

2005년 8월

박사학위논문

## 화폐수요의 안정성에 관한 연구

- 공적분과 오차수정모형을 중심으로 -

조선대학교 대학원

경제학과

김영준

# 화폐수요의 안정성에 관한 연구

- 공적분과 오차수정모형을 중심으로 -

A Study on the Stability of Money Demand

- Empirical Evidence in terms of Cointegration and Error Correction Model -

2005년 8월 일

조선대학교 대학원

경제학과

김영준

# 화폐수요의 안정성에 관한 연구

- 공적분과 오차수정모형을 중심으로 -

지도교수 오 성 동

이 논문을 경제학 박사학위신청 논문으로 제출함.






2005년 4월 일

조선대학교 대학원

경제학과

김 영 준

# 김영준의 박사학위논문을 인준함

위원장	조선대학교 교수	기	우	결	
위원	조선대학교 교수	노	상	채	
위원	광주대학교 교수	정	철	기	
위원	목포대학교 교수	모	수	원	
위원	조선대학교 교수	오	성	동	

2005년 6월 일

조선대학교 대학원

# 목 차

## ABSTRACT

제1장 서 론 .....	1
제1절 연구의 배경 및 목적 .....	1
제2절 연구의 방법 및 구조 .....	3
제2장 화폐수요이론의 고찰 .....	5
제1절 화폐와 화폐수요의 의의 .....	5
제2절 화폐수요 이론의 개관 .....	6
제3절 선행연구 .....	8
제3장 한국 금융산업의 발전과 금융제도 .....	13
제1절 금융산업과 경제발전 .....	13
1. 금융산업의 본질 .....	13
2. 경제발전과 금융의 역할 .....	14
제2절 한국 금융제도의 역사적 발전 .....	17
1. 은행제도의 도입 .....	17
2. 중앙은행의 설립과 상업은행 및 특수은행의 설립 .....	18
3. 금융제도의 재정비 .....	18
4. 금융자유화 및 개방화 .....	19
제3절 금융위기와 금융개혁 .....	22
제4절 한국의 금융제도와 금융기관 .....	25

제4장 모형도입과 실증분석 .....	28
제1절 모형도입 .....	30
제2절 실증분석 .....	33
1. 단위근검정 .....	33
2. 공적분검정 .....	39
3. 오차수정모형 .....	48
4. 전향적 이동회귀 .....	52
5. 역사적 분해와 충격반응 .....	58
6. 사후적 예측 .....	72
제5장 요약 및 결론 .....	77
<참고문헌> .....	81
<부    록> .....	88

## 표목차

<표 3-1> 한국의 금융기관(2005년 3월말 현재) .....	26
<표 4-1> 물가계수에 대한 검정 .....	32
<표 4-2> 단위근검정 .....	37
<표 4-3> 자기상관계수 .....	38
<표 4-4> EG 공적분검정 .....	40
<표 4-5> 다변량공적분검정: 모형 1 .....	42
<표 4-6> 다변량공적분검정: 모형 2 .....	42
<표 4-7> 다변량공적분검정: 모형 3 .....	43
<표 4-8> 다변량공적분검정: 모형 4 .....	43
<표 4-9> GPH검정 .....	47
<표 4-10> 화폐수요함수 추정결과: $m_1$ .....	48
<표 4-11> 화폐수요함수 추정결과: $m_2$ .....	49
<표 4-12> 화폐수요함수 추정결과: $m_3$ .....	49
<표 4-13> 오차수정모형: $m_1$ .....	50
<표 4-14> 오차수정모형: $m_2$ .....	51
<표 4-15> 오차수정모형: $m_3$ .....	51
<표 4-16> 전향적 이동회귀계수: $m_1$ .....	53
<표 4-17> 전향적 이동회귀계수: $m_2$ .....	54
<표 4-18> 전향적 이동회귀계수: $m_3$ .....	55
<표 4-19> 소득과 콜금리충격 .....	71
<표 4-20> 소득과 상업어음할인율충격 .....	71
<표 4-21> 사후적 예측실적 .....	72

<표 4-22> 사후적 예측: $m_1$ .....	73
<표 4-23> 사후적 예측: $m_2$ .....	74
<표 4-24> 사후적 예측: $m_3$ .....	75



## 그림 목차

<그림 2-1> 화폐유통속도의 추이 .....	11
<그림 4-1> 수준변수: $m_1$ .....	33
<그림 4-2> 수준변수: $m_2$ .....	33
<그림 4-3> 수준변수: $m_3$ .....	34
<그림 4-4> 콜금리 .....	34
<그림 4-5> 상업어음할인율 .....	34
<그림 4-6> 환율 .....	34
<그림 4-7> 국민소득 .....	35
<그림 4-8> 차분변수: $m_1$ .....	35
<그림 4-9> 차분변수: $m_2$ .....	35
<그림 4-10> 차분변수: $m_3$ .....	35
<그림 4-11> 차분변수: 콜금리 .....	35
<그림 4-12> 차분변수: 상업어음할인율 .....	35
<그림 4-13> 차분변수: 환율 .....	36
<그림 4-14> 차분변수: 국민소득 .....	36
<그림 4-15> 전향적 이동회귀계수: $m_1$ 의 소득과 콜금리 .....	56
<그림 4-16> 전향적 이동회귀계수: $m_1$ 의 소득과 상업어음할인율계수 .....	56
<그림 4-17> 전향적 이동회귀계수: $m_2$ 의 소득과 콜금리 .....	57
<그림 4-18> 전향적 이동회귀계수: $m_2$ 의 상업어음할인율계수 .....	57
<그림 4-19> 전향적 이동회귀계수: $m_3$ 의 소득과 콜금리 .....	57
<그림 4-20> 전향적 이동회귀계수: $m_3$ 의 콜금리와 상업어음할인율계수 .....	58
<그림 4-21> 모형 1의 역사적 분해 .....	63

<그림 4-22> 모형 2의 역사적 분해 .....	64
<그림 4-23> 모형 3의 역사적 분해 .....	66
<그림 4-24> 모형 4의 역사적 분해 .....	67
<그림 4-25> 충격반응: $m_1$ 의 콜금리 .....	69
<그림 4-26> 충격반응: $m_2$ 의 콜금리 .....	69
<그림 4-27> 충격반응: $m_3$ 의 콜금리 .....	69
<그림 4-28> 충격반응: $m_1$ 의 상업어음할인율 .....	70
<그림 4-29> 충격반응: $m_2$ 의 상업어음할인율 .....	70
<그림 4-30> 충격반응: $m_3$ 의 상업어음할인율 .....	70

# ABSTRACT

## A Study on the Stability of Money Demand

- Empirical Evidence in terms of Cointegration and Error Correction Model -

Kim, Young-Jun

Advisor: Prof. Oh, Sung-Dong, Ph. D.

Department of Economics,

Graduate School of Chosun University

A stable money demand function linking real balances, real income and interest rates is essential to many macroeconomic models and monetary policy. For a number of years, stable long-run aggregate demand for real balances has been the central proposition of monetarist models. It is also an important element in New Classical models, in New Keynesian analyses, in some empirical real business cycle models, and in the monetary approach to exchange-rate determination.

Money can be a useful tool in the determination of monetary policy only when there is a predictable correspondence between fluctuations in money and fluctuations in income, interest rates, exchange rates, prices or whatever economic variables the central banks seek to influence. If money demand is not stable, then an observed departure of money from ex-ante paths does not bear a systematic implication for future income, interest rates, exchange rates and prices. As such, a proper monetary policy conduct will be misguided ex post and a period of learning might be necessary before the policy reaches its proper course. Moreover, some studies indicate that the issues of stationarity and stability should not necessarily be treated independently. A non-stationary money demand

implies that the central bank may not be able to use such a relationship to target money growth accurately. In this case, the central bank would have difficulty in preventing money market disequilibria from affecting the economy.

The body of empirical evidence on the issue of stable money demand is mixed. Earlier tests of money demand stability typically centered on whether the coefficient estimates were subject to structural changes. The single-equation partial adjustment model has now largely been abandoned. Linear cointegration analysis has recently been the mainstream approach in examining the long-run behavior of money demand. The primary purpose of this paper is to estimate an appropriate money demand function for Korea and to examine its stability. The data used in this study consist of seasonally adjusted, quarterly observations of real M1, M2 and M3, real output, the real exchange rate, the commercial paper rate, and the call money rate.

To achieve the purpose of this study, a number of analytical and technical issues warrant comment. First, the unit root tests suggested by Dickey and Fuller are employed to examine the time-series properties of income, money demand, interest rate and exchange rate. Perhaps the most widely used of these tests in the money demand literature are DF tests.

Second issue relates to testing for cointegration among a number of variables. The cointegration test requires that the different economic series are integrated of order one. In other words, the data should be stationary in their first differences but not in levels. To determine the order of integration, this paper uses the procedures suggested by Dickey and Fuller. Each of the different series used in this study was tested for unit roots. The hypothesis of a unit root in the level data is not rejected at the 5 percent critical level across every series. The results using first-differenced data unanimously reject the hypothesis of a unit root. Then this study tests for cointegration on the specification that uses real money balances, real income, interest rate, and exchange rate.

The next step in the test for cointegration is to estimate the cointegrating regressions and to conduct unit root tests upon the residuals from these regressions. The augmented Dickey-Fuller test procedure is used to test for the presence of a unit root for the residuals from the cointegrating regression. The lag lengths entering money demand equations are chosen to be shortest for which, using the Box-Ljung Q-statistic, the hypothesis of white noise of the residuals cannot be rejected at the 5 percent significance level. The results show that the null hypothesis of a unit root for the residuals from the cointegration cannot be rejected at the 5 percent level.

However, the test, which relies on the Engle-Granger two step methodology, suffers from a number of deficiencies. The Johansen procedure poses several advantages over the popular residual-based Engle-Granger two-step approach in testing for cointegration. However, previous tests, which rely on the Engle and Granger two-step methodology, suffer from a number of deficiencies. The multivariate cointegration technique is superior to the simpler regression-based technique because it fully captures the underlying time series properties of the data, provides estimates of all of the cointegrating vectors that may exist among a vector of variables, and offers a test statistic for the number of cointegrating vectors which has an exact limiting distribution. This test may therefore be viewed as more discerning in its ability to reject a false null hypothesis.

The trace test allows us to evaluate the null hypothesis that there are  $r$  or fewer cointegrating vectors against a general alternative. Looking at the trace test outcomes, it is clear that the null hypothesis of  $r \leq 1$  and  $r \leq 2$  are not rejected for all money demand models, whereas the hypothesis  $r = 0$  is rejected at 5 percent level. These test results suggest that a reliable money demand function exists for all monetary aggregates over time periods examined.

Given the presence of a unique cointegrating vector, this then provides us with one error-correction term for constructing model. The empirical results are satisfactory as

indicated by the values of determination coefficient and  $F$  value for testing the null hypothesis that all variables are as a group have a zero coefficient. The coefficient on the error-correction term indicates what proportion of the discrepancy between the actual and long-run or equilibrium value of money demand is eliminated or corrected each month. The significance of the lagged error-correction term displaying the appropriate negative sign supports the cointegration findings and implies a valid equilibrium relationship between the variables in the cointegrating equations. This means that excluding the cointegration relationship would lead to misspecification in the dynamic structure of the model. The results show that income has positive effects on money demand but the increase of interest rate reduces money demand in the short term.

This study also employs the impulse response functions to get additional information regarding the responses of the variables to the shocks in the other variable. These impulse response functions show the effect of a one standard deviation shock applied to one of the equations, on both the short and long-run responses of all variables in the system. Impulse response functions essentially map out the dynamic response path of a variable due to a one-period standard deviation shock to another variable. The impulse response functions indicate that while the money demand increases sharply before peaking one quarter after the shocks to income and declines quickly to its pre-shock level, it responds negatively to the shocks in interest rate. However, the shocks are small and shortlived.

# 제1장 서론

## 제1절 연구의 배경 및 목적

한국경제는 과거 일제의 제국주의적 식민지 경제와 6.25 전쟁으로 인한 피폐·혼돈·정체를 경험한 후 60년대 이후 40여년 간 매우 괄목할 만한 성장과 발전을 이룩하였다. 우리가 단기간에 이룩한 이러한 성과를 압축성장이라 지칭하는 한편, 한강의 기적을 이룩하였다고 지구촌 내외의 많은 찬탄과 부러움의 대상이 되었다.

그러나 한국경제는 과거 급속한 성장의 부작용으로 1997년 말 IMF에 구제금융을 요청하지 않을 수 없는 환란을 겪었으며, 이로 인한 고통에서 아직도 완전히 벗어나지 못하고 있다. 현재 우리는 기업, 금융, 정부, 노동분야 등 경제 사회 전 분야에 걸쳐 경제의 근본 틀을 다시 짜는 구조개혁을 단행하였으며, 이러한 구조개혁의 성공 여부가 향후 21세기 우리 경제가 견실한 성장과 발전을 지속함으로써 세계 속의 한국경제의 미래를 확고히 보장해 주는 열쇠라 하지 않을 수 없겠다.

이러한 구조개혁 중 금융분야의 구조개혁은 우리경제의 발전상황으로 보아 매우 중요한 과제라 하겠으며 세계화의 급격한 진전 속에서 금융산업의 발전이 없이는 우리 경제의 선진화를 기대할 수 없다 하겠다. 금융의 근본적인 개혁을 위해서는 과거 우리가 이해하고 적용했던 화폐금융에 관한 이론과 이에 근거한 제반의 정책에 대한 반성에서 출발하여 이에 대한 실증적인 분석과 검토가 뒤따라야 할 것이다.

과거 화폐금융 분야에 관한 연구는 대부분 경제의 화폐화가 충분히 진행된 선진경제를 기준으로 전개되어 왔으며 화폐화 정도가 미흡한 개발도상국에 대한 실증적 분석은 다소 미흡하였다. 우리의 경우는 압축성장으로 지칭되는 급속한 성장으로 인하여 과거의 화폐 금융정책의 성과를 시간을 두고 충분히 검토 분석할 수 있는 여유가 없었으며, 우리 실정에 맞는 이론적 근거도 미처 마련하지도 못했던 것이다. 또한 우리는 경제개발 초기부터 자본축적이 미흡한 상황에서 많은 투자자원을 해외에 의존해 왔으며 이로 인한 외채누증 문제가 우리 경제에

커다란 부담이 되어 나타났던 것이다.

화폐수요와 경제변수의 상관관계는 통화정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는다. 양자 간 상관관계의 성격은 통화정책상 통화확장정책이나 통화환수정책이나의 문제와 고금리정책이나 저금리정책이나를 결정하는 정책판단 기준으로서 중요한 의미를 갖는다. 따라서 화폐의 본질에 대한 보다 심층적인 이해와 더불어 화폐수요에 대하여 깊이 있고 현실적인 분석과 이해가 없이는 정책선택상의 중대한 오류 가능성이 있을 수가 있다. 더욱 화폐수요에 관한 이론은 전통적으로 정반대의 주장들이 동시대에 지속적인 논쟁의 대상이 되어 온 점을 감안할 때 이들의 본질에 대한 정확한 이해와 우리 현실에 맞는 이론의 정립이 무엇보다 필요한 과제라 하겠다.

이에 본고는 한국경제에서 화폐수요의 실증적 분석을 통하여 화폐수요와 이자율, 환율, 국민소득 등과의 관계를 분석함으로써 과거의 화폐, 금융정책을 재조명하고, 금융구조조정과 관련하여 향후 화폐, 금융정책에 이론적인 근거를 제공하는 것을 이 논문의 목적으로 한다.

이러한 목적을 달성하기 위해서는 화폐수요가 안정적이어야 한다. 화폐수요의 안정성은 많은 거시경제모델과 통화정책에 있어서 대단히 중요한 비중을 차지하고 있다. 신고전파 모형(Sargent and Wallace, 1975)<sup>1)</sup>, 신케인지언 분석(Mankiw, 1991)<sup>2)</sup>, 환율결정의 통화론적 접근법(Dornbusch, 1976)<sup>3)</sup> 등은 화폐수요함수가 그 근간을 이루고 있을 뿐 아니라 화폐수요의 안정성이 암묵적으로 전제되어 있다.

화폐수요함수가 불안정할 경우 균형화폐수요(equilibrium money demand)로부터의 괴리는 시간이 흐름에 따라 더욱 확산되기 때문에, 불안정한 추정치에 입각하여 통화정책을 실시할 경우 경제적 교란(economic disturbances)은 더욱 확대된다. 따라서 효율적이고 신뢰할 수 있는 통화정책을 실시하기 위해서는 화폐수요의 안정성이 보장되어야 한다. 그것은 통화량이 소득, 이자율, 환율, 물가 또는 중앙은행이 영향을 미치고자 하는 여타 경제변수들 간에 예측가

---

1) Sargent, T.J. and N. Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Policy Instrument, and Optimal Money Supply," *Journal of Political Economy*, 83, (1975), pp.241-254.

2) Mankiw, G.N., "The Reincarnation of Keynesian Economics," *NBER Working Paper*, 3885, (1991).

3) Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, (1976), pp.1161-1176.



능한 관계(predictable correspondence)가 존재할 경우에만 통화량이 통화정책에서 중요한 도구가 될 수 있기 때문이다. 이에 따라 본고는 화폐수요의 안정성을 조사한 후 균형화폐수요로부터의 일시적 괴리가 어느 정도의 속도로 조정되는가를 통화별로 살펴보고자 한다.

## 제2절 연구의 방법 및 구조

본고는 화폐수요함수를 크게 두 가지로 구분한다. 첫째, 전통적인 방법으로 화폐수요함수를 소득과 이자율로 구성하되 이자율을 콜금리와 상업어음할인율로 구분한 2개의 모형이다. 둘째, 소득과 이자율 외에 환율을 설명변수로 추가한 2개의 모형이다. 이와 같은 4개의 모형에 통화량 M1, M2, M3를 투입한 12개의 화폐수요함수에 대해 안정성을 조사한 후 이들 경제적 변수들이 화폐수요에 미치는 영향력과 균형화폐수요로부터의 괴리가 조정되는 속도를 밝히는데 연구의 목적을 두고서 다음과 같이 구성한다.

제3장에서는 우리나라 화폐수요함수를 분석하는 데 있어서 우리나라 금융제도에 대해 이해하는 것이 중요하므로 우리나라 금융제도의 변화에 대해 살펴본다. 그리고 제4장에서 실증분석을 실시한다. 실증분석은 M1, M2, M3 등 3개의 실질통화잔고에 대해 실질GDP와 콜금리 그리고 실질GDP와 상업어음할인율로 구성된 6개의 함수와, 실질화폐수요에 대해 실질GDP, 콜금리, 실질환율로 구성된 3개의 함수, 실질GDP, 상업어음할인율, 실질환율로 구성된 3개의 함수에 대해 실시한다.

이러한 12개의 화폐수요함수에 대해 먼저 변수의 안정성을 조사한 후 시계열들이 불안정한 경우 안정성을 가질 때까지 차분을 실시한다. 차분을 통해 안정적인 것으로 나타나면 12개 방정식에 대해 공적분검정을 실시한다. 공적분검정 기법에는 여러 가지가 있으나 이들 공적분 기법에는 단점이 있기 때문에 EG 공적분검정, Johansen 다변량공적분기법, 그리고 GPH 분수 차분 공적분기법을 이용한다. 이러한 방법을 통해 모형의 안정성을 발견하면 12개 방정식에 대한 추정을 한다.

추정은 통상최소자승(OLS)을 이용하여 변수들의 영향력을 살펴본 후 오차수정모형을 도출하여 균형화폐수요로부터의 괴리가 어떠한 과정과 속도로 조정되는가와 단기적인 조정역할을

하는 변수를 통화량과 모형별로 식별한다. 그리고 충격반응을 실시한다. 충격반응함수를 이용하여 콜금리, 상업어음할인율, 환율, 실질GDP의 충격에 대해 3개의 화폐수요가 어떠한 반응을 보이는가와 4개의 모형별로 어떠한 차이가 있는가를 밝힌다. 또한 이자율, 실질GDP, 환율이 시간의 경과에 따라 화폐수요에 미치는 영향력이 어떻게 변화하는가를 보기 위하여 전향적 이동회귀를 실시한다.

마지막으로 모형의 설명력이 모형의 예측력을 의미하는 것이 아니기 때문에 모형별로 예측 능력을 비교평가한다. 화폐수요함수는 대개의 경우 높은 결정계수( $R^2$ )를 갖는다. 화폐수요함수와 관련된 적지 않은 연구들은 높은 결정계수를 판단으로 모형이 우수함을 보이고 있다. 그러나 결정계수가 높다는 것은 설명변수들의 추세와 화폐수요 추세가 유사하다는 것(correlated trends)을 의미하는 것이지 진정한 경제적 관계(economic relationships)를 보여주지는 못한다. 따라서 모형간 비교를 통해 어떤 모형이 어떤 통화량개념을 사용할 경우 가장 우수한 가를 식별한다. 그리고 제5장에서 요약 및 결론을 내린다.

## 제2장 화폐수요이론의 고찰

### 제1절 화폐와 화폐수요의 의미

화폐란 무엇인가, 즉 화폐의 본질에 관하여는 오랫동안 화폐금융이론의 주요 연구과제가 되어 왔다. 화폐이론에 의하면 화폐의 소유 또는 사용은 화폐의 기능 즉 교환의 매개, 가치의 척도, 그리고 부의 저장 수단 여하에 달려 있다고 한다. 그러나 일반적으로 화폐란 교환의 매개수단으로서 보편적으로 받아들여지는 것으로 인식되어 왔다.<sup>4)</sup> 비슷한 말이지만, 화폐를 일반적으로 통용되는 지불수단으로서의 본원적 기능을 가지고 정의하기도 한다.<sup>5)</sup> 화폐가 없다면 필요한 재화나 서비스를 얻기 위해서는 자신이 가지고 있는 재화나 서비스로 직접 교환해야만 한다. 이처럼 화폐가 없다면 상품과 상품을 맞바꾸는 물물교환 형태로 거래가 이루어질 수밖에 없다. 물물교환이 이루어지기 위해서는 교환에 참여하는 쌍방이 욕구의 동시일치(double coincidence of wants)가 있어야 한다. Brunner and Meltzer(1971)<sup>6)</sup>는 화폐사용으로 인한 개인적 효용과 사회적 효용에 대하여 “화폐의 사용은 정보획득 비용과 거래비용을 절감시켜 시장경제 시스템의 발전을 촉진시킨다”고 주장하였다.

그러나 일반적 목적의 화폐 또는 충분히 발달한 형태로서의 화폐는 지불수단, 회계단위, 가치저장 수단 등의 기능을 동시에 수행하며, 화폐수요도 이러한 기능에 달려 있는 것이다. 그러나 화폐는 상이한 경제, 사회 환경에 따라서 그 중요도에 있어 차이가 있기 때문에 화폐가 수행하는 기능도 각각 다를 수밖에 없으며, 특히 개발도상국과 선진국 사이에는 더욱 그 차이가 클 것이다. 개발도상국에 있어서는 선진국보다는 가치저장의 기능이 다른 기능보다 더 중요하다고 주장된다.<sup>7)</sup> 개발도상국 경제에서는 대부분의 사람들에게 화폐가 제1순위의 금융자산

4) Newlyn, W.T. and R.P. Bootle, *Theory of Money*, 3rd ed. (Oxford: Clarendon Press, 1978), p.1; Drake, P.J., *Money, Finance and Development* (Oxford: Martin Robertson, 1980), pp.44-79.

5) Visser, H., *The Quantity of Money* (London: Martin Robertson, 1974), p.7.

6) Brunner, K. and A.H. Meltzer, “The Uses of Money: Money in the Theory of an Exchange Economy,” *American Economic Review*, December, (1971), pp.786-800.

7) Mckinnon, R.I., *Money and Capital in Economic Development* (Washington D.C.: Brookings

이다. 그러므로 이들 국가에 있어서 화폐수요는 선진국의 화폐수요와 다를 수밖에 없으며 그 이유는 화폐의 기능이 각 나라에 따라서 그 중요성에 차이가 있기 때문인 것이다.

화폐에 대한 일반의 수요는 통화이론에 있어 매우 중요한 역할을 수행한다. 화폐에 대한 수요와 공급간의 괴리가 경제활동에 교란작용을 한다. 화폐의 공급은 통화당국의 통제 하에 있는바, 특히 우리나라의 경우는 통화당국이 그 공급에 있어 결정적인 역할을 한다.

## 제2절 화폐수요 이론의 개관

지난 수세기 동안 화폐수요에 관한 이론은 괄목할 만한 발전을 이룩하였다. 이러한 화폐수요 이론은 크게 3가지 부류로 구분하여 볼 수 있다. 첫째로는 케인즈의 유동성선호 모형, 둘째는 화폐수량설의 부 또는 포트폴리오 자산 모형, 셋째 개발경제론적 자본축적 모형이다.

케인즈 모형에서 화폐수요는 두 부분의 수요로 구분한다.<sup>8)</sup> 즉 거래적 수요와 투기적 수요가 그것이다. 케인즈에 의하면 개인의 거래 정도 나아가 개인거래의 집합으로서의 거래 정도는 소득수준과 일정한 관계를 가지며, 따라서 화폐의 거래적 수요는 사실상 소득수준과 비례하는 것으로 취급된다. 화폐는 우선 수입과 계획된 지출간의 차액을 메우기 위하여 필요로 한다. 케인즈에 의하면 화폐의 거래적 수요도 이자율의 함수라고 분명하게 설명한다. 그러나 그는 이 거래적 수요의 분석에서는 이자율의 역할을 강조하지 않았으며, 그의 추종자들도 또한 이를 무시하였다. 그 이유는 이자율이 중요하지 않아서가 아니라 이자율은 투기적 수요를 결정하는데 있어 결정적인 역할을 하기 때문이다.

케인즈는 투기적 화폐수요를 이자율과 채권가격의 변화를 가지고 설명한다. 이자율의 변화는 채권가격의 변화를 야기시킨다. 즉 이자율의 상승은 채권의 시장가치를 떨어뜨리며, 이자율의 하락은 채권의 시장가치를 상승시키는 것을 의미한다. 이리하여 이자율의 변화는 채권소

---

Institution, 1973), p.46; Drake, P.J., *Money, Finance and Development* (Oxford: Martin Robertson, 1980), p.54.

8) 실질적으로는 현금보유 동기에 소위 '예비적' 동기에 의한 보유가 있으며, 이는 거래동기의 화폐수요처럼 어느 정도 소득수준에 비례한다. 케인즈는 이를 금융동기(finance motive)라고 언급했다.

유자의 자본적 이익 또는 자본적 손실을 야기시킨다. 따라서 화폐소유와 채권소유에 대하여 양자택일의 경우에 이자율이 하락할 것이 예상될 때에는 채권은 화폐와 달리 그 소지자에게 자본이익의 가능성을 제공하고, 이자율이 상승할 것이 예상되는 때에는 자본손실 가능성을 제공한다. 따라서 케인즈의 주장에 의하면 이자율의 하락이 예상되는 경우 화폐수요는 상대적으로 작을 것인데 이는 사람들이 자본적 이익을 위하여 보다 많은 양의 채권을 소지할 것이기 때문이며, 반대로 이자율의 상승이 예상되는 경우에는 사람들은 채권소유로 인한 자본손실을 회피하는 방법을 찾기 때문에 그 만큼 화폐수요가 늘어난다는 것이다. 따라서 이자율이 높을 경우에는 투기적 목적의 화폐수요는 낮을 수밖에 없으며, 이자율이 낮을 경우에는 이러한 투기적 목적의 화폐수요가 보다 매력적인 것이 된다는 것이다. 따라서 이러한 투기적 화폐수요는 이자율의 감소함수라 정의할 수 있다.

케인즈에 의하면 이자율이 극히 낮은 수준에 있을 경우 화폐수요가 이자율에 관하여 무한대의 탄력성을 나타낼 수 있다고 한다. 이러한 견해에 대한 근거는, 극히 낮은 수준의 이자율에서 사람들은 채권보유 보다는 화폐보유를 더 선호하게 되는데, 이는 자본 손실에 대한 위험이 채권으로부터 얻을 수 있는 다소의 이자액을 능가하고 더욱이 이자율이 조만간 곧 상승할 것이라고 믿기 때문이다. 케인즈는 수요함수의 이러한 평행부분을 유동성 함정(liquidity trap)<sup>9)</sup>이라고 지칭하였다. 케인즈 모형에 있어 이 유동성 함정의 존재는 통화정책상 매우 중요한 의미를 갖는다.

가장 단순한 형태로서의 케인즈 화폐수요 함수는 두 개의 부분으로 구성된다. 소득의 함수인 거래적 화폐수요와 이자율의 함수인 투기적 화폐수요가 그것이다.

이를 함수 식으로 표시하면 다음과 같다.

$$M/P = l(i) + k(y)$$

여기서  $l$ 과  $k$ 는 투기적 화폐수요와 거래적 화폐수요를,  $i$ 와  $y$ 는 이자율과 소득을 나타낸다. 예상되는 부호는  $\frac{\partial l}{\partial i} < 0$ ,  $\frac{\partial k}{\partial y} > 0$ 이다.

케인즈는 비록 거래적 동기의 화폐수요가 안정적이라는 점에서는 수긍하면서도 전체적 화

9) Horvitz, P.M., *Monetary Policy and Financial System*, 3rd ed. (Englewood Cliffs: N.J., Prentice Hall, 1974), p.433.

폐수요는 투기적 수요에 의하여 좌우될 수 있고, 그 만큼 단순히 거래적 동기에 근거한 수요 예측은 전체적 수요로서 부적절하다고 믿었다.

### 제3절 선행연구

일반적으로 화폐수요는 규모변수와 기회비용변수에 따라 결정되는 것으로 알려져 있다. 예를 들어, Goldfeld(1973)<sup>10)</sup>는 규모변수(scale variable)로서 실질소득, 기회비용변수로서 이자율을 이용하여 전자는 양(+의 관계, 후자는 음(-)의 관계를 가지는 것을 보인 바 있다. 불확실성이 투자, 실업률, 국민소득, 인플레이션 등 여러 거시경제변수들에 미치는 영향에 대한 연구와 함께 화폐수요함수에서도 불확실성을 고려하는 연구가 나타나고 있다.

Marquis(1989)<sup>11)</sup>, Mizrah and Santomero(1990)<sup>12)</sup>, 김원선(1992)<sup>13)</sup>, Choudhry(1999)<sup>14)</sup>, 오성환·최운규(2000)<sup>15)</sup> 등은 인플레이션 불확실성 또는 실질적 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과를 분석하였다. 특히 Marquis(1989)는 소비수요와 화폐 및 금융자산들의 포트폴리오를 고려한 최적화 모형을 구축하고, 인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과의 방향은 불확실하다고 하였다.<sup>16)</sup> Mizrah and Santaomero(1990)도 인플레이션 불확실성을 포함하여 효용극대화 모형을 구축하였고, 인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과의 방향은 불확실하였

10) Goldfeld, S., "The Demand for Money Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, (1973), pp.577-638.

11) Marquis, M., "Interest Rate Volatility in a Partial Equilibrium Model of Household Money Demand," *Journal of Macroeconomics*, 11, (1989), pp.67-80.

12) Mizrah, B. and A. Santomero, "A Liquidity-in-Advance Model of the Demand for Money under Price Uncertainty," *Journal of Monetary Economics*, 16, (1990), pp.143-159.

13) 김원선, "인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향에 대한 분석," 『경제논집』, 제8권, 충남대학교 경상대학부설 경영경제연구소, 1992, pp.51-66.

14) Choudhry, T., "Does Interest Rate Volatility Affect the US M1 Demand Function: Evidence from Cointegration," *The Manchester School*, 67, (1990), pp.621-648.

15) 오성환·최운규, "불확실성과 금융혁신을 감안한 화폐수요함수," 『금융학회지』, 제5권 제3호, (2000), pp.93-116.

16) 엄밀하게 말하면 인플레이션 불확실성이 아니라 인플레이션을 포함하는 명목이자율 불확실성이 고려되었다.

다. 오성환·최운규(2000)에서도 효용극대화의 일반균형모형에서 화폐공급증가 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과의 방향은 불확실하였다.

경제개방의 진전과 더불어 환율도 화폐수요에 영향을 미칠 수 있기 때문에 화폐수요함수에서 환율을 고려한 연구도 이루어지고 있다. 환율변동은 크게 富의 효과(wealth effect)와 화폐대체효과(currency substitution effect)를 통해 화폐수요에 영향을 미친다. 첫째, 자국화폐가 절하하면 내국인이 소유한 해외자산의 자국화폐표시 자산이 증가하여 그에 따라 富의 효과를 통해 화폐수요가 늘어날 수 있다. 한편 내국인이 가진 해외부채는 자국화폐가 절하할 때 자국화폐표시 부채가 증가하여 오히려 화폐수요가 줄어들 수 있다. 결국 자국화폐 절하에 따른 富의 효과는 순해외자산의 크기에 의해 결정되므로 순채권국인가 또는 순채무국인가에 따라 화폐수요에 대하여 양(+) 또는 음(-)의 관계를 가진다고 할 수 있다. 둘째, 환율은 서로 다른 화폐 사이에 상대적 가격으로서 환율변동은 서로 다른 화폐 사이의 화폐대체효과를 낳을 수 있다. 즉, 자국화폐가 절하하면, 자국화폐보다 더 큰 가치를 가지는 외국화폐에 대한 수요는 증가하고, 가치가 떨어진 자국화폐에 대한 수요가 감소할 것이다. 다시 말하면, 자국화폐 절하에 따른 화폐대체 효과는 화폐수요에 대하여 음(-)의 관계를 가진다고 할 수 있다.

그러나 최근의 연구는 단순히 화폐수요함수를 규모변수와 기회비용변수로 설정하여 추정하는 과거의 연구방법에서 탈피하여 화폐수요의 안정성을 밝히는 데 집중되고 있다. Friedman(1956)<sup>17)</sup>은 화폐함수가 몇 개의 독립적인 변수로써 설명되는 매우 안정적인 함수라고 주장하였고 Meltzer(1963)<sup>18)</sup>, Goldfeld(1973), Lucas(1988)<sup>19)</sup>, Stock and Watson(1993)<sup>20)</sup> 등은 미국의 화폐수요가 실질소득과 이자율에 의하여 결정된다고 검정하였다. 해외 경제에 대한 활발한 공적분 분석에 이어 한국의 화폐수요에 대하여는 함정호·최운규(1989)<sup>21)</sup>, 박우규

17) Friedman, M., "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, 85, (1956), pp.451-472.

18) Meltzer, A.H., "The Demand for Money: The Evidence form the Time Series," *Journal of Political Economy*, 71, (1963), pp.219-246.

19) Lucas, R., "Money Demand in the United States: A Quantitative Review," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, (1988), pp.137-168.

20) Stock, J. and M.W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated System," *Econometrica*, 61, (1993), pp.783-820.

21) 함정호·최운규, "우리나라의 통화서비스지표와 통화수요함수," 『한은조사연구』, 제3호, 한국은행, (1989).

(1991)<sup>22)</sup>, 유윤하(1994)<sup>23)</sup>, Ermini and Chang(1996)<sup>24)</sup> 등이 M1 또는 M2 실질소득, 이자율 사이에 장기적 공적분 관계가 있다고 검정하였다.<sup>25)</sup>

우리나라에서는 함정호와 최운규(1989)가 M1, 실질소득, 이자율 사이에 공적분 관계가 있음을, 그리고 박우규(1991)는 M2, 실질소득 이자율 사이에 공적분 관계가 있음을, 그리고 유윤하(1994)와 Ermini and Chang(1996)은 M2, 실질소득, 이자율 사이에 공적분 관계가 있음을 보였다. 이에 비해 환율을 포함시키지 않고 실질소득과 이자율을 주요 설명변수로 하는 전형적인 화폐수요함수는 불안정하다는 연구결과가 일반적인 추세로 나타나고 있다.

1997년의 외환금융위기 이후 금융시장의 위험이 증가함에 따라 화폐수요의 안정성이 떨어질 수 있는데, 서병선(2001)<sup>26)</sup>은 1997년 3분기-1999년 2분기 기간 중 한국에 화폐실종이 있었다고 언급하면서, 화폐수요의 안정성을 측정하기 위해 구조변화에 대한 검정을 실시하였다.

화폐의 유통속도 측면에서 <그림 2-1>에서 보는 바와 같이 M1의 유통속도는 전체기간 중 등락을 거듭하는 불규칙한 추세를 가운데 1997년 4분기-1999년 4분기에는 높았던 반면에, M2의 유통속도는 1997년 2분기 이전에 하강추세를 보이고 있는데, 이러한 M1과 M2의 상이한 패턴은 화폐수요함수의 안정성에 대한 의문을 제기하게 한다.

Goldfeld(1976)<sup>27)</sup>는 1973년 이전의 자료에 의한 추정결과를 가지고 1974년 이후를 예측하여 큰 예측오차가 있음을 발견하고, 1974년 이후에 미국에서 화폐실종이 발생하였다고 하였다. Bahmani-Oskooee and Lee(1994)<sup>28)</sup>는 한국에서 M1의 경우에는 공적분 관계가 존재하지만 M2의 경우에는 공적분 관계를 찾을 수 없다고 하였다.<sup>29)</sup> 이에 따라 McNown and Wallace

22) 박우규, “인플레이와 M2유통속도,” 『한국개발연구』, 제13권 제2호, 한국개발연구원, (1991), pp.3-19.

23) 유윤하, “통화수요함수의 장기적 안정성 검정: 공적분 검정방법의 채용,” 『한국개발연구』, 제16권 제3호, 한국개발연구원, (1994), pp.45-68.

24) Ermini, L. and D. Chang, “Testing the Joint Hypothesis of Rationality and Neutrality under Seasonal Cointegration: The Case of Korea,” *Journal of Econometrics*, 74, (1996), pp.363-386.

25) Ermini and Chang(1996)은 실질M2 대신 명목M2 및 물가를 고려하였다.

26) 서병선, “통화실종과 한국 통화수요함수의 장기안정성 검정,” 『계량경제학보』, 제12권 제3호, (2001), pp.83-117.

27) Goldfeld, S., “The Case of the Missing Money,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 6, (1976), pp.683-730.

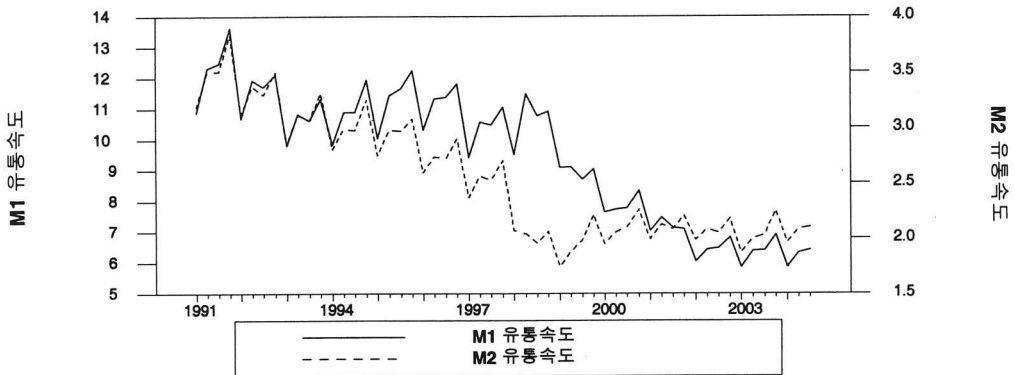
28) Bahmani-Oskooee, M. and H-J. Lee, “Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis,” *International Economic Journal*, 8, (1994), pp.83-93.

29) 이들은 실질소득과 이자율뿐 아니라, 본 연구에서 후술하는 바 환율을 포함하여 검정하였다.



(1992)<sup>30)</sup>는 실효환율을 추가함으로써 미국의 M2 화폐수요함수가 더 안정적이 된다고 검정하였다. 주한광(1999)<sup>31)</sup>은 한국의 기업화폐수요함수에서 원화가 절하할 때 화폐수요가 감소한다고 검정하였다.<sup>32)</sup>

<그림 2-1> 화폐유통속도의 추이



그런데 황호영·이동헌(1998)<sup>33)</sup>은 1973년 1분기-1995년 4분기의 우리나라를 대상으로 화폐수요(M1, M2 또는 M3), 그리고 실질소득, 회사채수익률, 환율 등에 대하여 공적분검정을 하여 특히 M3의 경우에 가장 유의한 공적분 관계가 존재한다고 하였는데, 회사채수익률의 탄력성이 음(-)의 부호를 나타냈다. 富의 효과를 주장한 연구로는 Arango and Nadiri(1981)<sup>34)</sup>, Bahmani-Oskooee and Lee(1994), Lee and Chung(1998)<sup>35)</sup>, Weliwita and Ekanayake(1998)<sup>36)</sup>

30) McNown, R. and M.S. Wallace, "Cointegration Tests of a Long-Run Relation between Money Demand and Effective Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*, 12, (1992), pp.107-114.  
 31) 주한광, "우리 나라의 기업화폐수요: 실질실효환율을 고려한 공적분 분석," 『국제경제연구』, 제5권 제2호, (1999), pp.159-179.  
 32) Bahmani-Oskooee and Lee(1994)에 의하여 M1의 경우에만 공적분 관계가 존재하였다. 그리고 황호영·이동헌(1998)에 의하면 M1이나 M2보다 M3의 경우에 더 적절한 공적분 관계가 존재하며, M2의 경우에는 유의성이 낮지만 원화가 절하할 때 화폐수요가 감소하였다.  
 33) 황호영·이동헌, "우리나라의 장기적 통화수요함수," 『경제학연구』, 제46권 제4호, 한국경제학회, (1998), pp.3-21.  
 34) Arango, S. and M.I. Nadiri, "Demand for Money in Open Economies," *Journal of Monetary Economics*, 7, (1981), pp.69-83.  
 35) Lee, T.H. and K.J. Chung, "Further Results on the Long-Run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, 9, (1998), pp.103-113.

등을 들 수 있다. Arango and Nadiri(1981)는 화폐수요함수에 환율을 도입한 실증분석의 효시로서 여러 선진국 경제의 화폐수요에 대하여 환율이 유효한 영향을 미친다고 하였다.

Bahmani-Oskooee and Lee(1994), Lee and Chung(1998), 황호영과 이동현(1998)은 모두 우리나라를 대상으로 화폐수요(M1, M2, M3 등) 그리고 실질소득, 이자율 및 환율에 대하여 공적분검정을 하여 원화가 절하할 때 화폐수요가 증가함을 보였다. 이를테면, 우리나라에서 부의 효과가 존재하며 순해외자산이 양(+)임을 함축한다는 것이다. 특히 Bahmani-Oskooee and Lee(1994)는 1971년 1분기-1990년 4분기의 기간 중 M2가 아니라 M1의 경우에만 공적분관계가 존재한다고 하였으나, 황호영·이동현(1998)은 1973년 1분기-1995년 4분기의 기간 중 M1이나 M2보다 M3의 경우에 더 적절한 공적분 관계가 존재한다고 주장하였다. Weliwita and Ekanayake 1998)는 스리랑카에 대하여 실질소득, 국내외이자율, 실질환율을 이용하여 공적분 관계식을 얻었다. McNown and Wallace(1992), Weliwita and Ekanayake(1998), Arango and Nadiri(1981), Mundell(1963)<sup>37)</sup>, McKinnon(1982)<sup>38)</sup>, McKinnon and Tan(1983)<sup>39)</sup>, Mckinnon, *et al.*(1984)<sup>40)</sup> 등은 화폐대체 효과를 통해서, 자국화폐가 절하하면 외국화폐에 대한 수요가 증가하고 자국화폐에 대한 수요가 감소할 수 있음을 공적분검정을 통해 밝혔다.

---

36) Weliwita, A. and E.M. Ekanayake, "Demand for Money in Sri Lanka during the Post-1977 Period: A Cointegration and Error Correction Analysis," *Applied Economics*, 30, (1998), pp.1219-1229.

37) Mundell, R.A., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, (1963), pp.475-485.

38) McKinnon, R.I., "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard," *American Economic Review*, 72, (1982), pp.320-333.

39) McKinnon, R.I., and K.Y. Tan, "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard: Reply," *American Economic Review*, 73, (1983), pp.474-476.

40) McKinnon, R.I., C. Radcliffe, K.Y. Tan, A.D. Warga and T.D. Willett, "International Influences on the U.S. Economy: Summary of an Exchange," *American Economic Review*, 74, (1984), pp. 1132-1134.

## 제3장 한국 금융산업의 발전과 금융제도

### 제1절 금융산업과 경제발전

#### 1. 금융산업의 본질

한국의 경우 금융업이 아주 오랜 기간에 걸쳐 관의 통제하에 있어 왔기 때문에 본질적으로 금융업은 영리를 목적으로 하는 사기업이라는 사실이 간과되어 왔다. 다시 말하면 금융업이 국민경제발전에 기여할 수 있도록 하기 위해서는 무엇보다도 금융업 자체가 금융의 원리에 따라서 건전하게 운영되어야 한다는 것이 간과되었다.

금융업은 은행과 비은행 금융기관으로 나눌 수 있는데 한국은 최근 비은행 금융기관이 상당히 성장하고 있으며, 또 앞으로도 이러한 추세가 계속될 것으로 보여진다. 그러나 은행이 금융업의 중추인 것임에는 틀림없는 것이며, 금융업에 대한 대부분의 문제점도 은행에서 비롯된다.

은행은 민간이나 공공기관으로부터 예금을 받아들여 이를 고객에게 대출을 하거나 유가증권과 같은 수익자산을 구입하고, 아울러 여러 가지의 서비스를 제공하는 기업인 것이다. 그런데 오늘날의 은행의 업무는 상업어음의 할인과 같은 전통적인 영역을 벗어나 중·장기대출이나 신탁, 투자와 같은 업무도 다루게 됨으로써 은행경영의 내용이 다각화되었다.

은행이 수익자산의 구입이나 매각과정에서 통화량이 증감하기 때문에 은행의 자산관리에 안전도가 상실된다면 이것은 바로 통화량의 갑작스런 증감을 가져와 국민경제가 교란될 수도 있는 것이다. 이와 같은 점에서 은행은 그 공공성이 다른 어느 업종보다 매우 강하다고 말할 수 있다.<sup>41)</sup>

그러나 은행업의 본질도 역시 보통의 기업들과 마찬가지로 이윤동기로부터 출발한 상업주

41) 조순, “금융산업의 장기적 전망,” 『경제발전과 금융산업』 (서울: 한국투자금융회사, 1998), p.5.

의(commmercialism)라고 말할 수 있는데, 상업주의란 바꾸어 말하면 수익성(profitability)의 추구라고도 할 수 있다. 은행의 수익성 추구는 그 공공성과 상치되는 것으로 볼 수도 있다.

그런데 적정수준의 수익의 축적이 없다면 건전한 금융을 통한 경제발전을 지속적으로 추구할 수 없다는 사실을 생각할 때 은행의 수익성추구와 공공성은 배타적이라기보다 오히려 상호보완적이어야 할 것이다.<sup>42)</sup> 다시 말하면 어디까지나 은행은 사기업이기 때문에 사기업에서의 목표달성과 조화를 이룰 수 있는 범위 내에서 공공적 역할의 수행이 이루어져야 한다는 것이다. 요컨대 은행업, 더 나아가 금융업 발전은 영리기업의 하나인 은행이 공공이익을 위하여 얼마만큼 공헌을 하면서 운영될 수 있는가에 초점을 두어 그 방향을 모색하여야 할 것이다.

## 2. 경제발전과 금융의 역할

금융이 경제발전 과정상 수행하여야 할 역할이 무엇인가에 대한 견해는 상당히 다양하다고 볼 수 있다. 경제발전을 위한 금융의 역할을 두 가지로 요약하여 보면 하나는 성장통화의 공급이요, 다른 하나는 저축과 투자의 중개기능, 즉 금융중개기능을 수행하는 것이라 하겠다.<sup>43)</sup>

### 가. 성장통화의 공급

경제발전은 생산능력을 지속적으로 증가시키는 과정을 말하며, 생산능력의 지속적인 증가는 효율적인 자원이용을 통하여 이루어 질 수 있는 것이다. 이러한 자원이용의 효율화는 자원이용에 관한 기존방법을 변경, 새로운 방법을 채택함으로써 이루어질 수 있는데 이를 자원이용에 있어서의 신결합이라고 한다.

자원이용에 관한 신결합을 구상하여 실천하는 것은 기업이며, 신결합을 수행하는데는 자본이 필요한 것이다. 그러나 기업가의 자기자본은 제한되어 있으므로 신결합을 수행하는데 필요한 자금을 조달하기 위해서는 은행으로부터의 차입에 의존하지 않을 수 없는 것이다. 이때 은

---

42) 강일규, “은행자율과 책임경영,” 『은행계』, 2월호, (1983), pp.17-18.

43) 조순, 전계서, pp.5-10.

행이 기업에게 공여하는 자금은 경제발전 과정상 대부분 신용창조를 통하여 창출된다고 할 수 있다.

은행이 신용창출을 계속하기 위해서는 은행제도 전체의 지급준비가 늘어나야 할 것이므로 은행은 신용창조를 지탱하기 위한 준비금의 부족을 중앙은행으로부터 차입하여 조달하지 않으면 안 되는 오버론(over-loan)의 상태가 생기게 되는 것이다. 그렇다고 하여 이러한 은행의 오버론이 바로 은행경영의 불건전성을 나타내는 것은 아니다. 경제발전의 관점에서 볼 때 오버론 없이 수신내 여신의 원칙만이 잘 지켜진다고 하여 은행경영이나 금융정책이 건전하게 이루어진다고 할 수만은 없는 것이다.

요컨대 기업활동은 신용에 의하여 실현될 수 있으며 왕성한 기업활동이 있는 곳에서는 은행은 오버론 상태가 일어나게 되는 것이다. 이와 같이 기업활동을 위한 투자에 필요한 자금을 공여하는 것이야말로 경제발전을 위한 금융의 제1의 역할이라고 할 수 있다.

신용창조를 통한 투자자금의 공급은 인플레이의 유발이라는 위험을 수반한다고 생각할 수 있다. 그러나 신용창조 및 이로 인한 통화량의 증가가 반드시 물가상승을 유발한다고 할 수는 없는 것이다. 통화량이 증가하게 되면 이것이 바로 물가상승을 가져온다고 하는 것은 정제된 사회에서만 타당한 명제이지 활발한 기업활동에 의하여 발전하는 사회에 있어서는 반드시 그렇다고 할 수는 없다. 통화량의 증가를 상쇄하는 유통속도의 감소가 있을 수도 있고 또 그렇지 않다고 하더라도 투자의 결과 생산이 증가하여 물가상승의 압력을 완화할 수도 있는 것이기 때문이다.

따라서 경제발전과정에서 신용창조가 이루어 질 때 물가가 얼마만큼 상승하느냐의 문제는 통화량의 증가에 못지 않게 투자의 효율성 여하에 좌우되는 것이다. 사실 경제발전과정에서 인플레이가 일어나는 이유는 통화량의 증가에도 그 원인이 있겠지만 통화량의 증가자체보다 그것이 어떻게 무엇을 하면서 증가하였는가가 오히려 더 중요한 것이다. 즉, 투자의 내용이 부실하여 증발된 통화를 상쇄할 만큼 재화나 서비스의 공급을 증가시키지 못하고 있는데도 그 원인이 있는 것이다.

## 나. 금융중개

금융이 경제발전과정상 수행하는 제2의 역할은 금융중개, 즉 저축자로부터 투자자에게로 자금의 흐름을 중개(intermediation)<sup>44)</sup>하는 저축과 투자의 중개기능이다.

은행을 포함하는 금융중개기관은 한편으로는 저축자의 다양한 요구를 충족시키기 위하여 여러 종류의 금융청구권<sup>45)</sup>을 제공함으로써 영세한 가계부문의 저축을 동원하게 되고, 또 다른 한편으로는 기업이나 기타 자금사용자가 발행하는 증권을 매입함으로써 금융기관에 집중된 저축을 기업에게 제공하는 금융중개의 역할을 수행하는 것이다.

은행(또는 비은행금융기관)이 기업에게 신용창출을 통해 투자자금을 대여하는 경우는 통화량의 증가를 가져와 인플레이를 유발할 가능성이 있는 데 반하여, 금융중개를 통하여 자금대여를 하는 경우에는 통화량의 증가가 없는 것으로서 신용창조의 경우보다는 보다 덜 인플레이적이다. 기업의 자금조달은 경제발전초기에는 어느 국가나 신용창조에 크게 의존하게 되지만, 경제가 발달함에 따라서 금융중개를 통한 방법이 상대적으로 증가하게 된다. 또한 민간부문의 소득이 증가함에 따라 저축이 늘어나게 되며, 그러한 저축을 가능하도록 하여 주는 서비스도 다양해진다. 노후의 생활안정, 불의의 사고에 대한 보험, 이자의 증식에 대한 요구, 자녀의 교육비를 위한 적립, 주택마련을 위한 적금 등과 같이 저축의 목적이 다기화함에 따라, 여러 가지의 금융중개기관이 생겨나 저축자의 이러한 다양한 요구에 따라 갖가지의 상품, 즉 금융자산을 만들어 저축자에게 판매하게 되는 것이다. 따라서 저축자들은 대부분 이들 여러 가지의 금융자산을 보유하게 된다. 은행을 비롯한 금융기관은 저축자의 요구에 따르는 다양한 금융자산을 고안하여 민간의 저축을 흡수할 수 있도록 금융업자로서의 이노베이션(innovation)을 능동적으로 수행하게 된다.

만약 이러한 이노베이션이 잘 이루어지지 않는다고 할 때에는 민간의 금융저축이 부진하게 되며 그만큼 비인플레이적인 투자자금의 조달이 어려워지게 되는 것이다. 이와 같이 금융중개를 함에 있어서 이노베이션을 하여야 하는 것이 바로 경제발전상 금융의 제2의 역할이라 하겠다.

---

44) 강일규, 전게서, p.17.

45) 이들은 유동성, 상환기간, 위험성 및 수익성 등에 있어 각기 다른 특성을 가지고 있다.

이와 같은 금융업의 이노베이션의 결과 금융관련비율, 즉 금융자산과 GDP와의 비율이 높아지게 되는 것이다. 따라서 금융관련비율이 높아진다는 것은 한편으로는 경제발전의 결과이며, 다른 한편으로는 금융업 자체의 이노베이션의 산물이기도 하다.

## 제2절 한국 금융제도의 역사적 발전

### 1. 은행제도의 도입

한국에 근대적 의미의 은행제도가 도입한 것은 일제 침략으로 거슬러 올라가며 금융제도의 발전은 대부분 일본의 금융제도를 뒤따랐다. 1878년에 일본 제일은행이 부산에 지점을 개설한 것이 최초이며, 1909년에는 중앙은행으로서 조선은행이 설립되었는데 앞서 설립된 일본 제일은행이 갖고 있던 은행권 발행 권리를 인계받아 과거 한국의 구 화폐를 조선은행권으로 대체시키는 등의 화폐개혁을 단행하였다. 그 후 1910년 한일합방 이후 일제식민지하에서 많은 상업은행과 특별은행이 설치되었다. 일본의 식민지 정책을 뒷받침하기 위한 제도적 장치로서 금융제도의 개편이 시도되었는데, 1918년 조선식산은행과 금융조합의 설치, 그리고 1922년 신탁회사와 무진회사의 설립 등이 그 결과이다.

비록 초기의 한국 금융제도가 일제의 식민지 개발정책의 소산이기 때문에 주로 일본의 이익을 위한 것이지 한국인의 복지를 위한 제도가 아니었음에도 불구하고 거의 40년 간의 일제 지배를 통하여 상당히 근대적인 은행제도로 발전되었다.

1945년 해방 전 한국금융기관에는 중앙은행인 조선은행 외에 조선식산은행과 두개의 일반 상업은행(상업은행과 조흥은행), 저축은행(조선식산은행 자회사로서 일본의 공채와 조선식산은행에 대하여 장기금융을 중개), 그리고 금융조합(농민과 중소기업에 대한 금융)이 있다.

## 2. 중앙은행의 설립과 상업은행 및 특수은행의 설립

8·15 해방과 더불어 일본 경제의 틀에서 갑작스럽게 벗어난 한국 경제는 금융제도에서도 심각한 이완현상이 일어났다. 1948년 대한민국의 정부 수립 과정까지는 정치적인 혼란과 통화 팽창으로 인하여 심각한 물가상승을 초래하였다. 이러한 경제불안정에 직면하여 새로 수립된 정부는 과거의 금융제도가 진부하고 물가안정을 위해서 효과적인 제도가 되지 못하다는 인식을 하게 되었고, 금융제도의 개편을 단행하여 1950년 6월 중앙은행인 한국은행을 설립하게 되었다. 새로 설립된 한국은행은 물가안정을 위한 많은 정책을 수립 시행하였으며, 일반은행의 재구성을 위한 은행법을 마련하였으나 6·25의 발발로 그 시행이 연기될 수밖에 없었다. 한국은행 설립 직후에 일어난 한국전쟁은 많은 문제를 야기하였다. 1953년 정전 직후 가장 시급한 금융문제는 신속한 경제부흥에 필요한 산업자금과 농업자금을 마련하는 것이었다. 이를 위하여 한국부흥은행(이후 한국산업은행으로 개칭)이 특별법에 의하여 1954년에 설립되었고, 농업은행이 협동조합의 재조직을 통하여 1956년에 설립되었다. 같은 시기에 경제부흥 과정에서 필요한 단기 자금을 효과적으로 지원하기 위하여 일반 상업은행의 확대와 재정비를 기하였다. 기존의 일반 상업은행 즉 조흥은행, 한국상업은행, 저축은행(이후 한일은행으로 개칭)에 더하여 1954년에 신탁은행과 상업은행의 합병이 이루어졌고, 서울은행이 1959년에 설립되어 영업지역을 서울과 그 일원으로 제한되기도 했으나 추후 전국 영업망을 갖추게 되었다.

## 3. 금융제도의 재정비

1961년 군사정권이 들어서고 정치·경제·법률제도 등에 주요 변화가 있었다. 제1차 경제개발 5개년계획이 1962년에 시작되었고, 그와 동시에 개발계획을 보다 효과적으로 뒷받침하기 위하여 금융기구의 정비가 이루어졌다. 1962년 한국은행법이 개정되어 금융통화정책에 관한 최종권한을 정부로 이관하게 되었다. 또한 1960년대 초에 미개발분야 또는 전략적으로 중요한 분야에 대한 금융지원을 원활히 하기 위하여 수개의 특수은행을 설립하였다. 여기에는 농업협



동조합중앙회 및 단위농협, 수산업협동조합중앙회 및 단위수협 그리고 국민은행이 있다. 1960년대 후반기에는 한국외환은행, 한국주택은행, 한국수출입은행이 설립됨으로써 특수은행 구조로서의 모양새를 갖추게 되었다. 은행의 지점망 제도는 지방 자금을 고갈시키는 경향이 있기 때문에 지방은행의 설립을 통하여 저축형태와 자금의 유통 방향을 바꿀 수 있다는 인식이 증대되었다. 그 결과로 지역간 균형적인 은행자금의 분배와 지역 개발 증진의 목적을 가진 지방은행 제도가 도입되었다. 대외무역규모의 급격한 증가와 한국경제의 국제화에 발맞추어 외국은행의 지점 진출이 허용되어 일반 상업금융업무를 개시하게 되었다. 1980년 말에 외국은행의 지점은 33개, 대표사무소는 19개가 되었다. 이들이 활동하고 있는 업무범위는 매우 협소하고 전체 은행 예금의 1.2%에 불과하며, 대부분 자금은 본점으로부터 차입에 의존하였다.

1960년대의 은행제도의 재정비 이후 1970년대에는 정부에 의하여 추진되어진바 있는 비은행 금융중개기관과 주식시장의 역할강화와 이들을 통한 산업자금화 노력이 뒤따랐다. 1972년 대통령 긴급명령의 발동을 통하여 사채시장 자금을 제도금융시장으로 유도하였는바 투자금융회사가 설립되어 단기의 상업채권을 취급할 수 있게 하였고, 유사금융회사를 제도화하여 상호신용금고를 설립함으로써 분할 적금저축과 소액대출을 전문적으로 취급하도록 하였다. 1974년에는 국민투자기금이 설립되어 중화학공업에 필요한 자금수요를 뒷받침할 수 있도록 하였다. 1970년대에는 정부에 의한 일련의 유인제도를 통하여 주식시장이 급속히 발달하였다.

#### 4. 금융자유화 및 개방화

1980년대에 들어와서는 인플레이션의 체질화, 금융산업의 낙후 등 그 동안의 고도성장과정에서 누적되어 온 구조적인 문제점들이 경제성장을 가로막는 제약요인으로 작용함에 따라 경제정책의 기본목표를 성장보다는 안정에 두고 경제운용방식도 시장기능을 존중하는 방향으로 전환을 모색하게 되었고, 이에 부응하여 금융부문에서도 일련의 자유화 및 개방화시책이 추진되었다.

은행의 자율경영체제를 확립하기 위해 1981년-1983년 중 시중은행을 모두 민영화하고 은행 내부경영의 자율성을 제약하는 각종 규정 및 통제를 축소 정비하였으며, 통화관리에 있어서도

민간신용 한도제 중심의 직접규제 방식에서 탈피하여 간접규제 방식으로 점차 이행하게 되었다. 또한 금융기관간 경쟁촉진을 위하여 금융시장에의 진입제한을 완화함으로써 1982-1983년 중 2개 시중은행(신한은행 및 한미은행)과 12개 투자금융회사 58개 상호신용금고 및 1개 투자신탁회사가 신설되었다. 금융기관의 신규설립은 1988년-1989년 중 재개되어 여덟 번 째 시중은행인 동화은행과 중소기업 전문은행으로서 부산 및 대구에 본점을 두고 전국을 영업구역으로 하는 동남은행 및 대동은행이 설립되었으며, 5개 지방투자신탁회사, 11개 지방리스회사 등 다수의 비은행금융기관도 추가 설립되었다. 이와 함께 금융기관 취급업무의 다양화도 진전되었는데, 은행의 경우는 신용카드업무, 상업어음일반매출 및 환매조건부채권매도, 양도성예금증서(CD)업무 등이 도입되는 한편 상호부금 및 신탁업무의 취급도 단계적으로 확대 허용되었다. 그리고 투자금융회사, 증권회사의 경우 팩토링, 신중기업어음(CP), 어음관리구좌(CMA), 통화채권펀드(BMF)등의 신중금융상품이 차례로 개발·도입되었다.

아울러 금리자유화의 기반조성을 위하여 1980년대 초반 이후 정책금융과 일반금융의 금리격차 축소, 은행대출금리의 차등금리제 도입, 일부 금융시장상품의 발행금리 자율화 등의 조치가 취해졌다. 특히 1988년 12월에는 정책금융을 제외한 모든 여신 금리와 금융기관의 만기 2년 이상의 장기 수신금리 등에 대한 최고 이율규제를 철폐함으로써 광범위한 금리자유화 조치를 단행하였다.

그러나 이 당시의 금리자유화는 물가불안으로 인해 자유화금리와 규제금리간의 격차가 지나치게 확대되는 등 부작용이 나타남에 따라 소기의 성과를 거두지 못하였고 그 이후에도 금리에 대한 규제가 실질적으로 지속되었다. 한편 1980년대에는 금융자율화와 더불어 금융시장의 대외개방도 점진적으로 확대되어 외국은행의 지점증설이 허용되고 외국생명보험회사의 지점설치, 합작회사 또는 현지법인 설립 등이 이루어졌으며, 외국인전용수익증권, 외국투자 전용회사 등을 통한 외국인의 국내증권 간접투자도 허용되었다.

1990년대에 들어서는 금융산업이 장기간에 걸쳐 경제성장을 뒷받침하는 과정에서 정부의 과다한 규제 및 간섭을 받게 됨으로써 경쟁력이 약화되고 효율성이 저하되어 국민경제의 발전에 걸림돌이 되고 있다는 인식이 확산된 데다 미국 등 선진국으로부터의 국내금융시장 개방압력이 거세어짐에 따라 금융의 자유화 및 개방화가 빠른 속도로 진전되었다.

먼저 1991년 3월 「금융기관의 합병 및 전환에 관한 법률」이 제정되어 8개 투자금융회사가 합병 또는 단독으로 2개 시중은행(하나은행, 보람은행) 및 5개 증권회사로 전환되었고, 이와 함께 투자금융회사를 단기금융시장의 전문중개기관으로 발전시키기 위한 투자금융회사의 여수산업부 축소방안이 추진되었다. 같은 해 8월에는 1988년 12월 자유화조치 이후에도 행정지도 등을 통해 규제를 받아온 금리를 실질적으로 자유화하기 위해 4단계로 된 금리자유화 추진계획을 수립·발표하고, 그 중 제1단계 조치를 1991년 11월에 시행함으로써 금융기관의 단기여신금리와 거액의 단기금융시장상품 금리가 자유화되었다. 그리고 1992년 1월부터는 외국인이 일정한도 범위 내에서 국내상장주식에 직접투자 할 수 있도록 허용됨으로써 주식시장이 본격적인 개방의 시대를 맞이하게 되었으며 11월에는 열네 번째 시중은행인 평화은행이 설립되었다.

한편 1993년에 들어와서는 1991년 11월에 시행된 1단계 금리자유화 조치에 이어 그 해 11월부터 1997년 7월에 걸쳐 당초 금리자유화계획에 따라 4단계까지 금리를 자유화함으로써 모든 여수신금리가 자유화되었다. 또한 1993년에는 금융실명제가 실시되었다. 금융실명제는 모든 금융거래를 거래자의 실제명의로만 할 수 있는 제도로 1982년 법제화 이후 두 차례의 실시유보를 거친 다음 1993년 8월 12일 긴급명령의 형태로 전격 실시되었다. 이어 1994년 3월에는 중앙은행 재할인정책의 유동성 조절기능을 제고하기 위하여 총액대출제도를 도입하고 이 제도의 실효성을 높이기 위해 금융기관에 대한 대출을 지속적으로 감축·운영하였으며 이와 함께 기준율도 선진국 수준으로 인하·조정하였다. 또한 1995년 7월에는 투자금융회사의 기능 재정립방안을 마련하여 투자금융회사와 종합금융회사의 업무영역을 통합하였으며, 같은 해 8월에는 증권산업 개편방안을 마련하여 투자신탁회사의 소유구조제한을 완화하고 자산운용방식 등을 개선함으로써 증권사와 투자신탁회사의 상호진출을 허용하였다. 이 밖에 할부금융회사 제도를 도입하였으며 금융기관의 부실화 가능성에 대비하여 「예금자 보호법」을 제정하였다. 1996년에는 금융산업의 대외경쟁력을 높이기 위해 은행 비상임이사제도 도입, 경쟁제한적 규제의 완화 내지 폐지, 대기업 여신관리제도 개편, 상장기업의 인수·합병(M&A)제도 개선 등 일련의 조치들이 시행되었다.

### 제3절 금융위기와 금융개혁

1990년대 후반기에 들어와서는 WTO 체제 출범, OECD가입 등 금융의 개방화·국제화가 더욱 빠른 속도로 진전됨에 따라 금융산업의 경쟁력과 효율성을 제고하고 안정성을 확보하는 것이 중요하다는 인식이 확산되었다. 이에 따라 1997년 1월 금융개혁위원회가 대통령 직속기구로 출범하였으며 이 위원회에서는 3차례에 걸쳐 광범위한 금융개혁 과제를 제시하였다.

그런데 1997년에는 계속된 대기업의 부도로 금융·외환시장의 불안이 이어지는 가운데 하반기 들어 기아사태의 처리 지연, 금융기관의 부실채권 누증, 동남아시아의 외환위기 등으로 해외로부터 신뢰도가 낮아지게 되어 연말에 이르러서는 국제통화기금(IMF)으로부터 긴급자금을 차입할 수밖에 없는 금융·외환위기를 겪게 되었다. 이 위기의 극복을 위해 IMF와의 합의에 따라 big bang식 금융개혁이 단행되고 금융산업 구조조정이 강도 높게 추진되기 시작하였다.

먼저 한국은행법을 전면 개정하여 한국은행의 중립성과 자율성을 제고하는 한편 「금융감독기구의 설치 등에 관한 법률」을 제정하여 금융권별로 분산되어 있는 금융감독기능을 금융감독위원회 및 금융감독원으로 통합(1998.4)하였다. 또한 금융기관의 건전성 여부를 기준으로 회생이 불가능할 것으로 판단되는 금융기관을 퇴출시키는 한편, 회생 가능하다고 판단되는 금융기관에 대해서는 강력한 자구노력을 전제로 출자지원 등을 통해 경영의 조기 정상화를 도모하였다.

은행의 경우 경영정상화 가능성이 희박하다고 판단된 5개 은행(동화은행, 경기은행, 충청은행, 대동은행, 동남은행)에 대해서는 우량 자산과 부채를 우량은행에 이전토록 계약이전명령을 내림으로써 퇴출 조치(1998년 6월)하였다. 아울러 상업·한일, 하나·보람, 국민·장기신용, 조흥·충북·강원 등 9개 은행이 각각 한빛, 하나, 국민, 조흥은행 등 4개 은행으로 합병하였다. 비은행금융기관의 경우에도 각 금융기관의 경영상태를 평가한 후 회생 가능성이 없는 것으로 평가된 19개 종합금융회사, 6개 증권회사, 7개 투자신탁회사, 4개 보험회사 등이 1999년 상반기까지 정리되었다. 그리고 금융기관의 부실채권을 정리하기 위해 1997년 11월 부실채권 정리기금을 성업공사 내에 설치하여 이 기금으로 하여금 금융기관의 부실채권을 인수토록 하는 한편, 부실 금융기관의 정리과정에서 예금자를 보호하고 인수기관의 부실화를 방지하기 위해 예

금보험공사를 통해 예금대지급 및 인수금융기관에 대한 손실보전용 출연 등 공적자금을 지원하였다. 이와 함께 정부는 금융산업 구조조정 촉진을 위해 은행에만 적용하던 적기시정조치제도(prompt corrective action)를 종합금융회사, 증권회사, 보험회사 등 여타 금융기관으로 확대·적용하고, 발동요건을 객관·명료화하는 한편, 은행 및 종합금융회사의 동일인 여신한도 축소, 은행의 자산건정성 분류기준 및 총당금 적립기준과 BIS 기준 자기자본비율 산정기준의 강화 등 금융기관의 경영건전성을 제고하기 위해 관계 법률을 개정하였다. 또한 자산유동화제도(ABS) 및 증권투자회사(mutual fund) 등 새로운 금융기법의 도입, 금융기관 회계 및 공시제도의 확충, 은행신탁 및 증권투자신탁 제도의 개선 등을 통해 금융시장의 기반을 정비·확충하였다.

한편 금융·외환위기 이후 외환시장의 안정과 외자유입을 촉진을 위해 자본거래가 대폭 자유화되었는데, 우선 외국인의 국내 증권투자 활성화를 위해 회사채시장을 개방(1997년 12월)한 데 이어 외국인의 단기금융상품 매입을 허용(1998년 2월)하고 외국인 국내주식투자한도를 폐지(1998년 5월)하였다. 또한 외국인에 의한 적대적 M&A의 전면 허용(1998년 4월), 외국인 투자 개방업종의 확대(1998년 5월), 외국인 투자촉진법의 제정(1998년 11월) 등 외국인 직접투자를 촉진하기 위해 각종 제도를 개선하였다. 특히 1998년 9월에는 외국환관리법을 폐지하고 「외국환거래법」을 제정(1999년 4월 시행)하여 대외거래에 대한 규제를 최소화함으로써 외환거래의 자유화 폭을 크게 확대하였다. 1999년 4월에는 부산에 한국선물거래소가 개장되었다.

금융구조조정은 2000년 이후에도 지속적으로 추진되었는데, 이를 정리해 보면 다음과 같다.

우선 1999년과 2000년도에도 회생이 어려운 부실금융기관 총 261개 기관을 퇴출 또는 합병을 통해 정리하였다. 구체적으로는 은행 3개, 증권회사 2개, 종합금융회사 4개, 생명보험회사 6개, 투자신탁회사 1개, 상호신용금고 72개, 신용협동조합 273개를 정리하였다. 또한 금융기관 부실자산 등의 효율적 처리를 위하여 성업공사를 한국자산관리공사로 확대 개편하여 그 업무범위를 확대하였으며, 금융지주회사제도의 도입을 위하여 금융지주회사법을 제정(2000년 6월)함으로써 금융의 겸업화, 대형화 및 구조조정의 촉진을 기할 수 있는 기틀을 마련하였다.

금융시장 안정성 제고를 위하여 예금보장 한도를 종래의 2,000만원에서 5,000만원으로 인상 조치하였고, 금융기관 설립, 인·허가권을 재정경제부 장관에서 금융감독위원회로 이관하고

금융업 진입제한 완화를 위하여 신탁회사, 종합금융회사, 증권회사, 보험회사 등의 설립 최저 자본금을 인하하였다. 또한 금융기관에 사외이사제도 및 감사위원회 제도를 도입하여 지배구조를 현대화하였다. 이어 2001년과 2002년도에는 국민은행과 주택은행이 합병되고 축산업협동조합중앙회를 농업협동조합중앙회로 통합하였다. 구조조정 과정에서 일부 국유화된 은행을 금융지주회사로 통합하였으며, 경영이 부실한 금융기관을 정리하였다. 그 내용은 통합금융회사 7개, 보험회사 2개, 상호신용금고 24개, 신용협동조합 49개가 각각 퇴출·합병을 통해 정리되었다. 또한 금융기관 부실채권의 신속한 정리와 금융기관 채권의 추가 부실억제 등을 위하여 기업구조조정 촉진법을 제정하였으며, 대형 상호신용금고와 신용카드회사에도 사외이사제도와 감사위원회제도를 도입하여 소액주주 등 투자자보호 강화와 지배구조의 선진화를 도모하였다. 그리고 적기시정 조치 제도를 여신전문 금융기관, 상호신용금고, 농업협동조합에도 확대 적용하여 경영 건전성 규제를 한층 강화하였다.

2003년에는 조흥은행과 국민은행의 정부소유 지분을 매각하여 은행의 민영화를 추진하였고, 경영이 부실한 증권회사 1개, 보험회사 2개, 종합금융회사 1개, 상호저축은행 3개, 신용협동조합 147개, 총 154개의 금융기관이 합병·퇴출을 통하여 정리되었다. 또한 금융소비자 보호를 강화하기 위하여 보험계약 비교 공시제도를 도입하였고, 보험회사 이외의 금융기관에 대한 보험 상품 모집 허용과 보험업 진입시 최저 자본금의 축소를 기하였고, 자산운용 산업에 대한 진입완화와 자산운용회사의 자산운용 범위를 확대하였다. 또한 투자자 보호를 강화하기 위하여 간접투자 자산운용업법을 제정하였다.

2004년 중에는 금융산업의 선진화를 위한 금융하부 구조의 정비, 금융산업의 효율성 및 건전성 제고, 금융소비자 보호 등에 중점을 둔 여러 분야의 제도정비를 추진 시행하였다. 주요 정비내용을 보면, 우선 증권거래소, 선물거래소, 코스닥 증권시장 등이 한국증권선물거래소로 통합되었다. 또한 부동산 시장의 선진화 및 부동산 간접투자 활성화를 위하여 부동산 투자회사를 기능에 따라 자기관리 부동산투자회사, 위탁관리 부동산 투자회사 및 기업구조조정 부동산투자회사로 세분하였다. 또한 은행업인가 지침을 개정하여 외국은행의 국내지점 신설인가 심사 기준완화 등 금융산업의 효율성과 건전성을 제고하였으며, 여신전문 금융업법을 개정하여 건전한 신용카드회원 모집질서 확립을 통한 금융소비자 보호를 기하였다.

## 제4절 한국의 금융제도와 금융기관

현행 한국의 금융기관은 중앙은행인 한국은행을 중심으로 일반은행과 특수은행 등 은행 금융기관과 은행예금과 유사한 금융상품을 취급하는 비은행예금취급기관, 보험회사, 증권회사, 기타 금융기관으로 분류할 수 있다. 한국은행은 독점적 화폐발행권을 가지고 통화신용정책을 수립·집행함으로써 통화가치를 안정시키고 은행신용제도의 건전화를 도모하는 중앙은행으로서의 역할을 수행한다. 은행에는 은행법에 의해 설립된 일반은행과 각각의 특수은행법에 의해 설립된 특수은행이 있다. 일반은행은 시중은행과 지방은행 그리고 외국은행 국내지점으로 구성되어 있다. 일반은행은 주로 요구불예금으로 조달한 자금을 단기대출로 운용하는 상업금융업무와 함께 장기금융업무를 취급한다. 특수은행은 일반은행이 재원, 채산성의 제약으로 필요한 자금을 공급하기 어려운 특정 부문에 자금을 공급하며 대부분 정부계 은행이다. 특수은행에는 중요산업 및 기술개발을 위한 장기시설자금을 공급하는 한국산업은행, 수출입금융을 전문적으로 공급하는 한국수출입은행, 중소기업금융 전문은행인 중소기업은행이 있다. 그리고 각각 농업·축산업·수산업 금융을 취급하는 농업협동조합중앙회의 신용사업부문(축산업협동조합은 2000년 7월 1일자로 농업협동조합과 통합), 수산업협동조합중앙회 및 회원조합의 신용사업부문도 특수은행에 포함된다. 한편 일반은행과 특수은행은 별도의 인가를 받아 신탁업무도 겸영하고 있다.

비은행예금취급기관(non-bank depository institution)에는 종합금융회사, 투자신탁회사, 상호저축은행, 신용협동기구 및 우체국예금이 있다. 종합금융회사는 증권중개업무와 보험업무를 제외하고는 장단기금융, 투자신탁, 시설대여업무 등 국내 금융기관이 영위하는 거의 모든 금융업을 영위한다. 투자신탁회사는 일반투자자로부터 조달한 자금을 주식, 채권 등 유가증권에 투자하여 운용 수익을 배당하는 것을 주요 업무로 하고 있다. 상호저축은행은 지역의 서민, 소규모기업을 대상으로 하는 여수신업무에 전문화하고 있다. 신용협동기구는 조합원에 대한 여수신을 통한 조합원 상호간 상부상조를 목적으로 운영되고 있는데 신용협동조합, 새마을금고 그리고 농·수·축협 단위조합의 상호금융이 있다. 우체국예금은 전국의 우체국에서 취급하고 있는 공영금융기관이다. 보험회사는 다수의 보험계약자를 상대로 보험료를 받아 이를 대

<표 3-1> 한국의 금융기관(2005년 3월말 현재)

구	분	기관수 <sup>1)</sup>	비 고	
은행	일반은행	시중은행	8(-)	
		지방은행	6(-)	
		외은지점	38(-)	지점기준 50
	특수은행	한국산업은행	1(-)	
		한국수출입은행	1(-)	
		중소기업은행	1(-)	
		농업협동조합	1(-)	
		수산업협동조합	1(-)	
은행신탁		26(Δ1)	외은지점 8 포함	
비은행 예금취급기관	종합금융회사		2(-)	
	상호저축은행		112(Δ1)	
	신용협동기구 (4,239)	신용협동조합	1,064 (Δ2)	
		새마을금고	1,632(Δ15)	
		상호금융	1,543 (Δ2)	
우체국예금		1(-)		
증권회사 및 자산운용회사	증권회사		56(Δ1)	외국사 지점 15 포함
	자산운용회사		47(-)	
보험회사	생명보험회사		23(-)	외국사 지점 2 포함
	손해보험회사 (27)	손해보험회사	19(-)	외국사 지점 6 포함
		재보험회사	7(-)	외국사 지점 6 포함
		보증보험회사	1(-)	
우체국보험		1(-)		
기타 금융기관	여신전문 금융회사		45(1)	
	선 물 회 사		14(-)	외국사 지점 1포함
	증권금융회사		1(-)	
	자금중개회사		2(-)	
금융 보조기관	금융지주회사		3(-)	
	투자자문회사		48(Δ3)	

주: 1) 인가기준(가교금융기관 제외) 2) 괄호 안은 2004년 12월말 대비 증감기관수

3) 증권거래법상 증권회사중 코스닥증권시장(주), 한국ECN증권은 제외

자료: 한국은행



출, 유가증권, 부동산 등에 투자하여 보험계약자의 노후, 사망, 질병, 사고시 보험금을 지급하는 업무를 영위하며, 생명보험회사와 손해보험회사 및 우체국보험이 있다. 증권회사는 자본시장에서 주식, 채권 등 유가증권의 발행을 주선하고 발행된 유가증권의 매매를 중개하는 것을 주요 업무로 하고 있다.

2004년 12월말 현재 전체 금융기관 총자산에서 개별 금융업이 차지하는 비중을 보면 은행이 신탁계정을 합해 56.3%로 가장 크며, 투자신탁회사가 16.8%로 나타났다. 신용협동기구와 보험회사는 각각 8.5%, 8.5%이며, 그 다음으로는 증권회사 3.4%, 종합금융회사 2.5%, 상호저축은행 1.8%, 우체국예금 1.3%의 순서를 나타내고 있다.

은행의 비중은 1980년대 이후 비은행예금 취급기관의 급성장에 따라 줄어들고 있는 추세이다. 비은행예금 취급기관 중 투자신탁회사의 비중이 크게 늘어났으나, 금융·외환위기 이후 부실화 정도가 심하여 최근 감소하고 있는 종합금융회사와 상호저축은행은 금융·외환위기의 영향으로 절대규모가 과거에 비해 줄어들고 있다.

그밖에 금융시장에서 금융거래를 중개하는 기타금융기관으로는 여신전문금융회사, 증권금융회사, 증권투자회사, 선물회사, 자금중개회사, 투자자문회사, 유동화전문기관 등이 있다. 한편 금융기관의 범주에는 들지 않지만 금융기관과 금융거래에 밀접하게 관련된 서비스를 제공하는 금융중개 보조기관으로 신용보증기관, 신용평가회사, 예금보험공사, 한국자산관리공사(구 성업공사), 한국수출보험공사, 금융결제원, 한국증권선물거래소(한국증권거래소와 선물거래소는 2005년 1월 27일자로 한국증권선물거래소로 통합)가 있다.

## 제4장 모형도입과 실증분석

화폐수요의 실증분석을 위해서는 화폐의 적절한 정의가 필요하다. 화폐량을 어떻게 산정하느냐의 문제는 수많은 논쟁의 대상이 되어 왔다. 그러나 광의의 화폐(은행의 모든 예금채무를 포함한 개념으로 현금, 예금, 저축성예금을 포함함) 혹은 협의의 화폐(현금과 요구불예금만을 포함함) 중 어떤 정의가 거시경제 변수에 가장 안정적인 관계를 갖고 있느냐의 문제는 이론적으로나 실증적으로 아직 확실한 결론이 나있지 않다.

일반적인 견해로는 “화폐는 단지 즉각적인 지불수단으로만 사용될 수 있고” 따라서 화폐의 적절한 정의는 대체성이 가장 높고 일정한 결정변수와 가장 안정적인 관계를 갖는 자산의 집합이 되어야 한다고 주장된다. 특히, 개발도상국에 있어 화폐수요를 고려해 보면, “가치저장수단이 기타 다른 화폐의 기능보다 비교적 더 중요할 수 경우가 있다.” 더 나아가 기능적으로 보다 유용한 화폐의 정의는 그것이 어떤 집합이건 통화당국이 적절히 통제할 수 있는 집합 전체를 포괄하는 것이 되어야 할 것이다.

상기 원칙은 금융이 발달된 나라에서는 협의의 화폐(M1)가 더 적절한 것으로 인용되기도 한다. 왜냐하면 협의의 화폐가 공개시장 조작이나 이자율 정책에 보다 긴밀히 반응하는 경향이 있기 때문이다. 그러나 개발도상국에서는 활용가능한 정책수단이 주로 은행기구가 제공하는 전체 규모의 여신에 바로 적용되는데, 이는 은행기구의 전 예금채무(M2)가 이를 구성하고 있는 특정부분의 일부 예금채무보다 더 통제하기가 쉽기 때문인 것이다.

그러나 여기서 우리는 화폐의 어느 특정 정의에 엄격하게 구애받지 않는 것이 바람직하다고 생각되는데 이는 모든 자산은 다 정도의 차이는 있으나 구매력의 저장수단으로 간주할 수 있기 때문이다. 더욱이 화폐가 지불수단 뿐만 아니라 가치저장 수단 더 넓게는 금융자산의 한 형태라고 인정한다면 화폐의 정의도 더 넓게 보아 기타 금융기관의 모든 부채까지는 아니더라도 적어도 예금은 포함시켜야 할 것이다. 이러한 논리는 본 연구에 있어 현실적으로 상당히 중요한 의미를 갖는데 그 이유는 과거 한국의 경제발전과정에 있어 기타 금융기관이 매우 괄목할 만한 성장을 이룩한 사실에 근거를 두고 있다. 이러한 점에서 2003년 시행된 신통화지표

체제는 매우 적합한 논리를 제공한다.<sup>46)</sup>

화폐수요의 실증분석을 위하여는 다음과 같은 가정을 필요로 한다.

첫째, 한국경제에 안정적인 화폐수요함수가 존재한다고 가정한다. 이러한 가정은 물가상승 목표치 또는 전망치가 주어지고 실질 경제성장과 부합되는 성장 잠재력이 주어졌다는 전제하에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 왜냐하면 일정한 통화팽창은 위 가정에 의해서 화폐수요의 증가와 일치되기 때문이다. 이는 Johnson(1978)<sup>47)</sup>의 지적처럼 이론적으로나 정책적으로 중요한 의미를 갖는다. 그에 의하면 “화폐이론이 이론화하려는 대상을 적절히 정의할 수 없다면 그 이론은 무의미하고, 또한 정책당국에 의하여 통제될 수 없는 화폐가 있다면 화폐정책에 대한 언급은 아무런 의미가 없다”고 주장한다. 둘째, 화폐의 공급과 수요는 항상 균형을 이룬다고 가정한다. 이 가정이 내포하고 있는 의미는 통화당국이 화폐공급을 실효성 있게 통제할 수 있으며 따라서 화폐공급은 단지 외생변수로 간주된다는 것이다. 다시 말하면, 화폐공급은 화폐수요에는 영향을 미치지 않는 요인들 즉 상업은행의 지불준비율, 중앙은행의 여신, 국가의 금 또는 외환보유액등의 중요한 요인에 의존한다는 것이다.<sup>48)</sup> 이러한 가정은 한국에서처럼 통화공급량을 조절하고 있는 통화 당국의 능력에 비추어 결코 무리하고 비현실적인 가정은 아니다. 더욱이 일반적으로 화폐시장의 공급측 사정을 분명하게 고려한다고 해서 화폐수요의 결과치가 크게 또는 중요한 부분에 걸쳐 달라지지는 않는다는 상당한 증거들이 있다.<sup>49)</sup>

---

46) 2002년 3월 발표된 신통화지표는 비통화 금융기관의 예수금까지 포괄한 개념이며, 상세한 내용은 한국은행, “새 통화 지표 편제 결과보고,” (2002)를 참조하였다.

47) Johnson, H.G., *Recent Development in Monetary Theory*, in Johnson, H.G., *Selected Essays in Monetary Economics* (London: Allen and Urwin, 1978).

48) Adekunle, J.O., “The Demand for Money: Evidence from Less Developed Economies,” *International Monetary Fund Staff Papers*, July, (1968), p.225.

49) Brunner, K. and A.H. Meltzer, “The Uses of Money: Money in the Theory of an Exchange Economy,” *American Economic Review*, December, (1971)는 OLS와 TSLS에 의한 수요 탄력성의 추정치는 실질적으로 일치한다는 결론을 내린 바 있으며, Fry, M.J., “Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 10, November, (1978)도 역시 메케논의 화폐수요함수를 아시아 개발도상국 10개국의 경우에 TSLS방식에 의한 추정치와 OLS에 의한 결과가 사실상 일치함을 발견한 바 있다.

## 제1절 모형도입

화폐수요함수를 추정하기 위하여 다음과 같은 함수식을 도입한다(Arize and Darrat, 1994; Baba, Hendry and Starr, 1992; McNown and Wallace, 1992; Haug and Lucas, 1996).<sup>50)</sup>

$$m = f(y, i) \quad (1)$$

$$m = f(y, i, s) \quad (2)$$

여기서  $m$ 은 실질화폐잔고,  $y$ 는 실질GDP,  $i$ 는 이자율,  $s$ 는 실질환율을 나타낸다. 식 (1)과 식 (2)는 실증분석을 위하여 다음과 같은 4가지 모형으로 나타낸다.

$$\text{모형 1: } m_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t^s$$

$$\text{모형 2: } m_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t^l$$

$$\text{모형 3: } m_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t^s + a_3 s_t$$

$$\text{모형 4: } m_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t^l + a_3 s_t$$

여기서  $m$ 은 M1, M2, M3의 실질화폐잔고,  $i^s$ ,  $i^l$ 은 콜금리와 상업어음할인율을 의미한다.  $y$ 는 소득변수로 실질 GDP이며 모든 변수는 대수선형(log-linear)형태로 나타낸다. 분석은 자료를 구할 수 있는 기간인 1991년 1분기부터 2004년 3분기까지이며 모든 자료는 한국은행과 통계청의 웹사이트에서 구한다. 통계분석은 주로 RATS(Regression Analysis of Time Series) 5.0 버전을 이용한다.

화폐수요함수모형 4개에 대한 추정과 분석을 실시하기 이전에 물가의 명목화폐잔고수요

50) Arize, A.C. and A.F. Darrat, "The Value of Time and Recent U.S. Money Demand Instability," *Southern Economic Journal*, January, (1994), pp.564-578.

Baba, Y., Hendry, D.F. and R.M. Starr, "The Demand for M1 in the U.S.A., 1960-1988," *The Review of Economic Studies*, 59, (1992), pp.25-61.

McNown, R. and M.S. Wallace, "Cointegration Tests of a Long-Run Relation between Money Demand and Effective Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*, 12, (1992), pp.107-114.

Haug, A.A., and R.F. Lucas, "Long-Run Money Demand in Canada: in Search of Stability," *The Review of Economics and Statistics*, 78, (1996), pp.345-348.

(quantity of nominal money balances demanded) 탄력성이 1인가를 밝히는 것이 필요하다. 그것은 물가의 탄력성이 1일 경우 장기화폐수요(long-run money demand)가 실질잔고에 대한 수요(demand for real balances)이기 때문이다(Miller, 1991).<sup>51)</sup> 이것은 물가를 설명변수로 하는 명목화폐수요함수인 식 (3)-식 (6)을 추정하여 물가계수가 1인가를 검정함으로써 알 수 있다(Christiano, 1987; Diba and Grossman, 1988; Engsted, 1993; Evans, 1991; Frenkel and Taylor, 1993; Phylaktis and Taylor, 1992; Tallman and Wang, 1995; Tang and Wang, 1993).<sup>52)</sup>

$$M_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t^S + \alpha_3 p_t \quad (3)$$

$$M_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t^L + \alpha_3 p_t \quad (4)$$

$$M_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t^S + \alpha_3 s_t + \alpha_4 p_t \quad (5)$$

$$M_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t^L + \alpha_3 s_t + \alpha_4 p_t \quad (6)$$

여기서  $M^d$ 는 명목화폐잔고를 대수형태로 표시한 것이다. <표 4-1>은 이에 대한 검정결과를 보여주고 있다. 여기서 각 통화량의 첫째 행은 물가계수를, 둘째 행은 계수가 1이라는 검정에

51) Miller, S.M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling," 23, (1991), pp.139-154.

52) Christiano, L.L., "Cagan's Model of Hyperinflation under Rational Expectations," *International Economic Review*, 28, (1981), pp.33-49.

Diba, B. and H. Grossman, "Rational Inflationary Bubbles," *Journal of Monetary Economics*, 21, (1988), pp.35-46.

Engsted, T., "Cointegration and Cagan's Model of Hyperinflation under Rational Expectations," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, (1993), pp.350-360.

Evans, G.W., "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices," *American Economic Review*, 81, (1991), pp.922-930.

Phylaktis, K. and M.P. Taylor, "The Monetary Dynamics of Sustained High Inflation," *Southern Economic Journal*, 58, (1992), pp.610-622.

Tallman, E.W. and P. Wang, Money Demand and the Relative Price of Capital Goods in Hyperinflations, *Journal of Monetary Economics*, 36, (1985), pp.375-404.

Tang, D. and P. Wang, "On Relative Price Volatility and Hyperinflation," *Economics Letters*, 42, (1993), pp.209-214.

Friedman, M., *The Quantity Theory of Money: A Restatement*, in M.Friedman, ed., *Studies in the Quantity Theory of Money* (Chicago University Press, 1956), pp.3-21.

대한  $F$ 통계량을, 셋째 행 괄호 안의 숫자는  $F$ 검정 통계량에 대한 유의수준을 나타낸다.

<표 4-1> 물가계수에 대한 검정

		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
소비자물가	$M1^d$	1.2713	1.1691	2.5913*	2.4692*
		1.2372 (0.2712)	0.5042 (0.4808)	29.486 (0.0000)	24.974 (0.0000)
	$M2^d$	3.3574*	3.4294*	3.1246*	3.2297*
		298.44 (0.0000)	318.72 (0.0000)	103.27 (0.0000)	109.55 (0.0000)
	$M3^d$	2.9710*	3.0019*	3.2292*	3.3019*
		397.31 (0.0000)	418.07 (0.0000)	229.62 (0.0000)	250.38 (0.0000)
생산자물가	$M1^d$	0.5640	0.5202	1.2389	1.1901
		2.2330 (0.1412)	3.0759 (0.0854)	0.1949 (0.6607)	0.1405 (0.7063)
	$M2^d$	3.1925*	3.1947*	3.2168*	3.2273*
		119.73 (0.0000)	124.26 (0.0000)	34.104 (0.0000)	35.509 (0.0000)
	$M3^d$	2.6392*	2.6172*	2.9470*	2.9206*
		57.706 (0.0000)	59.025 (0.0000)	23.047 (0.0000)	23.467 (0.0000)

주: 1) “\*”은 물가계수가 1이라는 가설을 5%에서 기각함을 나타냄.

2) 통화량의 첫째 행은 물가계수를, 둘째 행은 계수가 1이라는 검정에 대한  $F$ 통계량을, 괄호 안의 숫자는  $F$ 검정통계량에 대한 유의수준임.

표에서 보는 바와 같이 소비자물가를 사용한 경우 모형 1과 모형 2의  $M1^d$ , 생산자물가를 사용한 경우 모형 4개의  $M1^d$ 를 제외하고 물가계수가 1이라는 가설이 5% 유의수준에서 기각되고 있다. 특히 대부분의 계수가 2.6부터 3.4의 범위에 위치하여 1과는 상당한 차이를 보이고 있다. 다만 생산자물가를 이용할 경우  $M1^d$ 에서는 물가를 포함하여 추정하여도 문제가 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 식 (3)-식 (6)을 실질화폐수요함수로 이용하는 것이 적합하지 않다는 것을 의미하기 때문에 모형 1, 모형 2, 모형 3, 모형 4를 이용하여 추정한다.

## 제2절 실증분석

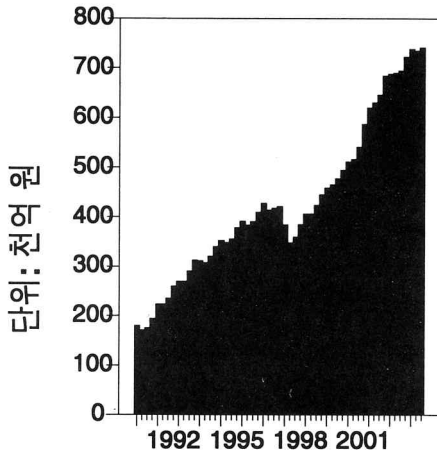
### 1. 단위근검정

모형을 추정하기 이전에 투입되는 변수가 안정적(stationary)인가를 체크하는 것이 필요하다. 안정적 과정(stationary process)은 어떤 확률과정의 결합확률분포와 조건부확률분포함수가 시간에 대해 불변일 때 성립한다. 즉,

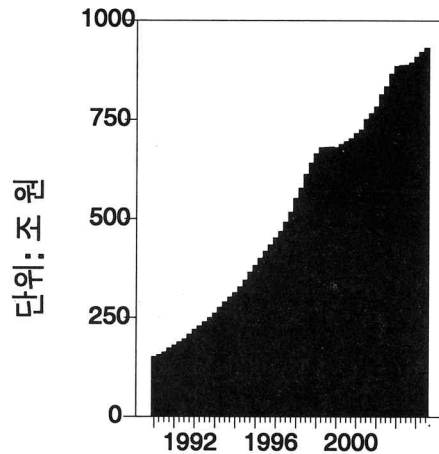
$$P(Y_t, \dots, Y_{t+k}) = P(Y_{t+m}, \dots, Y_{t+m+k}) \quad (7)$$

이때 이 시계열은 안정적이라고 정의한다. 이 경우 기준시점을  $m$  만큼 이동해도 결합확률분포함수에 어떤 영향도 미치지 못한다.

<그림 4-1> 수준변수:  $m_1$



<그림 4-2> 수준변수:  $m_2$

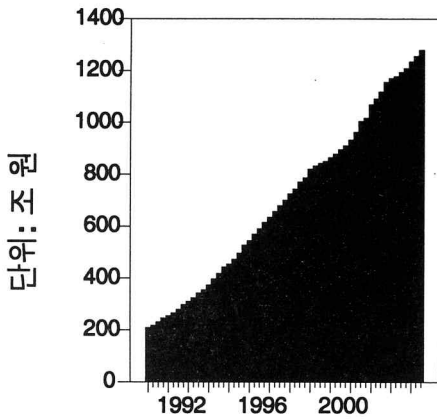


<그림 4-1>, <그림 4-2>, <그림 4-3>, <그림 4-4>에서 보는 바와 같이 실질화폐잔고  $m_1$ ,  $m_2$ ,  $m_3$  와 국민소득은 시간경과에 따라 증가하는 추세를 보이고 있으며, <그림 4-4>와 <그림 4-5>의 콜금리와 상업어음할인율은 감소하는 경향을 나타내고 있다. 이러한 형태는 변수들의 평균이 일정하지 않아 불안정한 시계열의 속성을 갖고 있음을 의미한다. 이에 따라

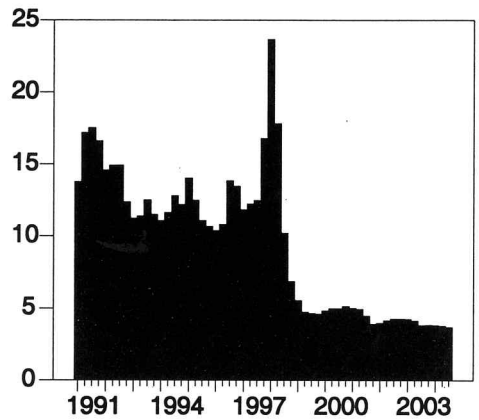
7개의 불안정한 시계열을 1차차분(first differencing)할 경우 안정성을 회복할 수 있는가를 밝혀야 한다.

<그림 4-8>-<그림 4-14>는 모형에 투입되는 변수들을 1차차분하였을 경우 시계열의 행태를 보여주고 있다. 그림을 통해 보는 바와 같이 모든 1차차분 시계열은 외환위기 기간을 제외하고 전반적으로 시간의 경과에도 불구하고 평균이 일정하여 안정성을 회복하는 것으로 나타나고 있다.

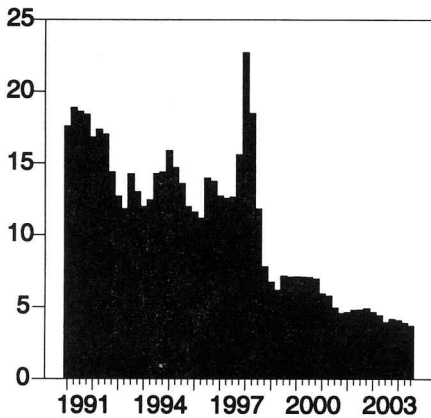
<그림 4-3> 수준변수:  $m^3$



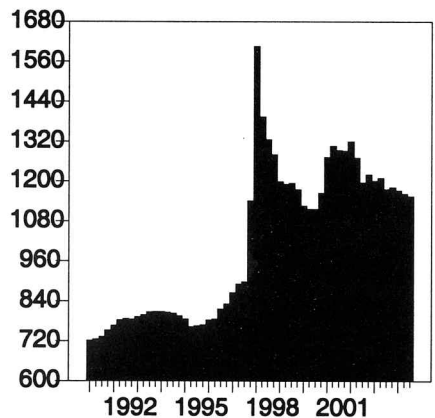
<그림 4-4> 콜금리



<그림 4-5> 상업어음할인율

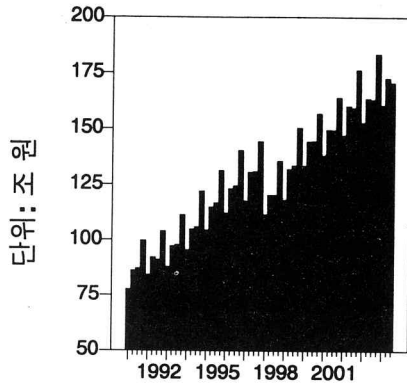


<그림 4-6> 환율

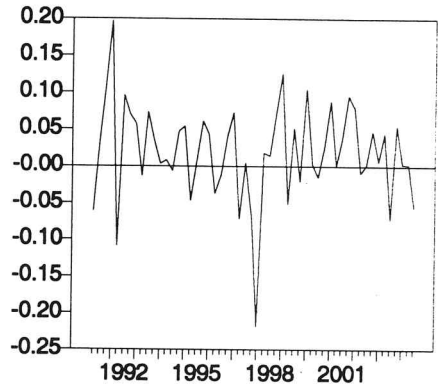




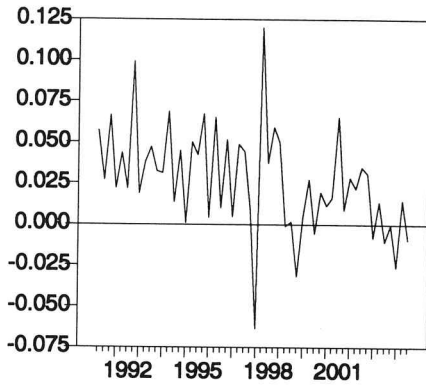
<그림 4-7> 국민소득



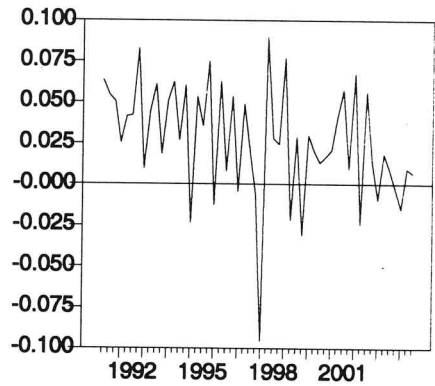
<그림 4-8> 차분변수:  $m_1$



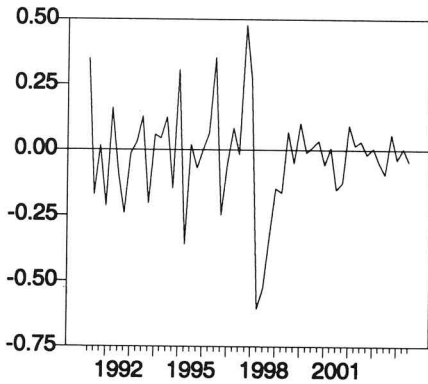
<그림 4-9> 차분변수:  $m_2$



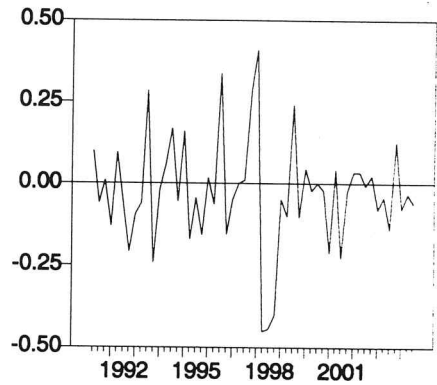
<그림 4-10> 차분변수:  $m_3$



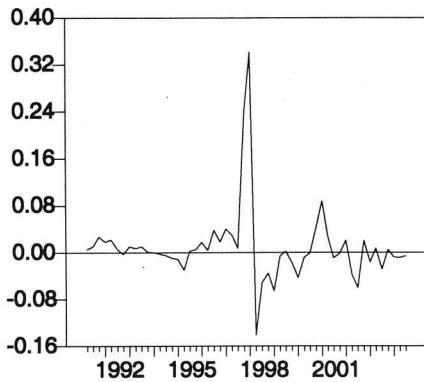
<그림 4-11> 차분변수: 콜금리



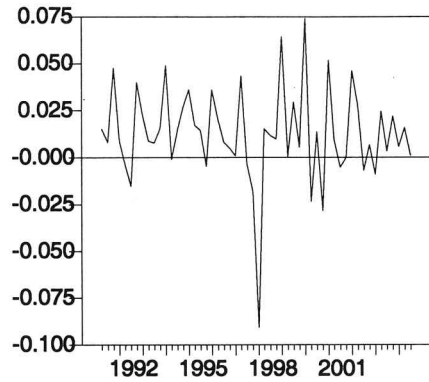
<그림 4-12> 차분변수: 상업어음할인율



<그림 4-13> 차분변수: 환율



<그림 4-14> 차분변수: 국민소득



이러한 검정결과는 변수들이 단위근(unit root)을 갖는다는 것을 의미한다. 이에 따라 단위근검정을 실시한다(Dickey and Fuller, 1981).<sup>53)</sup> 다음은 통상최소자승(OLS: Ordinary Least Square)을 이용하여 추정하는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법을 보여준다. 단위근검정의 DF(Dickey-Fuller)검정법은 잔차가 백색오차인 경우에 한하여 유효하기 때문에, 계열상관을 조정하기 위하여 ADF통계량을 이용한다(Schwert, 1987).<sup>54)</sup> 다음은 OLS를 이용하여 추정하는 ADF검정법을 보여준다.

$$DX_t = \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j DX_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$DX_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j DX_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$DX_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j DX_{t-j} + \mu_0 t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$D^2 X_t = \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j D^2 X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$D^2 X_t = \beta_0 + \beta_1 DX_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j D^2 X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

53) Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, (1981), pp.1057-1072.

54) Schwert, G.W., "The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, 20, (1987), pp.73-103.

$$D^2X_t = \beta_0 + \beta_1DX_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j D^2X_{t-j} + \varepsilon_t$$

(12)

$$D^2X_t = \beta_0 + \beta_1DX_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j D^2X_{t-j} + \mu_0t + \varepsilon_t$$

(13)

여기서  $D$ 는 차분연산자로서  $DX_t = X_t - X_{t-1}$  와  $D^2X_t = DX_t - DX_{t-1}$  를 그리고  $t$ 는 추세변수(trend variable)를 나타내며,  $p$ 는  $\varepsilon_t$ 가 실증적으로 백색오차 즉 계열비상관잔차를 갖도록 선택된다. 또한 귀무가설은  $X_t$ 가  $I(1)$  이라는 것이며  $t$ -통계량을 이용하여  $\beta_1$ 의 계수가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다. 검정통계량은 좌비대칭적(skewed to the left)으로 分布하기 때문에 Dickey와 Fuller는 Monte Carlo experiments를 이용하여 검정통계량인  $\hat{t}_a$ ,  $t_a^*$ ,  $\tilde{t}_a$ 의 표본분포와 그 유의수준을 도출하고 있다.

<표 4-2> 단위근검정

		$\hat{t}_a$	$t_a^*$	$\tilde{t}_a$
$m1$	수준	2.4378(2)	-1.8554(2)	-2.2011(2)
	차분	-2.5999(2)*	-5.8083(1)*	-5.8867(1)*
$m2$	수준	2.4738(2)	-2.6581(3)	-0.5356(1)
	차분	-2.4238(0)*	-3.6408(0)*	-4.8872(0)*
$m3$	수준	0.8013(3)	-2.2357(3)	-1.6006(1)
	차분	-2.9430(0)*	-4.7831(0)*	-6.0291(0)*
$y$	수준	2.6560(5)	-0.9675(5)	-2.4172(5)
	차분	-2.0408(5)*	-3.7790(5)*	-3.9864(5)*
$i^s$	수준	-1.4077(1)	-1.6579(1)	-2.3745(1)
	차분	-4.4054(0)*	-4.5142(0)*	-4.4498(0)*
$i^L$	수준	-1.5383(2)	-1.1455(1)	-2.6811(2)
	차분	-5.0442(1)*	-5.2887(1)*	-5.2557(1)*
$s$	수준	0.9339(0)	-1.3945(0)	-1.6613(0)
	차분	-5.5659(0)*	-5.5908(0)*	-5.5709(0)*

주) 1. “\*”는 유의수준 5%에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 의미함.  
 2. 괄호 안의 숫자는 시차길이를 나타냄.

$\hat{\alpha}$  통계량은 식 (8)과 식 (11)과 같이 상수항이 없는 경우의  $\beta_1$ 의  $t$ -통계량을,  $\hat{\alpha}^*$  통계량은 식 (9)과 식 (12)와 같이 식 (8)과 식 (11)에 상수항을 포함하는 경우에서의  $\beta_1$ 의  $t$ -통계량을, 그리고  $\hat{\alpha}$  통계량은 식 (9)와 식 (12)에 추세변수를 포함한 식 (10)과 식 (13)에서  $\beta_1$ 의  $t$ -통계량을 나타낸다. <표 4-2>은 모형을 구성하는 변수들에 대한 단위근검정 결과를 보여주고 있다. ADF검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 선택된 시차수에 대해 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형을 체크한다. 이와 같은 방법을 통해 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다. <표 4-2>에서 보는 바와 같이 1차차분한 모든 시계열자료는 5% 수준에서 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 이와 같이 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열인  $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로  $I(1)$  시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 이러한 필요성은 화폐수요와 설명변수간의 상관계수 도출을 통해 알 수 있다.

<표 4-3> 자기상관계수

시차	$m_1$	$m_2$	$m_3$	$y$	$i^S$	$i^L$	$s$
1	0.9820	0.9969	0.9964	0.8722	0.9664	0.9678	0.9588
2	0.9472	0.9890	0.9875	0.9114	0.8996	0.9099	0.8968
3	0.9127	0.9768	0.9741	0.8440	0.8350	0.8558	0.8450
4	0.8730	0.9605	0.9561	0.9480	0.7832	0.8227	0.7912
5	0.8228	0.9404	0.9338	0.8041	0.7449	0.8028	0.7425
6	0.7703	0.9164	0.9072	0.8292	0.7115	0.7862	0.6985
7	0.7215	0.8888	0.8765	0.7499	0.6742	0.7595	0.6527
8	0.6676	0.8575	0.8418	0.8438	0.6434	0.7345	0.6099
9	0.6052	0.8230	0.8033	0.6922	0.6210	0.71513	0.5762
10	0.5450	0.7857	0.7622	0.7066	0.6028	0.6994	0.5508
11	0.4915	0.7455	0.7181	0.6163	0.5869	0.6766	0.5340
12	0.4349	0.7023	0.6711	0.6991	0.5636	0.6408	0.5233

<표 4-3>은 화폐수요함수를 구성하는 시계열의 자기상관계수를 보여주고 있다. <표 4-3>에서 실질화폐잔고  $m1$ ,  $m2$ ,  $m3$ 는 시차 1에서 상관계수가 0.982, 0.997, 0.996으로서 대단히 높게 나타나고 있으며 시차 12에서도 0.435, 0.702, 0.671의 상관관계를 유지하고 있다. 콜금리, 상업어음할인율, 환율 역시 시차 1에서 0.966, 0.968, 0.959로 높게 나타나고 있으며 시차 12에서도 0.563, 0.640, 0.523을 유지하고 있다. 국민소득은 시차 1에서 0.872이나 시차 12에서도 0.699로 다른 변수들에 비해 특히 감소속도가 느리다. 이러한 결과는 모든 변수들이 대단히 높은 상관관계를 갖는다는 것과 상관계수가 대단히 느린 속도로 쇠퇴(decay)한다는 것을 의미하기 때문에 시계열이 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 알 수 있다.

## 2. 공적분검정

시계열간의 선형결합에 있어서 Engle and Granger(1987)<sup>55)</sup>의 ADF 공적분검정은  $X_t$ 와  $Y_t$ 에 대해 공적분 회귀분석(cointegrating regression)을 하여 추정된 잔차가 단위근을 갖는가에 대해 식 (14)를 검정하는 것이다.

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Theta_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

여기서  $\hat{u}_{t-1}$ 의 계수가 유의하게 영보다 작을 경우 공적분관계가 이루어진다. 시차수는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형에서 잔차가 백색오차인지 않을 경우 모형이 백색오차가 될 때까지 시차수를 증가시키는 방법을 택한 결과는 <표 4-4>와 같다. 표에서 4가지 모형과 3개의 통화량 모두에서 잔차가 백색오차(white noise)로서 계열상관을 갖지 않는 최소 시차는 0으로 나타났다. 이것은 Q통계량 옆 괄호 안의 유의수준이 5%에서 잔차가 백색오차를 갖는다는 가설을 기각하는 데 실패하고 있다는 데서 알 수 있다. 또한 통계량의 5% 유의수준과 1% 유의수준의 임계치를 초과하고 있기 때문에 모든 모형과 통화량에서 안정적임을 알 수 있다. 이러한 결과는 본고가 도입한 화폐수요함수모형에 의한 추정 결과가 허구적이지 않다는 것을 의미한다(Lucas, 1988; Haug and Lucas, 1996).

55) Engle, R.F. and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, (1987), pp.251-276.

<표 4-4> EG 공적분검정

		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
m1	통계량	-5.6613*	-5.5914*	-5.8287*	-6.0066*
	Q통계량	10.86(0.6223)	10.90(0.6187)	12.27(0.5050)	12.42(0.4928)
m2	통계량	-4.7235*	-4.6965*	-4.6708*	-4.6476*
	Q통계량	14.45(0.3423)	13.03(0.4453)	14.79(0.3205)	13.56(0.4049)
m3	통계량	-6.0874*	-6.2408*	-6.3083*	-6.5162*
	Q통계량	9.18(0.7589)	8.88(0.7817)	10.82(0.6254)	10.11(0.6843)

주) 1. 괄호 안의 숫자는 Ljung-Box Q 통계량의 유의수준임.

2. “\*”는 5% 유의수준에서 모형이 안정적이지 않다는 가설을 기각함을 나타냄.

3. 임계치는 Engle and Yoo(1987)<sup>56</sup>의 표 참조.

그러나 EG검정은 몇 가지 문제점을 안고 있는 것으로 알려져 있다. 낮은 검정력을 갖으며<sup>57</sup>, 상대적으로 높은 임계치를 이용하기 때문에 공적분관계를 갖지 않는다는 귀무가설의 기각이 용이하지 않고<sup>58</sup>, 공적분벡터 개수를 결정하지 못하며, 어떤 변수가 좌변항에 위치하는냐에 따라 공적분관계가 바뀔 수 있다(Hung, Kim, and Ohno, 1993).<sup>59</sup> Johansen의 다변량공적분기법(이하 Johansen검정)을 이용하여 살펴본다.

Johansen검정(Johansen, 1988)<sup>60</sup>은 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저  $I(1)$  변수들이  $k$ 차의 벡터자기회귀과정(vector autoregressive process)을 따르는 것으로 가정하면 식 (15)와 같이 나타낼 수 있다.

56) Engle, R.F. and B.S. Yoo, “Forecasting and Testing in Co-integrated Systems,” *Journal of Econometrics*, 35, (1987), pp.143-159.

57) Hendry, D.F., “Econometric Modelling with Cointegrated variables: An Overview,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, (1986), pp.201-212.

Dolado, J., Jenkins, T. and S. Sosvilla-Rivero, “Cointegration: A Survey of Recent Developments,” *Journal of Economic Surveys*, 4, (1990), pp.249-273.

58) Siklos, P.L., “Unit Root Behavior in Velocity: Cross-Country Evidence Using Recursive Estimation.” *Economics Letters*, 30, (1989), pp.231-236.

59) Hung, W., Y. Kim and K. Ohno, “Pricing Exports: A Cross-Country Study,” *Journal of International Money and Finance*, 12, (1993), pp.3-28.

60) Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (1988), pp.231-254.

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \quad (t=1, \dots, T) \quad (15)$$

여기서  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$  는  $IIN_p(0, \Lambda)$  로서 평균 0, 분산  $\Lambda$  인 정규(normal)분포로서 잔차간에 상호 독립적이며(independent) 모집단과 동일하게(identical) 분포하는 확률변수(random variable)를 나타낸다. 일반적으로 경제관련 시계열자료는 불안정과정을 갖는다는 특성을 갖기 때문에 방정식 (16)과 같이 1차차분형태로 표현하는 것이 일반적이다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (16)$$

여기서  $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$        $\pi_i = -(I - \sum_{j=1}^i A_j)$

행렬  $\pi$ 의 계수는 독립적인 공적분벡터의 갯수와 일치하며 이것은  $\pi$  고유근의 유의성을 체크함으로써 구할 수 있다. 고유근 갯수에 대한 검정은 다음의 두 통계량을 통해 이루어진다.<sup>61)</sup>

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (17)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (18)$$

우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이를 선택한다. 그러나 결과가 시차수에 강건한가를 파악하기 위하여 최소시차수로부터 2단계까지 증가시켜 검정하였다. 그 결과 <표 4-5>-<표 4-8>에서 보는 바와 같이  $\lambda_{trace}(r)$  통계량과  $\lambda_{max}(r, r+1)$  통계량 모두 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 이러한 결과는 정상적 관계가 성립하지 않는 것으로 나타난 EG검정과 차이를 보이고 있다.<sup>62)</sup>

61) 여기에는 3가지 경우가 가능하다. 즉  $\pi$ 의 계수가 시스템내 변수의 갯수와 일치하면  $\pi$ 는 완전계수이며 이는 벡터과정  $x_t$ 가 안정적임을 의미한다. 또한  $\pi$ 의 계수가 0이면  $\pi$ 가 공행렬이며 이는 변수들간에 장기적 관계가 존재하지 않음을 의미한다. 만약  $(0 < \pi \text{ 계수} = r < \text{변수 갯수})$ 일 경우 장기 관계 혹은 공적분관계가 존재하게 된다.

62) 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*, 73, (1991), pp.665-674.

<표 4-5> 다변량공적분검정: 모형 1

통화량	시차	$\lambda_{trace}(r)$		
		$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
m1	VAR(1)	38.48*	15.39	6.475
	VAR(2)	39.19*	16.10	6.638
	VAR(3)	39.92*	19.19	6.620
m2	VAR(1)	35.63*	13.57	3.718
	VAR(2)	35.40*	15.83	4.038
	VAR(3)	35.56*	13.87	4.188
m3	VAR(2)	34.96*	12.28	4.085
	VAR(3)	35.55*	12.33	1.724
	VAR(4)	47.76*	13.41	2.235

주) 1. “\*”는 5% 유의수준에서 공적분벡터가 존재하지 않는다( $r=0$ )는 귀무가설이 기각됨을 의미함.  
 2. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)<sup>63)</sup>의 표 참조.

<표 4-6> 다변량공적분검정: 모형 2

통화량	시차	$\lambda_{trace}(r)$		
		$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
m1	VAR(2)	34.98*	14.23	3.830
	VAR(3)	35.50*	14.89	4.111
	VAR(4)	35.68*	17.33	5.977
m2	VAR(2)	36.53*	17.54	8.363
	VAR(3)	36.52*	16.83	7.189
	VAR(4)	34.91*	15.68	5.982
m3	VAR(2)	36.74*	18.03	6.522
	VAR(3)	38.89*	18.92	8.207
	VAR(4)	38.09*	14.75	5.075

63) Osterwald-Lenum, M., “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, (1992), pp.461-471.



<표 4-7> 다변량공적분검정: 모형 3

통화량	시차	$\lambda_{trace}(r)$			
		$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
m1	VAR(4)	65.90*	33.67	16.22	2.309
	VAR(5)	60.34*	25.48	6.381	0.485
	VAR(6)	60.46*	24.74	5.446	0.466
m2	VAR(4)	81.14*	19.04	8.615	2.990
	VAR(5)	90.22*	18.79	9.181	3.175
	VAR(6)	90.63*	21.46	9.879	3.716
m3	VAR(2)	66.12*	27.03	6.759	1.431
	VAR(3)	64.12*	26.40	6.707	1.578
	VAR(4)	73.66*	26.57	5.994	0.566

<표 4-8> 다변량공적분검정: 모형 4

통화량	시차	$\lambda_{trace}(r)$			
		$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
m1	VAR(4)	72.60*	33.37	12.96	4.952
	VAR(5)	69.40*	30.95	12.32	4.008
	VAR(6)	66.18*	34.35	12.68	4.600
m2	VAR(2)	60.84*	26.29	12.39	4.521
	VAR(3)	63.35*	26.40	12.07	4.454
	VAR(4)	66.05*	27.77	11.09	4.568
m3	VAR(4)	63.82*	34.26	12.49	3.858
	VAR(5)	67.37*	26.22	7.862	2.130
	VAR(6)	72.61*	29.73	8.118	2.877

이러한 공적분검정 결과는 화폐수요와 설명변수간에 안정적 관계가 있음을 보이는 데 그치고 안정적인지 안정을 회복하는 과정에 있는지를 밝혀주지 못한다. 이에 따라 분수차분에 입각한 분수공적분기법(fractional cointegration approach)을 이용한다. 이것은 GPH(Geweke and

Poter-Hudak, 1983)<sup>64</sup> 검정방법을 통해 가능하다. Dickey-Fuller류의 검정은 정수차분(integer differencing)이라는 인위적 제약조건을 부과하고 있다.<sup>65</sup> Granger and Joyeux(1980)<sup>66</sup> 그리고 Hosking(1981)<sup>67</sup>은 시계열의 안정성 확보를 위하여 차분이 정수(integer)영역에서만 이루어짐은 인위적인 제약일 뿐 마땅히 모든 가능성을 포함할 수 있는 실수(real number)영역으로 확장되어야 한다고 주장하였다. 따라서 이러한 제약조건에 구속되지 않는 검정방법인 분수차분 기법인 GPH검정기법을 이용한다.

분수차분기법(fractional differencing approach)의 큰 장점중의 하나는 안정성과 추세회귀성향을 구분해준다는 것이다. 우리는 이미 시계열의 안정성을 위한 조건이 분수차분의 계수( $d$ : degree of fractional differencing)가  $d < 0.5$  이다. 그러나  $d$ 값이 1보다 작을 경우 시계열에 주어진 예상치 못한 충격은 연이은 상반효과에 의해 결국은 소멸하게 된다. 따라서 이 경우 시계열은 일시적으로 추세를 이탈하나 결국은 회귀하며, 이를 추세회귀성향이라 한다. 반대로  $d$ 가 1보다 크면 충격의 효과는 점차 시간이 가면서 누적, 지속되는 경향을 띤다. 이상을 요약해보면  $d$ 값이 0.5보다 작으면 시계열은 안정적이며, 1보다 작다면 추세회귀적이다. 중요한 것은  $d$ 값이 0.5와 1 사이에 있는 경우로서 이 때 시계열은 불안정적이나 추세회귀적 성향을 갖는다는 것이다. 또한 분수차분기법은 ADF검정보다 더 높은 통계적 검정력을 가지며(Granger, 1986)<sup>68</sup>, 분수차분계수가 0.35와 0.65사이에 위치할 특히 우수한 것으로 알려져 있다.<sup>69</sup>

이러한  $d$ 를 추정하여 분수차분기법과 기존의 ARIMA모형을 결합하여 실수영역에서의 차

64) Geweke, J. and S. Porter-Hudak, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, 4, (1992), pp.221-238.

65) 정수차분 공적분검정에는 Engle and Granger(1987)의 ADF 공적분검정과 Johansen(1988)의 다변량 공적분검정이 있다. Johansen(1988)의 다변량공적분기법은 다음의 4가지에 있어서 EG검정보다 우수하다(Siklos, 1993). 첫째, 벡터자기회귀모형을 이용하기 때문에 데이터의 시계열특성을 충분히 파악할 수 있다. 둘째, 모든 공적분 벡터의 추정치를 도출할 수 있다. 셋째, 공적분벡터수에 대한 검정 통계량을 구할 수 있다. 넷째, 모형내의 모든 변수가 내생변수일 수 있기 때문에 벡터자기회귀모형이 우수하다.

66) Granger, C.W.J. and R. Joyeux, "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing," *Journal of Time Series Analysis*, 1, (1980), pp.15-39.

67) Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing," *Biometrika*, 68, (1981), pp.165-176.

68) Granger, C.W.J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, (1986), pp.213-228.

69) Cheung, Y.W. and K.S. Lai, "Finite Sample Size of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, (1993), pp.313-328.

분을 적용한 소위 분수 ARFIMA(Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average)모형은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$X_t = (1-L)^{1-d} B(L) \varepsilon_t \quad (19)$$

여기서  $B(L) = \Phi - 1(L)\Theta(L)$ ,  $X_t = (1-L)Y_t$ 이며  $X_t$ 는 안정적인 시계열이 된다. 한편  $(1-L)^d$ 는 이항전개(binomial expansion)를 이용하여 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j-d)L^j}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} \quad (20)$$

여기서  $\Gamma(\cdot)$ 는 감마함수를 나타낸다. 따라서  $(1-L)^d$  필터는 각항이 서서히 단조적으로 감소하는(slowly and monotonically declining), 무한차수(infinite order)의 시차 연산자(lag-operator)가 된다. ARFIMA의 분석에 있어서 요체는 차분계수  $d$ 에 대한 추정이며,  $d$ 를 추정하기 위하여 GPH의 2단계 추정법을 이용한다.

추정의 첫 번째 단계는 스펙트럴 밀도함수(spectral density function)를 이용하여  $d$ 를 추정하는 것이다. 두 번째 단계는 추정된  $d$ 의 값을 바탕으로 장기적 기억 필터에 의해 시계열 자료를 변환시켜 이를 ARMA( $p, q$ )로 모형화하여  $p$ 와  $q$ 를 추정하는 것이다. 제1단계에서 주기도표(periodogram) 회귀분석에 의해 추정된 분수차분계수가 일관적 추정치(consistent estimate)이기 때문에 제2단계 추정에서도 일관적 추정치가 된다. 다음과 같은 1차차분된 시계열을 생각해 본다

$$X_t = (1-L)Y_t \quad (21)$$

여기서 우리는 다음 모형에서  $d^*$ 를 추정한다.

$$(1-L)^{d^*} X_t = \phi^{-1}(L)\Theta(L)\varepsilon_t \equiv \mu_t \quad (22)$$

원래 시계열  $Y_t$ 의 차분계수  $d$ 는 윗 식의  $d^*+1$ 과 같다. 만일 추정결과가  $d^*=0$  이라면 이는 곧  $d=1$ 을 의미하며 따라서  $Y_t$ 에 단위근이 존재한다는 것을 의미하게 된다.  $X_t$ 의 스펙트럴 밀도함수는 다음과 같이 주어진다.

$$f_X(\lambda) = |1 - \exp(-i\lambda)|^{-2d^*} f_u(\lambda) = [2 \sin(\lambda/2)]^{2d^*} f_u(\lambda) \quad (23)$$

여기서  $f_u(\lambda)$  는 정상적 과정(stationary process)  $u_t$ 의 스펙트럴 밀도함수이다. 이제 크기가  $T$ 인 표본  $\{X_t, t=1, \dots, T\}$ 을 생각해 보자. 이 표본의 종좌표(harmonic ordinates)를 다음과 같이 표시할 수 있다고 하자.

$$\lambda_j = 2\pi j/T, \quad j=0, \dots, T-1 \quad (24)$$

식 (24)에 로그를 취하고  $\ln\{f_u(0)\}$ 을 더하고 빼면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\ln\{f_X(\lambda_j)\} = \ln\{f_u(0)\} - d^* \ln\{4 \sin^2(\lambda_j/2)\} + \ln\{f_u(\lambda_j)/f_u(0)\} \quad (25)$$

만일 0 근처의 저진동수 종좌표(low-frequency ordinate)만을 고려한다면, 즉  $\lambda_j, j \leq K \ll T$ 이면 식 (25)의 마지막 항은 무시해도 좋을 정도의 값을 갖게 된다.  $I(\lambda_j)$ 가 종좌표  $j$ 에서의 주기(periodogram)를 표시한다고 하자. 위 식의 양변에  $\ln\{I(\lambda_j)\}$ 을 더하고 정리하면 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\ln\{I(\lambda_j)\} = \ln\{f_u(0)\} + d^* \ln\{4 \sin^2(\lambda_j/2)\} + \ln\{I(\lambda_j)/f_X(\lambda_j)\} \quad (26)$$

이 식을 회귀분석적인 표현으로 바꾸면 다음과 같다.

$$\ln\{I(\lambda_j)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln\{4 \sin^2(\lambda_j/2)\} + n_j, \quad j=1, \dots, K \quad (27)$$

여기서  $\beta_0$ 는 상수항  $\ln\{f_u(0)\}$ 이며  $\ln\{I(\lambda_j)/f_X(\lambda_j)\}$ 와 일치하는  $n_j$ 는 *i.i.d.*(independently and identically distributed)이다. 따라서  $\beta_1 = -d^*$ 이며 이 식을 추정함으로써 우리는  $d^*$ 에 대한 추정치를 구할 수 있다.

위 식을 추정하기 위해서는 표본 크기의 함수, 즉  $K = g(T)$ 로 결정되는 저진동수 종좌표 숫자를 정하여야 한다. 함수  $g(\cdot)$ 에 대한 규정조건하에서  $\beta_1$ 에 대한 OLS 추정치는  $d^*$ 에 대한 일관적 추정치이며 이 추정치는 점근적 정규분포(asymptotically normal distribution)를 하게 된다.  $\beta_1$ 의 추정치에 대한 분산은 OLS로부터 얻을 수 있다. 그런데  $n_j$ 의 이론적 점근적 분산은  $\pi^2/6$ 이며 이를 이용하여 추정치의 효율성을 향상시킬 수 있다. <표 4-9>는 이러한 절차를 통한 GPH검정 결과를 보여주고 있다.

<표 4-9> GPH검정

		$\mu$	0.500	0.555	0.600
m1	모형 1	$d(d=0)$	0.6590(3.485)*	0.5241(3.490)*	0.5445(4.457)*
		$d=1$	0.0465*	0.0425*	0.0301*
	모형 2	$d(d=0)$	0.6317(7.424)*	0.4798(3.827)*	0.5152(4.221)*
		$d=1$	0.0483*	0.0332*	0.0492*
	모형 3	$d(d=0)$	0.5591(2.030)*	0.4054(2.681)*	0.3924(3.687)*
		$d=1$	0.0425*	0.0428*	0.0191*
	모형 4	$d(d=0)$	0.2697(5.026)*	0.1996(4.674)*	0.1225(5.990)*
		$d=1$	0.0285*	0.0043*	0.0014*
m2	모형 1	$d(d=0)$	0.1603(4.247)*	0.1001(4.759)*	0.1016(4.945)*
		$d=1$	0.0071*	0.0050*	0.0011*
	모형 2	$d(d=0)$	0.1268(3.720)*	0.1748(4.176)*	0.1652(4.480)*
		$d=1$	0.0114*	0.0085*	0.0022*
	모형 3	$d(d=0)$	0.1730(4.703)*	0.1972(5.489)*	0.1814(5.078)*
		$d=1$	0.0155*	0.0101*	0.0026*
	모형 4	$d(d=0)$	0.2322(3.960)*	0.2567(4.617)*	0.2339(4.534)*
		$d=1$	0.0227*	0.0158*	0.0045*
m3	모형 1	$d(d=0)$	0.3023(6.808)*	0.3453(7.115)*	0.2935(4.313)*
		$d=1$	0.0344*	0.0292*	0.0080*
	모형 2	$d(d=0)$	0.3459(5.630)*	0.3563(6.701)*	0.2883(4.455)*
		$d=1$	0.0441*	0.0314*	0.0076*
	모형 3	$d(d=0)$	0.2138(5.907)*	0.2726(6.036)*	0.2289(4.570)*
		$d=1$	0.0202*	0.0177*	0.0043*
	모형 4	$d(d=0)$	0.2871(5.334)*	0.3065(6.232)*	0.2289(4.570)*
		$d=1$	0.0315*	0.0177*	0.0043*

- 주) 1.  $d=0$ 은  $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한  $t$ 통계량을,  $d=1$ 은  $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해  $d=1$ 이라는 귀무가설의 유의수준을 나타냄.  
 2. “\*”는 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

<표 4-9>에서 보는 바와 같이, 모든  $d$  추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해  $d$ 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 공적분관계 또는 분수공적분관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 모든 경우에 있어서  $d < 1$ 의 대립가설이 받아들여짐으로써  $d$  추정치가 0과 1 사이에 위치하여 시계열이 정상적이거나 정상으로 수렴하는 경향이 있음을 보여주고 있다. 특히  $m2$ 와  $m3$ 의 경우 모든 모형에서  $d$  추정치가 0.5와 0 사이에 위치하여 모형이 안정적이다. 이에 비해  $m1$ 의 경우 대부분의 모형에서 0.5와 1 사이에 위치하여 균형수렴적인 것으로 나타나고 있다.

### 3. 오차수정모형

이와 같이 모형이 안정적인 것으로 나타남에 따라 4가지 모형을 OLS를 이용하여 추정한다.

<표 4-10> 화폐수요함수 추정결과:  $m1$

	$m1$			
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
constant	-5.9528* (-3.8378)	-4.0102* (-2.4444)	-5.9303* (-3.9438)	-0.39715* (-2.5243)
$y$	1.0406* (8.3200)	0.8901* (6.7916)	1.1167* (8.60822)	1.0232* (7.4254)
$i^S$	-0.0787 (-1.6348)		-0.0963* (-2.0309)	
$i^L$		0.1526* (-2.8556)		-0.1720* (-3.3145)
$s$			-0.2722* (2.0811)	-0.2257* (2.3554)
$R^2$	0.8369	0.851803	0.8497	0.8663
$F$	133.45 (0.0000)	149.44 (0.0000)	96.111 (0.0000)	110.19 (0.0000)

- 주) 1. 계수 밑 괄호 안의 숫자는  $t$ 통계량이며, “\*”는 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미함.  
 2.  $F$ 통계량 밑의 괄호 안의 숫자는 유의수준임.

<표 4-11> 화폐수요함수 추정결과:  $m2$

	$m2$			
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
constant	-10.509* (-5.5086)	-10.064* (4.7340)	-10.579* (-7.7475)	-10.177* (-6.7211)
$y$	1.6485* (10.7156)	1.6157* (9.5130)	1.2578* (10.220)	1.2253* (9.2390)
$i^S$	-0.1477* (-2.4933)		0.0930* (-2.1585)	
$i^L$		-0.1655* (-2.3897)		-0.1084* (-2.1717)
$s$			0.6581* (7.1071)	0.6620* (7.1764)
$R^2$	0.8998	0.8989	0.9496	0.9497
$F$	233.426 (0.0000)	231.17 (0.0000)	320.62 (0.0000)	320.96 (0.0000)

<표 4-12> 화폐수요함수 추정결과:  $m3$

	$m3$			
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
constant	-10.163* (-6.1996)	-9.6331* (-5.1988)	-10.212* (-7.5109)	-9.4409* (-6.3413)
$y$	1.6371* (12.383)	1.5759* (10.983)	1.3656* (11.144)	1.3080* (10.031)
$i^S$	-0.1017* (1.9991)		-0.0637 (-1.4860)	
$i^L$		-0.1326* (-2.2613)		-0.0935 (-1.9043)
$s$			0.4573* (4.9604)	0.4544* (5.0103)
$R^2$	0.9151	0.91685	0.9427	0.9442
$F$	280.60 (0.0000)	286.71 (0.0000)	280.19 (0.0000)	288.11 (0.0000)

이와 같이 장기적인 안정관계가 성립하는 것으로 나타남에 따라 오차수정방정식을 구할 수 있다. <표 4-13>-<표 4-15>의 추정결과에서 계수 밑의 괄호 안의 숫자는  $t$ 통계량을,  $F$ 통계량 옆의 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타낸다. 오차수정방정식에서  $F$ 통계량은 상수항을 제외한 모든 변수가 그룹으로서 영의 계수(zero coefficient)를 갖는다는 귀무가설이 기각됨을 의미한다(Doyle, 2001).<sup>70)</sup> 그리고 오차수정항(error-correction term)의 계수는 화폐수요량의 실제치(actual value)와 장기치 또는 균형치(long-run or equilibrium)의 괴리가 매분기 제거되거나(eliminated) 수정되는(corrected) 비율을 나타낸다. 표에서 보는 바와 같이 오차수정항  $z_{t-1}$ 의 계수가 5%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함(cointegration findings)을 보여줄 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립함을 나타내고 있다.<sup>71)</sup>

<표 4-13> 오차수정모형:  $m1$

---



---


$$\text{모형 1: } \Delta m1_t = 0.0032 + 0.7423 \Delta m1_{t-1} + 0.0871 \Delta y_{t-1} - 0.0681 \Delta i_{t-1}^S - 0.7319 z_{t-1}$$

(0.490) (3.421) (1.639) (-1.571) (-2.988)

$$R^2 = 0.392, F = 7.762(0.0000)$$

$$\text{모형 2: } \Delta m1_t = 0.0025 + 0.8096 \Delta m1_{t-1} + 0.0803 \Delta y_{t-1} - 0.0484 \Delta i_{t-1}^L - 0.7813 z_{t-1}$$

(0.376) (3.659) (1.492) (-1.009) (-3.091)

$$R^2 = 0.385, F = 7.529(0.0000)$$

$$\text{모형 3: } \Delta m1_t = 0.0125 + 0.4474 \Delta m1_{t-1} + 0.0348 \Delta y_{t-1} - 0.0482 \Delta i_{t-1}^S + 0.2396 \Delta s_{t-1} - 0.6442 z_{t-1}$$

(1.844) (2.402) (0.616) (-0.971) (2.077) (-2.058)

$$R^2 = 0.452, F = 7.767(0.0000)$$

$$\text{모형 4: } \Delta m1_t = 0.0134 + 0.4822 \Delta m1_{t-1} + 0.0251 \Delta y_{t-1} - 0.0104 \Delta i_{t-1}^L + 0.2881 \Delta s_{t-1} - 0.5634 z_{t-1}$$

(2.024) (2.568) (0.436) (-0.206) (2.685) (-2.177)

$$R^2 = 0.456, F = 7.891(0.0000)$$


---

주) 계수 밑의 괄호 안의 숫자는  $t$ 통계량,  $F$ 통계량 옆 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타냄.

70) Doyle, E., "Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979-1992," *Applied Economics*, 33, (2001), pp.249-265.

71) Chen, S.L. and J.L. Wu, "Long-Run Money Demand Revisited: Evidence from a Non-Linear Approach," *Journal of International Money and Finance*, 24, (2005), pp.19-37.



<표 4-14> 오차수정모형:  $m2$

$$\text{모형 1: } \Delta m2_t = -0.0030 + 1.0934 \Delta m2_{t-1} + 0.0482 \Delta y_{t-1} - 0.0311 \Delta i_{t-1}^S - 0.8054 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (-0.528) \quad (5.690) \quad (2.187) \quad (-1.532) \quad (-3.128)$$

$$R^2 = 0.476, \quad F = 10.90(0.0000)$$

$$\text{모형 2: } \Delta m2_t = -0.0023 + 1.0640 \Delta m2_{t-1} + 0.0482 \Delta y_{t-1} - 0.0316 \Delta i_{t-1}^L - 0.7537 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (-0.411) \quad (5.524) \quad (2.169) \quad (-1.431) \quad (-2.984)$$

$$R^2 = 0.468, \quad F = 10.55(0.0000)$$

$$\text{모형 3: } \Delta m2_t = -0.0028 + 1.0981 \Delta m2_{t-1} + 0.0504 \Delta y_{t-1} - 0.0261 \Delta i_{t-1}^S + 0.0219 \Delta s_{t-1} - 0.8188 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (-0.485) \quad (5.669) \quad (2.228) \quad (-1.134) \quad (0.485) \quad (-3.145)$$

$$R^2 = 0.479, \quad F = 8.650(0.0000)$$

$$\text{모형 4: } \Delta m2_t = -0.0022 + 1.0699 \Delta m2_{t-1} + 0.0502 \Delta y_{t-1} - 0.0271 \Delta i_{t-1}^L + 0.0186 \Delta s_{t-1} - 0.7681 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (-0.377) \quad (5.508) \quad (2.202) \quad (-1.096) \quad (0.417) \quad (-3.006)$$

$$R^2 = 0.472, \quad F = 8.376(0.0000)$$

<표 4-15> 오차수정모형:  $m3$

$$\text{모형 1: } \Delta m3_t = 0.0038 + 0.8349 \Delta m3_{t-1} + 0.0505 \Delta y_{t-1} - 0.0337 \Delta i_{t-1}^S - 0.7694 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (0.651) \quad (4.140) \quad (1.841) \quad (-1.588) \quad (-2.961)$$

$$R^2 = 0.303, \quad F = 5.221(0.0014)$$

$$\text{모형 2: } \Delta m3_t = 0.0044 + 0.8008 \Delta m3_{t-1} + 0.0481 \Delta y_{t-1} - 0.0421 \Delta i_{t-1}^L - 0.7575 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (0.764) \quad (4.067) \quad (1.779) \quad (-1.820) \quad (-3.003)$$

$$R^2 = 0.314, \quad F = 5.507(0.0009)$$

$$\text{모형 3: } \Delta m3_t = 0.0064 + 0.7595 \Delta m3_{t-1} + 0.0491 \Delta y_{t-1} - 0.0262 \Delta i_{t-1}^S + 0.0438 \Delta s_{t-1} - 0.7302 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (1.031) \quad (3.723) \quad (1.767) \quad (-1.030) \quad (0.776) \quad (-2.760)$$

$$R^2 = 0.301, \quad F = 4.049(0.0038)$$

$$\text{모형 4: } \Delta m3_t = 0.0067 + 0.7392 \Delta m3_{t-1} + 0.0476 \Delta y_{t-1} - 0.0337 \Delta i_{t-1}^L + 0.0451 \Delta s_{t-1} - 0.7365 z_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (1.113) \quad (3.743) \quad (1.737) \quad (-1.262) \quad (0.825) \quad (-2.881)$$

$$R^2 = 0.314, \quad F = 4.308(0.0026)$$

또한 오차조정속도는 가장 낮은 경우가  $m1$ 에 대한 화폐수요함수 모형 4로서 매분기 56.3%가 조정되어 있다. 조정계수가  $m1$ 의 화폐수요함수 모형 2의 78.1%,  $m2$ 의 화폐수요함

수 모형 3의 81.9%,  $m3$ 의 화폐수요함수 모형 1의 76.9%로 대부분의 조정계수가 70%에서 80%대에 해당되어 상당히 빠르게 불균형이 조정되고 있다. 또한 단기적인 불균형을 조정하는데 있어서 이자율은 단기적인 조정역할을 수행하지 못하고 있으며 실질국민소득이 조정역할을 하고 있음을 알 수 있다. 전반적으로 불균형 조정속도는  $m2$ 가 가장 빠르며 그 뒤를  $m3$ 와  $m1$ 이 뒤따르고 있는 것으로 나타나고 있다.

#### 4. 전향적 이동회귀

이러한 결과를 시간의 흐름에 따라 환율과 경기계수가 어떻게 변화하는가를 보기 위하여 4가지 모형에 대해 전향적 이동회귀를 실시한다(Phylaktis and Taylor)<sup>72)</sup>. 전향적 이동회귀는 1991년 1분기부터 1999년 4분기까지의 기간을 추정한 후 2000년 1분기의 자료를 추가하여 재추정하고, 또 다시 2000년 2분기의 자료를 투입하여 재추정하는 방식으로 2004년 4분기까지의 소득계수, 이자율계수, 환율계수를 도출한다. 전향적 이동회귀분석의 결과 <표 4-16>에서  $m1$ 의 모형 1의 경우 소득계수는 2000년 4분기에 0.953, 콜금리계수는 -0.004로서 최저점에 도달한 후 2004년 3분기에 소득계수는 1.041, 콜금리계수는 -0.079로서 최고치에 도달하고 있다. 또한 <표 4-16>에서  $m1$  통화량의 모형 2에서 상업어음 할인율은 2000년 4분기에 -0.041로 최저점에 도달한 후 꾸준히 상승하여 2004년 3분기에 -0.15에 이르고 있다.

이에 비해 <표 4-17>의 통화량  $m2$ 의 경우 모형 1에서 2000년 1분기에 소득계수는 1.829에서 2004년 3분기에 1.649로, 콜금리계수는 -0.191에서 -0.148로 하락하고 있다, 또한 통화량  $m2$ 의 모형 2에서 소득계수는 1.746에서 2004년 3분기에 1.616으로, 상업어음 할인율계수는 -0.282에서 -0.165로 감소하고 있다. <표 4-18>의 통화량  $m3$ 의 경우 소득계수는 모형 1의 경우 2000년 1분기에 소득계수는 1.765에서 2004년 3분기에 1.637로, 모형 2에서는 1.698에서 1.576으로 하락하고 있으며, 콜금리계수는 -0.114에서 -0.102로, 상업어음 할인율계수는 -0.185에서 -0.133으로 감소하고 있다.

72) Phylaktis, K. and M.P. Taylor, "The Monetary Dynamics of Sustained High Inflation," *Southern Economic Journal*, 58, (1992), pp.610-622.

<표 4-16> 전향적 이동회귀계수: ml

기간	모형 1		모형 2		모형 3	모형 4
	소득계수	콜금리계수	소득계수	상업어음 할인율계수	환율계수	환율계수
2000:1	0.974	-0.016	0.930	-0.058	0.224	0.229
2000:2	0.968	-0.010	0.923	-0.051	0.224	0.230
2000:3	0.966	-0.008	0.920	-0.046	0.224	0.230
2000:4	0.953	-0.004	0.906	-0.041	0.223	0.229
2001:1	0.954	-0.011	0.901	-0.053	0.208	0.218
2001:2	0.956	-0.012	0.901	-0.053	0.205	0.216
2001:3	0.959	-0.017	0.899	-0.059	0.199	0.213
2001:4	0.967	-0.021	0.901	-0.064	0.198	0.213
2002:1	0.964	-0.040	0.885	-0.091	0.181	0.201
2002:2	0.975	-0.045	0.889	-0.099	0.180	0.202
2002:3	0.988	-0.050	0.893	-0.108	0.186	0.208
2002:4	1.004	-0.051	0.905	-0.109	0.190	0.212
2003:1	1.008	-0.061	0.896	-0.126	0.192	0.216
2003:2	1.020	-0.065	0.897	-0.133	0.196	0.220
2003:3	1.026	-0.070	0.894	-0.141	0.203	0.225
2003:4	1.030	-0.070	0.896	-0.142	0.202	0.222
2004:1	1.033	-0.077	0.890	-0.151	0.208	0.228
2004:2	1.037	-0.077	0.890	-0.152	0.210	0.227
2004:3	1.041	-0.079	0.890	-0.153	0.212	0.226

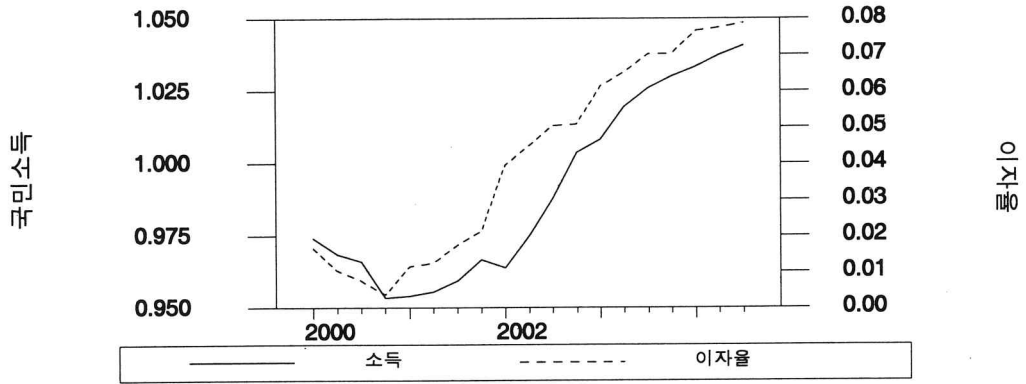
<표 4-17> 전향적 이동회귀계수:  $m2$

기간	모형 1		모형 2		모형 3	모형 4
	소득계수	콜금리계수	소득계수	상업어음 할인율계수	환율계수	환율계수
2000:1	1.829	-0.191	1.746	-0.282	0.659	0.656
2000:2	1.821	-0.181	1.739	-0.273	0.659	0.655
2000:3	1.815	-0.175	1.733	-0.266	0.659	0.655
2000:4	1.780	-0.164	1.699	-0.254	0.660	0.656
2001:1	1.781	-0.170	1.698	-0.256	0.655	0.647
2001:2	1.774	-0.165	1.695	-0.243	0.641	0.633
2001:3	1.772	-0.163	1.698	-0.230	0.635	0.626
2001:4	1.751	-0.151	1.688	-0.206	0.634	0.628
2002:1	1.750	-0.155	1.687	-0.208	0.633	0.626
2002:2	1.743	-0.152	1.683	-0.200	0.633	0.627
2002:3	1.741	-0.151	1.681	-0.196	0.632	0.627
2002:4	1.709	-0.150	1.652	-0.192	0.640	0.636
2003:1	1.711	-0.155	1.648	-0.199	0.639	0.634
2003:2	1.709	-0.154	1.647	-0.195	0.639	0.634
2003:3	1.707	-0.153	1.650	-0.190	0.637	0.635
2003:4	1.667	-0.153	1.616	-0.185	0.652	0.651
2004:1	1.667	-0.153	1.618	-0.182	0.651	0.651
2004:2	1.656	-0.150	1.614	-0.174	0.655	0.657
2004:3	1.649	-0.148	1.616	-0.165	0.658	0.662

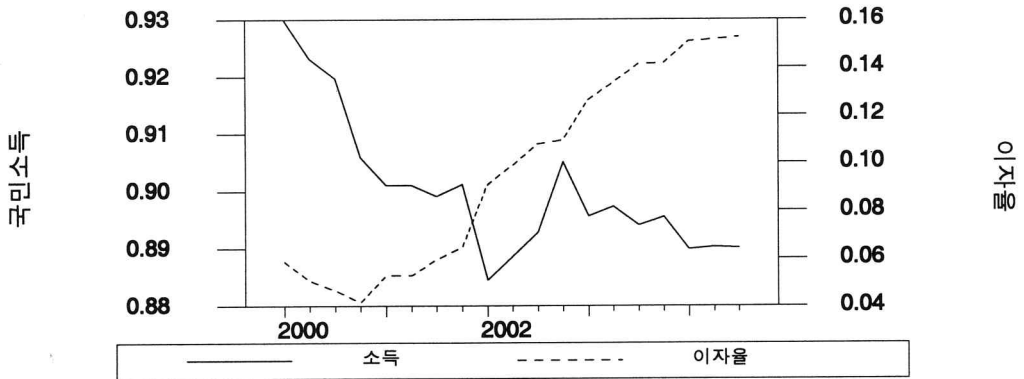
<표 4-18> 전향적 이동회귀계수:  $m\beta$

기간	모형 1		모형 2		모형 3	모형 4
	소득계수	콜금리계수	소득계수	상업어음 할인율계수	환율계수	환율계수
2000:1	1.765	-0.114	1.698	-0.185	0.447	0.442
2000:2	1.757	-0.106	1.690	-0.176	0.447	0.442
2000:3	1.752	-0.100	1.685	-0.169	0.447	0.442
2000:4	1.721	-0.091	1.654	-0.158	0.448	0.442
2001:1	1.722	-0.098	1.650	-0.165	0.449	0.440
2001:2	1.719	-0.096	1.649	-0.158	0.441	0.432
2001:3	1.720	-0.097	1.650	-0.154	0.440	0.429
2001:4	1.704	-0.088	1.642	-0.136	0.439	0.430
2002:1	1.703	-0.098	1.635	-0.148	0.444	0.433
2002:2	1.700	-0.097	1.633	-0.144	0.444	0.434
2002:3	1.701	-0.097	1.633	-0.144	0.443	0.433
2002:4	1.676	-0.097	1.610	-0.141	0.449	0.440
2003:1	1.679	-0.103	1.605	-0.149	0.448	0.438
2003:2	1.679	-0.103	1.604	-0.148	0.447	0.437
2003:3	1.680	-0.103	1.605	-0.146	0.444	0.435
2003:4	1.647	-0.103	1.578	-0.142	0.457	0.450
2004:1	1.648	-0.105	1.578	-0.143	0.454	0.448
2004:2	1.641	-0.103	1.575	-0.138	0.457	0.452
2004:3	1.637	-0.102	1.576	-0.133	0.457	0.454

<그림 4-15> 전향적 이동회귀계수:  $m1$ 의 소득과 콜금리

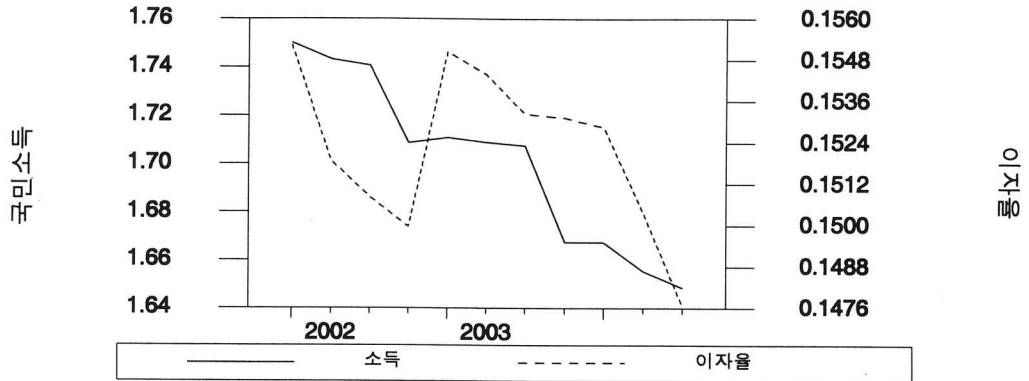


<그림 4-16> 전향적 이동회귀계수:  $m1$ 의 소득과 상업어음할인율계수

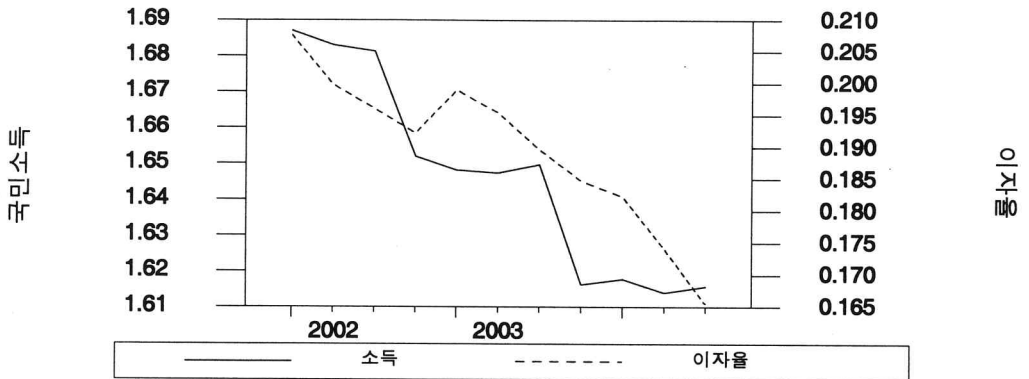


이러한 결과는 모형 1의  $m1$ 의 경우를 제외하고 실질소득이 화폐수요에 미치는 영향력은 감소하고 있다. 또한 콜금리와 상업어음할인율 계수는  $m1$  통화량의 모형 1과 모형 2에서 커지고 있으나 나머지 모형과 통화량에서는 계수가 감소하는 경향을 보이고 있다. 이러한 결과는 화폐수요함수를 결정하는 데 있어서 소득과 이자율이 화폐수요에 미치는 영향력이 시간이 흐름에 따라 감소하고 있다는 것을 의미한다. 소득과 이자율 외에 환율과 같은 여타 변수가 화폐수요에 미치는 영향력이 증대된다는 것을 시사한다.

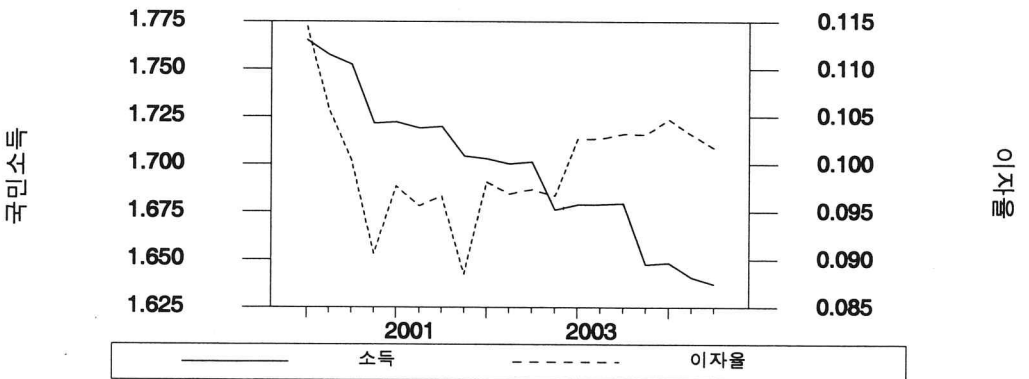
<그림 4-17> 전향적 이동회귀계수:  $m_2$  의 소득과 콜금리



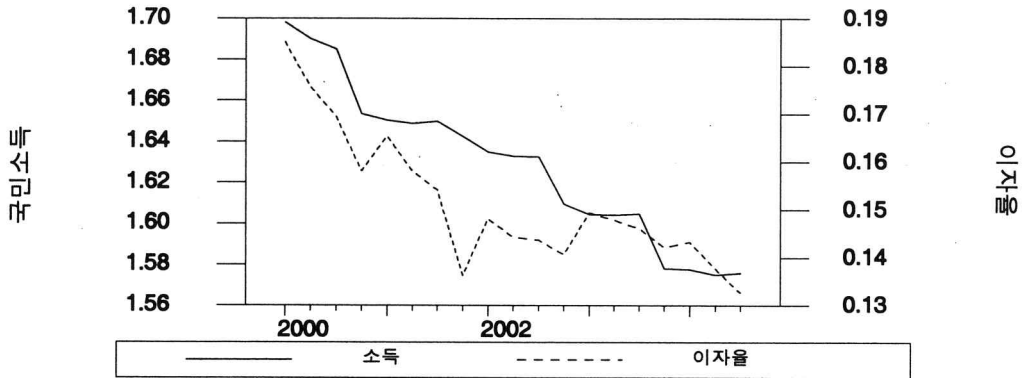
<그림 4-18> 전향적 이동회귀계수:  $m_2$  의 상업어음할인율계수



<그림 4-19> 전향적 이동회귀계수:  $m_3$  의 소득과 콜금리



<그림 4-20> 전향적 이동회귀계수:  $m3$ 의 콜금리와 상업어음할인율계수



## 5. 역사적 분해와 충격반응

이제 충격반응함수를 이용하여 소득과 이자율의 충격이 화폐수요에 미치는 효과를 시각적으로 살펴봄과 동시에 그 반응경로를 파악한다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다. 충격반응함수는 추세로부터 괴리(deviation)의 지속정도(persistence), 규모(size), 흐름방향(dynamics)으로 판단한다. 괴리의 크기는 괴충격변수의 반응경로(response path)의 최대폭으로 측정하며, 괴리의 지속정도는 모형구성변수에 단위 표준편차의 쇼크를 가한 후 괴충격변수가 추세로 회귀하는 데 소요되는 단계수로 측정한다.

자기회귀모형(auto-regressive model)이나 이동평균모형(moving average model) 또는 자기회귀 및 이동평균 복합모형(auto-regressive integrated moving average model) 등을 포함하는 단일변수의 시계열모형은 어느 한 경제변수의 현재까지의 시계열에 내재되어 있는 특정한 규칙성이 미래에도 계속된다고 가정하고 그 변수를 예측할 수 있도록 구성된 모형이다. 이 모형은 모형작성이 비교적 용이하다는 장점을 갖지만, 경제변수를 예측할 때 반드시 고려되어야 할 변수들 사이의 상호의존성이 간과되는 단점을 지니고 있다.



구조모형은 특정한 경제이론에 바탕을 두고 데이터를 이용하여 검증된 경제변수들 사이의 인과관계를 바탕으로 하여 예측할 수 있도록 구성되며 국내외에서 광범위하게 이용되고 있는 모형이다. 이 모형은 경제예측뿐만 아니고 경제정책의 효과분석이나 경제개발계획의 수립을 위한 프로젝션 등에 다양하게 이용될 수 있다는 장점이 있으나, 모형작성자의 주관이 지나치게 많이 반영되어 있다는 것이 문제점으로 지적되어 왔다.<sup>73)</sup>

이에 대해 비구조적 모형의 하나인 벡터자기회귀(VAR: vector auto-regression)모형은 구조모형이나 시계열모형이 안고 있는 위와 같은 문제점을 극복하고 보다 정확한 예측결과를 얻기 위한 대안으로서 Minnesota 연방준비은행의 Litterman과 Sims에 의해 개발·발전된 모형이다. 본 분석에서는 VAR모형의 분석방법을 택하였는데, 이 모형은 기존의 두 가지 모형이 갖는 단점을 최대한 축소시켜 이를 보완할 수 있는 특성을 갖고 있어 최근 들어 예측에서의 활용이 보편화되고 있는데 대체로 다음과 같은 장점이 있다.<sup>74)</sup>

첫째, 모형작성자의 선택적 주관을 가급적 배제하여 지극히 일반화된 유형의 모형으로 작성된다. 즉, 모형 내의 각 변수는 자신의 시차변수와 모형내의 모든 여타변수의 시차변수들을 동시에 설명변수로 삼는다. 따라서 이 모형에서는 내생변수와 외생변수간의 주관적인 구분이 필요하지 않고 특정 계수를 0이라 보는 가정 또한 불필요하다. 단지 이 모형작성에서 요구되는 것은 모형 내에 포함시킬 변수들을 선정하는 것뿐이다. 둘째, 일반적으로 모형 내에 포함되는 변수가 많지 않아 실제예측을 수행하는데 비용과 시간이 많이 절약되고 대규모 모형에서 제기되는 자료의 수집과 변형의 번거로운 문제도 없다. 셋째, 베이시안추정법을 도입함으로써 최우법(maximum likelihood method)을 적용할 수 있는 확률예측모형이 개발되었고 지금까지 VAR모형에 의한 예측은 대체적으로 양호한 것으로 평가되고 있다.

반면 VAR모형은 다음과 같은 문제점도 지니고 있다. 첫째, 추정이나 분석결과는 모형 내에 어떤 변수를 포함시키는가에 주로 의존하며, 모형에 도입된 변수의 수가 대체적으로 작아 포함시킬 변수의 선정결과에 따라 추정 및 자료분석 결과 민감한 변화를 보일 수밖에 없다. 둘째, VAR모형은 이론적 근거를 무시한 채 설정되므로 구조모형을 이용할 경우 정책효과분석이 많은 제약을 받으며 정책변수에 대한 연관효과(feedback effect)를 분석하려는 조건부예측

73) Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, (1980), pp.1-48.

74) 이종원, 『계량경제학』 (서울: 박영사, 1994), pp.908-915.

또한 수월치 못하다. 따라서 단순히 비조건부 예측만을 주로 시행하는 방법론으로 남을 수밖에 없다. 분산분해(variance decomposition)분석은 모형내의 변수의 변화를 예측할 때, 어떤 충격이 어느 정도의 영향을 미치는가를 알아보기 위해서 예측오차의 분산을 분해하는 방법이다.

먼저 시계열  $X_t$ 의 1-step 예측치인  $P_{t-1}X_t$ 는 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$P_{t-1}X_t = \sum_{k=l}^{\infty} C_k W_{t-k} \quad (28)$$

$X_t$ 의 1-step 예측오차는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t - P_{t-1}X_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k W_{t-k} - \sum_{k=l}^{\infty} C_k W_{t-k} = \sum_{k=0}^{l-1} C_k W_{t-k} \quad (29)$$

그리고 그 공분산행렬  $V_l$ 은 다음과 같다.

$$V_l = \sum_{k=0}^{l-1} C_k V(W_{t-k}) C_k' \quad (30)$$

그런데  $W_{t-k}$ 의 공분산행렬인  $V(W_{t-k})$ 는 대각행렬이다. 따라서  $X_t$  벡터의  $i$ 번째 변수인  $X_t^i$ 의 예측오차  $V_l^i$ 는 다음과 같은 분산을 갖는다.

$$V_l^i = \sum_{k=0}^{l-1} [(C_k^i)^2 \sigma_1^2 + (C_k^2)^2 \sigma_2^2 + (C_k^3)^2 \sigma_3^2 + \dots + (C_k^n)^2 \sigma_n^2] \quad (31)$$

식 (31)에서  $C_k^{ij}$ 는  $C_k$ 행렬의  $(i, j)$ 원소이고,  $\sigma_j (j=1, \dots, n)$ 은  $W_j$ 의 분산을 나타낸다. 이때  $X_i$ 의 예측오차에 대한 분산은 모형 내 모든 변수의 예측오차에 대한 분산의 합으로 나타낼 수 있다. 따라서 변수  $i$ 가 장래 어떻게 변화할 것인지를 예측할 때  $j$ 의 움직임이 어느 정도의 영향을 미치는가를 다음의 백분율로부터 알아볼 수 있다.

$$V_l^i = \frac{\sum_{k=0}^{l-1} (C_k^{ij})^2 \sigma_j^2}{V_l^i} \times 100 \quad (32)$$

식 (32)의 백분율을 모든 변수  $j=1, 2, \dots, n$ 에 대하여 열거한 것이 변수  $i$ 에 대한 분산 분해이다. 충격반응분석은 식 (32)와 같은 기본모형을 추정된 후 VAR의 추정계수를 바탕으로 충격이 가해졌을 때 그 충격에 따라서 모형 내 모든 변수들이 시간이 지남에 따라 어떻게 반응하는가를 나타내 주는 것이다. 이러한 충격반응함수는 추정된 VAR의 이동평균형태(MAR:

Moving Average Representation)로부터 유도된다.  $[I-A(L)]$ 의 역행렬이 존재한다면, 식 (33)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_t^i = M(L)e_t \quad (\text{단, } M_0 = I, E(e_t e_t) = \Omega) \quad (33)$$

$$= M_0 e_t + M_1 e_{t-1} + M_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} M_k e_{t-k}$$

식 (33)은  $X_t$ 의 MAR로,  $M(L)=[I-A(L)]^{-1}$ 을 의미하며,  $M_k(k=0, 1, 2, 3, \dots)$ 는 MAR의 계수행렬( $n \times n$ )이다.  $M_k$ 행렬의 원소인  $m_{jk}^i(k=0, 1, 2, 3, \dots)$ 는  $X_t$ 의  $j$ 번째 변수인  $X_j$ 에 한 단위의 충격이 가해졌을 때,  $i$ 번째 변수인  $X^i$ 가 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여주는 충격반응함수이다.

그런데 식 (33)을 그대로 해석하는 데는 한 가지 문제가 있다. 즉 예측오차  $\varepsilon_t$ 에는 계열상관이 존재하지 않지만 동일시점에서 각 요소간에는 일반적으로 동시적인 상관관계가 존재한다는 점이다. 이는 공분산행렬이 비대각행렬이기 때문에 발생하는 것으로, 개별요소의 효과를 올바르게 해석하기 위해서는 이 상관관계를 제거해 주어야만 한다. 이 문제는 Cholesky의 행렬 분해방식(decomposition of a matrix)을 이용하여 해결할 수 있다. 식 (33)은 다음과 같이 변형할 수 있다.

$$X_t = M(L)G^{-1}G\varepsilon_t \quad (34)$$

식 (34)에서  $G$ 행렬은  $\varepsilon_t$ 벡터의 원소간 상관관계를 제거하여 줌으로써,  $G\varepsilon_t$ 의 공분산행렬은 대각행렬이 된다. 이때  $M(L)G^{-1} = C(L), G\varepsilon_t = W_t$  라고 하면,

$$X_t = C(L)W_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k W_{t-k} \quad (35)$$

와 같이 나타낼 수 있고,  $W_t$ 의 원소들은 서로 상관관계를 갖지 않는다. 따라서  $C_k^i$ 의 한 원소인  $C_k^i$ 는 이제 순수하게  $j$ 번째 변수의 한 단위 충격에 따른  $i$ 번째 변수의 반응이라고 할 수 있다. 먼저 소득, 이자율, 환율과 같은 경제변수를 통해 화폐수요의 예측이 가능한가를 살펴보기 위하여 역사적 분해(historical decomposition)를 실시한다. 역사적 분해는 특정 변수의 변동에 다른 변수들이 어느 정도 영향을 미치는가를 파악하는 데 이용된다.<sup>75)</sup> 역사적 분해는  $t$

기의 벡터이동평균(VMA: vector moving average)을 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\mathbf{y}_t = \left[ \boldsymbol{\mu} + \sum_{s=k}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_t \boldsymbol{\varepsilon}_{t-s} \right] + \sum_{s=0}^{k-1} \boldsymbol{\Psi}_s \boldsymbol{\varepsilon}_{t-s} \quad (36)$$

여기서  $\mathbf{y}_t$ 는 화폐수요, 실질소득, 환율, 이자율로 구성된  $4 \times 1$  벡터를, 그리고  $\boldsymbol{\varepsilon}$ 와  $\boldsymbol{\mu}$ 는 각각 잔차벡터와 확정적 부분을 나타내며, 첫째 항은  $t-k$ 기에 이용가능한 정보에 입각한  $\mathbf{y}_t$ 의 예측을, 두 번째 항은 모형을 구성하는 변수들에 의한 예측을 나타낸다(Hafer and Jansen 1991).<sup>76)</sup> 따라서 식 (36)에서 첫 번째항은 2000년 이전의 정보에 입각한 화폐수요를, 두 번째 항은 환율변동, 이자율변동, 소득변동에 의한 화폐수요 예측치를 의미한다.

<그림 4-21>-<그림 4-24>는 화폐수요를 실질소득, 이자율, 환율로 분해한 경로를 보여주고 있다. 여기서 핵심은 각 변수를 통해 화폐수요 실제치를 어느 정도 만족스럽게 설명할 수 있는가에 있다. 그림에서 보는 바와 같이 소득, 이자율, 환율이 실제선에 근접하여 추적함으로써 이들 변수에 의한 예측이 가능함을 보이고 있다. 그리고 이들 변수에 의한 추적이 프로젝션치보다 더 근접하여 경제변수들로 구성된 본고의 구조적 모형에 의한 예측에 문제가 없다는 것을 알 수 있다.

<그림 4-25>-<그림 4-30>과 <표 4-19>-<표 4-20>은 충격반응의 결과를 보여주고 있다. 그림을 통해 소득증가 충격은 화폐수요를 증가시키고 이자율 상승충격은 화폐수요를 감소시키는 반응을 유발함을 알 수 있다(Koop, Pesaran, and Potter, 1996; Engsted, 1998).<sup>77)</sup>

그러나 이자율에 관계없이  $m1$  과  $m3$  의 경우 소득충격에 대해 충격 후 4단계 또는 5단계에서 부호가 음으로 바뀌어 충격의 양(+)의 효과가 일찍 사라지나  $m2$  의 경우 소득효과가 8 단계까지 증가효과를 보이고 있다. 또한 이자율의 충격이 소득의 충격보다 크고 오래 지속되고 있으며 전반적으로 충격이 단기에 그친다는 것도 알 수 있다.

75) Zhu, Z., "US Real Wages and Imports," *Applied Economics*, 28, (1998), pp.1435-1450.

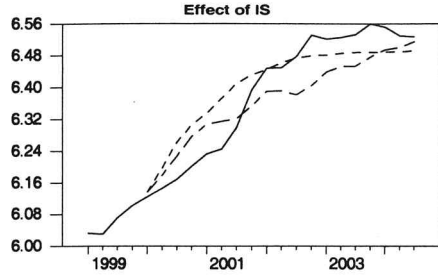
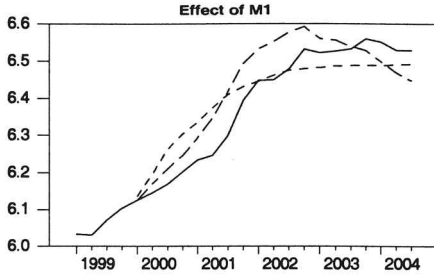
76) Hafer, R.W. and D.W. Jansen, "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, (1991), pp.155-168.

77) Koop, G., Pesaran, M.H. and S. Potter, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, 74, (1996), pp.119-147.

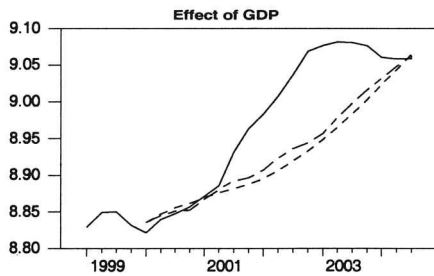
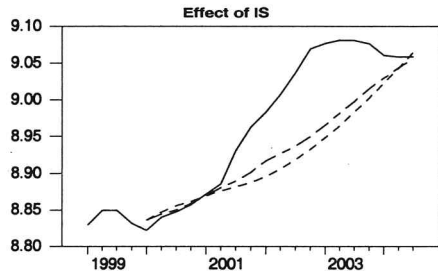
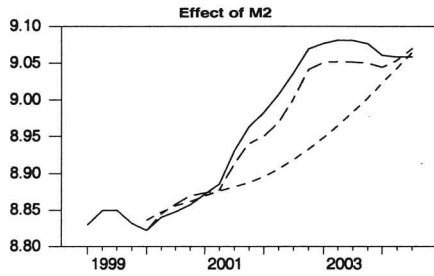
Engsted, T., "Money Demand During Hyperinflation: Cointegration, Rational Expectations, and the Importance of Money Demand Shocks," *Journal of Macroeconomics*, 20, (1998), pp.533-552.

<그림 4-21> 모형 1의 역사적 분해

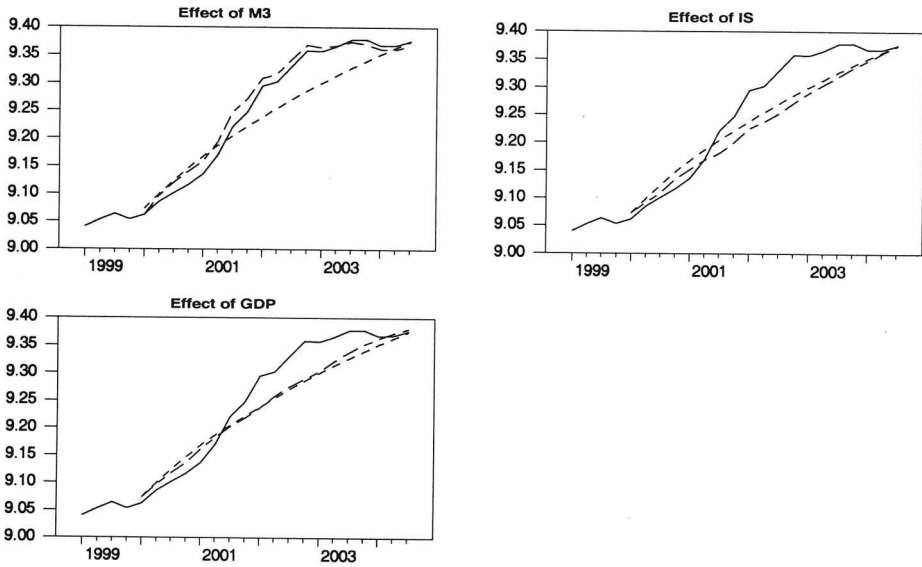
**Historical Decomposition of MODEL 1: M1**



**Historical Decomposition of MODEL 1: M2**

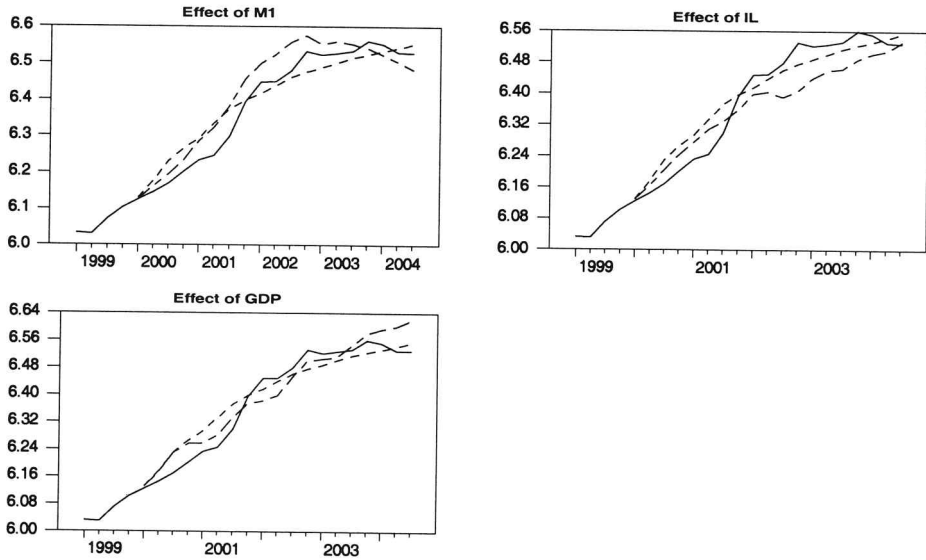


## Historical Decomposition of MODEL 1: M3

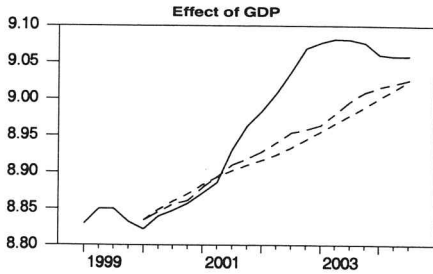
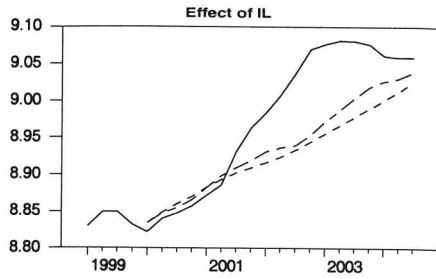
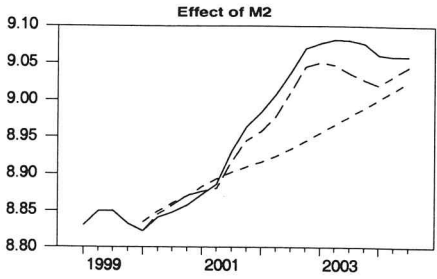


<그림 4-22> 모형 2의 역사적 분해

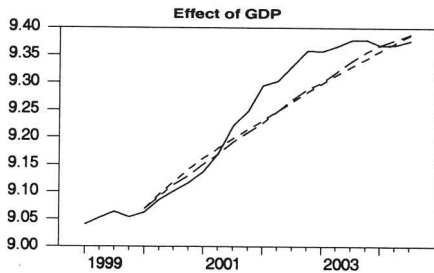
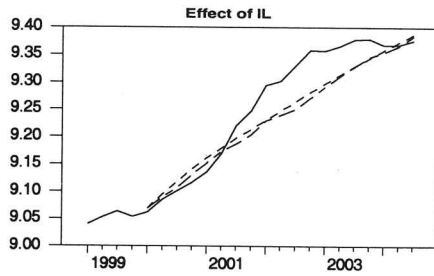
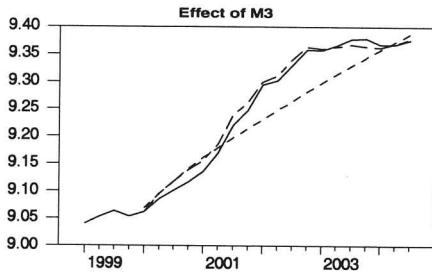
## Historical Decomposition of MODEL 2: M1



## Historical Decomposition of MODEL 2: M2

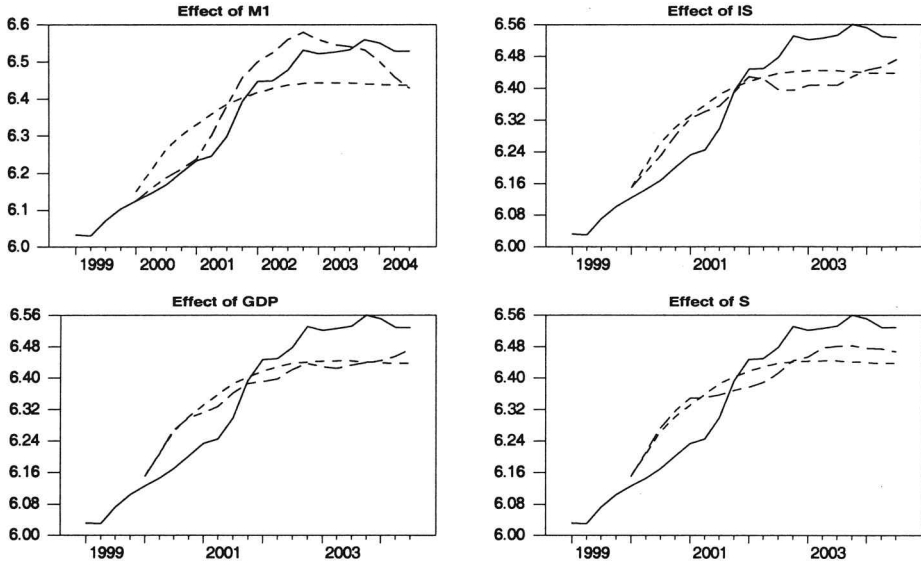


## Historical Decomposition of MODEL 2: M3

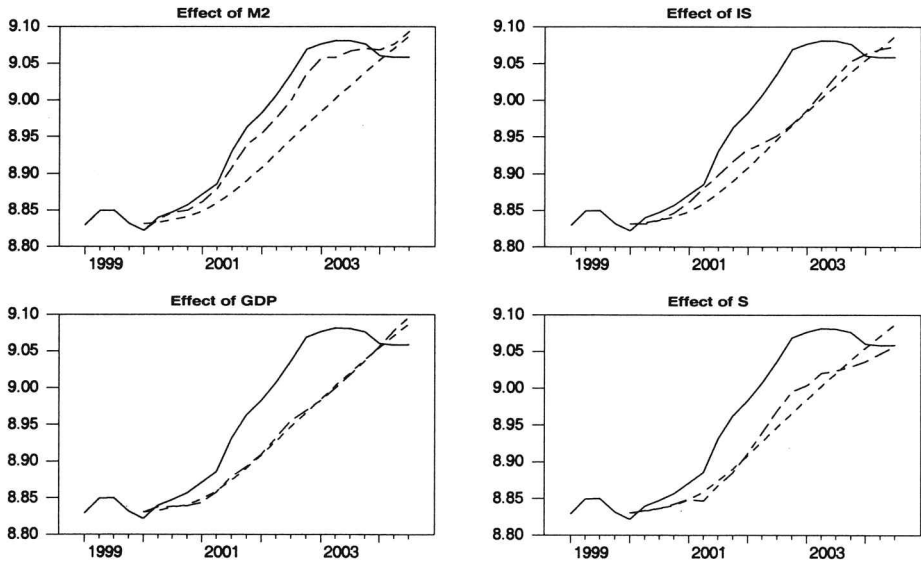


<그림 4-23> 모형 3의 역사적 분해

### Historical Decomposition of MODEL 3: M1

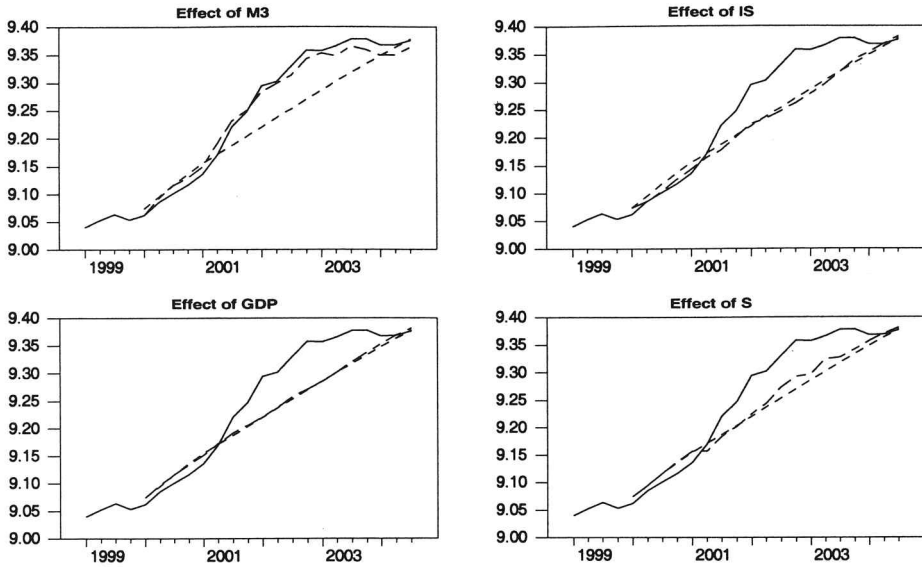


### Historical Decomposition of MODEL 3: M2



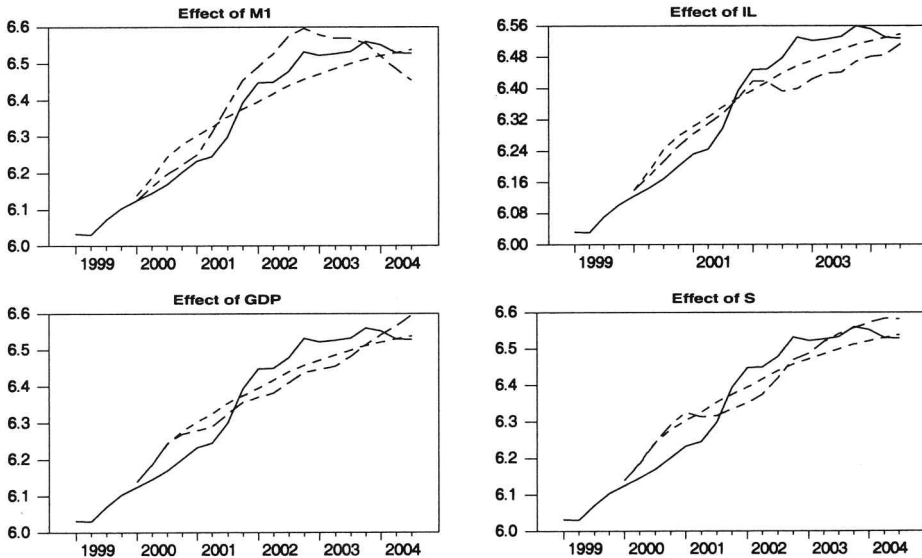


### Historical Decomposition of MODEL 3: M3

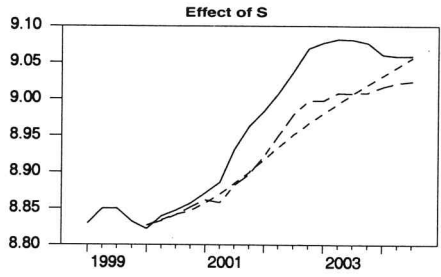
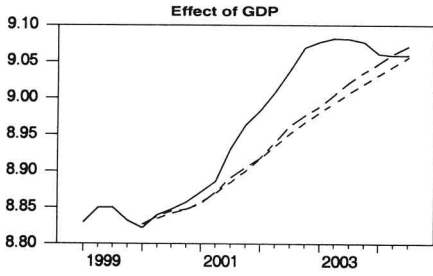
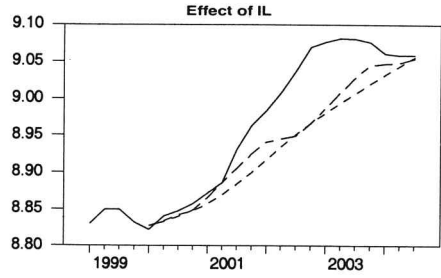
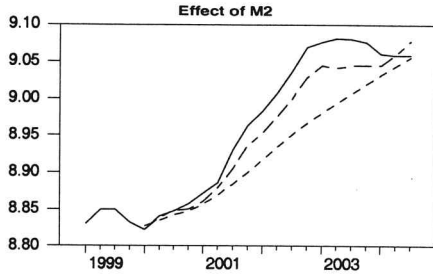


<그림 4-24> 모형 4의 역사적 분해

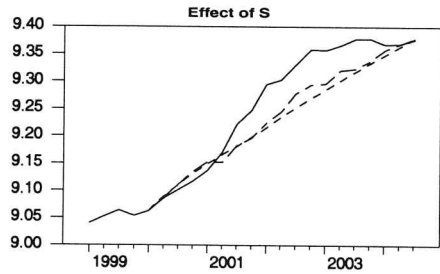
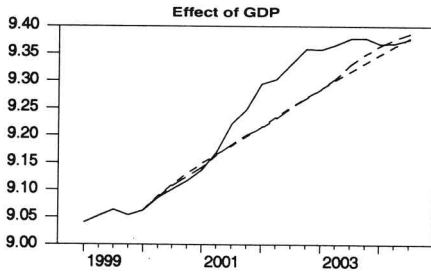
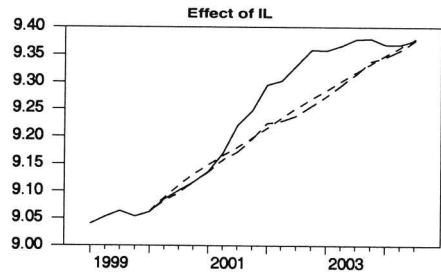
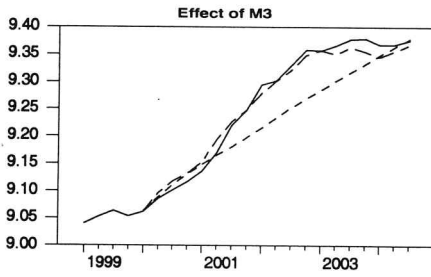
### Historical Decomposition of MODEL 4: M1



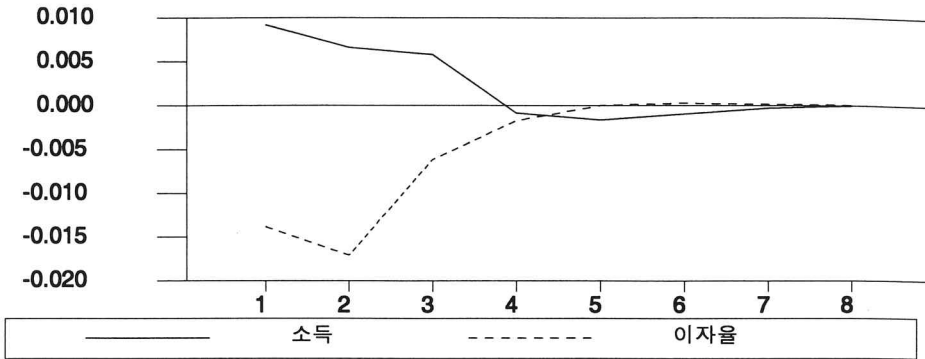
## Historical Decomposition of MODEL 4: M2



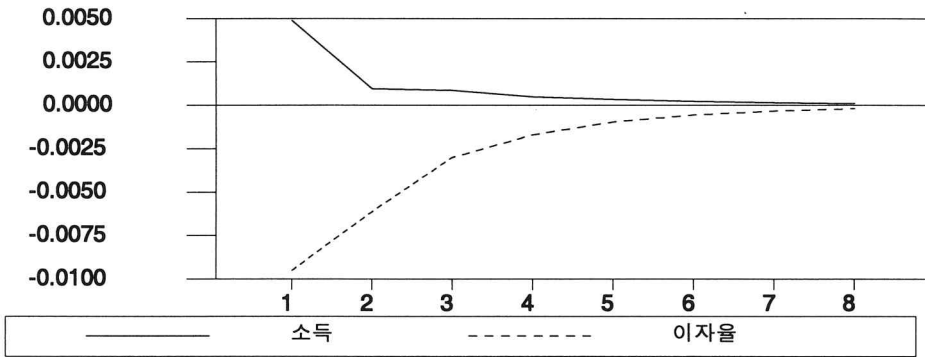
## Historical Decomposition of MODEL 4: M3



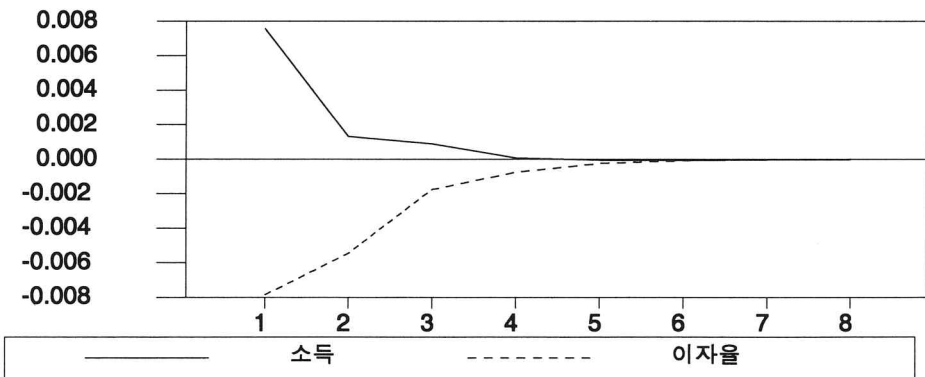
<그림 4-25> 충격반응:  $m_1$ 의 콜금리



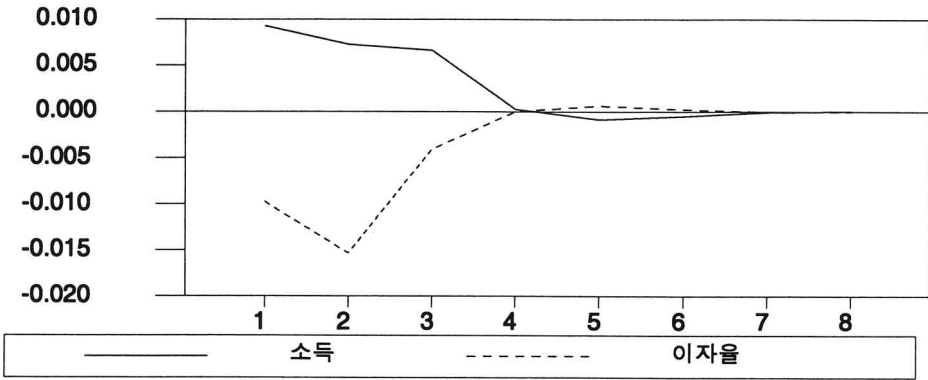
<그림 4-26> 충격반응:  $m_2$ 의 콜금리



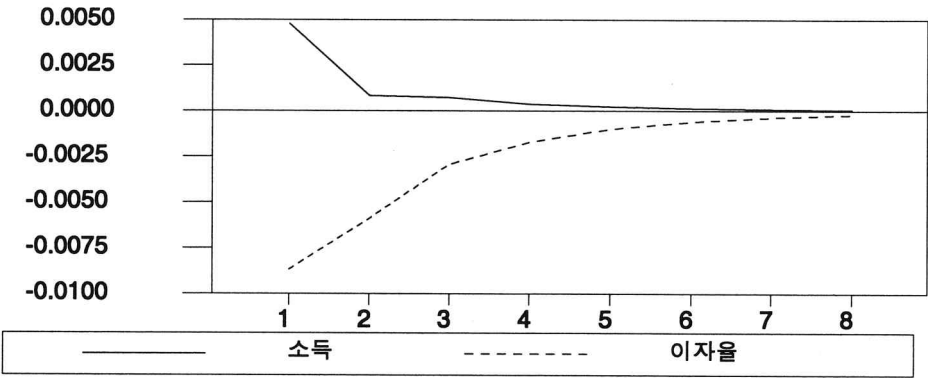
<그림 4-27> 충격반응:  $m_3$ 의 콜금리



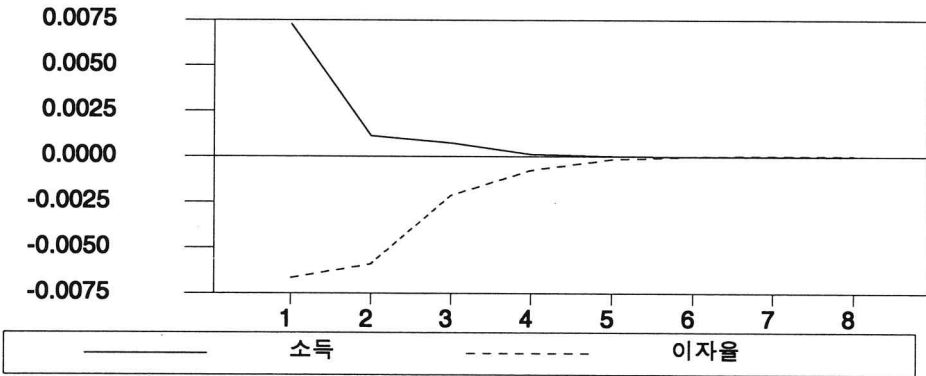
<그림 4-28> 충격반응:  $m_1$ 의 상업어음할인율



<그림 4-29> 충격반응:  $m_2$ 의 상업어음할인율



<그림 4-30> 충격반응:  $m_3$ 의 상업어음할인율



<표 4-19> 소득과 콜금리충격

단계	m1		m2		m3	
	소득충격	금리충격	소득충격	금리충격	소득충격	금리충격
1	0.009191	-0.013858	0.004892	-0.009511	0.007549	-0.007851
2	0.006595	-0.017071	0.000947	-0.006131	0.001313	-0.005456
3	0.005803	-0.006179	0.000858	-0.003006	0.000896	-0.001774
4	-0.000861	-0.001719	0.000492	-0.001709	0.000076	-0.000756
5	-0.001617	0.000017	0.000339	-0.000961	-0.000051	-0.000253
6	-0.000956	0.000256	0.000217	-0.000564	-0.000067	-0.000087
7	-0.000307	0.000143	0.000139	-0.000335	-0.000039	-0.000027
8	-0.000027	0.000038	0.000087	-0.000202	-0.000019	-0.000008

<표 4-20> 소득과 상업어음할인율충격

단계	m1		m2		m3	
	소득충격	금리충격	소득충격	금리충격	소득충격	금리충격
1	0.009255	-0.009745	0.004783	-0.008677	0.007272	-0.006643
2	0.007264	-0.015333	0.000842	-0.005892	0.001122	-0.005895
3	0.006614	-0.004064	0.000729	-0.002924	0.000755	-0.002127
4	0.000306	0.000032	0.000376	-0.001715	0.000136	-0.000749
5	-0.000839	0.000659	0.000238	-0.000999	0.000021	-0.000150
6	-0.000483	0.000241	0.000144	-0.000602	-0.000015	0.000006
7	-0.000075	-0.000009	0.000089	-0.000365	-0.000012	0.000030
8	0.000043	-0.000046	0.000055	-0.000223	-0.000007	0.000020

## 6. 사후적 예측

이제 3가지 통화량의 4개 모형의 예측력을 비교한다. 그것은 실증분석을 통한 결정계수는 단지 설명변수와 화폐수요가 같은 추세를 가지고 있다는 것을 의미하기 때문이다. 즉 높은 결정계수가 모형의 높은 예측력을 의미하는 것이 아니다. 예측실적(forecasting performance)의 정확도는 RMSPE(root mean squared percent error), MAPE(mean absolute percent error) 그리고 MPE(mean percent error) 3가지 통계량으로 판단하며 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{Y_t^s - Y_t^a}{Y_t^a} \right)^2}, \quad MPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{Y_t^s - Y_t^a}{Y_t^a} \right), \quad MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{Y_t^s - Y_t^a}{Y_t^a} \right|$$

<표 4-21> 사후적 예측실적

		RMSPE	MPE	MAPE
m1	모형 1	2.2105	-1.5701	1.8484
	모형 2	1.8484	-1.1550	1.5923
	모형 3	2.2603	-1.6638	1.9702
	모형 4	1.8615	-1.2282	1.5881
m2	모형 1	1.7851	1.3837	1.4824
	모형 2	2.3232	1.9388	1.9937
	모형 3	1.7871	1.5756	1.5756
	모형 4	2.2917	2.0837	2.0837
m3	모형 1	1.1775	0.6956	0.9522
	모형 2	1.4879	1.1309	1.2278
	모형 3	1.1261	0.8219	0.8897
	모형 4	1.4408	1.2259	1.2343

Meese와 Rogoff(1983)<sup>78)</sup>에서와 같이 모형예측능력을 비교하는 데 있어서 RMSPE를 주요 기준으로 한다. 그것은 RMSPE가 상대적으로 큰 예측오류를 밝히는 데 좋은 척도가 되기 때

78) Meese, R.A. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out Of Sample?" *Journal of International Economics*, 14, (1983), pp.3-24.

문이다. 또한 MPE는 모형의 체계적 편의(systematic bias) 즉 과소예측(underprediction) 혹은 과대예측(overprediction)을 체크하는 데 있어서 유용하기 때문에 도입한다.

<표 4-22> 사후적 예측: *m*1

기간	실제치	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
2000:1	6.1250	6.1310	6.1452	6.1157	6.1278
2000:2	6.1458	6.2062	6.2177	6.2038	6.2136
2000:3	6.1692	6.2074	6.2192	6.2054	6.2156
2000:4	6.2018	6.2873	6.2969	6.2874	6.2958
2001:1	6.2329	6.1639	6.1885	6.1258	6.1508
2001:2	6.2451	6.2418	6.2644	6.2097	6.2328
2001:3	6.2988	6.2422	6.2725	6.2130	6.2450
2001:4	6.3939	6.3360	6.3648	6.3224	6.3527
2002:1	6.4475	6.2296	6.2625	6.1952	6.2292
2002:2	6.4496	6.3108	6.3386	6.2967	6.3259
2002:3	6.4785	6.3068	6.3350	6.3054	6.3354
2002:4	6.5311	6.4048	6.4276	6.4136	6.4380
2003:1	6.5214	6.2645	6.2968	6.2559	6.2904
2003:2	6.5261	6.3323	6.3642	6.3325	6.3672
2003:3	6.5321	6.3304	6.3681	6.3375	6.3787
2003:4	6.5597	6.4457	6.4750	6.4690	6.5012
2004:1	6.5509	6.3163	6.3526	6.3220	6.3614
2004:2	6.5291	6.3863	6.4220	6.4045	6.4439
2004:3	6.5274	6.3756	6.4147	6.3937	6.4370

<표 4-23> 사후적 예측:  $m_2$

기간	실제치	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
2000:1	8.8217	8.7865	8.7757	8.8313	8.8257
2000:2	8.8397	8.9231	8.9123	8.9301	8.9240
2000:3	8.8476	8.9250	8.9160	8.9309	8.9264
2000:4	8.8569	9.0711	9.0643	9.0706	9.0674
2001:1	8.8715	8.8430	8.8857	8.9547	8.9938
2001:2	8.8857	8.9918	9.0329	9.0860	9.1234
2001:3	8.9310	9.0067	9.0721	9.0924	9.1508
2001:4	8.9629	9.2036	9.2584	9.2433	9.2932
2002:1	8.9832	9.0020	9.0634	9.1030	9.1588
2002:2	9.0075	9.1477	9.2011	9.1891	9.2377
2002:3	9.0369	9.1362	9.1936	9.1402	9.1923
2002:4	9.0692	9.3201	9.3653	9.2943	9.3356
2003:1	9.0768	9.0571	9.1275	9.0824	9.1456
2003:2	9.0814	9.1887	9.2625	9.1881	9.2541
2003:3	9.0807	9.1972	9.2876	9.1766	9.2571
2003:4	9.0762	9.4132	9.4801	9.3448	9.4050
2004:1	9.0605	9.1707	9.2534	9.1541	9.2282
2004:2	9.0583	9.3037	9.3908	9.2503	9.3280
2004:3	9.0586	9.2877	9.3853	9.2345	9.3213



<표 4-24> 사후적 예측:  $m^3$

기간	실제치	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
2000:1	9.0625	9.0302	9.0314	9.0606	9.0651
2000:2	9.0858	9.1641	9.1640	9.1689	9.1719
2000:3	9.1014	9.1661	9.1671	9.1701	9.1741
2000:4	9.1168	9.3089	9.3100	9.3086	9.3120
2001:1	9.1362	9.0871	9.1226	9.1628	9.1955
2001:2	9.1695	9.2296	9.2632	9.2934	9.3243
2001:3	9.2210	9.2375	9.2882	9.2956	9.3413
2001:4	9.2471	9.4181	9.4623	9.4450	9.4857
2002:1	9.2943	9.2244	9.2742	9.2929	9.3385
2002:2	9.3019	9.3681	9.4110	9.3961	9.4357
2002:3	9.3301	9.3588	9.4040	9.3616	9.4032
2002:4	9.3581	9.5363	9.5723	9.5189	9.5522
2003:1	9.3564	9.2823	9.3367	9.2995	9.3489
2003:2	9.3652	9.4073	9.4634	9.4069	9.4577
2003:3	9.3771	9.4101	9.4781	9.3961	9.4575
2003:4	9.3780	9.6188	9.6698	9.5724	9.6191
2004:1	9.3671	9.3846	9.4476	9.3733	9.4307
2004:2	9.3680	9.5121	9.5774	9.4760	9.5350
2004:3	9.3756	9.4949	9.5674	9.4589	9.5243

<표 4-21>은 1999년 4분기까지 추정을 하고 2000년 1분기부터 2004년까지 사후적 예측을

실시하여 예측오류를 도출한 결과를 보여주고 있다. 표에서 보는 바와 같이  $m1$ 의 경우 RMSPE가 모형 2에서 가장 낮으며 그 뒤를 모형 4, 모형 1, 모형 4가 따르고 있다.  $m2$ 의 경우 예측능력은 모형 1, 모형 3, 모형 4, 모형 2의 순위이며,  $m3$ 의 경우 모형 3, 모형 1, 모형 4, 모형 3의 순위이다. 여기서  $m2$ 와  $m3$ 에서 상업어음할인율을 투입한 경우의 예측오류가 콜금리를 이용한 예측오류보다 크게 나타나고 있다. 전반적으로 모든 모형과 통화량에서 RMSPE가 상당히 낮아 모형의 예측능력이 우수함을 알 수 있다. 그러나 MPE와 MAPE의 크기가 거의 동일하여 예측이 과소예측 또는 과대예측과 같은 한 방향으로 편이가 이루어지고 있다는 것도 알 수 있다.

## 제5장 요약 및 결론

화폐수요의 안정성은 신고전파 모형은 물론 환율결정의 통화론적 접근법과 같은 거시경제 모델과 통화정책에 있어서 대단히 중요한 비중을 차지하고 있다. 정부의 통화정책이 소기의 목적을 이루기 위해서는 소득, 이자율, 환율과 같은 경제변수가 화폐수요와 안정적인 관계를 유지하고 있어야 한다. 만약 화폐수요와 경제변수간에 관계가 안정적이지 못할 경우 이들 화폐수요계수에 입각한 정책은 경제에 오히려 교란을 가중시킬 가능성이 있다. 즉 통화정책이 유용한 정책도구가 되기 위해서는 중앙은행이 영향을 미치고자 하는 경제변수들이 화폐수요와 예측가능한 관계가 존재하여야 한다는 것이다. 이러한 안정성을 확보한 뒤 화폐수요함수에 영향을 미치는 변수들을 식별하고 이들 변수들이 화폐수요에 미치는 영향력을 추정하는 것이 필요하다.

이에 비해 과거의 화폐수요 연구방법은 단순히 GDP와 같은 규모변수(scale variable)와 이자율과 같은 기회비용변수(opportunity cost variable)를 투입하여 계수를 추정하는 것이었다. 그러나 이러한 연구방법은 화폐수요가 항상 균형을 이룬다는 것을 전제로 하고 있다. 일정 수준의 소득과 이자율에서 바라는 화폐수요와 실제 보유간에는 항상 괴리가 존재하기 마련이다.

이에 따라 본고는 M1, M2, M3 3개 통화량의 실질잔고에 대해 실질GDP, 이자율(콜금리와 상업어음할인율), 실질환율을 이용한 4개의 모형을 12개로 구분하여 이들 모형들이 안정적인가를 조사하였다. 그러나 모형의 안정성을 조사하기 위해서는 투입변수들의 안정성을 체크하여야 하므로 이를 위해 Dickey-Fuller의 단위근검정을 실시하였다. 단위근검정 결과 투입변수들의 수준변수가 각기 다른 시차(time lag)에서 단위근을 갖는다는 가설을 기각하는 데 실패하였다. 그러나 1차차분 시계열은 모두 귀무가설을 기각하여 안정성을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 사실은 실질화폐수요, 국민소득은 시간경과에 따라 증가하는 추세를 보이고 콜금리와 상업어음할인율은 감소하는 경향을 보여 불안정한 시계열의 속성을 드러내는 반면에, 차분된 시계열들은 평균이 일정하여 안정된 시계열 속성을 갖는 것으로도 알 수 있었다.

이와 같이 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열  $I(1)$ 으로 확인됨에 따라,

다음 단계로  $I(1)$  시계열간의 선형결합에 대한 분석을 위해 Engle-Granger(EG) 공적분검정을 실시하였다.

EG 공적분검정 결과 본고가 도입하는 4가지 모형의 잔차가 단위근을 갖는다는 가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그러나 EG검정은 낮은 검정력을 비롯하여 몇 가지 문제점을 안고 있기 때문에 Johansen 다변량공적분검정을 실시하였다. Johansen검정은 시차 수에 민감할 수 있기 때문에 백색오차를 갖는 최소 시차에 2개의 시차를 더하여 검정하였다. 그 결과 모형과 통화량에 따라 혼합된 결과가 도출되었다. 이에 따라 분수차분에 입각한 분수공적분기법(fractional cointegration approach)인 GPH검정 기법을 이용하여 모든  $d$  추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해  $d$ 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되어 모형이 균형수렴적이거나 정상적인 것임을 알 수 있었다.

이와 같이 모형이 안정적인 것으로 나타남에 따라 4가지 모형을 통상최소자승(OLS)을 이용하여 추정하였다. 화폐수요함수 추정 결과 3가지 통화량과 4개 모형의 결정계수가 대단히 높았으며, 모든 통화량과 모형에서 실질소득과 환율은 양(+)의 부호로 유의하며, 상업어음할인은 음(-)의 부호로 유의하였다. 콜금리는 음의 부호를 가져 예상부호와 부합하나 일부 모형과 화폐수요에서 유의하지 않아 화폐수요함수를 추정할 경우 콜금리는 적절한 설명변수가 되지 않을 가능성이 있음을 알 수 있었다.

또한 장기적인 안정관계가 성립한다는 것은 오차수정방정식 도출이 가능하다는 것을 의미하므로 오차수정방정식을 도출하여 오차수정항이 음의 부호로 유의함으로써 공적분 관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 이것은 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립한다는 것을 의미한다. 또한 시장불균형이 상당히 빠르게 조정되었으며, 단기적인 불균형을 조정하는 데 있어서 이자율은 조정역할을 수행하지 못하고 실질국민소득이 조정역할을 하고 있음을 알 수 있었다. 전반적으로 불균형 조정속도는  $m2$ 가 가장 빠르며 그 뒤를  $m3$ 와  $m1$ 이 뒤따르고 있는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 시간의 흐름에 따라 환율계수와 경기계수의 크기가 어떻게 변화하는가를 보기 위하여 4가지 모형에 대해 전향적 이동회귀(rolling regression)를 실시하였다. 그 결과 모형 1의  $m1$ 을 제외하고 실질소득이 화폐수요에 미치는 영향력은 감소하였다. 또한 콜금리와

상업어음할인을 계수는  $m1$ 의 모형 1과 모형 2에서 커지고 있으나 나머지 모형과 통화량에서는 감소하는 경향을 보였다. 이러한 결과는 소득과 이자율이 화폐수요에 미치는 영향력이 시간이 흐름에 따라 감소하고 있다는 것을 의미한다. 소득과 이자율 이외의 변수가 화폐수요에 미치는 영향력이 증대된다는 것을 시사하는 것이다.

이제 소득, 이자율, 환율과 같은 경제변수를 통해 화폐수요의 예측이 가능한가를 살펴보기 위하여 역사적 분해(historical decomposition)를 실시하였다. 그 결과 소득, 이자율, 환율이 실제치를 나타내는 선에 근접하여 추적함으로써 이들 변수에 의한 예측이 가능함을 보였다. 그리고 이들 변수에 의한 추적이 프로젝션치보다 더 근접하여 경제변수들로 구성된 본고의 구조적 모형에 의한 예측에 문제가 없다는 것을 알 수 있었다.

충격반응의 결과 소득증가 충격은 화폐수요를 증가시키고 이자율 상승충격은 화폐수요를 감소시키는 반응을 유발하였다. 그러나 이자율에 관계없이  $m1$ 과  $m3$ 의 경우 소득충격의 효과가 일찍 사라지나  $m2$ 에 있어서는 소득효과가 비교적 장기간 지속되었다. 또한 이자율의 충격이 소득의 충격보다 크고 오래 지속되고 있으며 전반적으로 충격이 단기에 그친다는 것도 알 수 있었다.

마지막으로 3가지 통화량에 대한 4개 모형의 예측력을 비교하였다. 그것은 결정계수가 단지 설명변수와 화폐수요가 같은 추세를 가진다는 것을 의미하는 데 그치기 때문이다. 높은 결정계수가 모형의 높은 예측력을 의미하지는 않는다는 것이다. 예측실적의 정확도는 RMSPE, MAPE, 그리고 MPE 3가지 통계량으로 판단하였다.

$m1$ 의 경우 RMSPE가 모형 2에서 가장 낮으며 그 뒤를 모형 4, 모형 1, 모형 2가 뒤따랐다.  $m2$ 의 경우 예측능력은 모형 1, 모형 3, 모형 4, 모형 2의 순위이며,  $m3$ 의 경우 모형 3, 모형 1, 모형 4, 모형 3의 순위로 나타났다. 여기서  $m2$ 와  $m3$ 에서 상업어음할인을 투입한 경우의 예측오류가 콜금리를 투입한 예측오류보다 크게 나타났다. 전반적으로 모든 모형과 통화량에서 RMSPE가 상당히 낮아 모형의 예측능력이 우수함을 알 수 있었다. 그러나 MPE와 MAPE의 크기가 거의 동일하여 예측이 과소예측 또는 과대예측과 같은 예측에 있어서 체계적 편의(systematic bias)가 존재함을 밝힐 수 있었다.

일반적으로 화폐수요에 대한 기존의 연구결과는 어느 통화량이 불안정적이고 어느 통화량

이 안정적인가에 대해 견해의 일치를 보지 못하고 있다. 또한 많은 문헌들의 연구 결과가 상이하게 나타난 것은 어떤 공적분 기법을 이용하는가, 어느 기간을 선정하는가 그리고 어떤 빈도(frequency)의 자료를 투입하느냐에 따라 다르게 나타난다.

본고는 이러한 연구결과에 대해 12개의 화폐수요방정식에 공적분 기법을 적용한 결과 EG공적분검정과 Johansen 공적분검정에서는 화폐수요함수가 안정적이라고 할 수 없었으나 GPH 분수차분 공적분검정에서는 안정적인 것으로 나타났다. 균형으로 수렴하는 경향이 있는 모형을 불안정 모형으로 처리하는 기존의 정수차분 공적분기법에 비해 GPH검정법은 이런 추세도 안정적인 것으로 간주한다는 점을 감안하면 기존의 정수차분류 공적분 기법을 이용한 연구들이 상이한 결론을 도출하는 것을 이해할 수 있다. 따라서 화폐수요함수의 안정성을 파악할 경우 정수차분 공적분 기법보다는 분수차분 공적분 기법을 이용하는 것이 보다 효율적이라는 것을 알 수 있다.

이와 동시에 소득과 이자율의 영향력이 모형에 따라 그리고 통화량에 따라 약간씩 상이하게 나타나고 있으며, 경제변수 충격에 대한 반응의 지속도와 크기 역시 모형과 통화량에 따라 다르게 나타나고 있다. 따라서 정책을 실시할 경우 한국 경제에 가장 적합한 화폐수요모형을 선택하는 것이 필요하며, 특정한 모형을 통해 통화정책의 효과를 기대하는 것은 무리이라는 것을 밝힐 수 있었다.

## 참고문헌

### 1. 국내문헌

- 강일규, “은행자율과 책임경영,” 『은행계』, 2월호, (1983), pp.17-18.
- 김원선, “인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향에 대한 분석,” 『경제논집』, 제8권, 충남대학교 경상대학부설 경영경제연구소, 1992, pp.51-66.
- 박우규, “인플레이와 M2유통속도,” 『한국개발연구』, 제13권 제2호, 한국개발연구원, (1991), pp.3-19.
- 서병선, “통화실종과 한국 통화수요함수의 장기안정성 검증,” 『계량경제학보』, 제12권 제3호, (2001), pp.83-117.
- 오성환·최윤규, “불확실성과 금융혁신을 감안한 화폐수요함수,” 『금융학회지』, 제5권 제3호, (2000), pp.93-116.
- 유윤하, “통화수요함수의 장기적 안정성 검증: 공적분 검증방법의 채용,” 『한국개발연구』, 제16권 제3호, 한국개발연구원, (1994), pp.45-68.
- 이덕훈, 『우리나라 금융산업의 발전구조』 (서울: 한국개발연구원, 1998).
- 이종원, 『계량경제학』 (서울: 박영사, 1994).
- 조순, “금융산업의 장기적 전망,” 『경제발전과 금융산업』 (서울: 한국투자금융회사, 1998).
- 주한광, “우리나라의 기업화폐수요: 실질실효환율을 고려한 공적분 분석,” 『국제경제연구』, 제5권 제2호, (1999), pp.159-179.
- 한국은행, “금융발전과 경제성장,” 『조사연구자료』, 1998.
- 한국은행, 『우리나라의 통화정책』, 2001.
- 한국은행, 『우리나라의 금융시장』, 2004.
- 한국은행, 『우리나라의 금융제도』, 2004.
- 한국은행, “우리나라 금리의 변동패턴과 통화 및 실물변수와의 관계,” 『금융경제연구』, 1993.
- 한국은행, “유동성수준 평가방법,” 『조사연구자료』, 1997.

- 한국은행, “주요 선진국의 통화정책 운용 경험,” 『조사연구자료』, 1997.
- 한국은행, “통화수량설 개관,” 『금융경제연구』, 1993.
- 함정호·최운규, “우리나라의 통화서비스지표와 통화수요함수,” 『한은조사연구』, 제3호, (1989).
- 황호영·이동현, “우리나라의 장기적 통화수요함수,” 『경제학연구』, 제46권 제4호, 한국경제학회, (1998), pp.3-21.

## 2. 외국문헌

- Adekunle, J.O., “The Demand for Money: Evidence from Less Developed Economies,” *International Monetary Fund Staff Papers*, July, (1968), p.225.
- Arango, S. and M.I. Nadiri, “Demand for Money in Open Economies,” *Journal of Monetary Economics*, 7, (1981), pp.69-83.
- Arize, A.C. and A.F. Darrat, “The Value of Time and Recent U.S. Money Demand Instability,” *Southern Economic Journal*, January, 1994, pp.564-578.
- Baba, Y., Hendry, D.F. and R.M. Starr, “The Demand for M1 in the U.S.A, 1960-1988,” *The Review of Economic Studies*, 59, (1992), pp.25-61.
- Bahmani-Oskooee, M. and H-J. Lee, “Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis,” *International Economic Journal*, 8, (1994), pp.83-93.
- Brunner, K. and A.H. Meltzer, “The Uses of Money: Money in the Theory of an Exchange Economy,” *American Economic Review*, December, (1971), pp.786-800.
- Chen, S.L. and J.L. Wu, “Long-Run Money Demand Revisited: Evidence from a Non-Linear Approach,” *Journal of International Money and Finance*, 24, (2005), pp.19-37.
- Cheung, Y.W. and K.S. Lai, “Finite Sample Size of Johansen’s Likelihood Ratio Test for Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, (1993), pp.313-328.



- Choudhry, T., "Does Interest Rate Volatility Affect the Us M1 Demand Function Evidence from Cointegration," *The Manchester School*, 67, (1990), pp.621-648.
- Christiano, L.L., "Cagan's Model of Hyperinflation under Rational Expectations," *International Economic Review*, 28, (1981), pp.33-49.
- Diba, B. and H. Grossman, "Rational Inflationary Bubbles," *Journal of Monetary Economics*, 21, pp.35-46.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, (1981), pp.1057-1072.
- Dolado, J., Jenkins, T. and S. Sosvilla-Rivero, "Cointegration: A Survey of Recent Developments," *Journal of Economic Surveys*, 4, (1990), pp.249-273.
- Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, (1976), pp.1161-1176.
- Doyle, E., "Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979-1992," *Applied Economics*, 33, (2001), pp.249-265.
- Drake, P.J., *Money, Finance and Development* (Oxford: Martin Robertson, 1980).
- Engle, R.F. and B.S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, 35, (1987), pp.143-159.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, (1987), pp.251-276.
- Engsted, T., "Money Demand During Hyperinflation: Cointegration, Rational Expectations, and the Importance of Money Demand Shocks," *Journal of Macroeconomics*, 20, (1998), pp.533-552.
- Engsted, T., "Cointegration and Cagan's Model of Hyperinflation under Rational Expectations," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, (1993), pp.350-360
- Ermini, L. and D. Chang, "Testing the Joint Hypothesis of Rationality and Neutrality under Seasonal Cointegration: The Case of Korea," *Journal of Econometrics*, 74, (1996),

pp.363-386.

- Evans, G.W., "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices," *American Economic Review*, 81, (1991), pp.922-930
- Friedman, M., *The Quantity Theory fo Money: A Restatement*, in M.Friedman, ed., Studies in the Quantity Theory of Money (Chicago University Press, 1956).
- Friedman, M., "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, 85, (1956), pp.451-472.
- Fry, M.J., "Money and Capital or Financial Deepening in Economic Development," *Journal of Money, Credit and Banking*, 10, November, (1978).
- Geweke, J. and S. Porter-Hudak, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, 4, (1992), pp.221-238.
- Goldfeld, S., "The Case of the Missing Money," *Brookings Papers on Economic Activity*, 6, (1976), pp.683-730.
- Goldfeld, S., "The Demand or Money Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, (1973), pp.577-638.
- Granger, C.W.J. and R. Joyeux, "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing," *Journal of Time Series Analysis*, 1, (1980), pp.15-39.
- Granger, C.W.J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, (1986), pp.213-228.
- Hafer, R.W. and D.W. Jansen, "The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, (1991), pp.155-168.
- Haug, A.A. and R.F. Lucas, "Long-Run Money Demand in Canada: in Search of Stability," *The Review of Economics and Statistics*, 78, (1996), pp.345-348.
- Hendry, D.F., "Econometric Modelling with Cointegrated variables: An Overview," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, (1986), pp.201-212.

- 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*, 73, (1991), pp.665-674.
- Horvitz, P.M., *Monetary Policy and Financial System*, 3rd ed. (Englewood Cliffs: N.J., Prentice Hall, 1974).
- Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing," *Biometrika*, 68, (1981), pp.165-176.
- Hung, W., Y. Kim and K. Ohno, "Pricing Exports: A Cross-Country Study," *Journal of International Money and Finance*, 12, (1993), pp.3-28.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (1988), pp.231-254.
- Johnson, H.G., *Recent Development in Monetary Theory*, in Johnson, H.G., Selected Essays in Monetary Economics (London: Allen and Urwin, 1978).
- Koop, G., Pesaran, M.H. and S. Potter, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, 74, (1996), pp.119-147.
- Lee, T.H. and K.J. Chung, "Further Results on the Long-Run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, 9, (1998), pp.103-113.
- Lucas, R., "Money Demand in the United States: A Quantitative Review," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, (1988), pp.137-168.
- Mankiw, G.N., "The Reincarnation of Keynesian Economics," *NBER Working Paper*, 3885, (1991).
- Marquis, M., "Interest Rate Volatility in a Partial Equilibrium Model of Household Money Demand," *Journal of Macroeconomics*, 11, (1989), pp.67-80.
- McKinnon, R.I., and K.Y. Tan, "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard: Reply," *American Economic Review*, 73, (1983), pp.474-476.
- McKinnon, R.I., C. Radcliffe, K.Y. Tan, A.D. Warga and T.D. Willett, "International Influences on the U.S. Economy: Summary of an Exchange," *American Economic*

- Review*, 74, (1984), pp. 1132-1134.
- McKinnon, R.I., *Money and Capital in Economic Development* (Washington D.C.:  
Brookings Institution, 1973).
- McKinnon, R.I., "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard,"  
*American Economic Review*, 72, (1982), pp.320-333.
- McNown, R. and M.S. Wallace, "Cointegration Tests of a Long-Run Relation between Money  
Demand and Effective Exchange Rate," *Journal of International Money and  
Finance*, 12, (1992), pp.107-114.
- Meese, R.A. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They  
Fit Out Of Sample?" *Journal of International Economics*, 14, (1983), pp.3-24.
- Meltzer, A.H., "The Demand for Money: The Evidence from the Time Series," *Journal of  
Political Economy*, 71, (1963), pp.219-246.
- Miller, S.M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction  
Modeling," 23, (1991), pp.139-154.
- Mizarah, B. and A. Santomero, "A Liquidity-in-Advance Model of the Demand for Money  
under Price Uncertainty," *Journal of Monetary Economics*, 16, (1990), pp.143-159.
- Mundell, R.A., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange  
Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, (1963), pp.475-485.
- Newlyn, W.T. and R.P. Bootle, *Theory of Money*, 3rd ed. (Oxford: Clarendon Press, 1978).
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the  
Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of  
Economics and Statistics*, 54, (1992), pp.461-471.
- Phylaktis, K. and M.P. Taylor, "The Monetary Dynamics of Sustained High Inflation,"  
*Southern Economic Journal*, 58, (1992), pp.610-622.
- Sargent, T.J. and N. Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Policy  
Instrument, and Optimal Money Supply," *Journal of Political Economy*, 83, (1975),

pp.241-254.

- Schwert, G.W., "The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, 20, (1987), pp.73-103.
- Siklos, P.L., "Unit Root Behavior in Velocity: Cross-Country Evidence Using Recursive Estimation." *Economics Letters*, 30, (1989), pp.231-236.
- Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, (1980), pp.1-48.
- Stock, J. and M.W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated System," *Econometrica*, 61, (1993), pp.783-820.
- Tallman, E.W. and P. Wang, Money Demand and the Relative Price of Capital Goods in Hyperinflations, *Journal of Monetary Economics*, 36, (1985), pp.375-404.
- Tang, D. and P. Wang, "On Relative Price Volatility and Hyperinflation," *Economics Letters*, 42, (1993), pp.209-214.
- Visser, H., *The Quantity of Money* (London: Martin Robertson, 1974).
- Weliwita, A. and E.M. Ekanayake, "Demand for Money in Sri Lanka during the Post-1977 Period: A Cointegration and Error Correction Analysis," *Applied Economics*, 30, (1998), pp.1219-1229.
- Zhu, Z., "US Real Wages and Imports," *Applied Economics*, 28, (1998), pp.1435-1450.

## 부 록

1.  $m_1$ ,  $m_2$ ,  $m_3$  에 대한 4가지 모형의 역사적 분해

2. 모형에 사용된 변수의 자기상관도

# 1. $m_1$ , $m_2$ , $m_3$ 에 대한 4가지 모형의 역사적 분해

<부표 1> 역사적 분해:  $m_1$  의 모형 1

기간	실제치	프로젝션치	소득	콜금리
1998:1	5.94256	6.05696	6.05696	6.05696
1998:2	5.84329	5.99276	5.99825	5.97905
1998:3	5.89000	5.99742	6.00117	5.98775
1998:4	5.96164	6.01923	6.02874	6.03413
1999:1	6.03233	6.01191	6.03980	6.04087
1999:2	6.03022	6.00996	6.03378	6.03494
1999:3	6.07158	6.03898	6.05726	6.08994
1999:4	6.10320	6.07335	6.09478	6.15762
2000:1	6.12498	6.09620	6.11655	6.18579
2000:2	6.14580	6.12442	6.13324	6.19234
2000:3	6.16917	6.16441	6.16719	6.22287
2000:4	6.20183	6.20202	6.18273	6.27607
2001:1	6.23292	6.23241	6.19134	6.29929
2001:2	6.24509	6.26387	6.21380	6.29082
2001:3	6.29883	6.29696	6.25669	6.29236
2001:4	6.39392	6.32507	6.28832	6.32512
2002:1	6.44751	6.34800	6.29940	6.35992
2002:2	6.44964	6.36988	6.31994	6.35781
2002:3	6.47849	6.39009	6.36610	6.34964
2002:4	6.53114	6.40607	6.40274	6.37615
2003:1	6.52144	6.41885	6.40574	6.41231
2003:2	6.52615	6.43055	6.41947	6.42746
2003:3	6.53210	6.44075	6.45409	6.43287
2003:4	6.55967	6.44873	6.48010	6.45931
2004:1	6.55086	6.45555	6.49124	6.48108
2004:2	6.52913	6.46223	6.50290	6.49028
2004:3	6.52744	6.46855	6.51990	6.50768

<부표 2> 역사적 분해:  $m1$  의 모형 2

기간	실제치	프로젝션치	소득	상업어음할인율
1998:1	5.94256	6.07063	6.07063	6.07063
1998:2	5.84329	6.02204	6.02482	6.00033
1998:3	5.89000	6.02337	6.02243	5.99685
1998:4	5.96164	6.04481	6.05179	6.03278
1999:1	6.03233	6.05026	6.07831	6.05007
1999:2	6.03022	6.05312	6.08102	6.04937
1999:3	6.07158	6.07407	6.09463	6.09619
1999:4	6.10320	6.10356	6.12177	6.14778
2000:1	6.12498	6.12703	6.13672	6.17908
2000:2	6.14580	6.14974	6.14742	6.19021
2000:3	6.16917	6.18040	6.17173	6.21506
2000:4	6.20183	6.21384	6.18100	6.25738
2001:1	6.23292	6.24351	6.17745	6.28875
2001:2	6.24509	6.27155	6.19130	6.30662
2001:3	6.29883	6.30100	6.23643	6.31663
2001:4	6.39392	6.32919	6.27825	6.34972
2002:1	6.44751	6.35395	6.29210	6.39034
2002:2	6.44964	6.37708	6.31178	6.39129
2002:3	6.47849	6.39990	6.37055	6.37501
2002:4	6.53114	6.42096	6.42782	6.39295
2003:1	6.52144	6.43948	6.44085	6.42637
2003:2	6.52615	6.45664	6.45465	6.44503
2003:3	6.53210	6.47312	6.49874	6.44900
2003:4	6.55967	6.48832	6.54081	6.47541
2004:1	6.55086	6.50215	6.56106	6.49194
2004:2	6.52913	6.51539	6.57579	6.50076
2004:3	6.52744	6.52842	6.59997	6.52447



<부표 3> 역사적 분해:  $m1$  의 모형 3

기간	실제치	프로젝션치	소득	콜금리	환율
1998:1	5.94256	6.03302	6.03302	6.03302	6.03302
1998:2	5.84329	5.97283	5.97355	5.95498	5.95414
1998:3	5.89000	5.99253	5.98997	5.97292	5.98875
1998:4	5.96164	6.03058	6.03349	6.02702	6.03329
1999:1	6.03233	6.03655	6.04716	6.04433	6.04484
1999:2	6.03022	6.05128	6.06388	6.04306	6.05942
1999:3	6.07158	6.08945	6.09986	6.09414	6.10106
1999:4	6.10320	6.13355	6.14580	6.16444	6.13355
2000:1	6.12498	6.16714	6.18450	6.20252	6.17242
2000:2	6.14580	6.20696	6.22566	6.21130	6.21867
2000:3	6.16917	6.25236	6.26849	6.24031	6.27005
2000:4	6.20183	6.29195	6.28982	6.29579	6.31392
2001:1	6.23292	6.32094	6.29930	6.33249	6.34837
2001:2	6.24509	6.34981	6.31413	6.34135	6.34945
2001:3	6.29883	6.37817	6.34300	6.35619	6.35601
2001:4	6.39392	6.40059	6.36369	6.39436	6.37030
2002:1	6.44751	6.41533	6.36787	6.42745	6.38022
2002:2	6.44964	6.42751	6.37602	6.41660	6.39069
2002:3	6.47849	6.43710	6.39967	6.38942	6.41365
2002:4	6.53114	6.44244	6.41647	6.38930	6.44486
2003:1	6.52144	6.44365	6.40985	6.39923	6.45353
2003:2	6.52615	6.44363	6.40899	6.39836	6.47539
2003:3	6.53210	6.44265	6.42023	6.39695	6.47738
2003:4	6.55967	6.44043	6.42950	6.41950	6.47858
2004:1	6.55086	6.43756	6.43672	6.43600	6.47209
2004:2	6.52913	6.43566	6.45122	6.44352	6.46937
2004:3	6.52744	6.43497	6.47217	6.46412	6.46162

<부표 4> 역사적 분해: *m1* 의 모형 4

기간	실제치	프로젝션치	소득	상업어음할인율	환율
1998:1	5.94256	6.03196	6.03196	6.03196	6.03196
1998:2	5.84329	5.97419	5.97510	5.94907	5.95454
1998:3	5.89000	5.99246	5.99122	5.96304	5.98373
1998:4	5.96164	6.02347	6.02852	6.00454	6.02956
1999:1	6.03233	6.03618	6.04961	6.02688	6.04803
1999:2	6.03022	6.06127	6.07925	6.03916	6.06939
1999:3	6.07158	6.09444	6.11087	6.09136	6.10693
1999:4	6.10320	6.12350	6.14008	6.13606	6.13505
2000:1	6.12498	6.15018	6.17122	6.16626	6.15685
2000:2	6.14580	6.18599	6.20793	6.18438	6.18583
2000:3	6.16917	6.22672	6.24284	6.21539	6.22868
2000:4	6.20183	6.26276	6.25641	6.25663	6.27887
2001:1	6.23292	6.29168	6.26227	6.29363	6.31449
2001:2	6.24509	6.31825	6.27320	6.31945	6.30112
2001:3	6.29883	6.34506	6.30273	6.34725	6.30171
2001:4	6.39392	6.37013	6.32964	6.38966	6.32356
2002:1	6.44751	6.39267	6.34162	6.43613	6.34342
2002:2	6.44964	6.41378	6.35322	6.43116	6.36528
2002:3	6.47849	6.43393	6.38101	6.40217	6.40803
2002:4	6.53114	6.45164	6.40942	6.40804	6.45919
2003:1	6.52144	6.46680	6.41995	6.43110	6.47906
2003:2	6.52615	6.48068	6.43410	6.44310	6.51026
2003:3	6.53210	6.49410	6.46354	6.44233	6.53179
2003:4	6.55967	6.50643	6.49893	6.46924	6.54936
2004:1	6.55086	6.51731	6.52913	6.48103	6.56626
2004:2	6.52913	6.52726	6.55819	6.48332	6.57949
2004:3	6.52744	6.53680	6.59183	6.51051	6.57817

<부표 5> 역사적 분해:  $m\ell$  의 모형 1

기간	실제치	프로젝션치	소득	콜금리
1998:1	8.60944	8.65949	8.65949	8.66133
1998:2	8.65445	8.69531	8.69718	8.69237
1998:3	8.72555	8.74051	8.74650	8.73532
1998:4	8.77578	8.78281	8.79543	8.78014
1999:1	8.82955	8.81442	8.82621	8.81745
1999:2	8.84941	8.84093	8.84440	8.84519
1999:3	8.85002	8.86357	8.85701	8.87048
1999:4	8.83192	8.88342	8.86679	8.89155
2000:1	8.82171	8.89984	8.88141	8.90879
2000:2	8.83975	8.91458	8.89296	8.92099
2000:3	8.84758	8.92779	8.89940	8.92890
2000:4	8.85685	8.93954	8.89988	8.93890
2001:1	8.87148	8.94926	8.91130	8.95542
2001:2	8.88566	8.95743	8.92250	8.97205
2001:3	8.93100	8.96455	8.93408	8.98495
2001:4	8.96291	8.97130	8.93799	8.99728
2002:1	8.98316	8.97796	8.94735	9.01163
2002:2	9.00746	8.98489	8.96072	9.01802
2002:3	9.03685	8.99231	8.96968	9.01948
2002:4	9.06919	9.00045	8.97322	9.03071
2003:1	9.07677	9.00943	8.98230	9.04553
2003:2	9.08143	9.01937	8.99968	9.05837
2003:3	9.08072	9.03032	9.01613	9.07099
2003:4	9.07617	9.04234	9.03073	9.08343
2004:1	9.06048	9.05541	9.04334	9.08764
2004:2	9.05833	9.06945	9.05656	9.08847
2004:3	9.05858	9.08435	9.06786	9.09345

<부표 6> 역사적 분해:  $m\ell$  의 모형 2

기간	실제치	프로젝션치	소득	상업어음할인율
1998:1	8.60944	8.66133	8.66133	8.66133
1998:2	8.65445	8.69593	8.70000	8.69237
1998:3	8.72555	8.73988	8.74874	8.73532
1998:4	8.77578	8.78028	8.79798	8.78014
1999:1	8.82955	8.81218	8.83199	8.81745
1999:2	8.84941	8.83835	8.84739	8.84519
1999:3	8.85002	8.86019	8.85406	8.87048
1999:4	8.83192	8.88081	8.85914	8.89155
2000:1	8.82171	8.89979	8.86978	8.90879
2000:2	8.83975	8.91732	8.88341	8.92099
2000:3	8.84758	8.93372	8.89681	8.92890
2000:4	8.85685	8.94959	8.90324	8.93890
2001:1	8.87148	8.96430	8.91907	8.95542
2001:2	8.88566	8.97736	8.93497	8.97205
2001:3	8.93100	8.98871	8.95165	8.98495
2001:4	8.96291	8.99880	8.96124	8.99728
2002:1	8.98316	9.00811	8.97223	9.01163
2002:2	9.00746	9.01695	8.98577	9.01802
2002:3	9.03685	9.02542	8.99815	9.01948
2002:4	9.06919	9.03357	9.00237	9.03071
2003:1	9.07677	9.04148	9.00665	9.04553
2003:2	9.08143	9.04920	9.02020	9.05837
2003:3	9.08072	9.05678	9.03534	9.07099
2003:4	9.07617	9.06427	9.04582	9.08343
2004:1	9.06048	9.07176	9.05123	9.08764
2004:2	9.05833	9.07933	9.05413	9.08847
2004:3	9.05858	9.08703	9.05704	9.09345

<부표 7> 역사적 분해:  $m\ell$  의 모형 3

기간	실제치	프로젝션치	소득	콜금리	환율
1998:1	8.60944	8.65137	8.65137	8.65137	8.65137
1998:2	8.65445	8.69624	8.69384	8.69440	8.69087
1998:3	8.72555	8.74721	8.74539	8.74930	8.75338
1998:4	8.77578	8.79400	8.79347	8.79836	8.79756
1999:1	8.82955	8.82945	8.82817	8.83751	8.83451
1999:2	8.84941	8.85499	8.85441	8.86039	8.85683
1999:3	8.85002	8.87008	8.86763	8.87749	8.86856
1999:4	8.83192	8.88034	8.87548	8.88479	8.87342
2000:1	8.82171	8.88754	8.88151	8.88803	8.88137
2000:2	8.83975	8.89414	8.89266	8.88319	8.89007
2000:3	8.84758	8.90056	8.89577	8.88262	8.89889
2000:4	8.85685	8.90799	8.89800	8.89111	8.91114
2001:1	8.87148	8.91605	8.90149	8.90536	8.91977
2001:2	8.88566	8.92540	8.91364	8.92492	8.91526
2001:3	8.93100	8.93617	8.93066	8.94420	8.93181
2001:4	8.96291	8.94876	8.93958	8.96445	8.94582
2002:1	8.98316	8.96265	8.95158	8.98015	8.96670
2002:2	9.00746	8.97755	8.96979	8.98885	8.99035
2002:3	9.03685	8.99293	8.98891	8.99853	9.01529
2002:4	9.06919	9.00862	9.00001	9.01259	9.03706
2003:1	9.07677	9.02429	9.01118	9.03073	9.04232
2003:2	9.08143	9.03981	9.02584	9.05327	9.05600
2003:3	9.08072	9.05502	9.04175	9.07419	9.05641
2003:4	9.07617	9.06998	9.05904	9.09127	9.05976
2004:1	9.06048	9.08467	9.07702	9.09860	9.06477
2004:2	9.05833	9.09911	9.09740	9.10244	9.07378
2004:3	9.05858	9.11328	9.11421	9.10371	9.08196

<부표 8> 역사적 분해:  $m\ell$  의 모형 4

기간	실제치	프로젝션치	소득	상업어음할인율	환율
1998:1	8.60944	8.64853	8.64853	8.64853	8.64853
1998:2	8.65445	8.69435	8.69180	8.69162	8.68873
1998:3	8.72555	8.74734	8.74401	8.74779	8.75409
1998:4	8.77578	8.79387	8.79154	8.79966	8.79811
1999:1	8.82955	8.83258	8.82930	8.84256	8.83797
1999:2	8.84941	8.86021	8.85575	8.86953	8.86224
1999:3	8.85002	8.87290	8.86565	8.88499	8.86911
1999:4	8.83192	8.88189	8.87146	8.89173	8.87258
2000:1	8.82171	8.89095	8.88013	8.89742	8.87713
2000:2	8.83975	8.90019	8.89413	8.89779	8.88821
2000:3	8.84758	8.90993	8.90202	8.89807	8.90393
2000:4	8.85685	8.92046	8.90702	8.90480	8.92477
2001:1	8.87148	8.93051	8.91373	8.91959	8.93770
2001:2	8.88566	8.94086	8.92867	8.93780	8.93485
2001:3	8.93100	8.95259	8.94659	8.95793	8.95686
2001:4	8.96291	8.96580	8.95651	8.97873	8.96985
2002:1	8.98316	8.97995	8.96730	8.99456	8.99130
2002:2	9.00746	8.99448	8.98588	8.99783	9.01682
2002:3	9.03685	9.00868	9.00719	9.00077	9.04238
2002:4	9.06919	9.02213	9.01991	9.01718	9.05794
2003:1	9.07677	9.03477	9.03072	9.03769	9.05579
2003:2	9.08143	9.04669	9.04607	9.05775	9.06389
2003:3	9.08072	9.05803	9.06193	9.07668	9.06006
2003:4	9.07617	9.06893	9.07478	9.09140	9.05971
2004:1	9.06048	9.07949	9.08482	9.08482	9.06560
2004:2	9.05833	9.08977	9.09672	9.09672	9.06897
2004:3	9.05858	9.09985	9.10549	9.10549	9.06908

<부표 9> 역사적 분해:  $m\beta$  의 모형 1

기간	실제치	프로젝션치	소득	콜금리
1998:1	8.88147	8.94746	8.94746	8.94746
1998:2	8.90657	8.96487	8.96738	8.95905
1998:3	8.95603	8.98893	8.99498	8.98764
1998:4	8.98166	9.01342	9.02554	9.01513
1999:1	9.04020	9.03373	9.04867	9.03784
1999:2	9.05274	9.05260	9.06609	9.05630
1999:3	9.06395	9.07101	9.08364	9.08236
1999:4	9.05381	9.08969	9.10119	9.10396
2000:1	9.06248	9.10769	9.12219	9.12481
2000:2	9.08584	9.12556	9.13974	9.13561
2000:3	9.10137	9.14340	9.15533	9.14685
2000:4	9.11683	9.16132	9.16660	9.16499
2001:1	9.13622	9.17879	9.18716	9.17933
2001:2	9.16951	9.19574	9.20656	9.19374
2001:3	9.22098	9.21218	9.22682	9.20513
2001:4	9.24708	9.22832	9.24171	9.22403
2002:1	9.29428	9.24412	9.25941	9.24809
2002:2	9.30192	9.25953	9.27920	9.25838
2002:3	9.33013	9.27447	9.29551	9.27283
2002:4	9.35809	9.28898	9.30905	9.29029
2003:1	9.35643	9.30306	9.32157	9.30730
2003:2	9.36515	9.31671	9.33959	9.32168
2003:3	9.37705	9.32992	9.35545	9.33619
2003:4	9.37802	9.34271	9.36954	9.35153
2004:1	9.36714	9.35507	9.37997	9.36323
2004:2	9.36802	9.36703	9.38981	9.37769
2004:3	9.37563	9.37859	9.39734	9.39217

<부표 10> 역사적 분해:  $m\beta$  의 모형 2

기간	실제치	프로젝션치	소득	상업어음할인율
1998:1	8.88147	8.94746	8.94746	8.94746
1998:2	8.90657	8.96738	8.96738	8.95905
1998:3	8.95603	8.99498	8.99498	8.98764
1998:4	8.98166	9.02554	9.02554	9.01513
1999:1	9.04020	9.04867	9.04867	9.03784
1999:2	9.05274	9.06609	9.06609	9.05630
1999:3	9.06395	9.08364	9.08364	9.08236
1999:4	9.05381	9.10119	9.10119	9.10396
2000:1	9.06248	9.12219	9.12219	9.12481
2000:2	9.08584	9.13974	9.13974	9.13561
2000:3	9.10137	9.15533	9.15533	9.14685
2000:4	9.11683	9.16660	9.16660	9.16499
2001:1	9.13622	9.18716	9.18716	9.17933
2001:2	9.16951	9.20656	9.20656	9.19374
2001:3	9.22098	9.22682	9.22682	9.20513
2001:4	9.24708	9.24171	9.24171	9.22403
2002:1	9.29428	9.25941	9.25941	9.24809
2002:2	9.30192	9.27920	9.27920	9.25838
2002:3	9.33013	9.29551	9.29551	9.27283
2002:4	9.35809	9.30905	9.30905	9.29029
2003:1	9.35643	9.32157	9.32157	9.30730
2003:2	9.36515	9.33959	9.33959	9.32168
2003:3	9.37705	9.35545	9.35545	9.33619
2003:4	9.37802	9.36954	9.36954	9.35153
2004:1	9.36714	9.37997	9.37997	9.36323
2004:2	9.36802	9.38981	9.38981	9.37769
2004:3	9.37563	9.39734	9.39734	9.39217



<부표 11> 역사적 분해:  $mB$ 의 모형 3

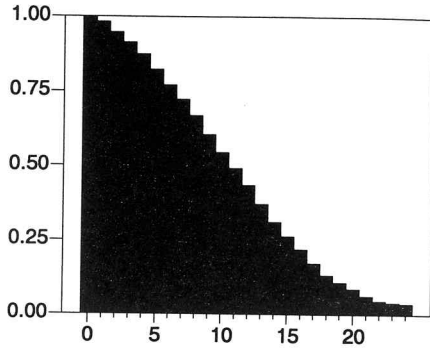
기간	실제치	프로젝션치	소득	콜금리	환율
1998:1	8.88147	8.93033	8.93033	8.93033	8.93033
1998:2	8.90657	8.95928	8.95831	8.95215	8.95016
1998:3	8.95603	8.98902	8.98913	8.98795	8.99944
1998:4	8.98166	9.01830	9.01923	9.01732	9.01805
1999:1	9.04020	9.04354	9.04455	9.04658	9.04805
1999:2	9.05274	9.06385	9.06393	9.05996	9.06606
1999:3	9.06395	9.08224	9.08113	9.08590	9.08206
1999:4	9.05381	9.10079	9.09929	9.10752	9.09820
2000:1	9.06248	9.11938	9.11821	9.13139	9.11908
2000:2	9.08584	9.13728	9.13872	9.13723	9.13904
2000:3	9.10137	9.15471	9.15379	9.14605	9.15752
2000:4	9.11683	9.17124	9.16721	9.16140	9.17630
2001:1	9.13622	9.18704	9.18105	9.17661	9.19328
2001:2	9.16951	9.20238	9.20146	9.19536	9.19166
2001:3	9.22098	9.21770	9.21982	9.20811	9.21787
2001:4	9.24708	9.23295	9.23267	9.23064	9.23531
2002:1	9.29428	9.24816	9.24580	9.25308	9.25748
2002:2	9.30192	9.26324	9.26162	9.26003	9.27364
2002:3	9.33013	9.27827	9.27962	9.27212	9.30192
2002:4	9.35809	9.29324	9.29162	9.28612	9.31989
2003:1	9.35643	9.30814	9.30493	9.30266	9.32287
2003:2	9.36515	9.32288	9.32032	9.31925	9.34899
2003:3	9.37705	9.33744	9.33775	9.33875	9.35039
2003:4	9.37802	9.35178	9.35339	9.36015	9.36368
2004:1	9.36714	9.36588	9.36841	9.37280	9.37816
2004:2	9.36802	9.37968	9.38303	9.38708	9.39068
2004:3	9.37563	9.39317	9.39474	9.39956	9.40040

<부표 12> 역사적 분해:  $mB$ 의 모형 4

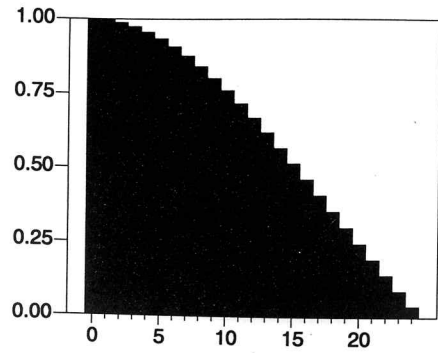
기간	실제치	프로젝션치	소득	상업어음할인율	환율
1998:1	8.88147	8.92881	8.92881	8.92881	8.92881
1998:2	8.90657	8.96079	8.96164	8.95196	8.95201
1998:3	8.95603	8.98960	8.99167	8.98665	9.00091
1998:4	8.98166	9.02007	9.02354	9.01743	9.01960
1999:1	9.04020	9.05152	9.05661	9.05140	9.05681
1999:2	9.05274	9.07090	9.07327	9.06886	9.07413
1999:3	9.06395	9.08497	9.08473	9.08988	9.08314
1999:4	9.05381	9.10018	9.09963	9.10332	9.09763
2000:1	9.06248	9.11618	9.11543	9.12579	9.10819
2000:2	9.08584	9.13349	9.13153	9.13680	9.12778
2000:3	9.10137	9.15174	9.14708	9.14383	9.15100
2000:4	9.11683	9.16829	9.15843	9.15838	9.17258
2001:1	9.13622	9.18332	9.17189	9.17159	9.18823
2001:2	9.16951	9.19819	9.19386	9.19143	9.18527
2001:3	9.22098	9.21355	9.21373	9.20583	9.21548
2001:4	9.24708	9.22944	9.22973	9.23049	9.22825
2002:1	9.29428	9.24568	9.24142	9.25771	9.25413
2002:2	9.30192	9.26180	9.25616	9.25911	9.27189
2002:3	9.33013	9.27766	9.27355	9.26587	9.30361
2002:4	9.35809	9.29321	9.28910	9.28328	9.31804
2003:1	9.35643	9.30847	9.30448	9.30083	9.31972
2003:2	9.36515	9.32350	9.32385	9.31996	9.34284
2003:3	9.37705	9.33840	9.34770	9.33865	9.34391
2003:4	9.37802	9.35309	9.36563	9.36149	9.35696
2004:1	9.36714	9.36750	9.37966	9.36832	9.37685
2004:2	9.36802	9.38159	9.39113	9.38004	9.38606
2004:3	9.37563	9.39540	9.40044	9.39681	9.39634

## 2. 모형에 사용된 변수의 자기상관도

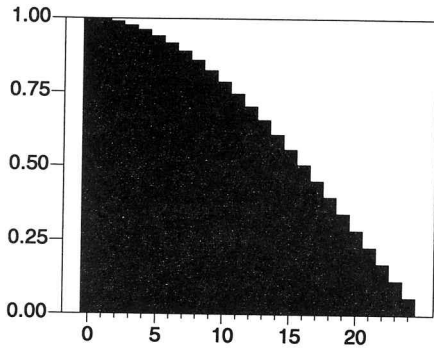
<부도 1> 자기상관도:  $m_1$



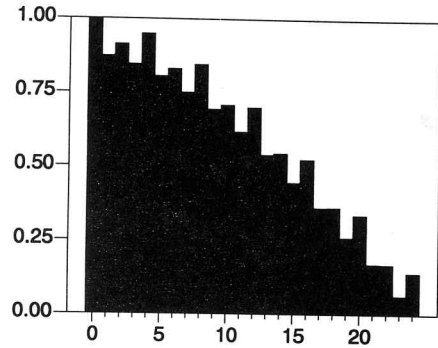
<부도 2> 자기상관도:  $m_2$



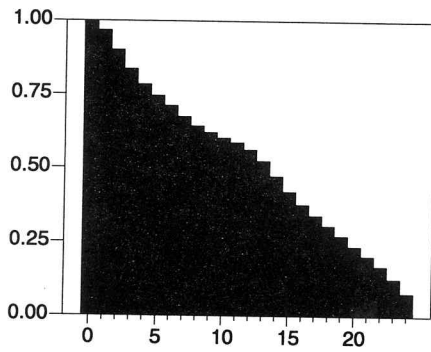
<부도 3> 자기상관도:  $m_3$



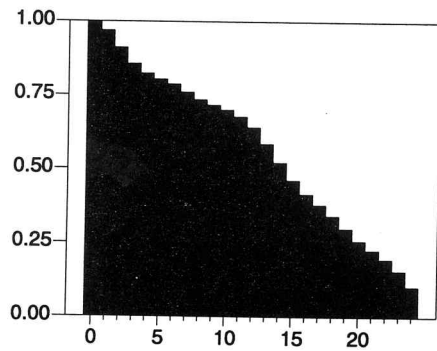
<부도 4> 자기상관도:  $y$



<부도 5> 자기상관도:  $i^S$



<부도 6> 자기상관도:  $i^L$



<부도 7> 자기상관도:  $s$

