

# 우리나라 家計와 企業의 部門別 貨幣需要： 不確實性和 換率을 고려한 研究 \*

朱 한 광\*\* · 朱 尚 榮\*\*\*

**논문 초록**    본 논문은 1980.I~1998.IV의 우리나라 <자금순환표>의 분기별 자료를 통해 얻은 가계와 기업의  $M_1$ ,  $M_2$ 에 대하여 부문별 화폐수요를 분석한다. 각각의 경우에 화폐수요, 규모변수, 이자율, 화폐적 불확실성, 실물적 불확실성, 실질실효환율 사이에 유의한 관계가 있는가를 공적분 및 오차수정 모형을 이용해 검정한다. 화폐적 불확실성 및 실물적 불확실성은 각각 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형에 의해 도출한 인플레이션 및 소득증가에 대한 불확실성이다.

              부문별 화폐수요의 규모변수에 대한 탄력성은 대체로 1이상으로 양(+)이고, 이자율은 화폐수요에 대하여 음(-)의 효과를 갖고, 화폐적 불확실성 및 실물적 불확실성은 모두 화폐수요에 양(+)의 영향을 미치고, 특히 기업의 경우에는 원화의 실질실효환율의 절하는 화폐수요에 음(-)의 효과를 가짐을 추정하였다.

**핵심 주제어 :** 부문별 화폐수요, 불확실성, 실질실효환율, 공적분  
**경제학문헌목록 주제분류 :** E4

\* 이 논문은 BK21의 지원에 의해 이루어졌음. 격려해주신 세종대학교 주명건 이사장님께 감사드리며, 익명의 두 논평자에게 감사드립니다.

\*\* 세종대학교 경제무역학과 교수, choohg@sejong.ac.kr

\*\*\* 세종대학교 경제무역학과 교수, joosy@sejong.ac.kr

## I. 서론

본 논문은 우리나라의 가계와 기업의 부문별 화폐수요를 추정한다. 부문별 화폐수요는 경제 전체의 화폐수요에 비하여 실증적 분석이 덜 활발하였다. 그러나 예를 들어, 한국은행의 거시계량경제모형들에서는 먼저 가계와 기업의 부문별 화폐수요들을 추정한 후 이들을 합산하여 경제 전체의 화폐수요를 구하고 있다. 그러므로 물가안정 등 거시경제정책 목표를 달성하는 데 필요한 정확한 기초 정보라는 의미에서, 더 엄밀한 부문별 화폐수요에 대한 실증적 연구의 의의를 찾을 수 있다고 하겠다. 한국은행에서는 <자금순환표>에 개인과 기업의 화폐보유량을 구분하여 발표하고 있는데, 이것은 경제주체별 화폐수요의 연구의 필요성을 암시한다.

화폐수요의 연구에서 가계와 기업은 분리되어야 한다는 것이 강조되어 왔으며,<sup>1)</sup> 특히 Friedman(1970)은 기업 등 부문별 화폐수요에 대하여 이론적으로나 경험적으로 더 많은 연구가 이루어져야 한다는 것을 지적하였다.

그런데 실질소득과 이자율을 주요 설명변수로 하는 전통적인 화폐수요함수는 불안정성을 보이는 경향이 있다. 그러므로 본 논문은 설명변수로 불확실성과 환율을 추가하여 확장된 부문별 화폐수요함수를 구하고자 한다.<sup>2)</sup>

화폐수요함수에 대한 연구에서, 불확실성이 경제에 미치는 영향에 대한 관심이 커지면서 이에 대한 연구도 활발해지고 있다. Friedman(1977)이 인플레이션 불확실성이 경제의 비효율성을 낳을 수 있다고 주장한 이후, Klein(1977), Marquis(1989), Mizrah and Santomero(1990), 김원선(1992), Choudhry(1999) 등은 인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향을 분석하였고, 오성환·최운규(2000)는 인플레이션 불확실성뿐 아니라 실물적 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과를 검증하였다.<sup>3)</sup>

환율을 고려한 화폐수요의 연구도 이루어지고 있다. 환율변동이 서로 다른 화폐

1) Friedman(1956, 1970), Friedman and Schwartz(1970), Wilbrat(1975) 등을 참고.

2) 해외 문헌에서 uncertainty 또는 volatility로 쓰이는 것을 우리는 불확실성이라고 부르기로 한다.

3) 인플레이션 불확실성이 소비수요, 투자수요, 실업률, 국민소득, 인플레이션 등 여러 거시경제변수들에 미치는 영향, 그리고 인플레이션 불확실성, 이자율 불확실성, 환율 불확실성 등이 금융시장에 미치는 영향에 대한 이론적, 실증적 연구도 다양하게 이루어졌는데, 이 논문의 주제와 다르므로 그에 대한 체계적인 논의는 생략한다.

사이의 화폐대체효과를 낳을 수 있음을 주장한 Mundell(1963), McKinnon(1982) 이후, 예를 들면 McNown and Wallace(1992)는 실효환율을 추가함으로써 안정적인 화폐수요함수를 발견하였다.

미국의 가계와 기업의 화폐수요에 대한 Jain and Moon(1994) 등 최근의 대표적인, 해외 사례에 대한 연구 이외에 우리나라의 가계와 기업의 부문별 화폐수요에 대하여는 김종혁·박상철(1981)의 연구 이후 거시계량경제모형의 한 부분으로 김양우·최성환(1993)과 김양우·장동구·이금희(1997), 그리고 기업의 화폐수요에 대하여 주한광(1999) 등에 의하여 분석되었다. 이러한 국내외 가계와 기업의 부문별 화폐수요에 대한 추정에서는 특히 불확실성을 고려한 사례를 찾기 힘들고, 일부만 환율을 고려하였을 뿐이다.<sup>4)</sup>

본 논문은 설명변수로 규모변수(실질소득 등), 이자율, 인플레이션에 대한 불확실성, 소득증가에 대한 불확실성, 환율 등을 이용하여, 1980년 이후의 우리나라 가계 및 기업의  $M_1$ ,  $M_2$  각각의 화폐수요를 공적분 기법과 오차수정모형을 통해 추정한다. 여기서 인플레이션 및 소득증가에 대한 불확실성 변수를 각각 화폐적 불확실성 및 실질적 불확실성이라고 부르며, 이들은 각각 인플레이션 및 소득증가에 대한 GARCH 모형에 의해 도출한 조건부 이분산을 대응변수로 한다.

논문의 구성은 다음과 같다. II절에서 기존 문헌을 소개하면서, 불확실성, 환율, 부문별 화폐수요함수의 의의를 살펴본다. III절에서는 기본 자료를 설명하고, 인플레이션 및 소득증가에 대한 GARCH(1, 1) 모형에서 조건부 이분산을 추정하고, 실질실효환율을 계산하고, 변수들에 대한 단위근 검정을 시행한다. IV절에서  $M_1$ ,  $M_2$ 에 대하여 각각 가계와 기업의 경우에 화폐수요, 규모변수, 회사채수익률, 화폐적 불확실성 및 실질적 불확실성, 실질실효환율 사이의 장단기적 관계를 공적분 기법과 오차수정모형을 통해 검정한다. V절에서 결론을 맺는다.

4) 주한광(1999)이 환율을 기업의 화폐수요에서 고려하였다.

## II. 불확실성 및 환율과 부문별 화폐수요함수

### 1. 화폐수요에서 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성의 의의

화폐수요는 일반적으로 규모변수와 기회비용변수에 따라 결정된다.<sup>5)</sup> Goldfeld (1973)는 실질소득, 이자율을 이용하여 전자는 양(+)의 관계, 후자는 음(-)의 관계를 가지는 것을 보였다. 이후 해외에서의 화폐수요함수에 대한 활발한 공적분 분석에 이어 우리나라에서도 함정호·최운규(1989)가  $M_1$ , 실질소득, 이자율 사이에, 박우규(1991)는  $M_2$ , 실질소득, 이자율 사이에, 유윤하(1994)는  $M_2$ , 실질소득, 이자율 사이에, Ermini and Chang(1996)은 명목 $M_2$ , 물가, 실질소득, 이자율 사이에 각각 공적분 관계가 있음을 발견하였다.<sup>6)</sup>

그런데 실질소득과 이자율을 주요 설명변수로 하는 전통적인 화폐수요함수는 불안정성을 보이는 경향이 있으며, 이를 해결하기 위해 다양한 시도를 하였는데, 예컨대 불확실성과 해외요인 등 새로운 변수들을 추가하여 더 안정적인 화폐수요함수를 찾을 수 있을 것이다.

이론적으로 화폐적 불확실성(즉 인플레이션 불확실성)은 화폐수요를 증가시키거나 감소시킬 수 있다.<sup>7)</sup> 이는 화폐수요의 어떤 측면이 중요한가에 따라서 결정될 수도 있다.<sup>8)</sup> 화폐의 기능 가운데 지급수단으로서의 기능이 중요한 경우에 인플레이션 불확실성의 증가는 화폐수요를 증가시킬 수 있다. 즉 인플레이션 불확실성이 커지면 경제주체가 장래 지급해야 하는 명목단위의 크기가 불확실해지고 이 때문에 유동성제약이 발생할 가능성이 생기므로 화폐수요가 증가하게 된다. 그러나 화폐의 기능 가운데 가치저장수단으로서의 기능이 중요한 경우에는 인플레이션 불확실성의

5) Friedman(1956) 참고.

6) 예컨대 유윤하(1994)는 1972.Ⅲ~1993.Ⅲ의 기간 중  $M_2$ 에 대한 공적분 분석을 통해 소득탄력성이 1.131로서 1보다 조금 크고, 회사채수익률의 탄력성이 음(-), 은행의 가중평균예금금리의 탄력성이 양(+)이라고 점정하였다.

7) 여기서 인플레이션 불확실성은 경제주체가 예상하는 예상인플레이션율의 변동 정도로서, 만약 확률분포를 가진다면 대체로 예상인플레이션율의 조건부 분산 또는 조건부 표준편차를 뜻한다고 할 수 있다. 그리고 실제 인플레이션과 인플레이션 불확실성 사이의 비교 및 관계에 대해서는 Friedman(1977)의 논의가 있고, 실증적 연구의 예로는 Engle(1983), Bollerslev(1986), Ball(1992)과 Grier and Perry(1998) 등을 들 수 있다.

8) 이에 대해서는 Klein(1977), 김원선(1992)을 참고.

증가는 화폐수요를 감소시킬 수 있다. 즉 경제주체가 위험기피적일 경우에는 인플레이션 불확실성이 커지면 명목자산인 화폐의 수익률에 대한 위험이 증가하므로 화폐수요가 감소하게 된다.

물론 더 엄밀한 경제모형을 세워서 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향을 규명할 필요가 있을 것이다. 다만 대부분의 이론적 연구에서도 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향은 불확실하거나 상반된 결과를 낳았는데, 이 때문에 불확실성의 효과는 오히려 실증적인 분석에 주목할 필요가 더 크다고 할 수 있다. 예컨대 Klein(1977)은 저장(stock)인 화폐에 대한 수요는 유량(flow)인 통화서비스 때문에 생기며, 통화서비스는 실질잔고량(real cash balances)과 그의 질(quality)에 의해서 결정되는 통화서비스 생산함수로부터 나온다고 가정하고, 실질잔고의 질은 물가예측가능성과 정비례한다고 가정하였다. 그리고 실질잔고의 수요는 항상소득과 통화서비스의 상대가격에 의해 결정된다고 하고 통화서비스 생산함수에서 실질잔고의 질의 변화가 화폐수요에 미치는 효과의 방향이 이론적으로 양(+)이거나 음(-)이라고 분석하였다.<sup>9)</sup>

예를 들어 가계의 화폐수요함수에 대해 Marquis(1989)는 소비수요와 화폐 및 금융자산들의 포트폴리오를 고려한 최적화 모형을 구축하였는데, 인플레이션을 포함하는 명목이자율 불확실성의 화폐수요에의 효과의 방향은 불확실하다고 하였다.<sup>10)</sup> Mizrah and Santomero(1990)도 미시적 기초 위에 인플레이션 불확실성을 포함하여 효용극대화 모형을 구축하였는데, 인플레이션을 포함하는 명목이자율 불확실성의 화폐수요에의 효과의 방향은 불확실하였다. 한편 오성환·최운규(2000)도 효용극대화를 고려하는 일반균형모형에서 화폐공급증가 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과의 방향은 불확실하였다.

실물적 불확실성(즉 소득증가 불확실성)은 화폐의 기능 가운데 지급수단으로서의 기능이 중요하게 작용하는 부분이므로, 소득증가 불확실성은 대체로 화폐수요와 정(+)의 관계를 나타낼 수 있다.<sup>11)</sup> 전술한 오성환·최운규(2000)의 일반균형모형에

9) 여기서 물가예측가능성이 낮아지는 것은 인플레이션 불확실성이 높아지는 것과 동일한 의미를 가진다.

10) 두 금융자산의 이자율 사이의 상관관계 또는 이자율과 인플레이션을 사이의 상관관계의 값에 따라 계수가 변한다.

11) 여기서 소득증가 불확실성은 경제주체가 예상하는 소득증가율의 변동 정도로서, 만약 확률분포를 가진다면 대체로 예상소득증가율의 분산 또는 표준편차를 뜻한다고 할 수 있다.

서 소득증가 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과의 방향은 이론적으로 여러 패러미터의 실제 값에 영향을 받으며 불확실하였다.

비록 가계와 기업의 경우는 아니더라도, 불확실성을 고려한 실증분석을 정리하면 다음과 같다. 인플레이션 불확실성에 대하여 이전 일정 기간 동안의 실제물가 상승률의 표준편차를 대용변수로 사용하여 Klein(1977)은 1880년대(또는 1920년대)부터 1970년대 초까지의 미국의  $M_1$ 과  $M_2$ 에 대하여 모두 인플레이션 불확실성과 화폐수요 사이에 정(+)의 관계가 있음을 실증적으로 밝혔다.<sup>12)</sup> 반면에 Blejer(1979)와 Smirlock(1982)는 인플레이션 불확실성의 증가가 화폐수요 감소를 낳음을 발견하였다.<sup>13)</sup> 그리고 Slovin and Sushka(1983a)와 Garner(1990)는 인플레이션 불확실성이 화폐수요 증가를 가져옴을 추정한 반면에, Mizrah and Santomero(1990)는 미국 1962. I ~ 1987. IV의  $M_1$ 에 대하여 거꾸로 화폐수요 감소를 가져옴을 추정하였는데, ARCH(1, 1) 모형에서 구한 조건부 이분산 추정치를 사용하고 OLS로써 화폐수요함수를 추정하였다. 김원선(1992)의 1973. I ~ 1991. IV 동안의 한국경제에 대한 전통적 OLS 및 GLS 계량기법에 의한 실증적 검증결과에 따르면  $M_1$ 의 경우에는 인플레이션 불확실성이 높아지면 화폐수요가 증가하고  $M_2$ 의 경우에는 감소하였다. 여기서 인플레이션 불확실성은 이전 일정 기간 동안의 실제물가 상승률의 표준편차를 대용변수로 사용하였다. Choudhry(1999)는 1954. I ~ 1996. IV의 미국  $M_1$  화폐수요에 대하여 공적분 검정과 오차수정모형을 이용하여, 명목이자율 불확실성 또는 인플레이션 불확실성을 포함하였을 때에만 안정적인 화폐수요함수를 발견하였는데, 이들 불확실성의 영향의 방향이 경우에 따라 달라짐을 발견하였다. 그는 GARCH(1, 1) 모형에서 구한 조건부 분산 추정치를 사용하였는데 오차수정모형에서도 이 불확실성이 유의한 영향을 미치고 있다. 오성환·최운규(2000)의 1959. I ~ 1996. II의 미국경제  $M_1$ 에 대한 공적분 분석에 의하면 화폐공급증가 불확실성이 커지면 화폐수요가 증가하며, 이에 더하여 분석한 바, 소득증가 불확실성이 오르면 화폐수요가 감소하는 것으로 나타났다. 이들은 인플레이션 불확실성 대신에 화폐공급증가 불확실성을 화폐적 불확실성이라 하였고, 화폐공급증가와 소득증가

12) 한편 Klein(1975)은 인플레이션 불확실성의 구체적 계산과 인플레이션과의 관계를 설명하고 있다.

13) 예를 들어 Smirlock(1982)은 인플레이션을 나타내는 식을 ARIMA 모형으로 설정한 후 이 식의 교란항의 분산에 대한 추정치를 인플레이션 불확실성의 대용변수로 사용하였다.

불확실성에 대한 2변수 VAR(Vector Autoregression) 모형에서 충격들의 상이한 분산을 rolling regression 기법을 통해 얻은 값을 대용변수들로 사용하였다.

한편 화폐수요에서 인플레이션 불확실성 대신에 명목이자율의 불확실성을 고려할 수도 있다. 예컨대 Garner(1990)가 주장하였듯이 명목이자율의 불확실성은 대부분 인플레이션의 불확실성에서 유래할 수 있기 때문이다.<sup>14)</sup> 그리고 화폐수요함수에 대한 연구는 아니지만 Grier and Perry(2000)는 화폐적 불확실성 뿐 아니라 실물적 불확실성이 실제 인플레이션 및 소득증가에 미치는 영향을 분석하면서 실물적 불확실성이 경제에 미치는 효과를 살펴보았는데, GARCH-M 모형을 이용하여 이들 불확실성의 값을 추정하였다.

그런데 만약 인플레이션 불확실성과 소득증가 불확실성 등 경제의 불확실성이 증가할 경우 화폐수요가 증가한다면 화폐수요 증가에 따라 결국에는 총수요가 감소하여 경제가 위축될 것이다. 이러한 논의는 비록 경로는 다르더라도 인플레이션 불확실성 등 경제의 불확실성이 경제의 위축을 가져온다는 점에서, Friedman(1977)이 예견한 점과 경제에 미치는 효과는 결과적으로 동일함을 뜻한다.<sup>15)</sup>

## 2. 화폐수요에서 환율의 의의

개방경제에서는 환율도 화폐수요에 영향을 미칠 수 있다. 자국 화폐가 절하하면 국내 경제주체가 소유한 해외자산의 자국화폐표시 자산이 증가하여 그에 따른 富의 효과를 통해서 화폐수요가 늘어날 수 있다. 국내 경제주체가 가진 해외부채는 자국 화폐가 절하할 때 자국화폐표시 부채가 증가하여 화폐수요가 줄어들 수 있다. 그리고 Mundell(1963), McKinnon(1982), McKinnon and Tan(1983), McKinnon, et al. (1984) 등에 의하면, 환율이 서로 다른 화폐 사이의 상대적 가격이므로 환율변동은 서로 다른 화폐 사이의 화폐대체 효과를 낳을 수 있다. 즉 자국화폐가 절하하

14) 이에 대한 연구들에 대하여는 Slovin and Sushka(1983a), Marquis(1989), Falls and Zangeneh(1989), Garner(1990), Baba, Hendry, and Starr(1992), Boughton(1993) 등 참고. 이들의 실증적 분석 결과에 의하면 대체로 이자율의 불확실성이 M<sub>1</sub> 화폐수요에 미치는 영향은 양(+)이거나 불확실하였다.

15) 이러한 Friedman(1977)의 주장에 대한 직접적인 실증분석의 예로는 Mullineaux(1980), Levi and Makin(1980), Evans(1983), Coulson and Robins(1985), Kim and Nelson(1989), Grier and Perry(2000) 등을 들 수 있다.

면 자국화폐보다 더 큰 가치를 가지는 외국화폐에 대한 수요가 증가하고 가치가 떨어진 자국화폐에 대한 수요가 감소할 것이다.

화폐수요함수에서 환율을 고려한 해외 실증적 연구로는 여러 선진국 경제의 화폐수요에 대한 Arango and Nadiri(1981), 미국에 대한 McNown and Wallace(1992), 스리랑카에 대한 Weliwita and Ekanayake(1998) 등이 있다. McNown and Wallace(1992)는 실효환율의 절하가  $M_2$  화폐수요의 감소를 가져왔음을 밝혔다. 우리나라에 대한 연구로는 Bahmani-Oskooee and Lee(1994), Lee and Chung(1995), 황호영·이동현(1998), 주한광(1999) 등이 있다. 이들 중 주한광(1999) 이외는 경제전체의 화폐수요를 분석하여, 원화가 절하할 때 화폐수요가 대부분 증가함을 보였다.<sup>16)</sup> 반면에, 주한광(1999)은 기업화폐수요를 분석하여, 기업화폐수요, 실질소득, 이자율 및 환율 사이에 공적분 관계가 존재하고, 원화가 절하할 때 화폐수요가 감소한다고 하였다.

### 3. 가계와 기업 등 부문별 화폐수요의 의의

서론에서 언급하였듯이, 화폐수요의 연구에서 가계와 기업을 분리하는 것은 이론적, 실증적, 정책적 측면들에서 여러 중요한 의미가 있다고 할 수 있다. 외국 경제의 실증적 연구로는 Meltzer(1963), Whalen(1965), Vogel and Maddala(1967), Goldfeld(1973), Wilbrat(1975), Laumas(1977), Ungar and Zilberfarb(1980), Slovin and Sushka(1983b) 등이 있고, 한국 경제의 연구로는 Jain and Moon(1994), 김종혁·박상철(1981), 김양우·최성환(1993), 김양우·장동구·이금희(1997), 김홍린(1999), 주한광(1999) 등이 있다.

부문별(특히 기업의) 화폐수요 추정에서 주요 관심사 중 하나는 규모변수의 선택이었다. Meltzer(1963), Whalen(1965), Vogel and Maddala(1967), Goldfeld(1973) 및 Laumas(1977) 등은 매출액을 사용하였고, Ungar and Zilberfarb(1980) 및 김홍린(1999) 등은 매출액과 총자산을 사용했으며, Wilbrat(1975), Slovin and Sushka(1983b), Jain and Moon(1994), 김종혁·박상철(1981), 김양우·최성환

16) Bahmani-Oskooee and Lee(1994)는 1971. I ~ 1990. IV의 기간 중  $M_2$ 가 아니라  $M_1$ 의 경우에만 공적분 관계가 존재한다고 하였으나 황호영·이동현(1998)은 1973. I ~ 1995. IV의 기간 중  $M_1$ 이나  $M_2$ 보다  $M_3$ 의 경우에 더 적절한 공적분 관계가 존재한다고 주장하였다.



(1993), 김양우·장동구·이금희(1997), 주한광(1999) 등은 기업부문 또는 경제전체의 부가가치를 이용한 연구였다.

Jain and Moon(1994)은 미국의 가계와 기업에 대하여 공적분 점정을 하고, 가계에 비하여 기업의 경우에 이자율이 화폐수요에서 훨씬 큰 탄력성을 가진다고 하였다. 주목할 사항은  $M_3$ 의 경우에 기업의 이자율탄력성은 음(-)이지만 가계의 이자율탄력성은 양(+)이었다는 것이다. 김종혁·박상철(1981)이 1972. I ~ 1979. IV의 기간 동안에 우리나라 가계 및 기업의<sup>17)</sup> 경우에 각각  $M_1$ 과 저축성예금에 대하여 전통적 계량분석을 하고,<sup>18)</sup>  $M_1$ 의 (장기)소득탄력성은 가계 및 기업의 경우에 각각 0.910과 1.074, 저축성예금의 (장기)소득탄력성은 각각 1.574와 1.217로 추정하였고,  $M_1$ 은 명목이자율에<sup>19)</sup> 음(-)의 방향으로, 저축성예금은 저축성예금금리에 양(+)의 방향으로 각각 영향 받는다고 추정하였다.

우리나라의 거시계량경제모형에서도 가계와 기업의 현금, 요구불예금, 저축성예금 등에 대한 수요를 분석하였다. 김양우·최성환(1993)은 한국은행의 1992년 모형인 BOK92에서, 김양우·장동구·이금희(1997)도 한국은행의 1997년 모형인 BOK97에서 실질소득, 이자율, 주가지수, 지가지수, 인플레이션을 등을 이용하여 분석하였다. BOK97은 1982. I ~ 1995. IV의 기간에 대한 모형으로, 가계와 기업의 현금통화 수요, 요구불예금 수요, 저축성예금 수요, 금전신탁 수요, 비통화금융기관예수금 수요 등을 각각 추정하였다.<sup>20)</sup> GNP 또는 비농림어업GNP로 나타낸 소득의 탄력성은 가계의 경우에 0.920(요구불예금의 경우)내지 5.503(CD와 신탁을 제외한 비통화금융기관예수금의 경우), 기업의 경우에 0.913(요구불예금의 경우)내지 1.517(CD와 신탁을 제외한 비통화금융기관예수금의 경우)이었다. 기회비용변수로는 회사채수익률(가계의 저축성예금, 기업의 현금통화, 기업의 금전신탁의 경우), 예상인플레이션을(가계의 현금통화, 가계의 저축성예금, 가계 및 기업의 요구불예금의 경우), 실질주가지수(가계의 현금통화, 기업의 저축성예금의 경우), 정기예금금리(가계의 현금통화의 경우) 등이 각각 음(-)의 부호를 나타냈다. 그 외 정기예금금리(가계 및 기

17) 여기서 기업은 법인기업을 가리키며, 개인에는 개인기업이 포함된다.

18)  $M_1$ 과 저축성예금을 따로 분석하였고,  $M_1$ 과 저축성예금을 합한  $M_2$ 를 분석하지는 않았다.

19) 이 경우 명목이자율은 회사채수익률, 사채이자율, 은행대출금리의 가중평균값이었다.

20) 각각 나누어 추정한 후에 적절히 합하여  $M_2$ 와 MCT 그리고  $M_3$ 를 구하였다. 한편 양도성예금증서(CD)는 내생변수가 아니라 외생변수로 설정되었는데 표본기간 중 안정적인 함수로 추정이 어려웠기 때문이라고 한다.

업의 저축성예금의 경우), 실질지가지수(기업의 현금통화, 기업의 금전신탁의 경우) 등이 각각 양(+)의 부호를 나타냈다.<sup>21)</sup>

주한광(1999)은 1980년대 이후 우리나라 기업화폐수요에서 환율이 유의하다고 하였으며, 김홍린(1999)은 1970년대 이후 우리나라 제조업 부문에 대하여 부가가치, 매출액, 총자산 등의 대용규모변수와 사채이자율 등을 이용하여 검증하여 대용규모변수가 유의한 영향을 미친다고 하였다.

이처럼 가계와 기업의 화폐수요에 대한 실증분석에서 불확실성과 환율을 모두 고려하여 연구한 문헌이 없다. 불확실성이 가계와 기업의 화폐수요에 어떤 영향을 미치는가를 실증적으로 분석함으로써 이를테면 경제정책 및 외부요인에 의해 야기되는 불확실성이 화폐수요의 변화에 미치는 영향을 고려할 수 있을 것이다. 그리고 우리나라는 해외의존도가 매우 높은 개방경제로서 해외에 대하여 기업들이 순채무기업이라고 할 수 있다. 따라서 부의 효과가 작용한다면 원화의 절하는 화폐수요의 감소를 유발할 수 있다. 그리고 외환 및 자본자유화가 최근에야 활발해진 우리나라에서 화폐대체 효과가 나타날는지 의문시되지만 만약 그렇다면 원화의 절하는 화폐수요의 감소를 유발할 수 있다.

### Ⅲ. 기본 자료, 불확실성 추정, 실질실효환율 계산, 단위근 검정

#### 1. 기본 자료

표본기간은 우리나라에 관리변동환율제도가 도입된 기간인 1980. I ~ 1998. IV이다. 한국은행이 발행하는 <자금순환표>에서의 가계와 기업 부문의 분기말 자료를 이용하고, 소비자물가지수(CPI), 생산자물가지수(PPI), GDP디플레이터 등을 이용하여 부문별 실질 화폐수요의 값을 구하였다. 우리가 여기서 정의하는 가계와 기업의  $M_1$ 은 <자금순환표>에서의 통화 및 통화성예금, 가계와 기업의  $M_2$ 는 이 표에서의 통화 및 통화성예금과 저축성예금을 합한 것을 각각 가리킨다. 규모변수로는 분기별 실질처분가능소득, 실질GDP, 산업생산지수/PPI 등을 사용하였다. 그리고

21) 여기서 실질주가지수와 실질지가지수는 각각 주가지수와 지가지수를 GDP디플레이터로 나눈 값이다.

실질화폐수요와 실질GDP는 모두 계절조정하였다. 주요 기회비용변수인 이자율은 3년 만기 회사채( $r_{CB}$ )의 연간 수익률이다.

## 2. 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성의 추정

불확실성의 측정에는 여러 방법이 있다. 기존의 문헌에서 사용된 계측방법을 앞에서 언급하였지만, 화폐수요함수에서 고려된 불확실성의 대용변수로 대체로 이전 일정 기간의 해당 시계열의 표준편차 및 분산의 값을 활용하거나, Engle(1982, 1983)의 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 및 Bollerslev(1986)의 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형 등에서의 조건부 이분산의 값을 활용하였다.<sup>22)</sup> 본 모형에서는 이러한 측정방법 중에서 다음 식과 같은 GARCH(1, 1) 모형에서의 조건부 이분산  $h_t$ 를 통하여 불확실성을 추정한다.

$$ST_t = b_0 + \sum_i b_i ST_{t-i} + \sum_j b_j Z_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad \alpha_0 > 0, \alpha_1 > 0, \beta > 0$$

$ST_t$ 는 인플레이션을 또는 소득증가율이고,<sup>23)</sup>  $Z_t$ 는 이외에 고려된 변수들로서 수입물가상승률, 실질임금상승률, 화폐공급증가율, 고정투자증가율, 수출증가율 등을 가리킨다.<sup>24)</sup>  $h_t$ 는 조건부 이분산,  $\alpha_1$ 은 ARCH(1) 효과,  $\beta_1$ 은 GARCH(1) 효

22) 그 외에 예를 들면, 인플레이션의 불확실성에 대하여 Levi and Makin(1980)과 Mullineaux(1980)는 서베이에 의한 전문가의 예측치들의 표준편차를 사용하였고 Evans(1983)는 물가 예측 방정식에 rolling regression 기법을 사용하여 얻은 값들의 표준편차를 사용하였다. ARCH 모형과 그의 일반화된 GARCH 모형에 대해서는 Engle(1982, 1983)과 Bollerslev(1986)를 참고. 불확실성에 대한 다양한 계측방법에 대한 자세한 설명은 Aydemir(1998)와 김명직·장국현(1998) 참고.

23) 분석을 단순하게 하기 위해서, 하나의 2변수 GARCH 모형 대신에, 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성을 각각 나누어 두 개의 GARCH 모형을 이용한다.

24) 실제 이용한 변수와 시차는 아래 추정결과를 참고. 인플레이션 불확실성에 쓰이는 변수들은 Engle(1982, 1983)에서 쓰인 변수들과 아주 비슷하다.

과를 가리킨다.

화폐적 불확실성과 실물적 불확실성을 각각 인플레이션과 소득증가에 대한 GARCH(1, 1) 모형에서의 조건부 이분산으로서 추정한 결과는 <표 1> 및 <그림 1>과 같다.<sup>25)</sup>

<표 1>에서 평균방정식과 분산방정식에서 나타난 모든 변수가 대체로 유의하며, 잔차항이 Ljung-Box Q 검정결과에 의해서 자기상관이 없고 ARCH LM 검정을 통과함을 알 수 있다. ARCH 효과가 1 미만의 양(+)이고, GARCH 효과가 1 미만의 양(+)이며, 또한 ARCH 효과와 GARCH 효과의 합이 1미만임을 알 수 있다. 즉 화폐적 불확실성의 경우에는  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.990 < 1$ 이고, 실물적 불확실성의 두 경우에는 각각  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.948 < 1$ ,  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.988 < 1$ 이다.<sup>26)</sup>

<그림 1>은 불확실성 변수들의 움직임을 나타내는데, 화폐적 불확실성은 1980년대 초반과 전반 및 1990년대 후반에 높고, 실물적 불확실성은 1980년대 초반 및 후반과 1990년대 초반 및 후반에 높다. 이 두 변수의 크기를 비교해 보면 대체로 실물적 불확실성이 화폐적 불확실성보다 높았다고 할 수 있다. 이것은 두 경우의 분산방정식의 평균( $\alpha_0$ )값의 비교에 의해서도 확인된다. 우리나라의 경우에는 예를 들면 함준호(2001)는 본 논문과 조금 다른, 변형된 GARCH 모형을 통해 실질소득증가율의 조건부 표준편차를 구하여 1980년, 1987년, 1997년에 높은 수치를 나타내고 있는데, 본 논문의 결과와 거의 비슷하다.<sup>27)</sup> 한편 미국경제에서의 불확실성에 대한 기존의 추정결과에 의하면 대체로 1980년대 초에 높는데, 이는 우리나라의 경우와 일부 비슷한 결과라고 할 수 있다.<sup>28)</sup>

다음에 이러한 조건부 이분산  $h$ (인플레이션의 경우는  $h_p$ , 실질소득증가의 경우 GDP/CPI는  $h_{YCPI}$ , GDP/PPI는  $h_{YPPI}$ )를 부문별 화폐수요의 회귀식에 포함시킴으로써 불확실성의 효과를 추정한다.

25) 일반적으로 많이 쓰이고 있는 GARCH(1, 1) 모형 대신에 다른 모형을 쓸 수 있으나, 여기서 구한 불확실성의 추이가 특별히 잘못되었다고 여겨지지 않으므로 이 모형의 결과만 보고하고 이하 이를 활용하기로 한다.

26) <표 1>에 나타난 다섯 변수 이외의 변수들의 경우에는 GARCH 모형에서의 조건을 만족하지 않았기 때문에 편의상 이 다섯 변수를 사용한다.

27) 이명훈·최창규(2000)의 경우도 큰 차이가 없다.

28) 에컨대 앞서 오성환·최운규(2000)에 의하면 미국은 1980년대 초에 화폐적 및 실물적 불확실성이 매우 높았다.

### 3. 실질실효환율의 계산

실질실효환율(REER)은 소비자물가를 바탕으로 하고, 우리나라의 주요 교역상대국 19개국과의 무역액을 이용하여 구한다. 기간 중 각국에 대한 무역액의 가중치가 달라질 수 있는 점을 감안하기 위해서 고정가중치 대신에 매년 변동가중치를 각각 따로 구하여 계산한다.<sup>29)</sup> 19개국은 미국, 일본, 중국, 독일, 홍콩, 싱가포르, 오스트레일리아, 인도네시아, 대만, 말레이시아, 영국, 캐나다, 프랑스, 이탈리아, 태국, 네덜란드, 인도, 필리핀, 스위스이다. 환율은 IMF의 International Financial Statistics에서 구한 각국 화폐의 자국통화표시 달러환율의 분기 평균값이다. 여기서 우리가 정의한 실질실효환율의 상승(하락)은 원화 가치의 하락(상승)을 뜻한다.

### 4. 단위근 검정

Dickey-Fuller(ADF) 검정법과 Phillips-Perron(P-P) 검정법을 활용하여 각 변수들에 대한 단위근 검정을 한 결과는 <표 2>와 같다. 단 시차는 Akaike 기준(AIC)에 의해서 이를 최소로 하는 시차를 택한다. 엄밀히 말하면, 이론적으로 GARCH(1, 1)모형에서  $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값이 1미만일 경우에 조건부 분산은 단위근이 없는, 즉 0차 적분된 시계열이어야 한다. 그러나 여기서  $\alpha_1 + \beta_1$ 의 값이 1미만이지만 1에 가까우며, 이 때문에 단위근 검정에 의하면 단위근이 있는 시계열, 즉 1차 적분된 시계열이라고도 할 수 있다.<sup>30)</sup> 따라서 여타 변수들과 함께 불확실성 변수들도 모두 단위근이 있다고 하고 공적분점정과 오차수정모형 추정을 한다.

29) 이것은 이진면(1997)이 제시한 방법을 따른 것이다. 이진면은 여러 방법에 의하여 1980년 이후 원화의 실질실효환율을 계산하였는데 기간 중 가중치 변동 실질실효환율이 경상수지의 변화를 가장 잘 설명해 주고 원화의 고평가·저평가시기에 대한 판단에 가장 적절하였다.

30) 이것은 표본기간의 길이와 단위근 검정방법의 power 문제라고 여겨진다. <그림 1>에서 보는 것처럼 단위근이 있다고 해도 큰 무리는 없다고 여겨진다.

#### IV. 부문별 화폐수요함수 추정: 장기균형식과 단기동태식

우리나라의 가계와 기업 각각의 화폐수요함수는 다음과 같다고 가정한다.

$$\ln m_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(\text{규모변수})_t + \gamma_2 \ln r_t + \gamma_3 \ln h_{PI} + \gamma_4 \ln h_{YI} + \gamma_5 \ln REER_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서  $m$ 은  $M_1$  또는  $M_2$ 의 실질화폐량, 규모변수는 실질처분가능소득, 또는 실질산업생산지수, 또는 실질GDP,  $r$ 은 회사채수익률,<sup>31)</sup>  $h_P$ 는 인플레이션에 대한 GARCH 모형에서의 조건부 이분산으로서 화폐적 불확실성,  $h_Y$  ( $h_{YCPI}$  또는  $h_{YPPI}$ )는 소득증가에 대한 GARCH 모형에서의 조건부 이분산으로서 실물적 불확실성, 그리고 REER은 원화표시 환율에 기초한 실질실효환율을 나타낸다.

공적분 검정방법 중 하나는 회귀잔차에 대한 검정법이고 다른 하나는 다변수 시계열분석에 의한 검정법인데, 이들은 각각 Engle and Granger(1987)의 공적분이론과 Johansen(1988), Johansen and Juselius(1990)의 공적분이론으로 대표된다. Engle-Granger 기법과 달리 Johansen-Juselius 기법은 벡터오차수정모형 안에서 공적분 관계를 추정 및 검정하는 통일된 틀을 가지며, 공적분 관계식의 개수를 검정하며, 내생변수의 선택으로부터 독립적이다.

식 (2)에 적용한 두 종류의 화폐( $M_1$ ,  $M_2$ ) 수요함수에 대한 공적분검정 결과는 <표 3>, <표 4>에 각각 나타냈다. 또한 해당 오차수정모형의 추정결과는 <표 5>에 각각 나타냈다.

<표 3>, <표 4>에서 왼쪽의 열들에는 1996. IV까지의 표본기간을, 오른쪽의 열들에는 1998. IV까지의 표본기간을 대상으로 한 결과를 나누어서 나타낸다. 그리고 다시 각각 설명변수를 달리 하여서 추정한다. 즉 (1), (4)열은 규모변수와 회사채수익률을 설명변수로 한 경우이고, (2), (5)열은 여기에 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성을 추가한 경우이고, (3), (6)열은 실질실효환율을 더 추가한 경우이다. 트레이스 및 최대특성근 통계량을 검토해 보면 많은 경우에 한 개 이상의 공적분 관계가 존재한다. 한 개 이상인 경우에는 특성근이 가장 큰 경우의 관계식을 보고하며, 해

31) 이외에 정기예금금리, 이자율간 격차, 주가지수, 지가지수, 실질금리, 실제 인플레이션 등을 고려하여 추정하였으나 유의한 결과를 얻지 못하였다.

당 공적분 관계식을 실질통화량에 대하여 정규화하여 표시한다. 32) 33)

가계  $M_1$ 의 경우 안정적인 화폐수요함수가 (1), (4) 및 (3), (6)열에서 10%의 유의수준에서 존재하지 않고, (2), (5)열에서 1%의 유의수준에서 존재한다. 기업  $M_1$ 의 경우 안정적인 화폐수요함수는, 규모변수가 실질산업생산지수이든 실질GDP이든 (1), (4)열에서 1%의 유의수준에서 존재하지만, 대부분 표준오차들이 매우 크다. (2), (5) 및 (3), (6)열에서는, 규모변수가 실질산업생산지수인 경우를 제외하고, 1%의 유의수준에서 안정적인 화폐수요함수가 존재한다.

가계  $M_2$ 의 경우 안정적인 화폐수요함수가 (1), (4)열에서 5%의 유의수준에서 존재하고, (2), (5) 및 (3), (6)열에서는 1%의 유의수준에서 존재한다. 기업  $M_2$ 의 경우 안정적인 화폐수요함수가 (1)열에서 존재하지 않고, (4)열에서 트레이스에 의하면 5%의 유의수준에서 존재하고 최대특성근에 의하면 10%의 유의수준에서 존재하지 않는다. 그러나 (2), (5) 및 (3), (6)열에서 1%의 유의수준에서 안정적인 화폐수요함수가 존재한다.

한편, 기업의 경우에  $M_1$  및  $M_2$ 에서 (2), (5)열과 같이 환율을 제외한 경우에도 1%의 유의수준에서 안정적 화폐수요함수가 발견된다는 점에서 불확실성과 환율은 각각 독립적으로 화폐수요에 유의하게 영향을 미침을 알 수 있다. 주목할 사항은 불확실성 변수들만 추가한 경우와 실질실효환율 변수도 추가한 경우에 부호의 변화가 없이 안정적이라는 것이다. 34)

이로써 불확실성과 실질실효환율이 설명변수로서 유의하기 때문에 이 변수를 고려하지 않은 경우보다 이 변수를 추가한 경우에 분석결과가 개선되는 경우가 많음을 알 수 있다. 지금까지 우리나라의 가계와 기업의 부문별 화폐수요에 대한 이론

32) 10%의 유의수준에서 존재하지 않으면 NA로 나타낸다.

33) <표 3>, <표 4>에서 각 계수의 추정치에 대하여 편의상 표준오차를 보고하고 있지만, 엄밀하게 말하면 Johansen and Juselius (1990)에 따라서 우도비 검정 또는 Wald 검정의  $\chi^2$  통계량을 보고해야 한다. 예를 들면, <표 4>의 B. (6)열에서 REER 계수의 추정치가 -0.861이고 표준오차가 0.313으로서 유의성이 높다고 할 수 있는데, 엄밀하게 우도비 검정을 하면, 공적분 관계식이 2개 가량 존재한다고 할 때  $\chi^2$  통계량이 11.26으로서 REER의 계수의 값이 0이라는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각된다. 이와 같이 표준오차에 의해서도 유의성을 대략적으로 동일하게 판단할 수 있고, 우도비 검정에는 공적분관계식의 숫자를 일일이 판단하여야 하기 때문에 엄밀하게 보고하지 않는다.

34) 여기에서는 보고하지 않았지만, 환율만 추가한 경우에도 그 부호가 본문의 경우와 똑같다. 주한광(1999) 참고.

과 실증분석에서 소홀히 다루어 온 변수들인 불확실성과 환율이 유의한, 일관된 영향을 준다는 것은 주목할 사항이다.

전체 표본기간 중 외환금융위기와 같은 커다란 경제적 변동을 겪었는데도 불구하고 화폐수요가 안정적임을 알 수 있다. 즉 그 계수들이 표본기간이 서로 다르더라도 동일한 부호를 가지며 대체로 크게 다르지 않은 값을 가진다는 것이다.<sup>35)</sup>

화폐수요의 소득탄력성의 크기가 화폐수요의 종류나 기간에 따라서 조금씩 다르기는 하지만 대체로 1과 비슷하거나 크다. 앞에서 언급한 Meltzer (1963), Ungar and Zilberfarb (1980) 와 김종혁·박상철 (1981) 에 있어서는 기업화폐수요의 규모변수 탄력성은 1부근이어서 규모의 경제가 부정되었으나, Whalen (1965), Vogel and Maddala (1967), 김홍린 (1999) 에서는 규모의 경제에 대한 증거가 나타나고 있다. 본 논문에서 기업화폐수요에 대한 실질GDP의 탄력성은  $M_1$ 보다  $M_2$ 의 경우 더 높다.<sup>36)</sup>

기회비용변수로 가장 일반적으로 취급하는 이자율 탄력성이 어느 경우에도 음(-)인데, 기간에 따라서 그리고 화폐 종류에 따라서 조금 상이하며, 이자율 탄력성은  $M_1$ 과  $M_2$  모두 가계보다 기업의 경우 더 높다.

화폐적 불확실성은 양(+), 실물적 불확실성은 양(+), 원화의 실질가치 하락은 음(-)의 탄력성을 가짐을 알 수 있다.<sup>37)</sup> 한편 불확실성의 탄력성이 가계와 기업 사이에, 또  $M_1$ 과  $M_2$  사이에 뚜렷한 대소관계를 나타내지는 않는다.

이와 같이 화폐적 불확실성의 증가가  $M_1$ 과  $M_2$  모두의 화폐수요의 증가를 가져온다는 본 논문의 결과를 한국경제 전체의 화폐수요를 분석한 김원선 (1992) 의 결과와 비교해 보면,  $M_1$ 의 경우는 같으나,  $M_2$ 의 경우는 반대 결과라 하겠다. 특히 본 논문에서  $M_2$ 의 경우에도  $M_1$ 과 같이 불확실성이 화폐수요 증가를 가져온다는 것은 우리나라 가계 및 기업의 화폐 기능이 가치저장수단보다 지급수단으로서의 기능이 더 크다는 것을 뜻한다고도 할 수 있을 것이다. 또한 실물적 불확실성의 증가가  $M_1$ 과  $M_2$ 의 화폐수요의 증가를 가져온다는 것도 역시 우리나라 가계 및 기업의 화폐의 기

35) 물론 표본기간에 따라 계수의 크기가 차이를 보이는 경우가 많이 있다.

36) 단 실질산업생산지수를 규모변수로 한 경우에는  $M_1$ 에만 공적분관계가 나타나므로  $M_2$ 의 경우와 직접 비교할 수 없다.

37) 여기서 따로 보고하지는 않지만 인플레이션 불확실성 대신에 인플레이션을 설명변수로 넣었을 때에는 아무런 유의한 공적분 관계식을 얻을 수 없었다.



능이 가치저장수단보다 지급수단으로서의 기능이 더 크다는 것을 간접적으로 시사하는 것이라고 하겠다.

실질실효환율의 상승(원화 가치의 하락)이 화폐수요의 감소를 가져온다는 것은, 화폐의 종류에 따라 방향이 다르게 나타난 황호영·이동현(1998)의 분석결과와 부분적으로 상반되는 것이고, 우리나라 기업화폐수요에 대한 주한광(1999)의 결과와 일치하는 것이다.<sup>38)</sup>

불확실성과 관련한 우리의 분석결과는 Friedman(1977)이 예견한 바, 즉 불확실성의 증대가 경제의 위축을 가져올 수 있다는 점에 대한 다른 하나의 설명이 된다고 할 수 있다. 즉 불확실성이 증가할 때 화폐수요증가의 전달체계(transmission mechanism)를 통해서 총수요가 감소하고 고용 및 국민소득이 감소할 수 있음이 실증적으로 드러났다고 할 수 있다. 물론 Friedman(1977)에 의하면, 인플레이션 불확실성의 증가 때문에 최적 계약기간을 줄이고 물가에 대한 임금 연동의 정도를 높임으로써 노동의 고용이 영향을 받으며, 가격기구의 정보전달 기능이 저하하므로, 인플레이션 불확실성이 경제의 효율성과 고용 및 국민소득이 영향을 줄 것이라고 하였으므로 화폐수요함수와 직접 연관된 논의는 아니었다.

끝으로 <표 5>는 전체 표본기간에 대한 오차수정모형에 의한 단기동태식을 나타내고 있다. 단 여기서 고려한 오차수정항( $EC_{-1}$ )은 앞의 장기균형식들 중 유의한 해당 설명변수들을 모두 넣은 경우(가계는  $M_1$ 의 경우에 불확실성을,  $M_2$ 의 경우에 불확실성과 환율을 포함; 기업은  $M_1$ 과  $M_2$ 의 경우에 불확실성과 환율을 포함)에 도출한 오차항에 기반을 둔 것이다. 즉 <표 3>의 A. (5)열과 B. (b)의 (6)열, <표 4>의 A. (6)열과 B. (6)열의 경우에 대응하는 것이다. 표에서 보듯이  $adj R^2$ 의 값은 가계의 경우는 각각 0.578과 0.802이고 기업의 경우는 각각 0.625와 0.583이다. 잔차항이 DW 및 Ljung-Box Q 검정결과에 의해서 자기상관이 없고 ARCH LM 검정을 통과함을 알 수 있다.<sup>39)</sup>

오차수정항의 계수는 가계의 경우는 각각 -0.191과 -0.123이고 기업의 경우는

38) 해외부채가 있는 경제주체에게 원화가치하락은 부의 효과를 통하여 화폐수요를 감소시킬 수도 있지만 부채상환을 위한 현금흐름 확보를 통하여 화폐수요를 증대시킬 수도 있기 때문에 표본기간에 따라서 상이한 결과가 나타난 것이 아닌가 여겨진다.

39) 지면 제약 때문에 그림을 생략하지만 CUSUM 검정과 CUSUMSQ 검정에서도 5%의 유의수준에서 구조적 변화 없이 안정적임을 발견할 수 있다.

각각 -0.094와 -0.057이며, 모두 음(-)이며, 균형으로의 적응 시간이 가계의  $M_1$  및  $M_2$ 보다 기업의  $M_1$  및  $M_2$ 가 더 길다고 추정되었다.<sup>40)</sup> 그리고  $M_1$ 과  $M_2$ 의 경우에 설명변수의 구성과 시차는 서로 약간의 차이를 보이고 있으며, 장기균형식에서 유효했던 불확실성과 환율이 단기동태식에서도 반드시 유의하지는 않음을 알 수 있다. 즉 가계  $M_1$ 과 기업  $M_1$  및  $M_2$ 의 경우에는 화폐적 불확실성이 포함되지 않고, 가계  $M_2$ 의 경우에는 환율이 포함되지 않았다.

요약하면, 불확실성과 (가계  $M_1$ 의 경우와 산업생산지수가 규모변수인 기업  $M_1$ 의 경우 이외에) 환율을 포함시켜 확장한 부문별 화폐수요함수가 장단기적으로 안정적이고 유의함을 알 수 있다.

## V. 결론

본 논문은 우리나라 가계와 기업에 대하여 장단기적 화폐수요함수를 검정하고, 특히 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성 그리고 실질실효환율의 의미를 찾아보았다. 1980년대 이후 분기별 자료에서 규모변수, 회사채수익률 이외에 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성 그리고 실질실효환율과 같은 새로운 요인들이 부문별 화폐수요에 매우 민감하게 영향을 끼쳤다.

우리나라 경제전체 화폐수요에 대하여는 앞에서 언급한 김원선(1992)의 인플레이션 불확실성을 고려한 연구가 있었는데, 경제전체 분석과 부문별 분석의 차이, 표본기간이 다르다는 점 이외에 인플레이션 불확실성의 측정방법의 상이, 화폐수요함수의 추정에 대한 계량분석방법의 차이, 그리고 실물적 불확실성 및 환율의 고려 여부 등이 있으며, 추정 결과의 가장 두드러진 새로운 점은, 김원선(1992)의 경우에는 화폐적 불확실성이  $M_1$ 에서 양(+)의 효과를 갖고  $M_2$ 에서 음(-)의 효과를 갖지만 본 논문에서는 화폐적 불확실성이  $M_1$ 과  $M_2$ 에서 모두 양(+)의 효과를 갖고 실물적 불확실성도  $M_1$ 과  $M_2$ 에서 모두 양(+)의 효과를 가진다는 것이다. 김원선(1992)의 표본기간인 1970년대와 1980년대에는  $M_3$ 와 같이 상대적으로 더 가치저장수단이

40) 참고로, 오차수정항의 계수의 값을 예를 들어 Choudhry (1999) 나 오성환·최운규(2000) 등 미국 경제에서의 추정치(-0.011~-0.028; -0.035~-0.060)와 비교하면 본 논문에서의 절대값이 더 크다는 것을 알 수 있다.

되는 통화지표가 적었기 때문에  $M_2$ 의 가치저장수단으로서의 기능이 상대적으로 더 컸던 때문이라고 추측할 수 있다. 달리 말하면, 본 논문의 표본기간인 1980년대와 1990년대에는  $M_2$ 의 가치저장수단으로서의 기능이 상대적으로 더 작고 지급수단으로서의 기능이 상대적으로 더 컸던 때문이 아닌가 여겨진다. 기업과 가계의 부문별 화폐수요에서는 아직 국내외에서 불확실성 및 환율을 모두 포함하여 고려한 분석이 없었던 것을 보완하였다는 데서 본 논문의 기여를 찾아볼 수 있다.

그리고 우리나라에서 외환금융위기가 있었던 1997년 이후 경제상황의 변화에 따라 부문별 화폐수요함수들에 변화가 있었는가에 대하여도 표본기간을 달리하여 살펴보거나 안정성 검정을 해본 결과 구조적 변화 없이 안정적인 부문별 화폐수요함수가 존재하였다는 것을 알 수 있었다.

GARCH 모형에 의하여 추정한 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성에 대하여는 기존의 여러 문헌들에서 채택하고 그 의의를 밝히고 있으므로 여기서는 화폐수요함수에서의 의의에 대하여만 분석하였다.<sup>41)</sup> 우리나라의 거시경제변수 불확실성의 추정을 포함하고 있는 연구로는 예컨대 인플레이션 불확실성에 대한 ARCH 모형을 응용한 홍성표·김양우(1993) 그리고 소득증가의 불확실성에 대한 ARCH(1, 1) 모형을 이용한 이명훈·최창규(2000), 그리고 GARCH(1, 1) 모형을 응용한 함준호(2001) 등이 있다. 이들 모두 본 논문에서처럼 ARCH 모형이나 GARCH 모형을 통해 한국경제에 대하여 유효한 결론을 도출하였음을 볼 때, 본 논문에서의 GARCH 모형의 한국경제에의 활용도 똑같이 유효하리라고 여겨진다.

끝으로, 기존의 문헌에서 각각 고려된 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성 그리고 환율을 모두 포함하는 이론적 모형이 본 논문에서 수립되지 못하였는데, 이 점은 실증분석을 위주로 한, 본 논문의 취약점이라고 할 수 있다.

41) 그러나 ARCH 모형 또는 이전의 시계열의 표준편차 (또는 분산) 등에 의한 인플레이션 불확실성 추정에 대한 문제점이 제기되기도 하므로 인플레이션 불확실성과 소득증가 불확실성에 대한 추정방법을 재고할 필요도 있을 것이다. Cosimano and Jansen(1988) 참고.

■ 참고 문헌

1. 김명직·장국현, 「금융시계열 분석」, 경문사, 1998.
2. 김양우·이금희, “새로운 연간거시계량경제모형-BOKAM97,” 「경제분석」, 제4권, 제1호, 한국은행 금융경제연구소, 1998, pp. 31~79.
3. 김양우·장동구·이금희, “우리나라의 거시계량경제모형-BOK97,” 「경제분석」, 제3권, 제2호, 한국은행 금융경제연구소, 1997, pp. 1~71.
4. 김양우·최성환, “우리나라의 거시계량경제모형-BOK92,” 「조사통계월보」, 한국은행, 1993, pp. 1~60.
5. 김원선, “인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향에 대한 분석,” 「경제논집」, 제8권, 충남대학교 경상대학부설 경영경제연구소, 1992, pp. 51~66.
6. 김종혁·박상철, “우리나라 개인 및 법인기업의 화폐수요함수 추정,” 「조사월보」, 제4권, 제3호, 한국은행, 1981, pp. 28~43.
7. 김홍린, “한국 제조업 부문의 기업 화폐수요함수 추정, 1972~1992: 시계열 자료와 횡단면 자료의 혼합,” 「경제학연구」, 제47집, 제1호, 1999, pp. 25~41.
8. 박우규, “인플레이션과 M2 유통속도,” 「한국개발연구」, 제13권, 제2호, 한국개발연구원, 1991, pp. 3~19.
9. 오성환·최운규, “불확실성과 금융혁신을 감안한 화폐수요함수,” 「금융학회지」, 제5권, 제3호, 2000, pp. 93~116.
10. 유윤하, “통화수요함수의 장기적 안정성 검증: 공적분 검증방법의 채용,” 「한국개발연구」, 제16권, 제3호, 한국개발연구원, 1994, pp. 45~68.
11. 이명훈·최창규, “소비증가와 예비적 저축효과,” 「경제학연구」, 제48집, 제2호, 2000, pp. 5~20.
12. 이진면, 「원화의 실질실효환율에 대한 재검토」, 정책연구시리즈 97-05, 한국개발연구원, 1997.
13. 주한광, “우리나라 기업화폐수요: 실질실효환율을 고려한 공적분분석,” 「국제경제연구」, 제5권, 제2호, 1999, pp. 159~179.
14. 함정호·최운규, “우리나라 통화서비스지표와 통화수요함수,” 「한은조사연구」, 제3호, 한국은행, 1989.
15. 함준호, “소득의 불확실성과 내구재 소비,” 「경제분석」, 제7권, 제3호, 한국은행, 2001, pp. 104~133.
16. 홍성표·김양우, “인플레이션 불확실성의 분해와 상이한 불확실성이 실물경제에 미치는 영향,” 「경제논집」, 서울대학교, 제32권, 제1호, 1993, pp. 11~36.
17. 황호영·이동현, “우리나라 장기적 통화수요함수: 계절성을 감안한 공적분 검증,” 「경제학연구」, 제46권, 제4호, 한국경제학회, 1998, pp. 3~21.
18. Arango, S. and M. I. Nadiri, “Demand for Money in Open Economies,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No. 1, 1981, pp. 69~83.
19. Aydemir, A. B., “Volatility Modelling in Finance,” *Forecasting Volatility in the Financial Markets*, J. Knight and S. Satchell(ed.), Butterworth Heinemann, 1998.

20. Baba, Y., D. F. Hendry, and R. M. Starr, "The Demand for M1 in the U.S.A.," *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, 1992, pp. 25~61.
21. Bahmani-Oskooee, M., and H.-J. Lee, "Long-Run Elasticities of the Demand for Money in Korea: Evidence from Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 6, No. 2, 1994, pp. 83~93.
22. Ball, L., "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, No. 3, 1992, pp. 371~388.
23. Bernanke, B. and A. Blinder, "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Vol. 82, 1992, pp. 901~921.
24. Blejer, M., "The Demand for Money and the Variability of the Rate of Inflation: Some Empirical Results," *International Economic Review*, Vol. 20, 1979, pp. 745~749.
25. Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307~327.
26. ———, R. Y. Chou, and K. F. Kroner, "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 1992, pp. 5~59.
27. Boughton, J., "The Demand for M1 in the U.S.A.: A Comment on Baba, Hendry and Starr," *Economic Journal*, Vol. 103, 1993, pp. 1154~1157.
28. Choudhry, T., "Does Interest Rate Volatility Affect the US M1 Demand Function? Evidence From Cointegration," *The Manchester School*, Vol. 67, No. 6, 1999, pp. 621~648.
29. Christiano, L. J. and M. Eichenbaum, "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, 1996, pp. 16~34.
30. Cosimano, T. F. and D. W. Jansen, "Estimates of the Variances of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model: A Comment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 20, No. 3, 1988, pp. 409~421.
31. Coulson, N. E. and R. P. Robins, "Aggregate Economic Activity and the Variance of Inflation: Another Look," *Economics Letters*, Vol. 17, 1985, pp. 71~75.
32. Davidson, R. and J. G. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press, 1993.
33. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.
34. ———, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1981, pp. 1057~1072.
35. Dotsey, M., "An Investigation of Cash Management Practices and their Effects on the Demand for Money," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, Vol. 70, 1984, pp. 3~12.
36. Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 987~1007.

37. ———, "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 15, No. 3, 1983, pp. 286~301.
38. ——— and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
39. Ermini, L. and D. Chang, "Testing the Joint Hypothesis of Rationality and Neutrality under Seasonal Cointegration: The Case of Korea," *Journal of Econometrics*, Vol. 74, 1996, pp. 363~386.
40. Evans, P., "Price-level Instability and Output in the U.S.," *Economic Inquiry*, Vol. 21, 1983, pp. 172~187.
41. Falls, G. and H. Zangeneh, "The Interest Rate Volatility and the Demand for Money: The Empirical Evidence," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 8, 1989, pp. 26~42.
42. Friedman, M., "The Quantity Theory of Money: A Restatement," M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press, 1956, pp. 3~21.
43. ———, "A Theoretical Framework for Monetary Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 78, No. 2, 1970, pp. 193~238.
44. ———, "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3, 1977, pp. 451~472.
45. ——— and A. J. Schwartz, *Monetary Statistics of the United States*, New York: National Bureau of Economic Research, 1970.
46. Garner, A., "Does Interest Rate Volatility Affect Money Demand?" *Financial Market Volatility and the Economy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1990.
47. Goldfeld, S., "The Demand for Money Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 3, 1973, pp. 577~646.
48. Grier, K. B. and M. J. Perry, "On Inflation and inflation Uncertainty in the G7 Countries," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, 1998, pp. 671~689.
49. ———, "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15, 2000, pp. 45~58.
50. Jain, P. and C. -G. Moon, "Sectoral Money Demand: A Co-integration Approach," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, 1994, pp. 196~203.
51. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, 1988, pp. 231~254.
52. ——— and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, 1990, pp. 169~210.
53. Kim C. -J. and C. R. Nelson, "The Time-Varying-Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, No. 4, 1989, pp. 433~440.
54. Klein, B., "Our New Monetary Standard: The Measurement and Effects of Price

- Uncertainty 1880~1973," *Economic Inquiry*, Vol. 13, No. 4, 1975, pp. 461~484.
55. ———, "The Demand for Quality-adjusted Cash Balances: Price Uncertainty in the U. S. Demand for Money Function," *Journal Political Economy*, Vol. 85, No. 4, 1977, pp. 691~715.
  56. Laidler, D. E. W., *The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problem*, 3rd. ed., Harper and Raw Publishers, New York, 1985.
  57. Laumas, G. S., "Liquidity Functions for the U.S. Manufacturing Corporations," *Southern Economic Journal*, Vol. 44, No. 2, 1977, pp. 271~276.
  58. Lee, T. H. and K. J. Chung, "Further Results on the Long-Run Demand for Money in Korea: A Cointegration Analysis," *International Economic Journal*, Vol. 9, No. 2, 1995, pp. 103~113.
  59. Levi, M. D. and J. H. Makin, "Inflation Uncertainty and the Phillips Curve: Some Empirical Evidence," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, 1980, pp. 1022~1027.
  60. Marquis, M., "Interest Rate Volatility in a Partial Equilibrium Model of Household Money Demand," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 11, 1989, pp. 67~80.
  61. McKinnon, R. I., "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard," *American Economic Review*, Vol. 72, No. 2, 1982, pp. 320~333.
  62. ———, 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*, Vol. 74, No. 4, 1984, pp. 1132~1134.
  63. ——— and K.-Y. Tan, "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard: Reply," *American Economic Review*, Vol. 73, No. 2, 1983, pp. 474~476.
  64. McNown, R. and M. S. Wallace, "Cointegration Tests of a Long-Run Relation between Money Demand and the Effective Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, No. 1, 1992, pp. 107~114.
  65. Meltzer, A. H., "The Demand for Money: A Cross-Section Study of Business Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 77, 1963.
  66. Mizrah, B. and A. Santomero, "A Liquidity-in-advance Model of the Demand for Money under Price Uncertainty," *Journal of Monetary Economics*, 1990, pp. 143~159.
  67. Mullineaux, D. J., "Unemployment, Industrial Production and Inflation Uncertainty in the United States," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 12, No. 2, 1980, pp. 163~169.
  68. Mundell, R. A., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29, 1963, pp. 475~485.
  69. Phillips, P. C. B., and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335~346.
  70. Slovin, M. and M. Sushka, "Money, Interest Rates, and Risk," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, 1983a, pp. 475~482.
  71. ———, "The Stability of the Demand for Money: The Case of the Corporate Sector,"

*The Journal of Macroeconomics*, Vol. 5, 1983b.

72. Smirlock, M., "Inflation Uncertainty and the Demand for Money," *Economic Inquiry*, Vol. 20, No. 4, 1982, pp. 355~364.
73. Ungar, M. and B. Zilberfarb, "The Demand for Money by Firms: The Stability and Other Issues Reexamined," *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 3, 1980, pp. 779~785.
74. Vogel, R. C. and G. S. Maddala, "Cross-Section Estimates of Liquid Asset Demand by Manufacturing Corporations," *The Journal of Finance*, Vol. 22, 1967.
75. 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*, Vol. 30, No. 9, 1998, pp. 1219~1229.
76. Whalen, E. L., "A Cross Section Study of Business Demand for Cash," *The Journal of Finance*, Vol. 20, 1965.
77. Wilbrate, B. J., "Some Essential Differences in the Demand for Money by Households and by Firms," *The Journal of Finance*, Vol. 30, No. 4, 1975, pp. 1091~1099.



## 〈 부 록 〉

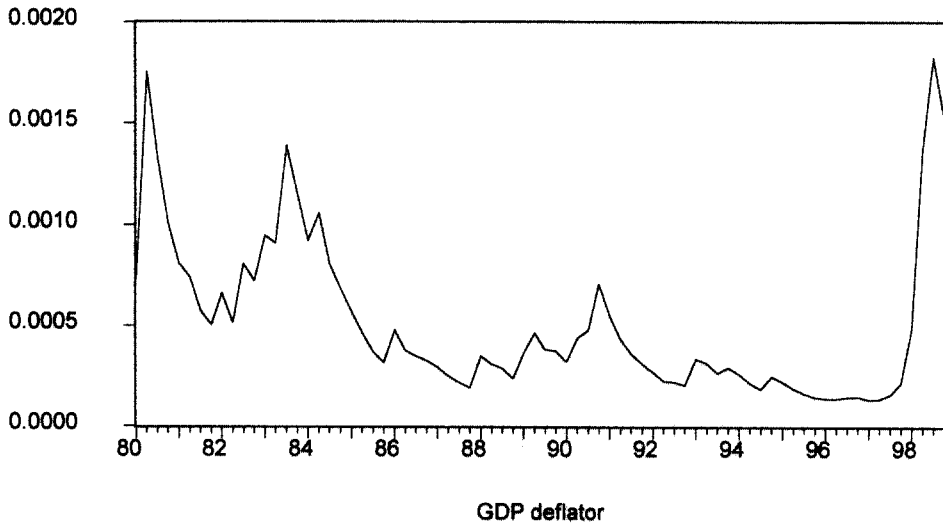
〈표 1〉 GARCH(1,1) 모형에 의한 불확실성 추정

A. 인플레이션		B. 실질소득증가			
dlnP(P는 GDP디플레이터)		dlny(y는 GDP/CPI)		dlny(y는 GDP/PPI)	
평균방정식		평균방정식		평균방정식	
$b_0$	-0.019(0.007)	$b_0$	0.015(0.006)	$b_0$	0.028(0.007)
dlnP <sub>1</sub>	0.740(0.046)	dlny <sub>1</sub>	0.485(0.126)	dlny <sub>1</sub>	0.785(0.060)
dlnP <sub>4</sub>	0.156(0.051)	dlny <sub>2</sub>	0.248(0.123)		
dlnPM <sub>-1</sub>	0.093(0.023)	dln(M <sub>1</sub> /P) <sub>-2</sub>	0.051(0.029)	dln(M <sub>1</sub> /P) <sub>-2</sub>	0.036(0.028)
dlnWAGE <sub>-1</sub>	0.057(0.031)	dlnINV <sub>-1</sub>	0.141(0.042)	dlnINV <sub>-3</sub>	-0.064(0.032)
dlnWAGE <sub>-2</sub>	0.083(0.046)	dlnINV <sub>-2</sub>	-0.116(0.051)		
		dlnEXP <sub>-1</sub>	0.082(0.030)	dlnEXP <sub>-1</sub>	0.096(0.031)
		dlnEXP <sub>-4</sub>	-0.097(0.029)	dlnEXP <sub>-3</sub>	-0.137(0.029)
분산방정식		분산방정식		분산방정식	
$\alpha_0$	2.42E-05 (2.55E-05)	$\alpha_0$	9.21E-05 (6.48E-05)	$\alpha_0$	0.000123 (8.26E-05)
$\alpha_1$ :ARCH(1)	0.258(0.107)	$\alpha_1$ :ARCH(1)	0.293(0.155)	$\alpha_1$ :ARCH(1)	0.403(0.192)
$\beta_1$ :GARCH(1)	0.732(0.086)	$\beta_1$ :GARCH(1)	0.655(0.154)	$\beta_1$ :GARCH(1)	0.585(0.140)
Ljung-BoxQ(4)	5.432 p값 0.246	Q(4)	5.847 p값 0.211	Q(4)	6.460 p값 0.167
Q(8)	7.596 p값 0.474	Q(8)	11.788 p값 0.161	Q(8)	8.365 p값 0.399
ARCH LM(4)	0.541 p값 0.969	LM(4)	2.044 p값 0.727	LM(4)	5.680 p값 0.370
LM(8)	2.771 p값 0.947	LM(8)	2.918 p값 0.939	LM(8)	11.805 p값 0.160

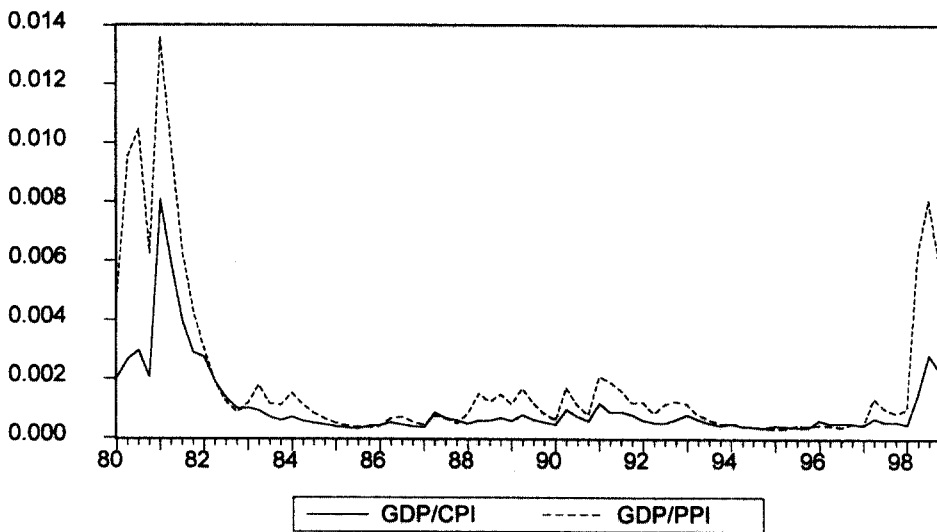
주: dlnP: 인플레이션(GDP디플레이터의 log 차분), dlny: 소득증가율(실질GDP의 log 차분), dlnPM: 수입물가상승률(수입물가지수의 log 차분), dlnWAGE: 실질임금상승률(실질임금의 log 차분), dln(M<sub>1</sub>/P): 실질화폐증가율(실질M<sub>1</sub>의 log 차분), dlnINV: 고정투자증가율(고정투자의 log 차분), dlnEXP: 수출증가율(수출의 log 차분), ( ) 안의 값은 표준오차

〈그림 1〉 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성의 추정결과

A. 화폐적 불확실성



B. 실물적 불확실성



〈표 2〉 단위근 검정

	수준 변수		1차 차분 변수	
	ADF	P-P	ADF	P-P
가계 $M_1/CPI$	-1.08 (2)	-1.00 (3)	-4.79 (2) **	-11.61 (3) **
가계 $M_2/CPI$	-1.28 (9)	-0.72 (3)	-4.62 (9) **	-8.09 (3) **
기업 $M_1/PPI$	-1.74 (2)	-1.44 (3)	-3.60 (5) **	-8.13 (3) **
기업 $M_1/GDP$ 디플레이터	-2.51 (8)	-1.71 (3)	-3.20 (8) *	-8.72 (3) **
기업 $M_2/GDP$ 디플레이터	1.45 (3)	1.71 (3)	-5.01 (2) **	-9.53 (3) **
처분가능소득 $YD/CPI$	-1.18 (3)	-1.01 (3)	-2.71 (2) +	-7.07 (3) **
실질 $GDP$	-1.19 (2)	-1.21 (3)	-4.03 (2) **	-8.89 (3) **
산업생산지수 $IP/PPI$	-0.71 (2)	-0.50 (3)	-3.85 (2) **	-6.87 (3) **
회사채수익률 ( $r_{CB}$ )	-2.68 (9)	-2.41 (3)	-5.38 (1) **	-7.09 (3) **
화폐적불확실성 ( $GDP$ 디플레이터)	-2.18 (4)	-1.84 (3)	-3.02 (3) *	-7.59 (3) **
실물적불확실성 ( $GDP/CPI$ )	-1.76 (2)	-2.01 (3)	-5.45 (2) **	-10.08 (3) **
실물적불확실성 ( $GDP/PPI$ )	-2.48 (4)	-1.94 (3)	-2.91 (3) *	-9.01 (3) **
실질실효환율 ( $REER$ )	-1.93 (1)	-2.46 (2)	-7.66 (1) **	-11.66 (3) **

주: ADF와 P-P는 상수를 포함한 ADF와 P-P 검정값이다.

괄호 속의 값은 시차이며, \*\*는 1%, \*는 5%, +는 10%의 유의수준을 나타낸다.

〈표 3〉 가계, 기업의 실질  $M_1$  화폐수요에 대한 공적분 검정

## A. 가계

실질  $M_1$ 을  $M_1/CPI$ , 규모변수를  $YD/CPI$ 로 한 경우

표본기간	80. I ~ 96. IV			80. I ~ 98. IV		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
트레이스 $r=0$	NA	150.86**	NA	NA	148.95**	NA
	$r \leq 1$	NA	93.03**	NA	80.34**	NA
	$r \leq 2$	NA	48.66**	NA	44.51**	NA
	$r \leq 3$		8.90		11.24	NA
	$r \leq 4$		1.93		2.32	NA
	$r \leq 5$		NA			NA
최대특성근 $r=0$	NA	57.83**	NA	NA	68.61**	NA
	$r=1$	NA	44.37**	NA	35.83**	NA
	$r=2$	NA	39.76**	NA	33.27**	NA
	$r=3$		6.97		8.92	NA
	$r=4$		1.93		2.32	NA
	$r=5$		NA			NA
$\gamma_0$	NA	3.594	NA	NA	1.847	NA
$\ln YD/CPI$	NA	1.397 (0.040)	NA	NA	1.286 (0.038)	NA
$\ln r_{CB}$	NA	-1.257 (0.149)	NA	NA	-0.950 (0.122)	NA
$\ln h_P$		0.289 (0.036)	NA		0.155 (0.032)	NA
$\ln h_{YCPI}$		0.290 (0.043)	NA		0.222 (0.039)	NA
$\ln REER$			NA			NA
시차	-	6	-	-	6	-

B. 기업

(a) 실질  $M_1$ 을  $M_1/PPI$ , 규모변수를 산업생산지수  $IP/PPI$ 로 한 경우

표본기간	80. I ~ 96. IV			80. I ~ 98. IV		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
트레이스 $r=0$	42.03**	112.94**	NA	48.78**	117.36**	NA
	$r \leq 1$	12.03	68.56**	NA	14.25	76.69**
	$r \leq 2$	3.71	33.98*	NA	6.61*	41.01
	$r \leq 3$		15.40	NA		12.66
	$r \leq 4$		5.13	NA		4.89
	$r \leq 5$		NA			NA
최대특성근 $r=0$	31.00**	44.38**	NA	34.53**	40.67**	NA
	$r=1$	8.32	34.58**	NA	7.64	35.68**
	$r=2$	3.71	18.58	NA	6.61*	28.35**
	$r=3$		10.27	NA		7.77
	$r=4$		5.13*	NA		4.89*
	$r=5$		NA			NA
$\gamma_0$	15.001	15.883	NA	16.380	21.676	NA
$\ln IP/PPI$	0.607 (0.404)	1.684 (0.141)	NA	0.608 (0.460)	1.755 (0.245)	NA
$\ln r_{CB}$	-3.992 (1.817)	-2.444 (0.725)	NA	-4.496 (2.361)	-3.753 (1.384)	NA
$\ln h_P$		0.205 (0.089)	NA		0.486 (0.170)	NA
$\ln h_{PPI}$		0.419 (0.169)	NA		0.429 (0.246)	NA
$\ln REER$			NA			NA
시차	6	6	-	6	6	-

(b) 실질  $M_1$ 을  $M_1/P$ , 규모변수를 실질GDP로 한 경우

표본기간		80. I ~ 96. IV			80. I ~ 98. IV		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
트레이스	r=0	41.53**	121.20**	137.57**	35.85**	110.10**	178.96**
	r≤1	14.71	72.71**	98.86**	8.55	67.37**	127.93**
	r≤2	2.47	39.78**	64.82**	3.05	36.59**	82.08**
	r≤3		15.10	37.88*		17.18*	46.31**
	r≤4		3.78	14.17*		3.63	14.85
	r≤5			3.33			3.01
최대특성근	r=0	26.82**	54.65**	38.71*	27.30**	42.73**	51.03**
	r=1	12.24	48.49**	34.04*	5.50	30.78*	45.85**
	r=2	2.47	24.68*	25.85	3.05	19.41	35.77**
	r=3		11.32	26.94**		12.55	31.46**
	r=4		3.78	23.71**		3.63	10.41
	r=5			3.33			3.01
$\gamma_0$		4.637	5.742	15.031	8.166	6.303	6.965
	$\ln GDP/P$	0.722 (0.050)	1.033 (0.058)	0.910 (0.192)	0.450 (0.295)	1.023 (0.086)	1.219 (0.303)
$\ln r_{CB}$		-0.642 (0.115)	-1.597 (0.233)	-2.711 (1.156)	-2.497 (2.227)	-1.797 (0.420)	-2.418 (0.873)
	$\ln h_P$		0.236 (0.035)	0.238 (0.137)		0.210 (0.049)	0.518 (0.179)
$\ln h_{YPP1}$			0.259 (0.056)	0.608 (0.297)		0.291 (0.094)	0.428 (0.184)
	$\ln REER$			-1.064 (0.605)			-0.267 (0.167)
시차		6	6	4	6	6	6

주: \*\*, \*, +는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다. NA는 10% 유의수준에서 존재하지 않는 경우를 나타낸다. 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차를 나타낸다.

〈표 4〉 가계, 기업의 실질  $M_2$  화폐수요에 대한 공적분 검정A. 가계 실질  $M_2$ 를  $M_2/CPI$ , 규모변수들  $YD/CPI$ 로 한 경우

표본기간		80. I ~ 96. IV			80. I ~ 98. IV		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
트레이스	$r=0$	34.25*	111.69**	172.34**	33.25*	103.63**	153.48**
	$r \leq 1$	12.08	64.59**	99.78**	8.49	60.31**	106.75**
	$r \leq 2$	3.95	33.71*	62.19**	1.72	29.68	65.88**
	$r \leq 3$		14.66	31.93*		7.42	32.25*
	$r \leq 4$		6.00*	9.43		0.68	5.39
	$r \leq 5$			0.65			0.96
최대특성근	$r=0$	22.17*	47.10**	72.56**	24.76*	43.32**	46.73**
	$r=1$	8.13	30.88*	37.59*	6.77	30.63*	40.87**
	$r=2$	3.95	19.05	30.26*	1.72	22.26*	33.63**
	$r=3$		8.66	22.50*		6.74	26.86**
	$r=4$		6.00*	8.78		0.68	4.43
	$r=5$			0.65			0.96
$\gamma_0$		-0.405	1.686	0.264	-0.195	3.226	3.036
	$\ln YD/CPI$	1.119 (0.010)	0.969 (0.175)	0.937 (0.046)	1.098 (0.014)	1.290 (0.066)	1.263 (0.049)
$\ln r_{CB}$		-0.133 (0.030)	-0.617 (0.457)	-0.283 (0.053)	-0.155 (0.036)	-0.811 (0.232)	-0.665 (0.128)
	$\ln h_P$		0.474 (0.370)	0.239 (0.056)		0.124 (0.053)	0.158 (0.056)
$\ln h_{YCP}$			0.492 (0.385)	0.083 (0.020)		0.255 (0.092)	0.116 (0.036)
	$\ln REER$			-0.293 (0.092)			-0.169 (0.123)
시차		6	6	5	6	5	5

B. 기업 실질  $M_2$ 를  $M_2/P$ , 규모변수를 실질GDP로 한 경우

표본기간		80. I ~ 96. IV			80. I ~ 98. IV		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
트레이스	r=0	NA	110.49**	200.87**	30.00*	101.72**	121.26**
	r≤1	NA	66.32**	120.47**	11.19	63.91**	79.65**
	r≤2	NA	27.22	75.13**	3.81*	34.69*	42.97
	r≤3		7.62	36.55**		11.21	21.50
	r≤4		0.12	14.21		2.74	8.38
	r≤5			0.54			1.65
최대특성근	r=0	NA	44.17**	80.40**	NA	37.81*	41.61*
	r=1	NA	39.10**	35.34*	NA	29.22*	36.68*
	r=2	NA	19.60	38.58**	NA	23.48*	21.47*
	r=3		7.50	22.34*		8.47	13.12
	r=4		0.12	13.67		2.74	6.73
	r=5			0.54			1.65
$\gamma_0$	NA	3.518	8.255	1.387	9.045	8.152	
$\ln GDP/P$	NA	1.458 (0.069)	2.029 (0.386)	0.923 (0.086)	1.434 (0.143)	1.225 (0.123)	
$\ln r_{CB}$	NA	-1.100 (0.219)	-1.409 (0.429)	-0.691 (0.272)	-2.055 (0.519)	-1.269 (0.263)	
$\ln h_P$		0.354 (0.055)	0.907 (0.333)		0.268 (0.099)	0.175 (0.083)	
$\ln h_{YCP}$		0.226 (0.065)	0.272 (0.137)		0.702 (0.181)	0.243 (0.073)	
$\ln REER$			-0.613 (0.424)			-0.861 (0.313)	
시차	-	6	6	6	6	5	

주: \*\*, \*, +는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다. NA는 10% 유의수준에서 존재하지 않는 경우를 나타낸다. 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차를 나타낸다.



〈표 5〉 오차수정모형에 의한 단기동태식 추정

## A. 가계

$\text{dln}(M_1/CPI)$				$\text{dln}(M_2/CPI)$			
$C$		-0.062	(0.026)	$C$		0.057	(0.012)
$EC_{-1}$		-0.191	(0.073)	$EC_{-1}$		-0.123	(0.050)
$\text{dln}(M_1/CPI)_{-1}$		0.398	(0.107)	$\text{dln}(M_2/CPI)_{-1}$		0.723	(0.087)
$\text{dln}(YD/CPI)_{-1}$		1.134	(0.322)	$\text{dln}(M_2/CPI)_{-3}$		0.276	(0.106)
$\text{dln}(r_{CB})_{-1}$		-0.406	(0.101)	$\text{dln}(M_2/CPI)_{-4}$		-0.244	(0.107)
$\text{dln}(r_{CB})_{-2}$		0.227	(0.102)	$\text{dln}(YD/CPI)_{-4}$		-0.341	(0.107)
$\text{dln}(h_{YCP})_{-1}$		-0.153	(0.034)	$\text{dln}(r_{CB})_{-1}$		-0.073	(0.037)
$\text{dln}(h_{YCP})_{-2}$		0.134	(0.036)	$\text{dln}(r_{CB})_{-2}$		0.111	(0.027)
				$\text{dln}(h_P)_{-3}$		-0.033	(0.011)
				$\text{dln}(h_{YCP})_{-1}$		0.017	(0.009)
adj $R^2$	0.578	SER	0.102	DW	1.924	adj $R^2$	0.802
				SER	0.026	DW	1.884
Ljung-Box Q (4)		4.716	p값 0.318	Ljung-Box Q (4)		2.704	p값 0.608
Q (8)		6.403	p값 0.602	Q (8)		6.145	p값 0.631
ARCH LM (4)		4.042	p값 0.400	ARCH LM (4)		2.675	p값 0.613
(8)		7.043	p값 0.532	(8)		6.342	p값 0.608

## B. 기업

$\ln(M_1/P)$		$\ln(M_2/P)$	
$C$	-0.087 (0.036)	$C$	0.085 (0.026)
$EC_{-1}$	-0.094 (0.040)	$EC_{-1}$	-0.057 (0.023)
$\ln(M_1/P)_{-1}$	0.586 (0.103)	$\ln(M_2/P)_{-1}$	0.595 (0.107)
		$\ln(M_2/P)_{-4}$	-0.169 (0.098)
$\ln(GDP/P)_{-2}$	1.410 (0.489)	$\ln(GDP/P)_{-2}$	-1.200 (0.030)
		$\ln(GDP/P)_{-3}$	0.755 (0.340)
$\ln(r_{CB})_{-1}$	-0.325 (0.111)	$\ln(r_{CB})_{-2}$	0.206 (0.061)
$\ln(r_{CB})_{-2}$	0.380 (0.030)	$\ln(r_{CB})_{-3}$	-0.272 (0.089)
		$\ln(r_{CB})_{-4}$	0.156 (0.058)
$\ln(h_{YPI})_{-1}$	-0.120 (0.030)	$\ln(h_{YPI})_{-1}$	-0.035 (0.019)
$\ln(h_{YPI})_{-2}$	0.064 (0.026)	$\ln(h_{YPI})_{-2}$	0.024 (0.017)
		$\ln(REER)_{-2}$	-0.140 (0.102)
		$\ln(REER)_{-3}$	0.287 (0.136)
		$\ln(REER)_{-4}$	-0.223 (0.100)
adj $R^2$ 0.625 SER 0.104 DW 1.855		adj $R^2$ 0.583 SER 0.041 DW 1.946	
Ljung-Box Q (4)	4.403 p값 0.354	Ljung-Box Q (4)	4.102 p값 0.392
Q (8)	6.966 p값 0.540	Q (8)	8.032 p값 0.430
ARCH LM (4)	4.091 p값 0.393	ARCH LM (4)	3.762 p값 0.439
(8)	8.189 p값 0.415	(8)	7.215 p값 0.513

주: ( ) 안의 값은 표준오차,  $C$ 는 상수항,  $EC$ 는 장기균형식에서의 오차,  $\ln$ 은 해당 변수의 log 차분

## Sectoral Demand for Money in Korea : A Study with Uncertainty and Exchange Rate

Han Gwang Choo\* · Sangyong Joo\*\*

### Abstract

This paper investigates the long-run demand for  $M_1$  and  $M_2$  in Korean households and firms in the period from 1980. I to 1998. IV. The data for sectoral money demand are calculated from the flow-of-funds table produced by the Bank of Korea. We find that in each case of sectoral  $M_1$  and  $M_2$  a stationary long-run money demand function exists when the inflation uncertainty and income growth uncertainty (and, in the case of firms' money demand, the exchange rate) are included in the function along with income and interest rate. The conditional variance estimate from the GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) model is used as a variable for uncertainty. Results show that both the inflation uncertainty and the income growth uncertainty increase the money demand while the exchange rate depreciation decreases it. Results from error correction models indicate that the model is stable in the sample period.

**Key Words:** sectoral demand for money, uncertainty, exchange rates,  
co-integration

---

\* Professor, Department of Economics and Trade, Sejong University, Seoul, Korea

\*\* Professor, Department of Economics and Trade, Sejong University, Seoul, Korea