

부동산거래와 화폐수요*

주상영** · 허역***

우리나라 화폐수요함수에 대한 연구들을 보면, 다소 논란은 있지만 대체로 1990년대 이후 금융환경의 변화와 함께 화폐수요가 불안정해졌다는 결과가 우세하다. 소득, 이자율과 화폐수요의 관계를 분석한 결과, 표준적인 방법으로는 변수들 간에 안정적인 장기균형관계가 발견되지 않았는데, 이는 기존의 연구들과 크게 다르지 않았다. 그러나 1990년대 이후 유통속도의 하락 추세가 둔화되고 이자율과의 연관성이 높아지는 경향에 주목하여, 이를 화폐수요함수의 추정에 반영해 보았다. 우선 화폐수요의 장기소득탄력성을 1로 제약하는 경우 안정적인 화폐수요함수를 얻을 수 있었는데, 이는 화폐수요의 불안정성을 지지하는 기존의 결과들이 견고하지 않음을 의미하는 것이기도 하다. 한편, 선행연구들은 규모변수의 선택에 있어 GDP관련 변수만을 사용하였으나, 이 연구에서는 화폐수요의 속성상 비GDP 거래도 중요한 역할을 한다고 보고, 주택거래나 토지거래와 같은 부동산 거래가 어떤 역할을 하는지 검토해 보았다. 몇 가지 조합을 시도해 본 결과, 규모변수로 GDP 변수(소득 또는 소비)뿐만 아니라 부동산거래 변수까지 사용하되 GDP변수에 제약을 가하는 경우에 안정적이면서도 설명력이 높은 화폐수요 관계식을 얻을 수 있었다. 이는 우리나라의 화폐유통속도가 이자율의 변화뿐만 아니라 부동산거래 동향과도 안정적인 관계를 맺으며 움직여 왔다는 것을 보여 준다.

핵심주제어: 화폐수요, 유통속도, 부동산거래, 공적분 관계
경제학문헌목록 주제분류: E41, E51

I. 서 론

화폐수요함수는 통화정책의 과급경로 및 정책효과 분석에서 중요한 역할을 하기 때문에 이에 대하여 많은 연구들이 이루어져 왔다. 화폐수요함수의 추정과 더불어 많은 경제학자들의 관심을 받아온 분야는 화폐수요의 안정성 여부이

* 이 논문은 2007/2008학년도 건국대학교의 지원에 의하여 연구되었음.

** 건국대학교 경제학과 교수(제1저자), 전화: (02) 450-4161, E-mail: joosy@konkuk.ac.kr

*** 건국대학교 경제학과(공동저자), 전화: (02) 424-1171, E-mail: econo63@hanmail.net

논문투고일: 2009. 6. 24 수정일: 2009. 7. 27 게재확정일: 2009. 9. 2

다. 통화량이 소득, 물가, 이자율 등의 거시경제지표와 체계적이고 안정적인 관계를 맺고 있다면 통화량 조절에 근거한 통화정책의 유효성이 제고될 것이기 때문이다. 그런데 대부분의 선진국들에서 단기금리를 조절하는 방식으로 통화정책을 수행함에 따라 최근에는 화폐수요에 대한 논의가 사라졌다고 할 정도로 관심을 끌지 못하고 있는 추세이다. 통화량이 산출과 인플레이션에 미치는 효과가 불확실하며, 화폐수요가 불안정하고, 게다가 급변하는 금융환경하에서 화폐를 정의하기조차 힘들어졌다는 인식이 확산되면서 통화량에 대한 분석은 이제 주류 화폐경제학의 관심 밖으로 밀려나게 되었다.¹⁾

이처럼 1990년대 들어서면서 통화량이 중요한 역할을 하지 못한다는 인식이 확산되었으나, 다른 한편으로 최근의 일부 연구들은 여전히 통화량의 중요성에 주목하고 있다. McCallum and Nelson(1999) 및 Nelson(2002, 2003)의 연구가 그 대표적인 예로, 통화량이 이자율과 독립적으로 산출과 인플레이션에 영향을 미치고 있음을 보여 준다. Hafer, Haslag, and Garrett(2007)과 Favara and Giordani(2009)도 통화량의 과급효과를 입증하고 있으며, Reynard(2007)는 통화량이 인플레이션에 대한 정보를 담고 있다는 점을 지적하면서, 단기이자율 조절에만 의존하는 인플레이션 타게팅전략에 의문을 제기하고 있다. 이와 같은 연구결과들은 왜 화폐수요에 대한 이해가 여전히 중요한지 보여 주고 있다. 더욱이 최근에는 미국에서 비롯된 금융위기의 여파로 통화와 신용에 대한 논의가 다시 활발해지는 움직임을 보이고 있다.

이 논문의 목적은 이러한 인식을 바탕으로 그 동안 주목받지 않았던 우리나라 화폐수요 행태의 특성을 다시 검토해 보는 데 있다. 특히, 금융자유화가 본격화되기 시작한 1990년대 이후 화폐수요(또는 유통속도)가 어떤 변화를 보여 왔는지 살펴본다.

화폐수요에 관한 연구는 결국 어떤 변수가 설명변수로 적합한지, 그리고 그렇게 추정된 화폐수요함수가 안정적인지에 있다고 요약될 수 있을 것이다. 따라서 이 논문은 우리나라의 화폐수요가 표준적인 설명변수인 소득, 이자율과 안정적인 관계를 맺고 있는가를 점검하는 것으로부터 출발한다.²⁾ 물론 2002년부터 새로운 기준으로 재편된 통화지표를 사용하고 표본기간을 확장하여 추정

1) 같은 맥락에서 최근의 새케인지언(New Keynesian)모형은 통화량이 경기변동에 중요한 역할을 하지 않는 것으로 간주한다.

2) 우리나라의 화폐수요의 안정성에 대한 연구들을 보면, 다소 논란은 있지만 대체로 1990년대 들어서면서 금융환경의 변화와 함께 화폐수요함수가 불안정해졌다는 결과가 우세한 것으로 보인다.

한다. 다만 표준적인 접근방식을 따르는 경우에 통화량이 소득, 이자율과 안정적인 관계를 맺고 있다고 보기 힘들며, 또한 화폐수요의 소득탄력성이 1을 상회하는 값으로 추정되는데, 이는 기존의 연구결과와 크게 다르지 않다. 그러나 이 연구는 다음 두 가지 측면에서 기존의 연구와 차별화되는 시도를 한다.

첫째, 기본모형에 의할 때 비록 1990년대 이후의 자료에서도 화폐수요의 소득탄력성이 1보다 크게 추정되는 현상이 발견된다고 할지라도, 과거에 비해서는 이러한 경향이 크게 둔화되었다는 점이다. 화폐가 사치재(luxury goods)가 아닌 이상 화폐수요의 소득탄력성이 1보다 큰 것은 무언가 설명이 필요한 부분이지만, 이 논문은 적어도 1990년대 이후에는 소득탄력성이 1에 접근한 것이 아닌가 하는 의문을 제기한다. 이와 같은 관점에서 소득탄력성을 1로 제약하는 방식을 택해 화폐수요의 안정성을 재검정해 본다.

둘째, 소득(또는 소비)과 같은 GDP 거래 이외에 비GDP 거래(non-GDP transactions)가 화폐수요에 주는 영향을 고려해 본다. 특히, 비GDP 거래로 주택 거래, 토지거래 등 부동산거래를 규모변수로 사용해 보는데, 이는 화폐수요가 상품거래의 필요에 의해 수동적 비례적으로 결정되기보다는 자산거래와 밀접한 관계를 보이면서 불규칙한 모습을 보일 수 있다는 시각을 반영하는 것이다. 사실 전통적인 화폐수요 분석은 GDP 산출에 포함되는 재화와 서비스 거래의 크기만을 규모변수로 다루고 있는 셈인데, 일반적으로는 자산거래와 같은 비GDP 거래가 포함되어야 하는 것이다.³⁾ 만약 GDP 거래와 비GDP 거래도 일정한 비례관계를 갖지 않는다면, 화폐수요에 있어 비GDP 거래의 중요성이 사전적으로 배제될 필요는 없다. 부동산거래와 같은 자산거래의 변동이 실제 화폐수요에 어떠한 영향을 미치고 있으며, 나아가 자산거래규모와 화폐수요가 안정적인 관계를 맺고 있는지 분석해 보는 것은 의미 있는 시도라고 생각된다.

이 논문의 주요 분석결과를 미리 언급하면 다음과 같다. 1990년대 이후 우리나라의 화폐수요함수는, 소득(소비)탄력성을 1로 제약하거나, 부동산거래와 같은 자산거래규모변수를 고려할 때 안정화되는 경향을 보인다. 이는 적어도 1990년대 이후 화폐수요의 소득(소비)탄력성이 1에 접근하였고, 나아가 부동산거래와 같은 비GDP 거래도 화폐수요 행태에 중요한 역할을 하고 있다는 것을 말해준다. 따라서 향후 통화정책의 지표 및 파급경로에 대한 논의에서 이와 같은 발견이 갖는 의미가 비중 있게 다루어져야 할 것으로 보인다.

3) 비GDP 거래의 예로 중간재나 중고품 거래 등을 고려해 볼 수 있겠으나, 이들 거래규모는 GDP 거래규모와 비례적으로 움직이는 경향이 있을 것이라고 추측해 볼 수 있다.

이 논문은 다음과 같이 전개된다. 다음의 제II절은 화폐수요이론과 기존의 연구들을 소개하고, 제III절은 먼저 표준적인 화폐수요함수를 추정하고, 통화량, 소득, 이자율 간에 장기균형관계가 존재하는가를 검정한다. 또한 소득(소비)탄력성에 제약을 가하거나 부동산거래와 같은 자산거래규모변수를 고려하여 화폐수요함수를 추정해 보고, 이 변수들을 이용할 때 장기균형관계가 성립하는가를 검정한다. 제IV절은 연구결과를 요약하고 그 결과가 어떠한 시사점을 갖는지에 대해 논의한다.

II. 화폐수요함수 추정에 관한 선행연구

우리나라의 문헌에서 몇 가지 통화지표(M1, M2, M3⁴⁾)를 이용하여 화폐수요함수를 추정한 실증분석들을 살펴보면, 통화지표별·표본기간별·설명변수별로 그 연구결과가 조금씩 다르게 나타나고 있음을 알 수 있다.

함정호·최운규(1989)의 경우에 실질통화, 실질소득 및 회사채수익률 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 분석하고 있으며, 금재호·이인실(1993)은 화폐수요함수의 추정계수가 회귀모형과 표본구간에 따라 크게 변한다는 것을 보고하고 있다.

한편, Johansen 공적분 방법으로 M1, M2, M3의 화폐수요를 추정한 전상준(1998)은 M1 화폐수요의 추정에서 규모변수에 대한 계수가 음(-)의 값을 갖는다는 것을 보여 주어 실제자료가 화폐수요함수를 지지하지 않는다는 점을 지적하였다. 다만 M2 화폐수요가 소득 및 이자율과 공적분 관계를 맺고 있으며, 규모변수에 대한 추정계수가 이론에서 제시하는 것과 동일한 부호를 갖는다는 것을 발견하였다. 그러나 독립변수의 선택에 따라 그 계수가 0.15에서 2.27까지 매우 넓은 범위에 존재하고, 또한 추정계수가 1이라는 가설을 기각하여 화폐수요함수가 매우 불안정함을 지적하였다.

유윤하(1994) 역시 Johansen의 공적분 검정방법을 사용하여 화폐수요함수의 장기적 안정성을 검토한 바 있다. 검정결과 M3와 실질국민총생산, 그리고 회사채수익률 사이에 한 개의 공적분 관계가 존재하여 이들 변수들 사이에 안정적인 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 물론 화폐수요의 실질소득에 대한 탄력도가 1이라는 가정은 기각되었지만, 균형으로부터의 일시적 이탈에 대

4) 이 지표들은 2002년 통화량 편제방식이 바뀌기 이전의 구M1, 구M2, 구M3를 의미한다.

한 조정이 실질소득이나 이자율보다는 주로 실질화폐수요에 의해 이루어지고 있음을 보여 주었다.

이동현·황호형(1998)은 실질GDP, 회사채수익률에 실질환율을 추가하여 공적분 관계를 검정하였다. 그 결과 M1에 대해서는 역시 공적분 관계가 존재하지 않으며, M2에 대해서는 공적분 관계가 존재하나 금리와 환율계수의 통계적 유의성이 없음을 보이고, M3에 대해서는 소득, 이자율, 실질환율과 공적분 관계가 존재하지만 화폐수요의 소득탄력성이 2에 가깝다는 것을 발견하였다.

서병선(2001)도 소득과 이자율만을 사용할 경우에 M2 화폐수요가 안정적인이라는 증거를 발견하지 못하였다. 한편, M2 유통속도의 변화요인을 규명한 주상영(2002)은 1980년대 이후 M2 수요의 소득탄력성이 매우 크고 또한 점점 증가하고 있으며, 소득 및 이자율과 안정적인 관계를 갖고 있지 않다고 하였다. 한편, 가계와 기업의 부문별 화폐수요에 주목한 주한광·주상영(2002)의 연구에서는 소득과 이자율에 경제의 불확실성과 환율을 추가적으로 고려할 경우에 공적분 관계가 존재함을 보여 주었다.⁵⁾

다양한 표본기간을 분석한 장민·함정호(2000)는, 대체로 1980년대 및 외환위기 이전까지는 통화지표들(RB, M1, M2, MCT, M3)과 실질국민소득, 회사채유통수익률, 소비자물가상승률 사이에 적어도 하나 이상의 공적분관계식이 존재하여 화폐수요의 안정성이 유지된 것으로 판단하였으나, 외환위기 기간이 포함된 1990~1999년 기간에 대해서는 M2 및 M3와 주요 변수들 간에 공적분 관계가 성립하지 않음을 보여 주고 있다.

이상의 문헌들, 즉 통화량 편제를 개편(2002년도)하기 이전의 통화지표들을 대상으로 한 연구들은, M1에 대해서는 공적분이 존재하지 않고, 또 존재하더라도 소득탄력성이 음(-)이거나(전상준, 1998), 이자율탄력성이 양(+)이 되는(서병선, 2001) 문제가 발생하여 협의통화 M1에 대한 안정적 수요함수의 존재에 대해 부정적이다. 한편, M3에 대해서는 이자율탄력성이 (+)이거나(전상준, 1998), 실질환율을 포함시켜야만 의미 있는 계수를 가진 공적분 관계가 도출(이동현·황호형, 1998)된다.⁶⁾ 그리고 M2에 대해서는 경우에 따라 공적분 관계의

5) 이들은 경제의 불확실성을 화폐적 불확실성과 실물적 불확실성으로 구분하고 각각을 GARCH 모형으로 도출하였는데, 두 종류의 불확실성 모두 화폐수요에 양(+)의 영향을 미치고 있음을 발견하였다.

6) 일반적으로 화폐수요함수 추정의 대상으로 M3는 적합하지 않다고 보여지는데, 그 이유는 M3가 신탁상품, 금융채, 상업어음 등 통상적인 의미에서의 화폐를 대체하는 금융상품들을 포함하는 광의의 유동성 지표이기 때문이다.

존재가 지지되기도 하고 그렇지 않은 것으로 나타나기도 한다. 다만 소득탄력성 계수에 대한 추정치가 표본기간별, 여타 설명변수의 포함 여부에 따라 큰 차이를 보이고 있어 M2 수요의 안정성에 의문이 가는 것은 분명하다.

한편, 새로 편제된 통화지표(신M1, 신M2, Lf)를 사용한 최근의 연구 가운데 최희갑(2006)은 화폐수요함수의 장기적 안정성을 검정하여 긍정적인 결과를 얻은 바 있다. 단, 규모변수와 이자율 이외에 기대 인플레이션과 인플레이션 불확실성을 도입한 것이 특징이다. 표본으로 1991년부터 2005년 4분기까지의 1인당 자료를 사용한 이 연구는 인플레이션 불확실성 변수에 대해서는 경제적으로 의미가 있는 추정치를 얻었으나, 기대 인플레이션 및 수익률(스프레드)에 대한 추정치는 이론적 예측에 반하는 결과를 얻었다. 수익률(스프레드)에 대한 추정치가 음(-)으로 이론적 예측과 다를 뿐만 아니라, 소득(또는 소비)에 대한 화폐수요(M1과 M2 모두) 탄력성이 2보다 크게 추정되었는데, 이는 공적분의 존재에도 불구하고 1990년대 이후 우리나라 화폐수요가 이론적 예측과 부합되도록 명료하게 추정되지 않는다는 것을 다시 한 번 보여 주는 것이다.

화폐수요의 불안정성은 미국 및 여타 선진국에서도 이미 지적된 바 있다. Friedman and Kuttner(1992)는 미국의 전후 분기자료를 볼 때 화폐수요가 불안정함을 지적하고 있으며, 특히 1980년대 자료를 포함시킬 경우 공적분의 증거가 발견되지 않고 있음을 보여 주고 있다. Estrella and Mishkin(1997) 역시 M2의 유용성에 의문을 제기하고 있으며, 이들의 연구는 통화량이 통화정책의 중간목표로 사용되는 것이 바람직하지 않다는 인식을 확산시키는 데 기여하기도 하였다.

반면 화폐수요의 안정성을 지지하는 연구들 가운데 Miller(1991), Mehra(1992) 등은 M2에 대하여 안정적인 장기화폐수요가 존재함을 보여 주고 있다. Carlson, Hoffman, Keen, and Rasche(2000)는 1990년대 초반의 자료를 포함할 경우 M2에 대한 수요가 안정성을 상실하는 것은 사실이나, 최근에 제기된 MZM(money at zero maturity)지표에 대해서는 여전히 안정성이 확보되고 있음을 보여 주고 있다. 한편, Hoffman, Rasche, and Tieslau(1995)는 미국 등 주요 선진국의 경우에 M1으로 정의된 화폐수요의 소득탄력성을 1로 제약할 경우 화폐수요가 안정적임을 보여 주고 있다. 오성환·최운규(2000)는 화폐수요함수에 소득과 이자율 이외에 불확실성과 금융혁신을 나타내는 변수를 추가할 경우 미국의 M1 자료에 대하여 안정적인 화폐수요함수를 얻을 수 있으며, 소득탄력성도 1에 가깝게 추정됨을 보여 주고 있다.

이와 같이 국제문헌의 경우에도 표본기간 및 통화지표별로 화폐수요의 안정성 여부 및 탄력성 계수의 추정치에 이견이 좁혀지지 않고 있는 실정이다. 이 연구의 동기는 우선, 이와 같은 실증분석상의 불일치가 왜 발생하는가에 있다. 구체적으로는 우리나라의 경우 화폐수요의 소득탄력성 값이 모형과 표본에 따라 왜 큰 차이를 보이며, 또한 왜 안정적인 화폐수요함수를 도출하기 어려운가, 나아가 이를 해결할 수 있는 방법이 무엇인가에 있다.

Ⅲ. 화폐수요함수의 추정

1. 소득, 이자율과의 안정성 검정

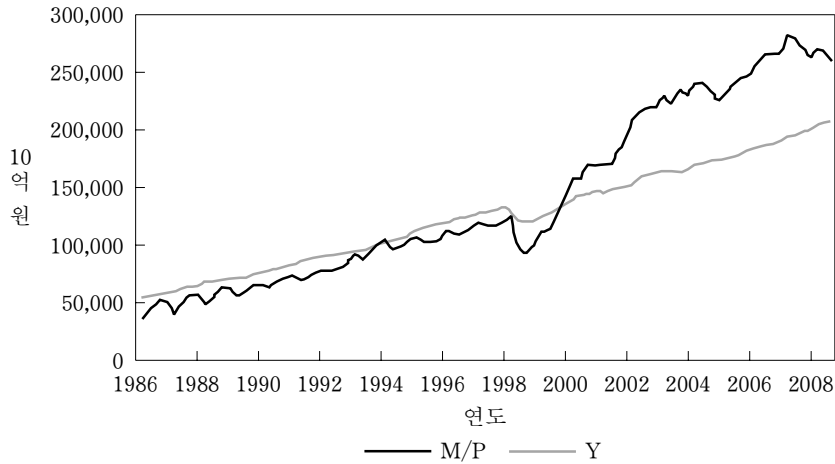
우선 소득과 이자율의 함수로 표현되는 표준적인 화폐수요함수를 추정하고 그 안정성 여부를 검토하기로 한다. 분기자료를 사용하며 표본기간은 1991년 1분기부터 2008년 4분기까지이다. 본 연구는 거래적 목적으로 보유하는 화폐에 초점을 두기 때문에 협의통화의 개념이 적합하다고 보았고, 그에 따라 통화지표로 MMF를 제외한 M1(M1-MMF)을 사용하였다.⁷⁾ 규모변수로는 실질GDP 또는 실질소비를 사용하며, 이자율변수로는 3년만기 회사채수익률을 사용한다. 실질화폐 생성을 위한 물가변수로는 GDP 디플레이터가 이용되었으며, 실질통화량과 실질GDP는 모두 계절조정되었고 자연대수를 취하였다. 회사채수익률은 자연대수를 취하지 않은 원시계열을 그대로 사용하였다. 이 자료들은 모두 한국은행 DB에서 추출되었다.

<그림 1>에는 1991년 이후 우리나라의 실질GDP와 실질통화량의 추이가 제시되어 있으며, <그림 2>는 회사채수익률 추이를 보여 주고 있다. 특히, IMF 경제위기 이후 통화량이 급속히 증가하고 있음을 알 수 있으며, 주지하는 바와 같이 회사채수익률은 IMF 경제위기의 시기를 제외하면 하락 추세를 보여 왔다는 것을 알 수 있다. 물론 2005년 이후에는 하락 추세가 멈추고 완만한 상승세를 보이는 것이 특징적이다.

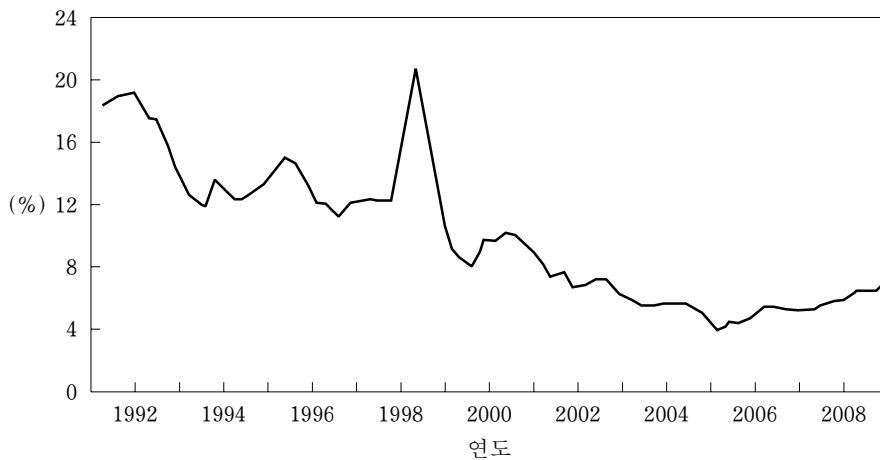
화폐수요함수의 추정에 앞서, 화폐수요함수를 구성하는 개별 시계열 변수들

7) 이 통화지표는 사실상 통화지표편제 개편 이전의 구M2와 유사하며 다음과 같이 구성된다. $M1(-MMF) = \text{현금통화} + \text{요구불예금} + \text{수시입출식 저축성예금} + \text{비통화금융기관 요구불예수금} + \text{금융기관 수시입출식 저축성예금(은행저축예금 및 MMDA)}$.

52 부동산거래와 화폐수요



〈그림 1〉 실질통화량과 실질GDP의 추이



〈그림 2〉 이자율(회사채수익률) 추이

을 대상으로 단위근 검정을 실시한 결과, 실질통화량과 실질GDP(또는 실질소비)에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정한 시계열인 것을 확인할 수 있다. 이자율 역시 단위근의 존재를 기각하는 결과를 얻지 못함에 따라 불안정적 시계열로 간주하였다.

분석대상 변수들이 모두 불안정적인 시계열이므로 이들 변수들의 선형결합에 관한 공적분 검정이 가능하며, 화폐수요함수를 추정한 결과는 〈표 2〉와 같다. 추정된 화폐수요함수의 잔차의 안정성에 대하여 Phillips and Ouliaris(1990) 검

〈표 1〉 주요 변수에 대한 단위근 검정

변 수	실질통화	실질GDP	실질소비	회사채수익률
ADF	-1.120	-1.244	-1.601	-1.608

주: 1) 회사채수익률을 제외한 모든 변수에는 자연로그를 취함.
 2) ADF 검정에 사용된 시차수는 Schwarz 기준을 따름.
 3) ADF 검정에 대한 5% 임계치는 -2.913임.

〈표 2〉 전통적 화폐수요함수의 안정성 검정($m - p = \theta_0 + \theta_x x + \theta_i i + \varepsilon$)

규모변수(x)	θ_x	θ_i	R^2	잔차 ADF값*
실질GDP	1.245	-0.027	0.964	-2.992
실질소비	1.507	-0.028	0.955	-3.181

주: m : 로그실질통화량, p : 로그GDP 디플레이터, x : 소득 또는 소비, i : 회사채수익률(%).
 *Phillips and Ouliaris(1990)에 의한 5%, 10% 임계치는 각각 -3.77, 3.45.

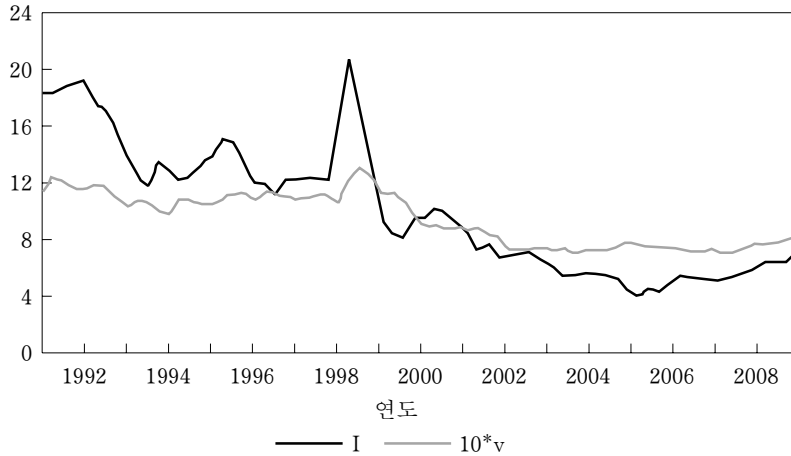
정방식을 적용한 결과, 공적분의 증거가 발견되지 않고 있다.

추정결과를 보면 화폐와 소득(소비), 이자율 간에 안정적인 관계가 존재하지 않을 뿐만 아니라, 기존의 연구들에서와 같이 화폐수요의 소득(소비)탄력성이 1보다 큰 것으로 나타나고 있다.⁸⁾ 그러나 우리는 비록 1990년대 이후의 자료에서도 화폐수요의 소득탄력성이 여전히 1보다 크게 추정되며 유통속도가 하락하는 현상이 발견된다고 할지라도, 과거에 비해서는 이러한 경향이 상당히 둔화되었다는 점에 주목하고자 한다(〈그림 3〉 참조).

최근 들어 유통속도가 과거에 비해 안정적인 움직임을 보이고 있는 현상과 또 분석대상이 되는 표본기간이 상대적으로 짧은 점 등을 고려할 때, 검정력의 한계가 규모변수의 중요성을 약화시킬 수도 있을 것이다. 이런 관점에서 보면 적어도 1990년대 이후에는 화폐수요의 소득탄력성이 1에 접근한 것이 아닌가 하는 의문이 제기될 수 있다. 화폐수요의 안정성을 지지하는 외국의 문헌 가운데 화폐수요의 소득탄력성을 1로 제약할 경우 화폐수요가 안정적이라는 연구들도 있는데다가, 소득과 이자율 이외에 몇몇 변수들을 추가하는 경우에 소득탄력성이 1에 가깝게 추정되는 연구결과들도 존재하는 것이 사실이다.⁹⁾ 따라서 우선, 화폐수요함수에서 규모변수계수를 1로 제약한 경우를 추정해 보기로 하였다. 거래적 동기의 화폐수요를 분석하기 위해 협의로 정의된 통화지표를 사

8) 화폐수요의 소득탄력성이 1보다 큰 것은 유통속도가 하락하고 있음을 의미한다.

9) Lucas(1988)는 1900~1958년의 연간 자료를 이용해 소득탄력성 1.06을 얻었으며, Stock and Watson(1993)은 미국의 1903~1987년 연간 자료를 이용해 DOLS(Dynamic OLS) 방식으로 소득탄력성을 0.97로 추정한 바 있다.



주: i : 회사채수익률, v =명목GDP/M1, 이자율과의 시각적 비교를 위해 편의상 10을 곱함.

〈그림 3〉 유통속도와 이자율

〈표 3〉 화폐수요의 안정성 검정(소득(소비)탄력성을 1로 제약한 경우)($m-p=\theta_0+x+\theta_i i+\varepsilon$)

규모변수(x)	θ_x	R^2	잔차 ADF값*
실질GDP	-0.039	0.803	-4.021
실질소비	-0.048	0.820	-4.354

주: *Phillips and Ouliaris(1990)에 의한 1%, 5% 임계치는 각각 -3.96, -3.64.

용하고 있기 때문에, 소득(또는 소비)탄력성에 제약을 가하는 것이 무리한 가정은 아닌 것으로 보인다. 이 방식은 화폐의 유통속도를 이자율에 대해 회귀분석하는 것과 동일하며, 그 결과는 〈표 3〉에 제시되어 있다.¹⁰⁾

분석결과는 〈표 2〉와 뚜렷한 대조를 보이고 있다. 〈표 3〉에 의하면 우리나라의 유통속도는, 적어도 1990년대 이후에는 이자율변수에 의해 잘 설명되고 있는 것으로 보인다. 단일변수모형으로서의 결정계수도 높을 뿐만 아니라, 1% 유의수준에서 공적분의 증거도 발견되고 있다. 규모변수(소득 또는 소비)에 대한 제약을 가하지 않으면 규모변수에 대한 탄력성이 1보다 크게 추정되고 공적분의 증거가 발견되지 않는 것과는 달리, 계수에 대한 제약을 가한 경우에는 표준적인 이론이 시사하는 화폐수요의 행태를 보여 준다. 이와 같은 결과는 Hoffman, Rasche, and Tieslau(1995)의 결과와 동일하다. 이들은 미국, 영국, 일

10) 〈표 VI-1〉의 표기를 따를 때 $p+x-m$ 로 정의되는 소득유통속도와 소비유통속도에 대한 ADF 단위근 검정결과, 역시 단위근 존재를 기각할 수 없었다.

본, 캐나다를 대상으로 M1으로 정의된 화폐수요를 분석한 결과, 소득탄력성을 1로 제약할 경우 화폐수요가 안정적임을 보여 주고 있는데, 이는 유통속도가 장기적으로 이자율과 균형관계를 형성하면서 변동하고 있다는 것을 의미한다.¹¹⁾

2. 자산거래와 화폐수요

이상의 분석결과는 소득(또는 소비)변수의 계수에 대한 제약을 가하지 않는 경우에는 공적분의 증거가 발견되지 않으면서 소득(또는 소비)탄력성이 1보다 크게 추정되고, 소득(또는 소비)탄력성을 1로 제약하면 공적분의 증거가 발견된다는 것으로 요약할 수 있다. 계수제약에도 불구하고 모형의 결정계수가 여전히 높게 유지된다는 점은 기회비용변수로서의 이자율의 설명력이 매우 높다는 것을 말해준다. 다만 계수제약이 없는 경우에 소득(또는 소비)탄력성이 높게 추정되는 것을 보면, 규모변수로 소득이나 소비 이외의 다른 요인이 화폐수요에 추가적인 영향을 주는 것이 아닌가 하는 의문을 낳게 한다. 서론에서 지적한 바와 같이 비GDP 거래의 역할을 검토해 볼 필요가 있다고 보이는데, 특히 자산거래와 같은 비GDP 거래의 변동이 화폐수요에 어떠한 영향을 미치고 있는지 분석해 보는 것은 의미 있는 시도라고 생각된다.

(1) 자산거래가 화폐수요에 영향을 주는 경로

자산거래의 역할에 대해서는 케인즈(Keynes)의 견해를 돌이켜볼 필요가 있다. 케인즈는 화폐수요 및 유통속도가 소득과 안정적인 관계를 맺지 않는다고 보고, 투기적 동기에 의한 화폐수요 측면을 강조한 바 있다. 특히, 화폐수요가 상품거래의 필요에 의해 수동적으로 결정되기보다는 자산거래와 밀접한 관계를 보인다는 점을 강조하였으며, 그에 따라 유통속도 역시 불안정한 모습을 보일 수 있다는 것을 지적하였다. 화폐의 유통속도가 일정하다는 고전학파의 주장을 반박하면서 이자율의 영향을 강조한 유통성선호설을 주장하였다.

그는 화폐의 유통에 대하여 실물적 유통과 금융적 유통을 구분하고, 실물적 유통을 거래적 수요로, 금융적 유통을 화폐의 투기적 수요로 파악한 바 있다. 중앙은행에 의해 공급된 통화가 금융중개의 과정을 거쳐 투자 및 생산활동에 이용될 경우 실물적 유통이라고 하며, 그렇지 않고 금융기관 간의 거래로 금융

11) Stock and Watson(1993)에 따르면 계수제약을 가하지 않는 경우에는 공적분의 증거가 약한 것으로 나타나고 있다.

기관에서만 맴돌거나 주식, 부동산 등의 자산거래에만 사용되는 경우를 금융적 유통이라고 한다.

결국 케인즈에 따르면 화폐수요는 실물적 유통에 필요한 화폐수요와 금융적 유통에 필요한 화폐수요로 구분되는데, 경우에 따라 금융적 유통이 실물적 유통을 압도하면 화폐수요는 불안정한 모습을 보이게 된다.

(신)화폐수량설에 따르면 화폐의 소득유통속도는 일정하므로 통화량은 명목 국민소득과 일정한 비례관계를 맺게 되지만, 화폐의 유통이 금융적 유통에 의해 지배되는 경우에는 통화량과 명목소득 간의 비례관계가 깨지게 된다.

화폐는 재화와 서비스에 대한 교환의 매개수단 역할을 할 뿐만 아니라, 금융상품을 비롯한 자산거래에도 사용되어진다. 그러나 불행하게도 이 모든 거래의 총합을 관찰하는 것은 불가능하다. 전통적인 경제분석에서는 화폐수요와 일정 기간 동안 새롭게 생산된 재화와 서비스 간의 관계만을 분석해 왔으며, 관행적으로 화폐수요에 영향을 주는 규모변수로 소득 또는 소비를 사용하였다. 이는 암묵적으로, 금융상품을 비롯한 자산거래의 규모가 GDP관련 거래규모와 비례적으로 움직인다는 것을 전제로 하는 것이다.

그러나 쉽게 짐작할 수 있듯이 자산거래와 GDP 거래가 항상 일정한 비율을 유지하면서 평행적으로 이루어지는 것은 아니다. 어떤 기간 동안에는 자산거래가 GDP 거래에 비해 폭발적으로 증가할 수도 있는 반면에, 어떤 기간에는 GDP 거래에 비해 극도의 침체에 빠질 수도 있다.¹²⁾ 따라서 측정의 문제만 해결된다면 자산거래와 같은 비GDP 거래의 중요성이 사전적으로 배제되어야 할 이유는 없다. 즉, 금융자산의 거래나 부동산거래 등과 같은 자산거래도 규모변수의 하나로 포함되어야 하는 것이다.

화폐수요에 대한 연구들은 자산거래를 포함한 규모변수 선택의 문제에 크게 주목하지 못하였으나, 몇몇 연구들은 부동산거래가 화폐수요에 영향을 주는 경로가 있음을 보여 주고 있다. 우선 외국의 문헌 가운데, Duca(1990)는 장기주택저당채권(mortgage, 이하 모기지)의 활성화가 화폐수요에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 특히, 모기지재조정(mortgage refinancing)이 유동성에 대한 수요를 늘리는 요인으로 작용한다.

모기지재조정이란 금리가 인하되는 경우에 이미 높은 고정금리로 모기지대출

12) Stiglitz and Greenwald(2003)는 화폐수요함수 또는 유통속도의 불안정성을 지적하면서, 그 이유 가운데 하나로 화폐가 소득보다 자산거래와 더 밀접하게 움직일 가능성을 지적하고 있다.

을 받은 자가 금리가 인하된 것을 이용하여 기존의 대출잔액을 갚고 종전보다 낮은 금리로 새로운 모기지계약을 체결하는 것을 말한다. 이때 새로운 모기지의 시작과 함께 기존 모기지 채무를 갚기 위한 차입금을 만들게 된다. 이렇듯 모기지의 활성화가 화폐수요를 증대시키는 요인으로 작용하는데, Duca(1990)는 1972년부터 1988년의 자료를 이용하여 모기지의 활성화가 요구불예금(demand deposit)의 변화에 유의한 영향을 미치고 있음을 보여 주었다.

Palley(1995) 역시 주택거래가 화폐수요에 미치는 영향이 크다는 점을 강조하였는데, 그에 따르면 주택거래는 다음과 같은 측면에서 화폐수요에 영향을 미친다.

주택구매자들은 실제의 거래를 위해 유동성을 확보해야 하며, 또 거래가 종료되기 전에 발생할지도 모르는 주택가격의 변동에 대비하기 위해서도 유동성을 확보해야 한다. 게다가 새로운 주택의 구입과 관련된 소비재 구매와 주택의 보수를 위해서도 유동성을 확보해야 한다.

Palley(1995)는 주택거래를 대리하는 변수로 중위주택가격(median home price)에 기존 주택의 판매호수를 곱한 값을 구성하였으며, 규모변수인 소비에 주택거래량을 추가하여 1976년부터 1991년까지의 기간을 분석하였다. 화폐수요함수의 추정모형으로는 공적분 관계 분석 이전에 널리 이용되던 부분조정모형(gradual adjustment mechanism)을 사용하였으며, 주택거래량이 두 가지 총화지표인 M1과 M2의 수요에 모두 유의한 영향을 주고 있음을 보여 주었다.

우리나라의 경우에는 최근 유병학(2007)에 의해 주택가격이 화폐수요에 미치는 영향이 분석된 바 있다. 이 연구는 새케인지언 확률적 동태일반모형(New Keynesian DSGE model) 내에서 주택을 일종의 내구재로 처리하고 있다. 실제자료의 분석에는 통화지표로 Lf(금융기관 유동성)와 광의통화(M2)를 선택하였으며, 주택거래를 대리하는 변수로는 1999년 1월 이후의 주택가격지수를 선택하여, 2007년 1월까지의 기간 동안 주택가격이 Lf와 M2에 모두 영향을 주고 있음을 보여 주고 있다.

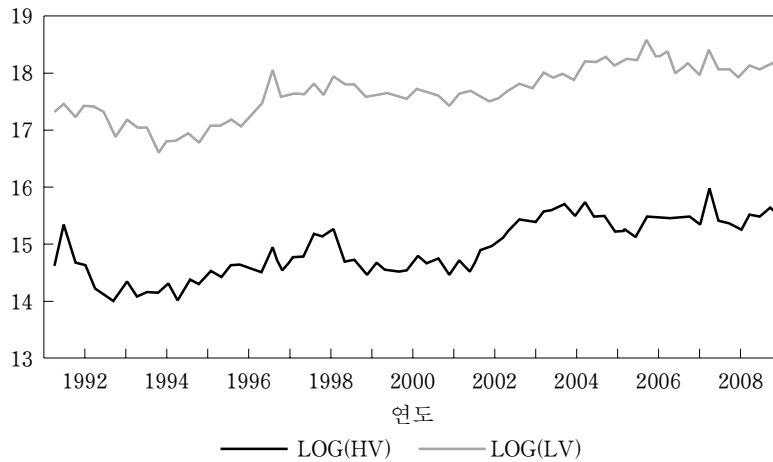
이처럼 화폐보유의 동기는 상품거래에만 국한되는 것이 아니라 주택거래와 같은 자산거래에도 적용된다. 본 연구는 자산거래규모가 화폐수요에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보는 동시에, 규모변수로 소득변수 이외에 자산거래를 포함시키는 경우에 안정적인 화폐수요함수를 얻을 수 있는가를 검토한다. 다만 거래적 동기(재화 및 자산 거래)에 의한 화폐수요에 초점을 두으로써 협의통화를 대상으로 분석한다.

(2) 부동산거래 규모자료

본 연구는 자산거래 가운데 부동산거래에만 초점을 맞춘다. 물론 자산거래 가운데 채권거래대금과 주식거래대금 등 금융자산거래를 고려할 수 있다. 그런데 채권은 화폐의 가장 가까운 대체재로서, 화폐보유의 기회비용변수인 이자율(채권수익률)이 이미 화폐수요의 설명변수로 포함되기 때문에 제외하는 것이 타당해 보인다. 주식거래규모는 주가변동에 따른 노이즈(noise)가 많은 변수이고, 또한 실제로 주식거래량 자료를 이용해 분석해 본 결과 화폐수요와 상관관계가 그리 높지 않게 나왔기 때문에 분석대상에서 제외하기로 하였다.

대표적인 부동산거래는 주택거래와 토지거래이다. 그런데 주택거래와 토지거래에 대해서는 채권거래나 주식거래와는 달리 거래대금이 정확히 파악되지 않는 문제점이 있다. 주택가격지수나 토지가격지수가 발표되고는 있으나, 일반적으로 그것으로 거래규모를 대신할 수는 없다. 따라서 부동산거래규모를 대리(proxy)할 수 있는 방법을 고안해야 한다.

부동산 거래대금을 직접 관찰할 수 없다는 문제를 해결하기 위해, 주택거래 면적과 토지거래 면적자료가 이용가능하다는 점을 활용할 수 있다. 주택거래규모와 토지거래규모의 대리변수로 주택가격지수에 주택거래 면적을 곱한 값과 토지가격지수에 토지거래 면적을 곱한 값을 사용하면, 실제의 거래대금과 유사



주: $HV = HP \cdot HW$, HP : 주택가격지수, 2005년=100, HW : 주택거래면적, 단위 천 m^2 .
 $LV = LP \cdot LW$, LP : 지가지수, 2005년=100. LW : 토지거래면적, 단위 천 m^2 .

〈그림 4〉 주택거래규모와 토지거래규모

할 것이라는 추측이 가능하다. 주택관련 자료와 토지관련 자료는 각각 국민은행과 한국토지공사의 DB에서 추출될 수 있는데, 자료의 제약으로 1991년 1분기부터 사용될 수 있다. <그림 4>에는 이와 같은 방식으로 구한 주택거래규모와 토지거래규모에 자연대수를 취한 값이 도시되어 있다. 주택거래와 토지거래 규모는 1990년대에는 완만한 상승세를 보이고는 있지만 등락을 거듭하다가 2000년대 들어오면서 증가세가 강화되고 있다.

(3) 부동산거래와 화폐수요

사용된 자료는 1991년 1분기부터 2008년 4분기까지이며, 단위근 검정결과 주택거래규모변수(HV)와 토지거래규모변수(LV) 모두 불안정한 시계열로 나타났다.¹³⁾ 이제 화폐수요의 설명요인으로 소득(소비)과 이자율 이외에 주택거래와 토지거래와 같은 자산거래변수를 추가로 고려해 보기로 한다.¹⁴⁾ 소득(또는 소비)변수의 계수에 대한 제약을 가하지 않는 경우에 소득(또는 소비)탄력성이 과도하게 추정되는 것이, 자산거래가 화폐수요에 미치는 추가적인 효과가 누락되었기 때문이라고 추측해 볼 수도 있기 때문이다.

소득(또는 소비)과 부동산거래를 동시에 고려한 화폐수요함수를 추정해 보기로 하자. 먼저 두 가지 규모변수에 제약을 가하지 않은 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. <표 2>에 비해 소득(또는 소비)탄력성이 다소 낮게 추정되고 있지만, 소득(또는 소비)변수의 계수에 제약을 가하지 않는 한, 규모변수로 GDP 거래와 부동산거래를 동시에 고려하는 경우에도 여전히 공적분의 증거는 발견되지 않고 있다.

한편, <표 5>에는 두 가지 규모변수를 모두 고려하되, 소득(또는 소비)변수의 계수를 1로 고정시키고 추정한 결과가 나와 있다. 이 경우에는 공적분의 증거가 발견된다. 미세한 차이이지만, GDP 거래변수로 소득을 사용하는 경우에는 5%의 유의수준에서, GDP 거래변수로 소비를 사용하는 경우에는 1%의 유의수준에서 공적분의 증거가 발견된다. <표 2>와 비교해 볼 때 이자율 계수추정치에는 큰 변화가 없으면서 모형의 결정계수가 높아지는 것을 알 수 있으며, 부동산거래변수로 토지거래보다 주택거래를 사용하는 경우에 모형의 결정계수가 더 높은 것으로 나타나고 있다.

13) $\log(HV)$ 와 $\log(LV)$ 에 대한 ADF 검정결과 각각 -2.295 , -1.749 로 나타나 단위근의 존재를 기각할 수 없었다.

14) 앞에서 분기 화폐수요함수의 추정에 있어, GDP 디플레이터로 나눈 실질화폐량을 사용하였으므로, 부동산거래규모 역시 GDP 디플레이터로 나눈 실질변수로 전환하였다.

〈표 4〉 GDP 거래와 부동산거래를 고려한 화폐수요함수($m-p=\theta_0+\theta_x x+\theta_h h(\theta_l l)+\theta_i i+\varepsilon$)

소득변수(x)	θ_x	θ_h	θ_l	θ_i	R^2	잔차 ADF 값*
실질GDP	1.090	0.124		-0.030	0.971	-3.311
	1.241		0.014	-0.027	0.964	-2.773
실질소비	1.305	0.139		-0.031	0.965	-3.351
	1.443		0.071	-0.029	0.957	-2.463

주: $h=\log(HV)$: 로그주택거래량. $l=\log(LV)$: 로그토지거래량.

* Phillips and Ouliaris(1990)에 의한 5%, 10% 임계치는 각각 -4.11, -3.86.

〈표 5〉 GDP 거래와 부동산거래를 고려한 화폐수요함수(소득(소비)탄력성을 1로 제약한 경우)
($m-p=\theta_0+x+\theta_h h(\theta_l l)+\theta_i i+\varepsilon$)

소득변수(x)	θ_h	θ_l	θ_i	R^2	잔차 ADF 값*
실질GDP	0.139		-0.034	0.861	-4.292
		0.066	-0.037	0.813	-4.195
실질소비	0.177		-0.042	0.880	-4.652
		0.135	-0.045	0.843	-4.405

주: Phillips and Ouliaris(1990)에 의한 1%, 5% 임계치는 각각 -4.31, -3.77.

공적분 존재 여부를 기준으로 이제까지의 분석결과를 정리해 보면, 표준적인 방식에 따라 GDP 변수를 계수제약 없이 사용하는 한 부동산거래변수의 포함 여부에 관계없이 공적분의 증거를 발견하기 어렵지만, GDP 변수에 대한 계수를 1로 제약하면 두 경우 모두 공적분의 증거가 발견된다는 것이다. 이는 화폐수요의 장기소득탄력성이 1에 접근한 상태라는 것으로 해석될 수 있다. 다만 적절한 규모변수의 선택이라는 관점에서 볼 때에는, 화폐수요의 행태를 보다 잘 묘사하는 조합은 GDP 변수에 대한 계수를 1로 제약하면서 부동산거래를 추가로 고려하는 경우라고 할 수 있을 것이다.

기존 연구들에 의할 때 대체로 1990년대 들어서면서 금융환경의 변화와 함께 화폐수요가 불안정해졌다는 결과가 우세한 것이 사실이다. 그러나 이와 같이 규모변수에 대한 적절한 선택과 제약 여부에 따라 화폐수요의 안정성 검정결과가 다르게 나온다는 것은, 화폐수요가 불안정해졌다는 기존의 분석결과들이 견고(robust)하지 않다는 것을 의미하는 것이기도 하다.

이제 마지막으로 설명변수들의 통계적 유의성 여부를 점검해 보기로 한다. 설명변수에 단위근이 존재하는 경우에는 공적분관계식의 추정만으로는 설명변

〈표 6〉 화폐수요함수의 DOLS 추정(소득(소비)탄력성을 1로 제약한 경우)

$$\left(m_t - p_t = \theta_0 + x_t + \theta_h h_t(\theta_l l_t) + \theta_i i_t + \sum_{j=-2}^2 [\gamma_h \Delta h(\gamma_l \Delta l)]_{t+j} + \sum_{j=-2}^2 [\delta_i \Delta i]_{t+j} + \varepsilon_t \right)$$

소득변수(x)	θ_0	θ_h	θ_l	θ_i	R^2
실질GDP	-4.995 (0.472)	0.086 (0.042)		-0.041 (0.003)	0.912
	-3.558 (0.549)		-0.035 (0.040)	-0.048 (0.003)	0.909
실질소비	-4.535 (0.440)	0.092 (0.039)		-0.053 (0.003)	0.949
	-4.052 (0.529)		0.039 (0.038)	-0.057 (0.003)	0.943

주: 괄호 안은 표준오차.

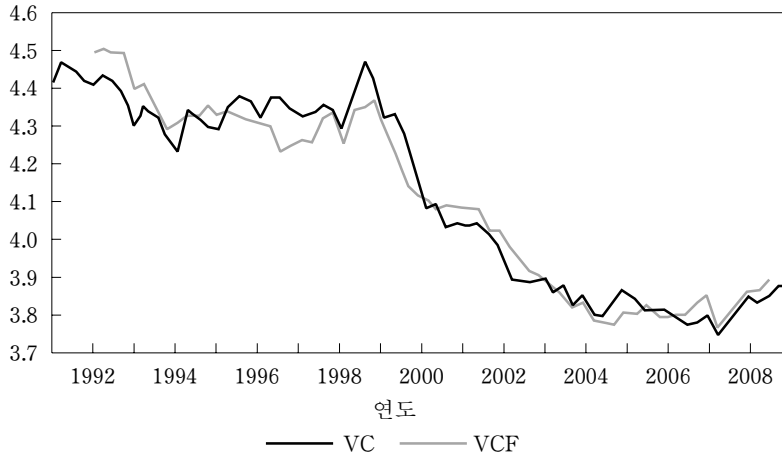
수의 통계적 유의성 여부를 판정할 수 없기 때문에, 여기서는 Stock and Watson (1993)의 DOLS(Dynamic OLS) 방법을 사용해 보기로 하였다. 〈표 6〉에는 소득(소비)탄력성을 1로 제약하고, 이자율과 자산거래변수에 대해서는 각각의 변수를 차분한 뒤 전후시차변수를 2개까지 포함시키는 방식으로 화폐수요함수를 추정한 결과가 제시되어 있다.

우선, OLS로 추정하였을 때에 비해 부동산거래 규모변수계수는 다소 낮게, 이자율계수는 절대값 기준으로 다소 높게 추정되는 경향을 보이고 있다. 단 부동산거래 가운데 토지거래량변수는 통계적 유의성이 없는 반면, 주택거래량변수는 5% 수준에서 통계적 유의성이 발견되고 있다. 이는 이자율에 더하여 주택거래량이 화폐수요(및 유통속도) 변화에 추가적인 설명력을 갖고 있음을 의미한다.

모형의 결정계수로 볼 때에는 GDP 거래변수로 실질소비, 비GDP 거래변수로 주택거래량을 사용하는 경우가 화폐수요 행태를 가장 잘 설명하는 것으로 나타나고 있다. 사후적인 적합성을 떠나 부동산거래변수를 포함시킬 경우에 GDP변수로 소득보다 소비를 사용하는 것이 타당한 이유도 있다. 주택거래 가운데 신규 주택거래는 GDP의 투자항목에 포함되기 때문에 중복을 피한다는 관점에서 GDP 관련변수로 소득보다는 소비를 넣는 것이 적합하기 때문이다.

규모변수로 소비를 사용하는 경우에 화폐수요의 주택거래량에 대한 탄력성이 0.092, 이자율(준)탄력성은 -0.053으로 추정되는데, 이는 다른 조건이 일정한 상태에서 주택거래량이 전분기 대비 10% 증가할 때 화폐에 대한 수요가 0.92%

62 부동산거래와 화폐수요



주: VC: 화폐의 소비유통속도(자연대수값), VCF: <표 IV-4> 추정에 의한 VC 예측치

<그림 5> 화폐의 소비유통속도: 실제치와 예측치

증가하는 경향이 있다는 것으로 해석된다.¹⁵⁾ 이러한 결과는 화폐에 대한 수요가 기회비용으로서의 이자율, GDP 관련 거래의 목적, 나아가 주택거래와 같은 자산거래의 필요에도 의존한다는 것을 보여 준다. 이는 유통속도의 변화 추이가 이자율과 주택거래규모에 의해 설명될 수 있다는 것을 의미하는 것이기도 하다. <그림 5>는 화폐의 소비유통속도와 <표 5>의 DOLS 방식으로 추정된 그 예측치를 비교해서 제시하고 있는데, 두 변수 모두 IMF 경제위기 이후의 하락 추세와 함께 최근 들어 하락 추세가 멈추고 약간의 상승세로 돌아서는 모습을 동시에 잘 보여 주고 있다.

논문의 초반부에 제시한 대로 소득(또는 소비)과 이자율만을 사용하여 전통적 화폐수요함수를 분석하는 경우에는 소득(소비)탄력성이 과도하게 추정되는 한편, 이자율(준)탄력성은 과소하게 추정되는 동시에 변수들 간에도 공적분 관계가 성립하지 않았다. 이러한 결과만을 보면 우리나라의 화폐수요가 소득증가에 비해 매우 빠른 속도로 증가하는 동시에 이자율 변화에 민감하지 않으며, 또 이 변수들과 안정적인 관계를 맺고 있지 않아 기본적으로 불안정적인 시계열이라는 해석을 낳게 할 수 있다.

그러나 이상의 분석결과들은 우리나라의 화폐수요가 이자율과 GDP 거래 및 비GDP 거래와도 안정적인 관계를 맺고 있다는 데 무게를 두고 해석될 수 있

15) 물론 이 경우는 화폐수요의 소비탄력성이 1로 제약된 상태이므로, 소비가 10% 증가할 때 화폐수요 역시 10% 증가한다.

다. 특히, 주택시장과 같은 자산시장에서 발생하는 거래규모의 변화가 화폐수요의 방향성에 일정한 영향을 주고 있다는 점은 주목할 만한 결과라고 보여진다. 일반적으로 상품시장보다 자산시장의 변동성이 더 심하다는 점을 감안할 때, 우리나라의 화폐수요는 실물부문의 변화 추세뿐만 아니라, 변동성이 심한 자산시장의 거래동향과도 일정한 관계를 맺어 왔던 것이다.

IV. 결 론

본 연구는 금융자유화가 본격화되기 시작한 1990년대 이후에 우리나라의 화폐수요(및 유통속도)가 어떤 변화를 보여 왔는지 관찰하고자 하는 동기에서 출발하였다. 소득, 이자율과 화폐수요의 관계를 분석한 결과, 표준적인 방법으로는 이 변수들 간에 공적분 관계가 발견되지 않음을 확인할 수 있었다.

그러나 1990년대 이후 유통속도의 하락 추세가 둔화되면서 이자율과의 연관성이 높아지고 있는 경향을 발견하고, 이를 화폐수요함수의 추정에 반영해 보았다. 그 결과 GDP 변수에 대한 계수를 1로 제약하면 공적분의 증거가 발견되고, 나아가 부동산거래와 같은 자산거래규모가 화폐수요에 영향을 미치고 있다는 것을 발견할 수 있었다. 이는 1990년대 이후 우리나라의 화폐유통속도가 이자율의 변화 및 부동산거래 동향과 밀접하면서도 안정적인 관계를 맺으며 움직여 왔다는 것을 의미한다.

이러한 분석결과는 통화정책의 수행에도 일정한 시사점을 줄 수 있다. 화폐수요가 불안정한데다 더욱이 현재와 같이 단기금리를 조절하는 통화정책하에서는 통화량에 관한 분석이 무의미하다는 견해가 있을 수 있지만, 이에 대해 보다 조심스러운 접근이 필요하다는 점이다. 특히, 화폐수요가 GDP 거래뿐만 아니라 부동산거래와 같은 자산거래와도 장기적 균형관계를 형성하고 있다면, 통화정책의 지표 및 파급경로에 대한 논의에서 이 같은 결과가 가지는 의미가 비중 있게 다루어져야 할 것이다. 통화량의 변동이 상품시장의 동향뿐만 아니라 변동성이 심하고 추세를 예측하기 어려운 자산시장의 동향에 의해서도 영향을 받게 되면 선제적 통화정책을 수행하기 어려워진다. 자산시장에서 발생하는 교란을 선제적으로 적절히 중화시킨다는 것은 근본적으로 매우 어려운 일이기 때문이다. 더욱이 통화정책이 상품시장뿐만 아니라 자산시장을 안정화하려는 목표를 함께 수행하려고 한다면, 때로는 이자율 대신 통화와 신용의 규모 자체를

일정한 범위 내에서 관리하는 방안도 고려될 필요가 있을 것이다.¹⁶⁾ 물론 구체적인 방안에 대해서는 추가적인 연구와 논의가 이루어져야 할 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 금재호·이인실, 「화폐수요함수의 구조와 안정성」, 『금융연구』 제7권 제1호, 한국금융연구원, 1993, 145~174.
- 서병선, 「통화실증과 한국 통화수요함수의 장기안정성 검증」, 『계량경제학보』 제12권 제3호, 2001, 83~117.
- 신태환·이석륜 역, 『화폐론』, 비봉출판사, 1992(J.M. Keynes, *A Treatise on Money*, 1930).
- 오성환·최운규, 「불확실성과 금융혁신을 감안한 화폐수요함수」, 『금융학회지』 제5권 제3호, 2000, 93~116.
- 유윤하, 「통화수요함수의 장기적 안정성 검증: Johansen 공적분 검정방법의 원용」, 『한국개발연구』 제16권 제3호, 1994, 45~46.
- 유병학, 「최근 통화량의 변동요인 분석: 주택가격을 고려한 통화수요함수 추정」, 『경제분석』 제13권 제4호, 2007, 39~63.
- 이동현·황호형, 「우리나라의 장기적 통화수요 함수: 계절성을 감안한 공적분 검증」, 『경제학연구』 제46권 제3호, 1998, 3~21.
- 장민·함정호, 「새로운 적정 통화지표의 모색」, 『경제분석』 제6권 제2호, 2000, 29~89.
- 전상준, 「공적분-오차수정모형을 사용한 한국 화폐수요의 추정」, 『금융학회지』 제3권 제1호, 1998, 1~32.
- 주상영, 「우리나라 화폐유통속도의 변화요인」, 『국제경제연구』 제8권 제1호, 2002, 213~230.
- 주한광, 「우리나라의 기업화폐수요」, 『국제경제연구』 제5권 제2호, 1999, 159~179.
- 주한광·주상영, 「우리나라 가계와 기업의 부문별 화폐수요: 불확실성과 환율을 고려한 연구」, 『경제학연구』 제50집 제2호, 2002, 149~183.

16) 미국과 달리 유럽중앙은행(ECB)은 여전히 통화량 지표가 갖는 정보를 예의 주시하면서 통화정책을 수행하고 있는 것으로 알려져 있다.

- 최희갑, 「인플레이션 불확실성하에서의 화폐수요에 관한 실증분석」, 『금융학회지』 제11권 제4호, 2006, 91~126.
- Ball, L., “Another Look at Long-run Money Demand,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, 2001, 31~44.
- Carlson, J. B., D. L. Hoffman, B. D. Keen, and R. H. Rasche, “Results of a Study of the Stability of Cointegrating Relations Comprised of Broad Monetary Aggregates,” *Journal of Monetary Economics*, 2000, Vol. 46, 345~383.
- Duca, J. V., “The Impact of Mortgage Activity on Recent Demand Growth,” *Economics Letters*, 32, 1990, 157~161.
- Duca, J. V. and D. D. Vanhoose, “Recent Developments in Understanding the Demand for Money,” *Journal of Economics and Business*, Vol. 56, 2004, 247~272.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin, “Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, 1997, 279~304.
- Favara, G. and P. Giordani, “Reconsidering the Role of Money for Output, Prices and Interest rates,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, 2009, 419~430.
- Friedman, M., “The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results,” *Journal of Political Economy*, Vol. 67, 1959, 327~351.
- Friedman, B. and K. Kuttner, “Money, Income, Prices, and Interest Rates,” *American Economic Review*, Vo. 82, No. 3, 1992, 472~492.
- Goldfeld, S. and D. Sichel, “The Demand for Money,” In *Handbook of Monetary Economics*, 1990, 299~356.
- Guerron-Quintana, P. A., “Money Demand Heterogeneity and Great Moderation,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, 2009, 255~266.
- Hafer, R. W., J. H. Haslag, and J. Garrett, “On Money and Output: Is Money Redundant?” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007, 945~954.
- Hoffman, D. L. and R. H. Rasche, “Long-run Income and Interest Elasticities of Money Demand in the United States,” *Review of Economic and Statistics*, Vol. 73, 1991, 665~674.
- Hoffman, D. L., R. H. Rasche, and M. A. Tieslau, “The Stability of Long Run Money Demand in Five Industrial Countries,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.

35, 1995, 317~339.

Ireland, P., "Endogenous Financial Innovation and the Demand for Money," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, 1995, 107~123.

Lacker, J. M. and S. L. Schreft, "Money and Credit as Means of Payments," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, 1996, 3~23.

Lucas, Jr. R., "Money Demand in the United States: A Quantitative Review," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 29, 1988, 137~167.

McCallum, B. T. and E. Nelson, "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 31, 1999, 296~316.

Mehra, H. P., "In Search of a Stable, Short-run M1 Demand Function, Federal Reserve Bank of Richmond," *Economic Review*, 1992, 9~23.

Miller, S. M., "Monetary Dynamics: An Application of Cointegrating and Error Correction Modeling," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, 1991, 139~154.

Nelson, E., "Direct Effects of Base Money on Aggregate Demand: Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002, 687~708.

_____, "The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, 2003, 1029~1059.

Palley, T. I., "The Demand for Money and Non-GDP Transactions," *Economics Letters*, Vol. 48, 1995, 145~154.

Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, 165~193.

Reynard, S., "Maintaining Low Inflation: Money, Interest Rates, and Policy Stance," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007, 1441~1471.

Stiglitz, J. E. and B. Greenwald, "Towards a New Paradigm in Monetary Economics," Cambridge, 2003.

Stock, J. and M. Watson, "A simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, 1993, 783~820.

[Abstract]

Real Estate Transactions and Money Demand

Sangyong Joo · Yeok Huh

This paper examines the behavior of money demand (and velocity) since the 1990s when financial markets are rapidly liberalized in Korea. But as in most studies using standard methods, long-run stable relations are not found among money, income, and interest rates. However, we note that the declining trend in the velocity of money has been greatly mitigated, and that the velocity has begun to move much closer to interest rates since the 1990s. If we impose unitary income elasticity, money demand function turns out stable. We also argue that non-GDP transactions have an important influence on the level of money demand. We construct the data proxying for the volume of transactions in real estates. Empirical results show that with the inclusion of real estate transactions data and the imposition of unitary income (consumption) elasticity, a cointegrating money demand relation can be obtained. This indicates that recently in Korea, the velocity of money has stable and close relationship with non-GDP items (especially, home sales) as well as interest rates.

Keywords: money demand, velocity, transactions in real estates, cointegrating relationship

JEL Classification: E41, E51