

\* 환은경제연구소 책임연구원.

〈그림 1〉 GDP Velocities for SSM, ODM and NDM



같은 실질경제변수 및 화폐를 수요하는 데 따르는 기회비용과의 안정적인 관계가 필수조건이다. 미국의 화폐수요함수는 1970년도까지는 상대적으로 안정적이었으나 그 이후 불안정해졌다. Goldfeld(1973)의 등식에서와 같은 고전적인 화폐수요함수는 1974년 이후 화폐수요를 일관되게 초과예측하였다(miss-

ing money problem). 더욱이 <그림 1>에서처럼 1980년대 들어 M1 통화의 유통속도는 불안정적이고 예측 불가능하게 되었다. M2통화가 1980년도에는 그 대안처럼 보였지만 1990년도에는 그렇지 못하였다. 이에 따라 안정적인 화폐 수요 함수를 도출하기 위하여 새로운 변수의 도입이나 기존의 변수들의 변형이 시도되었고 이는 Judd and Scadding(1982)과 Goldfeld and Sichel(1990)에서 폭넓게 조사되었다.

Nelson-Plosser(1982)는 대부분의 거시경제변수들이 단위근을 갖는 시계열 변수, 즉 비안정적인 변수라는 사실을 밝혔는데 이 경우 t-test나 F-test 등 기존의 회귀분석이론은 실제로는 아무런 관계가 없으나 외견상 의미 있는 관계가 있는 것처럼 보이는 가성회귀의 문제를 발생시킨다. Engel and Granger(1987)의 공적분방법(Cointegration Approach)은 비안정적인 변수들의 선형 결합이 안정적일 때 변수들 간에 공적분이 존재하며 이러한 관계는 경제변수 간의 장기적인 관계가 있다는 것을 보여 준다.

이 연구의 주된 목적은 Divisia 통화지수가 기존의 임의의 단순합계 통화지수에 비하여 어떠한 통합수준에서 장기화폐수요함수를 도출하는 데 우월한지 하는 점을 시계열자료를 이용한 공적분 검정방법을 적용하여 분석하는 것이다.

## 2. 단순합계(Simple Sum)지수와 디비지아(Divisia)지수

위에서 기술한 미국의 화폐수요함수의 문제점은 급격한 제도적 혁신과 규제 변화에 부분적으로 기인한다. 은행경영의 자율화에 따른 경쟁으로 총통화의 구성자산들에 대한 수요가 변동하였고, 거래예금에 대한 이자율 지급으로 인하여 저축수단으로서의 화폐와 거래수단으로서의 화폐를 구별하기가 더욱 어려워졌다. 총통화를 구성하는 각 자산들의 양 및 기회비용은 시간이 흐름에 따라 변동이 심하며 따라서 통화량지표의 측정을 매우 복잡하게 만든다.

그러나 통화량지표 측정에 있어 더욱 근본적인 문제는 화폐통합의 방법에 있다고 Barnett은 주장한다(Barnett(1980, 1981)). 기존의 화폐통합방법은 총통화를 구성하는 각각의 자산이 일 대 일로 완전대체임을 암묵적으로 가정하여 동일한 가중치를 부여한다. 그러나 많은 연구들이 이들 자산들은 서로 완전 대체적이지 않고(Feige and Pearce(1977), Barnett(1982)), 어떤 재무자산은 다른 재무자산보다 더 많은 통화성(moneyness)을 보유하므로 동일한 가중치

로 통합되는 것은 불합리하다고 주장한다.

Irving Fisher는 그가 연구한 모든 가능한 지수들 중에서 단순합계지수가 가장 불합리하다고 지적하였다(Fisher(1922)):

“There are two objections to formula 1, the simple arithmetic 1) that it is simple and 2) that it is arithmetic, that it is at once freakish and biased.”

Milton Friedman과 Anna Schwartz(1970, pp. 151-152)도 다음과 같이 지적한다.

“This (summation) procedure is a very special case of the more general approach. In brief, the general approach consists of regarding each asset as a joint product having different degrees of “moneyness”, and defining the quantity of money as the weighted sum of the aggregate value of all assets, the weights for individual assets varying from zero to unity with a weight of unity assigned to that asset or assets regarded as having the largest quantity of “moneyness” per dollar of aggregate value. The procedure we have followed implies that all weights are either zero or unity. The more general approach has been suggested frequently but experimented with only occasionally. We conjecture that this approach deserves and will get much more attention than it has so far received.”

같은 맥락에서 Barnett(1980, 1981)은 화폐를 정의하기 위하여 미시경제적 통합이론을 제안하는데 이는 또한 이성적인 경제주체의 최적화 행위화도 일치한다.<sup>1)</sup> 이러한 Barnett의 미시경제적 통합이론은 Divisia지수를 뒷받침하는 이론적 근거이다. Divisia 통합방법은 총통화를 구성하는 개별화폐자산의 가중

1) Barnett(Barnett, Fisher, Serletis, 1992)은 이성적인 경제주체가 효용함수  $u = U(c, L, x)$ 를  $q'c + \pi'x + wL = y$ 의 예산제약 하에서 극대화하여 도출하는 화폐수요함수가 바로 Divisia 지수와 일치함을 보여준다. 여기서  $c, L, x$ 는 각각 소비, 여가, 금융자산을 나타내고  $q, \pi, w, y$ 는 각각 소비의 가격, 통화자산의 사용비용, 여가의 잠재가격, 소득을 나타낸다. 이에 따라 Barnett은 지금까지 따로 발전해오던 화폐수요함수의 미시경제적 접근방법과 지수이론을 접목시켰다.

치를 계산하기 위하여 개별화폐자산의 기회비용을 사용한다. 기회비용은 각 자산의 사용비용(임대비용)으로서 그 자산을 보유함에 따라 포기해야 하는 이자의 할인가격으로 식 (1)과 같이 정의된다.

$$\pi_i = \left( \frac{R - r_i}{1 + R} \right). \quad (1)$$

여기서  $r_i$ 는 총통화를 구성하고 있는  $i$ 번째 자산에 대한 보유기간 동안의 기대수익률이고  $R$ 은  $i$  자산을 보유하지 않을 경우 순수한 가치저장의 수단으로서 보유하는 자산(벤치마크 자산)에 대한 보유기간 동안의 기대수익률(기준수익률)이다. 현금이나 이자를 지불하지 않는 요구불예금은  $r_i=0$ 으로, 가장 높은 사용비용과 통화성(moneyness)을 보유하므로 Divisia 통화지수에 계산될 때 가장 큰 가중치가 부여된다. 반면  $R$ 이나 그 이상을 지불하는 순수저장자산은 영의 가중치를 갖는다.

Divisia지표는 연속시간을 통해 정의되는 선형적분이고(〈부록 2〉 참조) 이러한 이론적인 Divisia지수의 대리로서 분리시간대의 톤퀴스트 Divisia 양적 지표  $Q_t^D$ 를 쓰는데 이는 아래의 식 (2)와 같이 계산된다.

$$\frac{Q_t^D}{Q_{t-1}^D} = \prod_{i=1} \left( \frac{x_{i,t}}{x_{i,t-1}} \right)^{(1/2)(S_{i,t-1} + S_{i,t})}, \quad (2)$$

$$S_{it} = \frac{\pi_{it} x_{it}}{\sum_{k=1} \pi_{kt} x_{kt}}.$$

위의 식 양변에 로그를 취하면 식 (3)이 되며 이는 Divisia 통화지표의 성장률은 총통화를 구성하는 각 자산의 성장률의 가중평균치가 됨을 나타낸다.

$$\ln Q_t^D - \ln Q_{t-1}^D = \sum_{i=1} \left[ \left( \frac{S_{it} + S_{i,t-1}}{2} \right) \right] (\log x_{i,t} - \log x_{i,t-1}). \quad (3)$$

### 3. 분석자료 및 新 Divisia지표

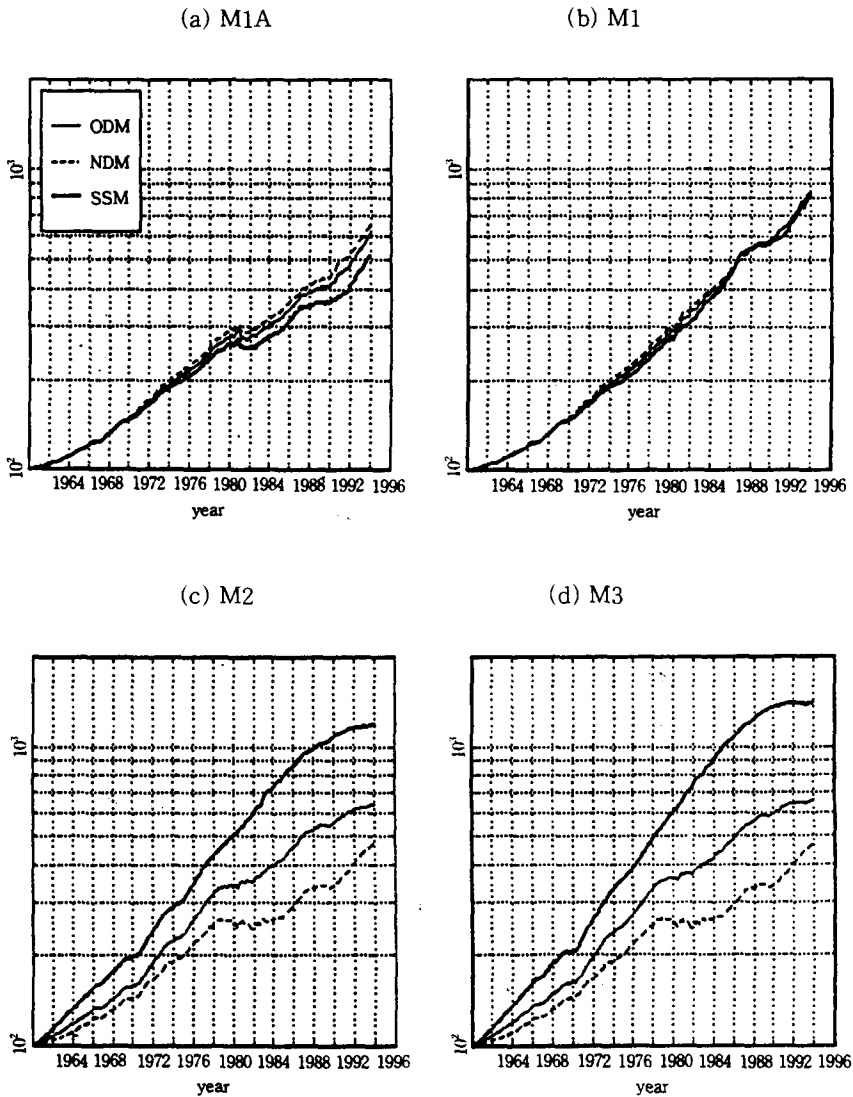
이 연구에 사용된 모든 자료는 세인트루이스 미 연방은행으로부터 입수하였다. 과거의 연구들은 벤치마크 비통화성 자산에 대한 수익률로서 Baa 기업채 이율을 사용한다. 그러나 이는 다른 비통화성 자산에는 존재하지 않는 채무불이행의 위험을 포함하며, 또한 실제 화폐수요에 대한 결정은 단기임에도 불구하고 이는 장기이율이라는 문제점을 갖는다. 따라서 이 연구에서는 새로운 벤치마크 이율로 6개월의 재무성증권에 대한 수익률을 사용하였다. 경험적인 텀프리미엄은 6개월이면 사라지므로 6개월 증권은 거의 화폐성을 갖지 않는다고 볼 수 있다(McCulloch(1975)). 기존의 단순합계방식의 통화(SSM)와 이들 Divisia 통화는 <그림 2>에서 비교하였다. 여기서 새로운 벤치마크로 구성된 Divisia지수는 NDM으로 표기하고 기존의 Baa 이율을 이용한 Divisia지수는 ODM으로 표기한다. 단순합계와 Divisia지수는 매우 다른 행태를 보이는데, 특히 1976년 이후 저축성 예금을 포함하는 광의의 총통화지표의 경우 지수의 수준이 다르게 나타나고 통합의 단계가 높아짐에 따라서 ODM과 NDM 사이의 격차도 더욱 벌어지고 있다. 이는 Divisia 통화지수에서는 높은 수익률을 제공하는 저축성 예금은 낮은 기회비용을 제공함으로 인해 낮은 가중치를 부여받아 계산되고 NDM의 경우는 벤치마크 이율이 Baa 이율보다 낮아서 더욱 낮은 사용비용을 갖기 때문이다.

본원통화(Monetary base)와 경제활동 사이의 연관성을 측정하기 위해 세인트루이스의 조정된 본원통화를 사용하였고, 또한 총통화의 통제 가능성을 비교하기 위하여 다양한 통화승수들의 장기분산을 비교하였다.

단순합계 통화지수와 Divisia 통화지수의 화폐수요를 비교하기 위하여, 단순합계 통화의 기회비용으로, 단기이자율로 3개월 재무성증권 이율과 장기이자율로 10년 재무성증권 이율을 사용하였다. 실물경제를 나타내는 변수로서는 실질 개인 가처분소득이 쓰였다. Divisia통화의 기회비용을 측정하기 위하여 Divisia 가격지수를 사용하였으며 이는 총통화의 총지출(각 자산의 사용비용에 수량을 곱한 값)을 Divisia 양적 지표로 나누어서 얻었다(<부록 2> 참조).

Divisia 통화지수가 단순합계 통화지수보다 경제활동과 밀접한 연관을 갖는다는 결과를 연구한 문헌들의 서베이는 <부록 1>에서 기술하였다.

〈그림 2〉 SSM, ODM, and NDM



#### 4. 구 성

제Ⅱ절에서는 다양한 통합수준에서 단순합계지수와 구 Divisia지수(ODM) 그리고 신 Divisia지수(NDM)의 단위근 검정과 공적분 검정을 통하여 서로 다

른 지수의 경제변수들과의 안정적인 관계에 대해 검토하였다. 제Ⅲ절에서는 화폐수요함수의 공적분벡터를 추정하여 소득탄력도와 이자율탄력도를 계산하여 화폐수요함수를 추정하였다. 제Ⅳ절에서는 각 통화지표의 통제성 여부를 살펴보고, 제Ⅴ절에서는 결론과 요약하였다.

## II. 분석결과

### 1. 단위근 검정결과

대부분의 거시경제변수들이 단위근을 갖는 시계열변수, 즉 비안정적인 변수라는 사실은 널리 알려져 있다(Nelson and Plosser(1982)). 만일 비안정적인 시계열자료를  $k$ 번 차분하면 안정적인 변수로 변환될 경우 그 시계열은  $k$ 차수로 적분되어 있다고 말하고  $I(k)$ 로 표기한다. 만일 단위근을 갖는 변수들을 회귀분석하는 경우 실제로는 아무런 관계가 없으나 외견상 의미 있는 관계가 있는 것처럼 보이는 가성회귀의 문제가 발생한다(Granger and Newbold(1974)). 따라서 비안정적인 변수들을 1차 차분해서 안정적인 변수로 전환한 이후 회귀분석을 할 수 있으나, 이러한 경우 변수들이 보유하는 장기적인 정보를 잃을 가능성이 존재한다.

이러한 문제를 해결하기 위하여 Engel and Granger(1987)는 공적분기법을 제시한다. 그들의 정의에 따르면, 비안정적인 변수들의 선형결합이 안정적이라면 변수들 간에 공적분관계가 존재한다. 이 경우 각 변수들은 시간이 지남에 따라 서로 멀리 떨어지지 않고 일정한 관계를 유지함으로 회귀분석방법은 타당하고 이들 변수 사이에는 장기적인 관계가 존재한다고 말한다.

장기화폐수요의 공적분 추정을 하기에 앞서 본 연구에서 사용된 변수들의 단위근을 세 가지의 추정방법(ADF, 필립스  $Z_t$ , 및 필립스  $Z_t$  테스트)을 이용하여 검정하였다. 단위근 검정결과가 시차 수에 따라서 달라지는 것을 감안하여 시차수 4와 8이 적용되었다. 귀무가설로는 상수항만을 갖는 경우(식 (4))와 상수항과 추세를 동시에 갖는 경우(식 (5))를 상정할 수 있는데, ADF 테스트의 경우 귀무가설은  $\alpha_1 = 0$ 이 된다. Phillips and Perron(1988)은 원래의 회귀통계치를 변환하여 극한분포가 nuisance 모수에 의존하지 않는 비모수추정법을 이용하여 통계량을 계산하였다. 어떠한 형태의 모델을 사용하는가는 어떠



한 대립가설을 가정하는가에 따라 달라진다. 두 모델은 각기 수준안정성(level stationarity)과 추세안정성(trend stationarity)의 대립가설을 가정한다. 거시 경제의 시계열자료는 시간이 지남에 따라서 성장하는 경향이 있으므로(성장률은 변하지 않는다), 본 연구에서는 이 두 가지 모델을 사용하였다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{k=1} d_k \Delta Y_{t-k} + e_t. \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{k=1} d_k \Delta Y_{t-k} + e_t. \quad (5)$$

실질화폐잔고, 화폐소득 유통속도 및 다양한 형태의 기회비용 등에 대한 대부분의 추정치가 단위근의 귀무가설을 모델의 타입(type)나 시차수에 관계 없이 1%나 5%의 유의수준에서 기각하는 데 실패하였다. 이는 모든 변수들이 비안정적인(stochastic) 추세를 갖는 것으로 해석되며 따라서 계속하여 공적분의 관계를 살펴보았다.

위의 단위근 검정결과를 Stock and Watson(1993)이 단순함계 통화에 대해서 추정 한 결과와도 일치한다. 그들은 1개와 2개의 단위근 검정을 위하여 Dickey-Fuller(1979) 테스트를, 공적분 검정을 위하여서는 ADF 테스트를, 다변수체제에서 단위근의 개수 추정을 위하여 Stock-Watson(1988) 테스트를 이용하였다. 그들의 결과를 요약하면 다음과 같다: 실질단순함계 M1은 상수항을 갖는 I(1) 변수이다. 이자율(상업어음 이율)은 상수항 없이 I(1)이다. 실질소득(실질순국민생산)은 상수항을 갖는 I(1) 변수이다. 실질화폐(M1)와 이자율은 1900-1989의 전 표본기간을 통하여 분석한 경우 공적분관계를 갖는다. 이자율과 인플레이션율도 공적분관계를 갖고 있다. 물가수준이나 실질통화가 개별적으로 I(1)인지 I(2)인지는 확실하지 않다.

## 2. 공적분 검정에 의한 화폐수요함수의 안정성 검토

화폐수요의 안정성을 표본기간을 셋으로 나누어 살펴보았다. 표본기간 I (1960:1-1974:4)은 'missing money'의 문제점이 발생하는 1974년까지이고, 표본기간 II (1960:1-1981:4)는 M1통화의 유통속도가 불안정해지는 1981년까지,

표본기간 Ⅲ은 전 표본기간(1960:1-1993:4)을 포함한다. 추정한 화폐수요함수는 식 (6)에 나타나있다.

$$\ln \left( \frac{M}{P} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right) + \alpha_2 \ln(OC) + e. \quad (6)$$

여기서  $\ln(M/P)$ ,  $\ln(Y/P)$ ,  $\ln(OC)$ 는 각기 실질화폐잔고, 실질개인가처분소득, 화폐를 보유하는 데 따르는 기회비용에 log값을 취한 것이다.

본 연구에서는 요한센(Johansen)의 공적분관계 추정기법을 사용하였다. 요한센의 공적분 검정기법을 간략히 설명하면 다음과 같다. 우리가 분석하고자 하는 변수들로 이루어진 벡터를  $Y_t$ 라 할 때  $Y_t$ 로 이루어진 벡터자기상관모형(VAR)에 대한 오차수정모형(error correction mechanism)은 아래와 같다.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + e_t, \\ \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + e_t, \Pi = I - A_1 - A_2 \dots - A_k. \quad (7)$$

$\Pi$ 의 계수가 변수  $Y$ 들 사이의 존재하는 장기적인 균형관계에 대한 정보를 포함한다. 공적분 검정은  $\Pi$ 의 랭크(rank)에 대한 검정을 통해 이루어진다. 만일 랭크가 0이면  $Y$ 의 모든 변수들은 독립적인 단위근을 갖게 되고 랭크가  $n$ (full rank)이라면 모든 변수들이 안정적이라는 것을 의미한다. 랭크가  $0 < r < n$ 인 경우에는  $r$ 개의 공적분벡터가 존재한다. 검정통계량으로는 최대한  $r$ 개의 공적분벡터를 검정하는 트레이스 테스트(trace test)와  $r$ 개의 공적분벡터의 귀무가설과  $r+1$ 개의 대립가설을 검정하는 최대특성근 검정(maximal eigenvalue test)이 있으며 본 연구에서는 이 두 검정기법이 적용되었다.

3개의 변수 사이에는 0, 1 혹은 2개의 공적분벡터의 존재 가능성이 있다. 이들 테스트의 결과는 <표 2>-<표 6>에 나타나있다. 표본기간 I기 동안에는 ODM과 NDM 사이에는 항상 장기적인 화폐수요가 존재하였고, ODM과 광의의 NDM에서는 그 결과가 더욱 강한 것으로 나타났다. 광의의 SMM에서는 장기적 관계가 보이지 않았다.

표본기간을 1981년도까지 확대한 기간 II의 경우 장기적 관계가 많이 약화되어, NDM1A, 단기이자율을 사용한 협의의 SSM 모델과 장기이자율을 포함한 SSM2 모델만이 공적분의 관계를 나타냈다.

표본기간 Ⅲ의 경우에는 모든 NDM, ODM2와 ODM3, 단기이자율을 포함하는 SSM(M1 제외) 모델 및 장기이자율을 포함하는 SSM 모델(M1A 제외) 모두가 공적분의 관계를 보였다. NDM1A와 SSM1A, SSM2가 모든 표본기간 동안 장기적으로 안정적인 화폐수요함수를 나타내어 가장 이상적이었다. 그러나 SSM2의 경우 표본기간을 1994년까지 확장했을 때 그 관계는 특히, 장기이자율을 포함한 모델의 경우 약화된다. 이상의 공적분 테스트의 결과들은 다음의 표에 요약되어 있다.

	M1A	M1	M2	M3	ML
ODM	I <sup>1%</sup>	I <sup>1%</sup>	I <sup>1%</sup> Ⅲ	I <sup>1%</sup> Ⅲ	I <sup>1%</sup> Ⅱ
NDM	I Ⅱ Ⅲ	I Ⅲ	I <sup>1%</sup> Ⅲ	I <sup>1%</sup> Ⅲ	I <sup>1%</sup> Ⅲ
SSM(tb3m)	I <sup>1%</sup> Ⅱ Ⅲ	I <sup>1%</sup> Ⅱ	I* Ⅱ <sup>1%</sup> Ⅲ <sup>1%</sup> Ⅳ	I Ⅲ	Ⅲ <sup>1%</sup>
SSM(gs10)	I <sup>1%</sup>	I <sup>1%</sup> Ⅲ	I Ⅱ Ⅲ <sup>1%</sup> ( )	Ⅱ Ⅲ <sup>1%</sup>	Ⅲ <sup>1%</sup>

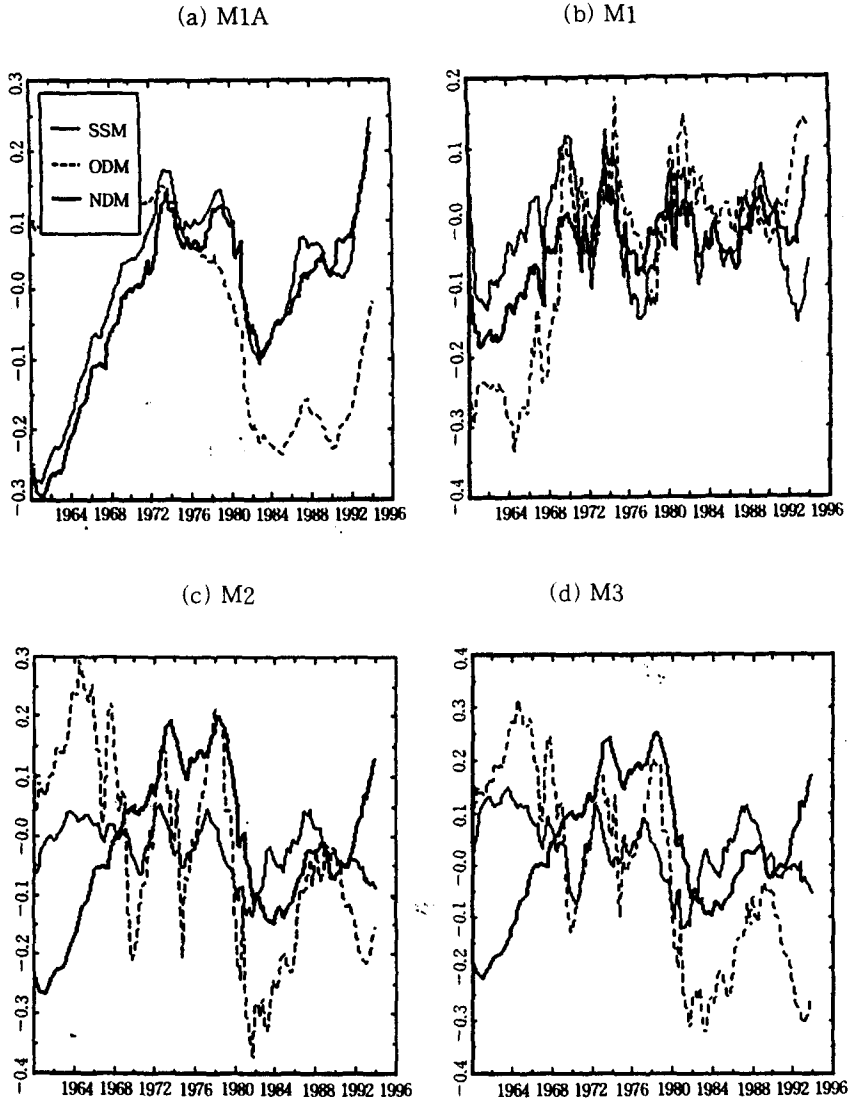
\* I, Ⅱ 및 Ⅲ은 공적분관계가 발견되었을 경우의 표본기간을 표시하고, 위첨자 ^과 %는 각기 트레이이스와 최대특성근 검정 모두에 의한 공적분의 관계도출 및 1% 유의수준에서의 귀무가설의 기각을 의미한다. tb3m과 gs10은 각기 단기이자율과 장기이자율을 포함한 경우의 화폐수요함수를 의미한다.

어느 화폐수요함수가 더욱 강한 공적분관계를 나타내는지를 보기 위해 화폐수요함수의 잔차들의 분산을 비교하여 보았다. 잔차들은 CCR(Canonical Cointegrating Regressions)(Park(1992))의 방법에 의하여 구한 공적분벡터를 대입한 후에 구한 잔차들이다. 분산의 수치들은 <표 7>에, 그리고 분산의 플롯은 <그림 3>에 나타나 있다. 단지 표본기간 I만을 고려할 경우에는 신 Divisia통화지수(NDM1, NDM2, NDM3)가 각각의 통합수준에서 가장 작은 분산을 가졌다. 그러나 전 표본기간을 고려하면, 장기이자율을 포함한 협의의 단순함계 화폐수요함수가, 그리고 단기이자를 포함한 광의의 단순함계 화폐수요함수가 가장 작은 분산을 나타내었다.

### 3. 소득탄력도와 이자율탄력도

<표 8>-<표 11>에서는 각 통화지표와 본원통화의 소득탄력도와 이자율탄력도를 나타내는 공적분벡터를 보여 주고 있다. 추정방법으로는 장기분산의 비모수추정을 활용하는 CCR 추정방법을 사용하였다.

〈그림 3〉 Residuals of money demand function



요한센의 공적분 검정결과 안정적인 화폐수요함수가 추정되었을 경우 표의 마지막 칸에 표시를 하였다. 또한 단위소득탄력도와 제로이자율탄력도 테스트는  $X_{it}^2$ 의 분포를 갖는데 개별적으로 실시하여 보고하였다. 표시  $\hat{a}_1=1$  또는  $a_2=0$ 의 가설을 기각하는 데 실패하였음을 나타낸다.

전체 표본기간 III에서 안정적인 화폐수요함수가 존재할 경우 소득과 이자율 탄력도를 살펴보면 다음과 같다. Divisia 통화지수의 소득탄력도는 단기이자율을 사용한 단순합계 통화지수의 소득탄력도(0.917-1.216)나 장기이자율을 사용한 단순합계 통화지수의 소득탄력도(0.731-1.273)보다 훨씬 낮아 0.279에서 0.315에 이르렀다. 통합의 범위가 넓을수록 단순합계 통화지수는 상대적으로 큰 소득탄력도를 나타냈다. 본원통화의 소득탄력도는 단순합계 통화지수의 소득탄력도보다는 작았으나 Divisia 통화지수의 소득탄력도보다는 높았다.

Divisia 통화지수의 이자율탄력도는 -0.025에서 0.159로 매우 작고 때때로 플러스의 사인을 보여 주었으나 유의미하지 않았다. ODM1A와 ODML 그리고 광의의 신 Divisia 통화 NDM2, NDM3, NDML의 이자율탄력도는 통계적으로 제로와 다르지 않았다. 단순합계통화의 이자율탄력도는 -0.277에서 0.132로 매우 작았으나 통계적으로 제로는 아니었고, SSM1의 장기이자율탄력도는 -0.443으로 유의미하였다. 단기와 장기의 본원통화 이자율탄력도는 각기 -0.211과 -0.311이었다.

이러한 단순합계 통화지수와 본원통화의 소득탄력도와 이자율탄력도의 크기는 Hoffman and Rasche(1991)나 Hafer and Jansen(1991)의 결과와도 일치하였다.

전체 표본기간을 통해서 단위의 소득탄력도와 제로의 장기이자율탄력도의 가설을 SSM2에 대해서 동시에 검정하였을 경우 그 가설을 기각할 수 없었다. 이는 M2 소득속도는 상수 더하기 임의의 에러로 표시할 수 있어 M2 소득속도는 평균치 주의를 임의로 변동한다는 것을 나타내 준다.

#### 4. 통제 가능성

통화지표는 GDP와 같은 통화정책의 목표치와 밀접한 연관이 있어야 하고, 통제 가능해야 한다. 통화승수모델

$$M = mMB$$

는 본원통화(Monetary Base)와 총통화 사이의 관계를 보여 준다. 여기서  $M$ 은 총통화를 나타내고,  $MB$ 는 총지불준비금과 현금을 포함하는 본원통화를,

그리고  $m$ 은 통화승수를 나타낸다. 본원통화는 공개시장조작 등에 의해서 영향을 받고 통화승수는 예금기간과 공중의 기호 및 필요지불준비금의 비율에 의존한다. 중앙은행은 본원통화를 필요지불준비금에 대해 조정하여 본원통화가 통화량의 성장에 영향을 줄 수 있는 유일한 측정치로 조절할 수 있다.

즉 지불준비금  $r$ 이 특정 기준기간의 지불준비금  $r^*$ 에 대하여 변화했을 경우 방출되거나 흡수되는 예치금의 양(RAM)을 통화베이스에 더하여 다음과 같이 조정된 통화베이스를 구한다.

$$RAM_i = (r^* - r) TCD_i.$$

여기서  $TCD$ 는 요구불예금(checkable deposit)을 나타낸다. 그러므로 조정된 통화베이스는

$$AMB_i = MB_i + RAM_i$$

가 된다. 조정된 통화베이스로부터 도출한 통화승수는 지불준비금의 변화로부터 독립적인 반면, 본원통화로부터 도출된 통화승수는 지불준비금의 변화를 반영하므로 조정된 통화승수로부터 도출된 통화승수를 사용하는 것이 바람직하다. 이 점들은 Garfinkel and Thornton(1989)에서 논의되었다.

본 연구에서는 Board of Governor와 St. Louis Fed의 조정된 통화베이스와 Board of Governor의 조정되지 않은 통화베이스로부터 유도한 통화승수의 행태를 비교하여 본다. 먼저 통화승수에 대한 단위근 검정결과, 모두 단위근을 포함하는 비안정적인 변수로 나타났다. 1차 차분된 통화승수의 장기분산은 통화승수의 성장의 축적률을 의미한다. 만일 정책입안자들이 본원통화를 일정한 속도로 성장하도록 조정한다면, 통화승수의 장기분산도 또한 해당 총통화와의 장기분산이 될 것이다. 그러므로 각기 다른 통화승수의 장기분산을 서로 비교함으로써 여러 가지 통화의 통제 가능성을 비교 검토할 수 있다. 통화승수의 장기분산 분석결과는 <표 12>에 나타나 있는데 협의의 총통화에서는 NDM이 광의의 총통화에서는 ODM이 가장 작은 장기분산을 보였으며 SSM2를 제외할 때 SSM이 항상 큰 장기분산을 나타냈다.

### Ⅲ. 결 론

장기화폐수요함수를 도출하기 위한 본 연구에서는 분석에 사용된 다양한 추정방법 및 표본기간에 따라 상이한 결과가 나타났다. 본 연구의 경험분석을 통해 밝혀진 바는 다음과 같다. 광의의 통화들은 통합의 방법에 상관없이 대부분 1960년에서 1974년 및 1960년에서 1993년의 기간에 대체로 안정된 장기화폐수요를 나타냈다. 그러나 통제 가능성 면에서는 Baa를 벤치마크 이율로 이용한 구 Divisia 통화지수가 우월한 것으로 밝혀졌다. 6개월 재무성증권 수익률을 벤치마크 이율로 이용한 신 Divisia 통화지수(NDM1A)는 세 개의 표본기간에 걸쳐서 장기적으로 안정적인 화폐수요함수를 보여 주었고, 또한 통제 가능성 측면에서도 우월하여 가장 우수한 통화지표임이 밝혀졌다. 한편 1960년에서 1981년까지의 기간만을 고려할 경우 화폐와 실질경제변수 사이의 장기적인 관계가 약화된 것으로 나타났는데 이는 1980년대 초의 금융제도의 변화와 같은 교란요인에 일부 기인하나, 보다 근본적으로는 충분히 장기적인 표본기간을 고려하지 못한 때문으로 분석된다. 본원통화도 경제활동과 상당히 관련이 깊은 것으로 나타났다.

### 參 考 文 獻

1. Barnett, William A., "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory", *Journal of Econometrics*, Vol. 14, No. 1, Summer 1980.
2. \_\_\_\_\_, *Consumer Demand and Labor Supply: Goods, Monetary Asserts, and Time*, Amsterdam, North-Holland, 1981.
3. \_\_\_\_\_, "Optimal Level of Monetary Aggregation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 14, No. 4, pt. 2, November 1982, pp. 686-710.
4. \_\_\_\_\_, Douglas Fisher, and Apostolos Serletis, "Consumer Theory and the Demand for Money", *Journal of Economic Literature*, December 1992, pp. 2086-2119.

5. \_\_\_\_\_, Edward K. Offenbacher, and Paul A. Spindt, "The New Divisia Mometary Aggregates", *Journal of Political Economy*, Vol. 92, February 1984, pp. 1049-1085.
6. \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, "New Concepts of Aggregate Money", *Journal of Finance*, Vol. 36, May 1981, pp. 487-505.
7. \_\_\_\_\_ and James A. Chalfant, "The Changing Empirical Definition of Money" *Economy*, Vol. 92, No. 2, April 1989, pp. 387-397.
8. \_\_\_\_\_ and Paul A. Spindt, "The Velocity Behavior and Information Content of Divisia Monetary Aggregates", *Econ. Letters*, 4, No. 1, 1979, pp. 51-57.
9. \_\_\_\_\_ and Edward K. Offenbacher and Paul Spindt, "New Concepts of Aggregated Money", *Journal of Finance* 36, May 1981, pp. 497-505.
10. Belongia, Michael T. and James A. Chalfant, "The Changing Empirical Definiton of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, 1989.
11. Cagan, Phillip, "The Choice among Monetary Aggregates as Targets and Indicators for Monetary Policy", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 14, No. 4, November 1982(Pare 2).
12. Christiano, Lawrence J., "Money and the U.S. Economy in the 1980s: A Break from the Past?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Review*, Vol. 10, No. 3, Summer, 1986, pp. 2-13.
13. Dickey, David A., Dennis W. Jansen, and Daniel L. Thornton, "A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, March / April 1991, pp. 58-78.
14. \_\_\_\_\_ and Wayne A. Fuller, "Distribution of the Estimators for autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, June 1979, pp. 423-431.
15. \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_ "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressiv-e Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, July



1981.

16. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
17. Feige, Edgar L. and Douglas K. Pearce, "The Substitutability of Money and Near-Monies: A Survey of the Time-Series Evidence", *Journal of Economic Literature*, Vol. 15, June 1977, pp. 439-469.
18. Fisher, Douglas and Serletis Apostolos, "Velocity and the Growth of Money in the United States: 1980-1985", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 3, Summer 1989, pp. 323-332.
19. Fisher, Irving, *The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests and Reliability*. Boston, Houghton Mifflin, 1922.
20. Friedman, Milton and Anna Schwartz, *Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods*, NY, Columbia U. Press for the National Bureau of Economic Research, 1970.
21. Garfinkel, Michelle R. and Daniel L. Thornton, "The Link Between M1 and the Monetary Base in the 1980s", *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September / October 1989, pp. 35-52.
22. \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, "The Multiplier Approach to the Money Supply Process: A Precautionary Note", *Federal Reserve Bank of St. Louis Reviews*, July / August 1991, pp. 47-64.
23. \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, "The Link Between M2 and the Monetary Base in the 1980s", *The Federal Reserve Bank of St. Louis Reviews*, September / October 1989, pp. 35-52.
24. Goldfeld, Stephen M., "The Demand for Money Revisited", *Brookings pap. econ act*, 1973, pp. 577-638.
25. \_\_\_\_\_, "The Case of Missing Money", *Brookings Papers on Economics Activity*, 1976, pp. 683-730.
26. \_\_\_\_\_ and Daniel E. Sichel, "The Demand for Money", *Handbook of Monetary Economics*, 1990, pp. 300-356.
27. Granger, C. W. and P. Newbold, "Spurious Regressions in Economet-

- rics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.
28. 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, No. 20, May 1991, pp. 155-168.
29. Hoffman, Dennis L. and Robert H. Rasche, "Long-Run Interest Elasticities of Money Demand in the United States", *The Reviews of Economics and Statistics*, November 1991, pp. 665-674.
30. Johansen S. J., "Statistic Analysis of Co-integration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.
31. \_\_\_\_\_, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, November 1991, pp. 155-180.
32. \_\_\_\_\_ and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications of the Demand for Money", *The Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, May 1990, pp. 169-210.
33. Judd, John P. and John I. Scadding, "The Search for a Stable Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, pp. 993-1023.
34. McCulloch, J. Huston, "An Estimate of the Liquidity Premium", *Journal of Political Economy*, Vol. 83, February 1975, pp. 95-119.
35. Nelson, C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 1982, pp. 139-162.
36. Ogaki, Nasao, "Unit Roots in Macroeconometrics: A Survey," in Bank of Japan, *Monetary and Economic Studies*, Vol. II, No. 2, November 1993.
37. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 94, 1988, pp. 335-346.
38. \_\_\_\_\_ and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, Vol. 58, January 1990, pp.

165-193.

39. Rasche, Robert H., "Monetary Aggregates, Monetary Policy and Economic Activity", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March / April 1993, pp. 1-35.
40. Said, Said E. and David A. Dickey, "Testing for Unit roots in Autoregressive Moving Average Model of unknown Order", *Biometrika*, Vol. 71, December 1984, pp. 599-607.
41. Spindt, Paul A., "Money Is What Money Does: Monetary Aggregation and the Equation of Exchange", *Journal of Political Economy*, Vol. 93, No. 1, Feb. 1985, pp. 175-204.
42. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, December 1988, pp. 1097-1107.
43. \_\_\_\_\_, \_\_\_\_\_, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated System", *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, July 1993, pp. 783-820.
44. Thornton, Daniel L., "Targeting M2: The Issue of Monetary Control", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July / August 1992, pp. 23-35.
45. \_\_\_\_\_ and Piyu Yue, "An Extended Series of Divisia Monetary Aggregates", *Federal Reserve Bank of St. Louis Reviews*, November / December 1992.
46. West, D. D., "A Note on the Power of Least Squares Tests for a Unit Root", *Economic Letters*, Vol. 24, 1987, pp. 249-252.

## 〈부록 1〉 문헌 서베이

많은 문헌들에서 Divisia 통화지수가 단순합계 통화지수보다 우월하다는 주장을 한다. Barnett, Fisher and Serletis(1992)는 고전적인 화폐수요함수의 문헌에서의 문제점은 통화가 측정되어지는 방법-통합되어지는 구성자산의 선택과 통합의 방법의 문제-에 기인한다고 주장한다. Thornton과 Yue(1992)는 광의의 통화일수록 통합의 방법이 문제가 된다고 주장한다. 그러나 일정 수준을 넘어서면 화폐통합의 수준은 별로 문제가 되지 않음을 보여 준다.

Barnett and Spindt(1982)는 단순합계 통화지수를 구성하는 동일한 금융자산들로 Divisia 통화지수를 구성하였다. Barnett(1980)은 SSM3 대신 ODM3를 사용하였을 경우 화폐수요함수의 구조적 변동이 제거됨을 보였다. Barnett, Offenbacher and Spindt(1981)는 Divisia 통화지수의 유통속도가 특별히 안정적이고 화폐수요함수를 측정하는 데 있어서 Divisia 통화지수를 사용할 경우에는 미국의 화폐수요함수가 안정적임을 보인다. Phillip Cagan(1982)은 Divisia M1을 사용할 경우에는 화폐의 유통속도가 보다 안정적임을 밝혔다.

Barnett, Offenbacher and Spindt(1984)는 인과성(causality) 테스트와 예측력의 비교를 통해서 통화정책에 관련되는 기준으로서 Divisia 통화지수와 단순합계 통화지수를 체계적으로 비교하였다. 어떤 한 통화지수가 가장 우수하다고 결론내릴 수는 없었으나, 통합의 수준이 높을수록, Divisia 통화지수가 단순합계 통화지수보다도 나은 결과를 도출함을 보여 주었다.

Lawrence Christiano(1986)는 1979년도의 미국의 화폐수요에서 나타나는 구조적 변동을 보여 주려고 시도하고, 어떻게 화폐가 측정되고 어떠한 모델로 만들어졌는가에 따라 결과가 상이함을 보여 주었다. Belongia and Chalfant(1989)는 St. Louis방정식에 기초하여 계산한 결과 통제력 측면에서 Divisia M1A가 가장 우수하다고 결론지었다. Fisher and Serletis(1989)는 단순합계 통화지수, Divisia 통화지수, 그리고 Spindt(1985)에 의해 제안된 유통속도에 가중치를 둔 지수(MQ 지수) 등의 세 가지 방법으로 측정된 통화를 사용하여, 화폐의 성장이 화폐의 유통속도에 미치는 효과를 테스트하였다. 단기금융자산으로 구성된 Divisia 통화지수가 장기금융자산으로 구성된 Divisia 통화지수보다 우월함이 그들의 연구결과 나타났다.

대부분의 거시경제 변수들이 비안정적임을 감안하여, 실질화폐잔고와 실질

생산이나 이자율의 설명변수들과의 장기적으로 안정적인 관계를 발견하기 위하여 공적분 분석방법이 많이 이용되었으나 지금까지의 모든 연구들은 단순합계 통화지수만을 사용하였다. SSM1 유통속도(또는 본원통화)와 다양한 이자율의 장기관계들은 Hoffman and Rasche(1991)에서 요한센(Johansen, 1988) 테스트에 의해 검증되었다. Rasche(1993)는 실질화폐잔고와 실질생산이 동일한 그러나 반대의 사인을 갖는다는 제약하에, 실질생산, 물가상승률, 실질화폐잔고, 그리고 재무성증권이율의 4개의 변수 간의 공적분관계를 분석하였다. Hafer and Jansen(1991)은 실질 M2와 경제변수 사이에는 공적분의 관계가 존재하나 M1의 경우에는 존재하지 않음을 밝혔다.

Dickey, Jansen, and Thornton(1991)은 Johansen(1988), Engle and Granger(1987), 그리고 Stock and Watson(1988)에 의하여 제안된 세 가지의 방법을 사용하여, 실질 M1, 실질소득, 그리고 단기와 장기의 이자율 간의 공적분관계를 테스트하였다. 그들은 사용되어진 방법론에 따라 상이한 결과를 도출함을 보였으나, Johansen 테스트에 의하여 이들 변수 간의 1개의 공적분관계가 존재함을 보였다. 그리고 현금과 요구불예금의 비율을 본원통화승수의 대리로 사용한다면, 본원통화, 실질소득, 이자율, 그리고 현금과 요구불예금의 비율 간에 공적분관계가 존재함을 보였다.

Stock and Watson(1993)은 미국의 장기화폐(M1)수요함수를 연구하기 위하여 공적분벡터를 추정하였는데, M1 화폐수요는 1900-1989의 전체 표본기간 동안은 안정적이었으나, 전후의 자료만을 가지고 보았을 때는 불안정함을 보여 주었다. 이러한 경험적 분석은 장기M1 화폐수요의 정확한 추정을 위해서는 충분히 긴 기간의 자료가 필요함을 시사한다. 그들은 소득탄력도와 이자율탄력도의 신뢰구간은 각기 (.88, 1.06)과 (-.13, -.08)임을 밝혔다.

## 〈부록 2〉

## Duality of Divisia Quantity Index and Divisia Price Index

Suppose  $\{q_1(t), q_2(t), \dots, q_n(t)\}$  is the set of monetary asset balances at time  $t$  and that  $\{p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)\}$  is the associated opportunity cost vector.

Let  $D_i(\quad)$  be the demand function:

$$q_i(t) = D_i(p_i(t), y). \quad (1)$$

If  $p_i(t)$  and  $q_i(t)$  are differentiable,

$$\frac{d \ln p_i(t)}{d \ln q_i(t)} = \frac{d p_i(t) / p_i(t)}{d q_i(t) / q_i(t)}. \quad (2)$$

The Divisia quantity index  $Q_t^D$  and the Divisia price index  $P_t^D$  over the components  $q_i(t)$  and  $p_i(t)$  at time  $t$  are defined as follows:

$$Q_t^D = Q_0^D \exp \int_0^t d \ln Q_t^D = Q_0^D \exp \int_0^t \sum_i s_i(t) d \ln q_i(t), \quad (3)$$

$$P_t^D = P_0^D \exp \int_0^t d \ln P_t^D = P_0^D \exp \int_0^t \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t), \quad (4)$$

Where  $s_i(t) = \frac{p_i(t) q_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)}.$

is the share for component  $i$  in total expenditure so that

$$d \ln Q_t^D = \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t) = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)},$$

$$d \ln P_t^D = \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t) = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t)}{\sum_j p_j(t) q_j(t)}.$$

Let  $X(t) = \sum_i p_i(t) q_i(t)$  be the total expenditure on monetary services.

Then

$$d \ln X(t) = \frac{dX(t)}{X(t)} = \frac{\sum_i p_i(t) dq_i(t) + \sum_i q_i(t) dp_i(t)}{X(t)} \quad (5)$$

$$= \sum_i s_i(t) d \ln q_i(t) + \sum_i s_i(t) d \ln p_i(t)$$

$$= d \ln Q_t^D + d \ln P_t^D$$

$$\Rightarrow \ln X(t) = \ln Q_t^D + \ln P_t^D + \text{constant}$$

$$\Rightarrow X(t) = \ln Q_t^D \cdot P_t^D \cdot \text{constant}$$

$X(t)$  is in dollars, which  $Q_t^D$  and  $P_t^D$  are index numbers that may be normalized arbitrarily.

〈표 1〉 Official Monetary Aggregates/ Components

M1A	1. CUR 2. DDCON 3. DDBUS	CURRENCY AND TRAVELER'S CHECKS HOUSEHOLD DEMAND DEPOSITS BUSINESS DEMAND DEPOSITS
M1	4. OCD 5. SNOWC 6. SNOWT	OTHER CHECKABLE DEPOSITS SUPER NOW ACCOUNTS AT COMMERCIAL BANKS SUPER NOW ACCOUNTS AT THRIFT INSTITUTIONS
M3	7. ONRP 8. ONED 9. MMMF 10. MMDACB 11. MMDASL 12. SVGCB 13. SVGSL 14. STDCB 15. STDSL	OVERNIGHT DEALER FINANCING OF REPURCHASE AGREEMENTS OVERNIGHT EURODOLLARS FROM LONDON MONEY MARKET MUTUAL FUNDS (GENERAL PURPOSE AND BROKER-DEALER) MONEY MARKET DEPOSIT ACCOUNTS AT COMMERCIAL BANKS MONEY MARKET DEPOSIT ACCOUNTS AT THRIFT INSTITUTIONS SAVINGS DEPOSITS AT COMMERCIAL BANKS LESS MMDACV SAVINGS DEPOSITS AT THRIFT INSTITUTIONS LESS MMDASL SMALL TIME DEPOSITS AND RETAIL REPURCHASE AGREEMENTS AT COMMERCIAL BANKS SMALL TIME DEPOSITS AND RETAIL REPURCHASE AGREEMENTS AT THRIFT INSTITUTIONS
M3	16. LTDCB 17. LTDTH 18. MMMFI 19. TRP 20. TED	LARGE TIME DEPOSITS AT COMMERCIAL BANKS LARGE TIME DEPOSITS AT THRIFT INSTITUTIONS MONEY MARKET MUTUAL FUNDS (INSTITUTION ONLY) TERM REPURCHASE AGREEMENTS TERM EURODOLLARS
L	21. SB 22. STTS 23. BA 24. CP	SAVINGS BONDS SHORT-TERM TREASURY SECURITIES BANKER'S ACCEPTANCES COMMERCIAL PAPER



〈표 2〉 Cointegration test for money demand function (Johansen Maximum Likelihood Estimation, Old Divisia Money) ( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{\text{ODM}}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (P^o M)_t + e_t$$

Variables	Test Statistics		Trace test			Maximal Eigenvalue Test	
			$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r=0$ v.s $r=1$	$r=1$ v.s $r=2$
ln(ODM1A / p)	I.	$k=4$	17.23	7.49	2.91	9.74	4.59
		$k=8$	46.63**	12.42	3.74	34.21**	8.68
	II.	$k=4$	25.89	10.67	4.70	15.22	5.97
		$k=8$	22.62	11.25	2.88	11.38	6.71
	III.	$k=4$	22.73	10.21	2.95	12.52	7.33
		$k=8$	31.00 †	11.23		19.76	8.29
ln(ODM1 / p)	I.	$k=4$	17.27	7.51	2.93	9.76	4.58
		$k=8$	46.49**	12.47	3.67	34.01**	8.80
	II.	$k=4$	12.59	4.33	0.16	8.26	4.17
		$k=8$	25.76	8.84	0.68	16.91	8.17
	III.	$k=4$	18.59	4.31	0.02	14.28	4.29
		$k=8$	24.77	6.93	0.19	17.83	6.74
ln(ODM2 / p)	I.	$k=4$	23.62	9.21	2.87	14.41	6.34
		$k=8$	51.80**	15.55 †	4.53	36.25**	11.02
	II.	$k=4$	18.42	6.13	0.06	12.30	6.07
		$k=8$	24.35	9.07	0.97	15.28	8.10
	III.	$k=4$	23.97	9.65	1.06	14.31	8.59
		$k=8$	30.11 †	11.46	1.30	18.65	10.16
ln(ODM3 / p)	I.	$k=4$	22.21	9.16	3.13	13.06	6.02
		$k=8$	58.89**	16.41 †	4.51	42.47**	11.90
	II.	$k=4$	19.66	5.68	0.25	13.98	5.44
		$k=8$	26.03	8.37	1.14	17.66	7.23
	III.	$k=4$	25.76	8.93	0.73	16.83	8.19
		$k=8$	30.33 †	11.01	0.78	19.32 †	10.23
ln(ODML / p)	I.	$k=4$	27.36	8.24	2.57	19.12 †	5.67
		$k=8$	46.48**	15.98	3.18	30.50**	12.81
	II.	$k=4$	19.03	6.33	0.25	12.70	6.08
		$k=8$	28.12	10.96	2.00	17.16	8.95
	III.	$k=4$	26.69	10.33	1.53	16.36	8.80
		$k=8$	34.62*	12.26	1.22	22.36*	11.04
Cultural Value		1%	37.40	21.97	11.51	26.01	18.40
		5%	31.62	17.65	8.11	21.14	14.84
		10%	28.79	15.55	6.48	19.06	12.86

〈표 3〉 Cointegration test for money demand function (Johansen Maximum Likelihood Estimation, New Divisia Money) ( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{\text{NDM}}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (Np^d M)_t + e_t$$

Variables	Test Statistics		Trace test			Maximal Eigenvalue Test	
			$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r=0$ v.s $r=1$	$r=1$ v.s $r=2$
$\ln(\text{NDM1A}/p)$	I.	$k=4$	21.32	10.27	4.00	11.05	6.27
		$k=8$	37.19*	15.30	4.35	21.89*	10.95
	II.	$k=4$	28.42	14.24	3.63	14.18	10.61
		$k=8$	29.73 †	11.96	4.79	17.77	7.17
	III.	$k=4$	34.77*	14.55	3.90	20.22 †	10.65
		$k=8$	31.61 †	12.93	2.68	18.69	10.25
$\ln(\text{NDM1}/p)$	I.	$k=4$	21.31	10.29	4.01	11.02	6.28
		$k=8$	37.21*	15.30	4.35	21.90*	10.96
	II.	$k=4$	13.26	4.69	0.04	8.57	4.66
		$k=8$	26.52	10.18	2.68	16.33	7.50
	III.	$k=4$	28.81 †	12.99	0.88	15.83	12.11
		$k=8$	23.50	9.15	0.34	14.35	8.80
$\ln(\text{NDM2}/p)$	I.	$k=4$	29.11 †	9.82	3.36	19.30 †	6.46
		$k=8$	45.66**	10.91	4.32	34.74**	6.59
	II.	$k=4$	22.68	12.44	4.39	10.24	8.05
		$k=8$	26.68	11.15	2.02	15.52	9.13
	III.	$k=4$	31.65*	13.82	3.16	17.83	10.65
		$k=8$	29.15 †	14.85	3.54	14.30	11.30
$\ln(\text{NDM3}/p)$	I.	$k=4$	29.12 †	9.83	3.34	19.29 †	6.49
		$k=8$	45.62**	10.71	4.37	34.92**	5.34
	II.	$k=4$	22.70	12.42	4.43	10.28	7.99
		$k=8$	26.75	11.30	2.11	15.45	9.18
	III.	$k=4$	31.74*	13.80	3.15	17.94	10.65
		$k=8$	29.20 †	14.88	3.54	14.31	11.35
$\ln(\text{NDML}/p)$	I.	$k=4$	28.57	9.66	3.24	18.91	6.41
		$k=8$	39.19**	9.67	3.58	29.52**	6.09
	II.	$k=4$	22.43	11.56	4.68	10.87	6.88
		$k=8$	27.28	11.88	2.58	15.40	9.30
	III.	$k=4$	32.54*	14.44	3.47	18.11	10.97
		$k=8$	29.43 †	14.95	3.55	14.49	11.39
Cultural Value		1%	37.40	21.97	11.51	26.01	18.40
		5%	31.62	17.65	8.11	21.14	14.84
		10%	28.79	15.55	6.48	19.06	12.86

〈표 4〉 Cointegration test for money demand function (Johansen Maximum Likelihood Estimation, Simple Sum Money: with short term interest rates)( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4, IV. 1960 : 1-1994 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{\text{SSM}}{P} \right)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_i + \alpha_2 \ln (tb3ma) + e_i$$

Variables	Test Statistics		Trace test			Maximal Eigenvalue Test	
			$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r=0$ v.s $r=1$	$r=1$ v.s $r=2$
ln(SSM1A / p)	I.	$k=4$	14.03	6.42	2.66	7.61	3.76
		$k=8$	42.40**	14.53	3.01	27.87**	11.53
	II.	$k=4$	25.52	11.21	2.29	1.40	8.92
		$k=8$	34.72*	10.40	2.69	24.32*	7.72
	III.	$k=4$	25.00	12.97	3.42	12.03	9.54
		$k=8$	29.06 †	12.89	3.38	16.16	9.52
ln(SSM1 / p)	I.	$k=4$	14.38	6.49	2.69	7.90	3.79
		$k=8$	42.58**	14.78	3.19	27.80**	11.60
	II.	$k=4$	12.54	5.73	0.66	6.81	5.07
		$k=8$	35.15*	18.19	3.18	16.96	15.00
	III.	$k=4$	21.38	7.04	0.14	14.34	6.90
		$k=8$	27.49	10.42	1.04	17.08	9.38
ln(SSM2 / p)	I.	$k=4$	26.19	10.18	3.78	16.00	6.40
		$k=8$	34.71*	13.40	1.69	21.31*	11.71
	II.	$k=4$	18.92	6.53	1.31	12.39	5.22
		$k=8$	40.66**	15.52	0.29	25.14*	15.23
	III.	$k=4$	25.77	10.05	0.10	15.73	9.95
		$k=8$	38.33**	9.79	0.11	28.54**	9.68
ln(SSM3 / p)	I.	$k=4$	27.43	7.83	2.35	19.60 †	5.48
		$k=8$	33.03*	17.29 †	8.26	15.74	9.03
	II.	$k=4$	19.39	8.50	3.63	10.89	4.87
		$k=8$	23.10	11.28	1.03	11.82	10.25
	III.	$k=4$	20.58	8.30	0.02	12.28	8.28
		$k=8$	34.56*	9.18	1.14	25.38*	8.03
ln(SSML / p)	I.	$k=4$	22.13	8.45	2.25	13.68	6.21
		$k=8$	27.52	11.42	0.78	16.10	10.64
	II.	$k=4$	22.47	10.67	5.25	11.80	5.42
		$k=8$	19.78	8.43	1.07	11.35	7.36
	III.	$k=4$	17.93	7.19	0.52	10.74	6.67
		$k=8$	41.37**	14.20	3.64	27.18**	10.56
Critical Value		1%	37.40	21.97	11.51	26.01	18.40
		5%	31.62	17.65	8.11	21.14	14.84
		10%	28.79	15.55	6.48	19.06	12.86

〈표 5〉 Cointegration test for money demand function (Johansen Maximum Likelihood Estimation, Simple Sum Money with long term interest rates)( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4, IV. 1960 : 1-1994 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{\text{SSM}}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (gs10)_t + e_t$$

Variables	Test Statistics		Trace test			Maximal Eigenvalue Test	
			$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r=0$ v.s. $r=1$	$r=1$ v.s. $r=2$
$\ln(\text{SSM1A}/p)$	I.	$k=4$	22.00	4.88	1.95	17.12	2.93
		$k=8$	38.32**	8.30	2.56	30.03*	5.74
	II.	$k=4$	20.27	10.85	4.64	9.43	6.21
		$k=8$	28.25	9.53	1.91	18.72	7.62
	III.	$k=4$	26.46	15.04	4.96	11.42	10.08
		$k=8$	28.27	10.29	4.68	17.98	5.61
$\ln(\text{SSM1}/p)$	I.	$k=4$	22.31	4.93	1.98	17.37	2.96
		$k=8$	38.86**	8.28	2.63	30.58*	5.65
	II.	$k=4$	11.33	5.10	1.20	6.22	3.90
		$k=8$	28.07	12.33	4.71	15.74	7.63
	III.	$k=4$	23.79	9.28	1.06	14.51	8.22
		$k=8$	29.67 †	9.04	0.16	20.63 †	8.88
$\ln(\text{SSM2}/p)$	I.	$k=4$	23.40	10.13	2.95	13.27	7.18
		$k=8$	34.72*	18.76	4.93	15.96	13.83
	II.	$k=4$	28.37	10.77	0.37	17.60	10.40
		$k=8$	35.45*	13.80	1.95	21.64*	11.86
	III.	$k=4$	34.77*	11.06	0.35	23.71*	10.71
		$k=8$	46.11**	11.82	1.58	34.30**	10.24
$\ln(\text{SSM3}/p)$	I.	$k=4$	17.20	7.23	2.41	9.97	4.82
		$k=8$	23.18	6.72	2.49	16.46	4.23
	II.	$k=4$	18.41	6.80	1.09	11.60	5.72
		$k=8$	27.55	7.87	0.06	19.68 †	7.81
	III.	$k=4$	39.22**	10.83	0.75	16.73	10.08
		$k=8$		8.99	0.47	30.23**	8.52
$\ln(\text{SSML}/p)$	I.	$k=4$	16.39	9.39	2.69	7.00	6.71
		$k=8$	24.25	9.28	3.35	14.98	5.93
	II.	$k=4$	17.37	5.84	0.66	11.53	5.18
		$k=8$	16.80	7.11	0.46	9.68	6.65
	III.	$k=4$	26.11	9.15	0.00	16.96	9.15
		$k=8$	41.38**	11.64	0.49	29.74**	11.15
Critical Value		1%	37.40	21.97	11.51	26.01	18.40
		5%	31.62	17.65	8.11	21.14	14.84
		10%	28.79	15.55	6.48	19.06	12.86

〈표 6〉 Cointegration test for money demand function (Johansen Maximum Likelihood Estimation, Monetary Base)( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{MB}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (tb3ma)_t + e_t$$

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{MB}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (gs10)_t + e_t$$

Variables	Test Statistics	Number of lags	Trace test			Maximal Eigenvalue Test	
			$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r=0$ v.s. $r=1$	$r=1$ v.s. $r=2$
$\ln(MB/p)$ , $\ln(tb3ma)$	I.	$k=4$	30.17	8.02	2.95	22.15*	5.07
		$k=8$	47.37**	17.94*	5.69	29.43**	12.25
	II.	$k=4$	17.57	5.67	0.22	11.91	5.45
		$k=8$	32.04*	15.38	0.82	16.67	14.56 †
	III.	$k=4$	26.88	12.20	0.00	14.68	12.20
		$k=8$	30.64 †	10.75	0.14	19.90 †	10.61
$\ln(MB/p)$ , $\ln(gs10)$	I.	$k=4$	34.38*	9.38	2.49	25.00*	6.89
		$k=8$	36.15*	12.60	2.85	23.56*	9.74
	II.	$k=4$	15.14	6.88	0.39	8.26	6.49
		$k=8$	24.08	10.69	0.59	14.00	9.50
	III.	$k=4$	28.34	13.63	0.01	14.70	13.63
		$k=8$	32.20*	8.64	0.89	23.57*	7.75
Critical Value		1%	37.40	21.97	11.51	26.01	18.40
		5%	31.62	17.65	8.11	21.14	14.84
		10%	28.79	15.55	6.48	19.06	12.86

〈표 7〉

## (1) Variances for the residuals of money demand function.

Sample Periods	Aggregate Level	ODM	ML test	NDM	ML test	SSM ( <i>tb3ma</i> )	ML test	SSM ( <i>gs10</i> )	ML test
I	M1A	0.00003	**	0.00009	*	0.0149	**	0.0002	**
	M1	0.00007	**	0.00004	*	0.0012	**	0.0006	**
	M2	0.00016	**	0.00002	**	0.0015	*	0.0013	*
	M3	0.00018	**	0.00003	**	0.0011	*	0.0010	
	ML	0.00005	**	0.00005	**	0.0014		0.0004	
II	M1A	0.0055		0.0047	†	0.0041	*	0.0208	
	M1	0.0055		0.0069		0.0487	*	0.0085	
	M2	0.0036		0.0071		0.0019	**	0.0009	*
	M3	0.0039		0.0074		0.0011		0.0005	
	ML	0.0033		0.0074		0.0010	†	0.0003	
III	M1A	0.0194	†	0.0156	†	0.0149	†	0.0129	
	M1	0.0187		0.0160	†	0.0053		0.028	†
	M2	0.0284	†	0.0169	*	0.0023	**	0.0022	**
	M3	0.0336	†	0.0169	*	0.0052	*	0.0055	**
	ML	0.0228	*	0.0147	*	0.0068	**	0.0090	**

## (2) Variances for the residuals of money base model.

Sample Periods	AMBSL ( <i>tb3ma</i> )	ML test	AMBSL ( <i>gs10</i> )	ML test
I	0.0015	**	0.0080	*
II	0.0018	*	0.0028	
III	0.035	†	0.0026	*

\*\*, \*, † represents the results of cointegrating relationship from Johansen ML test at 1%, 5% and 10% respectively.

〈표 8〉 Long-run income elasticities and interest elasticities (Old Divisia Money)( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{\text{ODM}}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (p^D M)_t + e_t$$

Variables	Sample Periods	$\alpha_0$ (standard errors)	$\alpha_1$ (standard errors)	$\alpha_2$ (standard errors)	Test of $\alpha_1 = 1$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	Test of $\alpha_2 = 0$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	ML test
ln(ODM1A / p)	I.	-1.161 (0.204)	0.341 (0.028)	0.036 (0.014)	560.186 (0.000)	6.848 (0.009)	**  †
	II.	1.484 (0.844)	-0.018 (0.115)	0.114 (0.069)	78.152 (0.000)	2.755^ (0.097)	
	III.	-1.378 (1.341)	0.358 (0.174)	-0.035 (0.024)	13.618 (0.000)	2.122^ (0.145)	
ln(ODM1 / p)	I.	-1.130 (0.206)	0.337 (0.028)	0.040 (0.014)	555.498 (0.000)	7.902 (0.005)	**
	II.	2.608 (2.103)	-0.176 (0.286)	0.279 (0.150)	16.855 (0.000)	3.466^ (0.063)	
	III.	-1.455 (0.177)	0.416 (0.027)	-0.434 (0.072)	458.621 (0.000)	36.296 (0.000)	
ln(ODM2 / p)	I.	-3.045 (0.491)	0.606 (0.066)	-0.011 (0.017)	35.092 (0.000)	0.430^ (0.512)	**  †
	II.	-3.336 (0.680)	0.646 (0.092)	-0.060 (0.035)	14.810 (0.000)	2.855^ (0.091)	
	III.	0.968 (0.878)	0.037 (0.121)	0.332 (0.087)	63.672 (0.000)	14.473 (0.000)	
ln(ODM3 / p)	I.	-4.495 (0.699)	0.806 (0.095)	-0.051 (0.027)	4.128 (0.040)	3.698^ (0.054)	**  †
	II.	-3.451 (0.711)	0.664 (0.096)	-0.037 (0.037)	12.200 (0.000)	0.997^ (0.318)	
	III.	-0.825 (0.549)	0.279 (0.075)	0.270 (0.076)	92.734 (0.000)	12.488 (0.000)	
ln(ODML / p)	I.	-3.309 (0.324)	0.642 (0.044)	-0.033 (0.011)	66.587 (0.000)	9.209 (0.002)	**  *
	II.	-2.314 (0.663)	0.507 (0.090)	-0.018 (0.034)	30.035 (0.000)	0.262^ (0.609)	
	III.	-1.360 (1.559)	0.352 (0.208)	0.173 (0.091)	9.684 (0.0002)	3.588^ (0.058)	

## 〈표 9〉 Long-run income elasticities and interest elasticities (New Divisia Money)

( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\text{Model 2 : } \ln \left( \frac{NDM}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (Np^o M)_t + e_t$$

Variables	Sample Periods	$\alpha_0$ (standard errors)	$\alpha_1$ (standard errors)	$\alpha_2$ (standard errors)	Test of $\alpha_1 = 1$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	Test of $\alpha_2 = 0$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	ML test
ln(NDM1A / p)	I.	-2.005 (0.255)	0.457 (0.034)	-0.006 (0.016)	254.049 (0.000)	0.132^ (0.716)	*
	II.	-4.552 (0.687)	0.792 (0.091)	-0.265 (0.048)	5.242 (0.022)	30.925 (0.000)	†
	III.	2.85 (1.1390)	-1.182 (0.146)	-0.067 (0.019)	65.612 (0.000)	12.615 (0.000)	†
ln(NDM1 / p)	I.	-2.002 (0.255)	0.457 (0.034)	-0.006 (0.016)	255.750 (0.000)	0.125^ (0.734)	*
	II.	-6.126 (1.464)	1.001 (0.194)	-0.299 (0.093)	2.478^ (0.996)	1.292 (0.001)	
	III.	-0.915 (0.394)	0.315 (0.050)	-0.159 (0.024)	184.080 (0.000)	45.878 (0.000)	†
ln(NDM2 / p)	I.	1.438 (0.144)	0.379 (0.019)	-0.015 (0.002)	1045.760 (0.000)	36.236 (0.000)	**
	II.	-2.690 (0.730)	0.540 (0.096)	-0.113 (0.017)	23.022 (0.000)	46.875 (0.000)	
	III.	3.913 (1.573)	-0.333 (0.202)	-0.026 (0.022)	43.533 (0.000)	1.435^ (0.231)	*
ln(NDM3 / p)	I.	-1.451 (0.144)	0.381 (0.019)	-0.015 (0.002)	1038.200 (0.000)	37.502 (0.000)	**
	II.	-2.707 (0.729)	0.542 (0.096)	-0.113 (0.017)	22.847 (0.000)	46.765 (0.000)	
	III.	3.864 (1.569)	-0.326 (0.202)	-0.025 (0.022)	43.327 (0.000)	1.332^ (0.248)	*
ln(NDML / p)	I.	-1.097 (0.144)	0.332 (0.019)	-0.011 (0.002)	1216.766 (0.000)	23.479 (0.000)	**
	II.	-2.276 (0.735)	0.483 (0.097)	-0.104 (0.015)	28.681 (0.000)	46.862 (0.000)	
	III.	3.736 (1.525)	-0.312 (0.196)	-0.026 (0.020)	44.904 (0.000)	1.698^ (0.193)	*



〈丑 10〉 Long-run income elasticities and interest elasticities (Simple Sum Money with short term interest rate))( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\ln \left( \frac{SSM}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (tb3ma) + e_t$$

Variables	Sample Periods	$\alpha_0$ (standard errors)	$\alpha_1$ (standard errors)	$\alpha_2$ (standard errors)	Test of $\alpha_1 = 1$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	Test of $\alpha_2 = 0$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	ML test
ln(SSM1A/p)	I.	-1.161 (0.243)	0.342 (0.032)	-0.013 (0.002)	412.115 (0.000)	27.039 (0.000)	**
	II.	-0.403 (1.096)	0.239 (0.145)	-0.110 (0.039)	27.577 (0.000)	8.177 (0.004)	*
	III.	4.505 (1.103)	-0.408 (0.141)	-0.014 (0.024)	99.321 (0.000)	0.359^ (0.549)	†
ln(SSM1/p)	I.	-1.180 (0.237)	0.344 (0.032)	-0.013 (0.002)	428.827 (0.000)	30.594 (0.000)	**
	II.	-7.343 (2.857)	1.151 (0.369)	-0.063 (0.183)	0.169^ (0.681)	0.119^ (0.730)	*
	III.	-2.608 (0.352)	0.536 (0.016)	-0.277 (0.030)	102.745 (0.000)	84.124 (0.000)	
ln(SSM2/p)	I.	-5.577 (0.277)	0.967 (0.037)	-0.000 (0.011)	0.841^ (0.359)	0.008^ (0.093)	*
	II.	-6.254 (0.311)	1.056 (0.041)	-0.070 (0.009)	1.873^ (0.171)	58.629 (0.000)	**
	III.	-5.240 (0.217)	0.917 (0.028)	0.053 (0.016)	8.476 (0.004)	10.905 (0.000)	**
ln(SSM3/p)	I.	-6.612 (0.463)	1.111 (0.062)	0.013 (0.024)	3.220^ (0.073)	0.278^ (0.598)	*
	II.	-7.291 (0.316)	1.203 (0.042)	-0.037 (0.016)	23.371 (0.000)	5.772 (0.016)	
	III.	-6.978 (0.301)	1.154 (0.039)	0.132 (0.035)	15.209 (0.000)	14.332 (0.000)	*
ln(SSML/p)	I.	-4.561 (0.278)	0.0827 (0.037)	0.101 (0.018)	21.432 (0.000)	32.917 (0.000)	
	II.	-5.874 (0.215)	1.004 (0.028)	0.010 (0.012)	0.020^ (0.888)	0.672^ (0.412)	
	III.	-7.519 (0.376)	1.216 (0.048)	0.068 (0.028)	19.897 (0.000)	5.727 (0.017)	**

〈표 11〉 Long-run income elasticities and interest elasticities (Simple Sum Money with long term interest rate))( I. 1960 : 1-1974 : 4, II. 1960 : 1-1981 : 4, III. 1960 : 1-1993 : 4)

$$\ln \left( \frac{SSM}{P} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left( \frac{Y}{P} \right)_t + \alpha_2 \ln (gs10)_t + e_t$$

Variables	Sample Periods	$\alpha_0$ (standard errors)	$\alpha_1$ (standard errors)	$\alpha_2$ (standard errors)	Test of $\alpha_1 = 1$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	Test of $\alpha_2 = 0$ $\chi^2_{(1)}$ (p value)	ML test
ln(SSM1A / p)	I.	-1.226 (0.244)	0.350 (0.03)	-0.017 (0.008)	393.653 (0.000)	5.017 (0.025)	**
	II.	-13.775 (2.146)	2.043 (0.290)	-1.137 (0.195)	12.920 (0.000)	34.003 (0.000)	
	III.	0.490 (1.159)	0.112 (0.150)	-0.084 (0.028)	35.058 (0.000)	8.954 (0.003)	
ln(SSM1 / p)	I.	-1.245 (0.244)	0.353 (0.033)	-0.018 (0.007)	390.537 (0.000)	6.289 (0.012)	**  †
	II.	-7.640 (1.921)	1.215 (0.260)	-0.601 (0.172)	0.684^ (0.408)	12.247 (0.000)	
	III.	-4.253 (0.443)	0.731 (0.059)	-0.443 (0.050)	16.254 (0.000)	77.561 (0.000)	
ln(SSM2 / p)	I.	-7.326 (0.233)	1.204 (0.032)	-0.191 (0.021)	41.646 (0.000)	83.411 (0.000)	*  *  **
	II.	-7.651 (0.282)	1.247 (0.038)	-0.216 (0.025)	41.941 (0.000)	76.068 (0.000)	
	III.	-5.646 (0.255)	0.970 (0.034)	0.031 (0.033)	0.752^ (0.386)	0.891^ (0.345)	
ln(SSM3 / p)	I.	-9.860 (0.267)	1.553 (0.036)	-0.356 (0.028)	232.671 (0.000)	164.476 (0.000)	**
	II.	-8.219 (0.480)	1.328 (0.065)	-0.116 (0.042)	25.651 (0.000)	7.511 (0.006)	
	III.	-7.321 (0.352)	1.197 (0.048)	0.122 (0.055)	17.104 (0.000)	4.957 (0.026)	
ln(SSML / p)	I.	-7.165 (0.222)	1.180 (0.030)	-0.181 (0.023)	36.003 (0.000)	63.557 (0.000)	**
	II.	-6.356 (0.315)	1.070 (0.043)	-0.042 (0.028)	2.678^ (0.102)	2.234 (0.135)	
	III.	-7.984 (0.765)	1.273 (0.105)	0.084 (0.166)	6.785 (0.009)	0.258^ (0.611)	

〈표 12〉 Long-run variances for the various multipliers

(1) Board of Governors' Monetary Base.

	Simple Sum	Old Divisia	New Divisia
	Adjusted		
M1A	1.441	0.913	0.763
M1	0.529	0.267	0.204
M2	2.041	1.698	2.089
M3	3.007	1.931	2.119
ML	2.348	1.641	2.130
	Unadjusted		
M1A	0.963	0.621	0.543
M1	0.568	0.402	0.356
M2	2.336	1.524	1.720
M3	3.164	1.642	1.743
ML	2.517	1.371	1.759

(2) St. Louis Adjusted Monetary Base.

	Simple Sum	Old Divisia	New Divisia
M1A	1.369	0.877	0.740
M1	0.476	0.242	0.192
M2	1.774	1.506	1.976
M3	2.681	1.713	2.005
ML	2.148	1.485	2.026

The actual variance  $10^{-4}$  times the reported variance.