보험금융연구 제33권 제4호 (2022. 11) pp. 97-138
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2022.33.4.004

우리나라 통화수요함수의 장기균형 관계와 안정성: ARDL 모형을 중심으로*

Analyzing the Long-Run Demand for Money and Its Stability in Korea: An ARDL Approach

황 진 태**·김 성 민***
Jin-tae Hwang·Sung-min Kim

본 연구는 1970~2021년 우리나라 M1과 M2에 대해 실질 GDP, 이자율, 물가상승률, 원달러 환율 변수를 이용하여 통화수요함수의 장기균형 관계와 안정성 여부를 살펴보았다. 이를 위해 ARDL 모형과 bounds 공적분 검정을 이용하였으며, 분석 결과 Lucas(2000)에서처럼 실질 M1에 대한 실질 GDP의 탄력성이 1에 가까웠으며, 이자율의 탄력성이 0.4~0.5로 추정되었다. 실질 M2에 대해서는 이자율의 탄력성이 통계적으로 유의하지 않았으나, 실질 GDP의 탄력성은 1을 상회하는 수준이었다. 아울러 물가상승률은 통화수요에 대해 전반적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 M1과 M2 모두에 대해 장기적으로 안정적인 통화수요 모형이 존재할 가능성이 높은 것으로 판단된다.

국문 색인어: 통화량, 실질 GDP, 이자율, 자귀회귀시차분포 모형, bounds 공적분 검정
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030300, B030600, B030601

* 이 연구는 2018학년도 대구대학교 학술연구비 지원으로 수행되었음.
** 대구대학교 경제금융학부 부교수(jhwang@daegu.ac.kr), 제1저자
*** 경북대학교 경제통상학부 초빙교수(java0215@gmail.com), 교신저자
논문 투고일: 2022. 6. 23, 논문 최종 수정일: 2022. 9. 19, 논문 게재 확정일: 2022. 11. 18

Ⅰ. 서론

수익이 따르지 않는 통화에 대한 수요가 장기적으로 어떻게 결정되며, 추정된 통화수요함수가 안정적인지에 대한 것은 학계의 오랜 관심사 중 하나였다. 특히, 과거 우리나라를 비롯해 많은 국가들이 통화량 목표제를 시행하여 왔다는 점에서 통화수요에 대한 연구는 거시경제학 분야에서 중요하게 다루어져 왔다. 그러나 1980년대 이후 금융자유화와 금융혁신이 이루어지면서 다양한 금융상품이 발달함에 따라 통화량 목표제의 유효성에 대해 많은 비판이 있었다. 이에 1998년에 우리나라도 여러 다른 국가들처럼 통화량 목표제를 포기하고 금리중시 물가안정목표제를 채택하였다. 이후 통화수요에 대한 연구는 전반적으로 침체 상태였다고 할 수 있다.

그러나 2000년대에 들어 저성장·저물가 기조가 지속되면서 물가안정목표제 정책에 대한 의미가 퇴색하기 시작하였고, 2008년 글로벌 금융위기까지 발발하면서 금리 중심의 전통적 통화정책수단이 더 이상 유효하지 않다는 의견이 다수 제기되었다(강명헌·이혜란 2014). 또한 글로벌 금융위기를 극복하기 위한 방안으로 금리 조정을 통한 전통적 방식보다 양적완화와 포워드 가이던스 등 비전통적 통화정책수단이 적극적으로 활용되었다. 특히, 양적완화의 경우 금리를 통한 정책효과보다는 중앙은행의 발권력으로 국공채 매입을 통해 시장에 유동성을 직접 공급한다는 점에서 기존의 통화정책과 대별된다. 물론 이러한 비전통적 수단이 위기 시에만 적용되는 임시적 대응일 뿐일 수 있다는 의견이 있다. 즉, 해당 정책은 위기 시에만 채택될 수 있는 특수한 정책이며, 평상시에는 금리중시 통화정책이 가장 유효한 정책수단이라는 것이다. 그러나 이를 인정하더라도 향후 글로벌 경제에서 나타날 수 있는 여러 상황 변화에 정책이 기초할 필요가 있다면 중앙은행은 여전히 다양한 거시경제지표와 관련 경제모형에 대해 관심을 가질 수밖에 없다. 따라서 본고에서 수행하는 통화수요의 장기적 관계와 안정성에 대한 연구는 지속적으로 중요한 의미를 가진다고 할 것이다.

이러한 환경 속에 통화수요함수의 장기적 관계와 안정성에 대한 연구가 최근에도 다수 진행되었다. 그럼에도 여전히 그 결과와 해석에 대해 완전한 의견 일치가 존재하지는 않는다. 한편, 기존 연구는 주로 최근 20~30년 동안의 기간에 분기 또는 월별 자료를 활용함으

로써 짧은 기간으로 인해 나타날 수 있는 부족한 관측치에 대한 시계열 분석의 문제점을 피하였다. 그러나 이들 연구들이 외환위기 이전 또는 이후 형태로 특정 기간만을 대상으로 분석을 국한하고 있다는 점에서 보다 역사적 차원에서 장기 개념의 통화수요함수와 그 안정성을 다루고 해석하는 데에는 한계가 있을 수 있다. 이에 본 연구는 통화수요의 장기균형 관계와 안정성을 살펴보고자 분석기간이 보다 확장된 1970~2021년을 대상으로 우리나라 통화량, 이자율, 물가상승률 등의 시계열 자료를 분석한다.

통화함수 추정을 시도한 선구자 중 하나인 Meltzer(1963)는 통화수요가 자산 및 소득(또는 그 선형결합), 이자율, 그리고 물가상승률의 함수로 보았다. 이러한 그의 연구는 통화수요가 제한된 수의 변수로 결정되며 그 함수가 안정적이라는 Friedman(1956)의 주장에 기초한다. 그러나 화폐수량이론에 입각하여 통화수요에 대한 소득의 역할을 강조하면서 항상소득의 탄력성을 1.8로 추정한 Friedman(1959)의 연구결과에 Meltzer는 의문을 가졌다.[1] 이에 대해 그는 화폐보유에 대한 기회비용으로 인식한 Baumol-Tobin의 관점을 반영하여 통화수요의 함수에서 음(-)의 관계를 가정한 이자율의 역할도 함께 살펴보았다. 그는 분석을 위해 1900~1958년의 시계열 자료를 이용하였으며, 화폐잔고와 자산 및 (장기) 이자율(자산수익률) 간 관계를 log-log 형태의 모형으로 하여 통화수요함수를 추정하였다. 그 결과로 통화에 대한 자산 탄력성은 통화정책의 변화에 관계없이 1의 값으로 안정적이었으며, 이자율 탄력성은 통계적으로 유의미하면서 높은 수준에 해당하는 음(-)의 값이었다. 다만, 통화량이 협의에서 광의로 확대될수록 이자율의 탄력성이 작아지는 경향을 보여주었다.

한편, Lucas(1988)는 Meltzer(1963)의 연구를 바탕으로 분석기간을 연장하여 1900~1985년의 시계열 자료를 활용하였다. 그리고 통화수요에 대한 함수로 Meltzer의 연구에서처럼 자의적으로 선택된 자산변수를 고수할 필요는 없고 소득변수 사용을 고려하는 것도 무방하다고 하였다.[2] Lucas(1988)는 통화수요함수 추정과 관련하여

1) Meltzer(1963)는 Friedman(1959)이 추정하고자 하는 통화수요에 정기예금(time deposit)도 포함시켜 분석하였다면서 정기예금을 제외시킬 경우에도 높은 소득탄력성이 나올 수 있는지에 대해 의문을 가졌다.

2) Lucas(1988)는 소득변수와 관련하여 소득변수의 실제값이 자산변수에 비해 경기변동에 더 많이 반응하는 측면이 있다는 점을 지적하면서 이를 고려한다면 항상소득변수가 더 좋을 수 있다고 하였다. 이에 대해 본 연구는 평탄화된 소득변수를 얻고자 HP 필터를 통해 잠재

Meltzer(1963)와는 다르게 이자율 변수로 장기가 아닌 6개월 CP 금리를 중심으로 한 단기 이자율을 사용하였으며, 로그 형태가 아닌 수준변수를 사용하여 M1 통화에 대한 0.05~0.1에 해당하는 이자율의 준탄력성(semi-elasticity)을 구하였다. 이 수치에 평가하고자 하는 이자율(%) 수준을 곱하면 해당 이자율 수준에서의 이자율 탄력성을 구할 수 있다. 또한 Lucas(2000)는 1900~1994년 시계열 자료에 대해 log-log 형태의 통화수요 모형을 기준으로 그 소득 및 이자율 탄력성이 각각 1과 0.5일 때 해당 자료에 가장 부합한다고 하였다. 이에 본 연구는 우리나라의 통화수요함수에 대해서도 Lucas(2000)가 제시한 소득 및 이자율 탄력성이 적용되는지 확인하고자 한다.

한편, 1980~1990년대를 들어서면서 통화수요함수가 더 이상 안정적이지 않다는 이슈가 제기되었는데, 이에 통화량 M1이 적절한 통화지표인지에 대한 논의가 있었다. 가령 1980년 이후 규제완화와 함께 지급결제를 중심으로 금융혁신이 나타나면서 통화량 지표 M1의 성격이 종전과 달라졌다. 이에 대한 근거로 당시 규제완화 및 금융혁신에 따라 새로운 금융상품이 다수 출시되었는데, 해당 금융상품의 성격이 M1임에도 이것이 M1 지표에 제대로 반영되지 않았다는 점을 들 수 있다. 그 결과 종전의 GDP 대비 M1 비율이 상대적으로 낮아지게 되는 결과를 낳았다. 따라서 M1을 중심으로 한 통화수요함수의 불안정 이슈는 그간 사용해왔던 M1이 관련 통화지표로서 더 이상 유효하지 못하여 나타난 결과이며, Teles and Zhou(2005)는 안정적인 통화수요함수를 위해 1980년 이후에 대해서는 기존 M1을 대체할 새로운 형태의 통화량이 필요함을 주장하였다. 이들이 제시한 새로운 통화량 지표는 MZM(Money Zero Maturity)으로 M1에 언제든 인출할 수 있어 만기가 사실상 0인 금융상품을 추가한 형태이다.[3] Lucas and Nicolini(2015)도 통화수요함수의 안정성과 관련하여 M1에 대한 새로운 통화량 지표 NewM1을 제시하였는데, 이는 기존의 M1에 시장금리부 수시입출금식예금(Money Market Deposit Account; MMDA)을 포함하는 것이었다.

적 실질 GDP를 구하였다. 그러나 이러한 잠재적 실질 GDP를 통화수요함수의 변수로 사용한 결과, Lucas(1988)의 결과와는 달리 해당 통화수요의 예측치가 실질 GDP의 실제값을 사용하여 구한 예측치보다 더 좋지는 않아서 실질 GDP의 실제값을 통화수요함수의 변수로 사용한다.

3) MZM은 M1에 저축성예금(MMDA 포함)과 단기금융시장펀드(Money Market Mutual Fund; MMMF)를 포함한 형태이다.

통화수요의 장기균형 관계와 안정성에 대한 연구는 국내에서도 활발히 진행되었다. 즉, 통화수요함수를 결정하는 제약변수 관련 국내연구도 해외와 마찬가지로 주로 실질 통화량에 대해 실질 GDP와 이자율 변수를 제약변수로 한 것이 기본모형이었으며, 이들 간 장기적 관계를 밝히기 위하여 환율, 자산, 불확실성, 금융리스크, 주택시장 등의 변수를 추가하는 연구가 다수였다. 또한 이들 변수들을 통한 장기적 관계가 구조적 변화를 겪는지 아니면 안정적인지를 주로 연구하였다.

이러한 연구를 위하여 관련 국내연구는 주로 분기별 시계열 자료를 이용하였는데, 이 중 유윤하(1994)는 1972.3~1993.3분기 동안의 시계열 자료를 이용하여 Johansen 공적분(co-integration) 검정과 벡터오차수정모형(vector error correction model)을 이용하여 실질 통화량, 실질 GNP, 회사채수익률, 은행 예금이자율 간 1개의 장기균형관계를 발견하였다. 다만, 장기균형식에서 예금이자율에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 실질 통화량, 실질 GNP, 회사채수익률 간 공적분 검정을 다시 실시하였다. 이에 해당 변수들 간 장기균형이 성립함을 보여주며, 통화수요에 대한 소득 탄력성과 이자율의 준탄력성을 각각 1.13, 1.28로 추정하였다.

통화수요함수의 소득과 이자율 등의 기본모형에 다른 변수를 추가하여 통화수요의 장기적 관계를 살펴본 연구들이 다수 있다. 그 중 오성환·최운규(2000)는 미국 M1 자료를 바탕으로 통화수요의 장기적 관계를 살펴보았는데, 해당 기본모형에 화폐적·실물적 불확실성을 함께 고려한 결과 1에 가까운 소득 탄력성을 얻을 수 있음을 보여주었다. 이와 유사하게 주한광·주상영(2002)도 통화수요함수의 장기적 관계를 발견하기 위하여 실질 M1과 M2에 대해 실질 처분가능소득과 산업생산지수/PPI 등의 규모변수와 이자율을 기본모형으로 한 후 화폐적·실물적 불확실성과 실질 실효환율 변수를 함께 고려하였다. 이들은 1980.1~1998.4분기 시계열 자료를 이용하여 가계와 기업의 부문별 통화수요를 공적분 및 오차수정모형을 이용하여 추정하였다. 또한 인플레이션(화폐적)과 실물에 대한 불확실성을 측정하기 위해 GARCH(1,1) 모형을 활용하였다. 분석결과, 통화수요함수의 장기적 관계를 발견하기 위해 불확실성과 실질 실효환율을 고려하는 것이 나은 결과를 얻을 수 있으며, 통화수요는 전체적으로 안정적이라고 하였다. 그리고 통화수요에 대한 규모변수의 탄력성은 1보다 크고, 이자율의 탄력성은 음(-)의 값으로 나타났으나, 모형과 변수선택에

따라 탄력성의 크기에는 차이가 있었다.

엄상민·박기정(2008)은 1999.1~2007.7월 간 월별 시계열 자료를 이용하여 IMF 외환위기 이후 M2 통화량 수요의 장단기 안정성에 대해 분석하였는데, 우리나라 통화수요함수의 장기적 안정성을 발견할 때 주택시장을 함께 고려하는 것이 중요하다고 하였다. 특히, M2 수요에 대한 주택가격의 탄력성이 크다고 하였다. 다만, 유동성 및 부도위험으로 측정된 금융시장위험과 주한광·주상영(2002)처럼 GARCH(1,1)로 측정된 실물 및 인플레이션 불확실성을 함께 고려하였다. 그러나 이들 변수에 대한 통화수요는 불분명하다고 하였다. 이들이 수행한 주된 방법론적 접근법으로 공적분 검정과 오차수정모형을 활용하였으며, 장단기로 구분하여 통화수요의 안정성을 검정하였다.

한편, 서병선(2001)은 1980.1~1982.2분기와 1997.3~1999.2분기에 실질 M1 통화의 실종(the case of the missing money) 현상을 설명하고 통화수요에 대한 예측력을 높일 수 있는 비선형 계량경제모형을 다루었는데, 이 연구 역시 통화수요의 장기적 안정성과 관련이 깊다고 할 수 있다. 그는 해당 안정성 검정을 위해 기존의 Chow 검정과 Johansen 검정이 가진 문제점을 지적하였으며, 이를 개선하기 위해 Hansen(1992)과 Seo(1998)의 안정성 검정방식을 사용하였다. 이 검정방법은 장기균형 관계에 대해 임의구간을 대상으로 구조변동 검정방식을 사용하는 것이었다. 이와 같은 연구진행의 결과, 서병선(2001)은 통화실종이 발생한 기간 동안 통화수요의 소득 탄력성 증가에도 안정성에 대한 영향은 없음을 발견하였다.

본 연구는 통화수요함수의 장기적 균형관계를 발견하기 위하여 자기회귀시차분포(Autoregressive Distributed Lag; ARDL, 이하, 'ARDL'이라 함) 모형과 이를 바탕으로 장기균형 관계, 즉 공적분에 대한 bounds 공적분 검정을 실시한다. 본 연구의 ARDL 모형에 기초한 접근법은 기존의 공적분 검정 및 오차수정모형으로 접근하는 방법이 자기회귀시차 선택 문제 등으로 시계열 자료의 길이가 충분하지 않을 경우 장기관계의 존재 여부를 밝히는 데 한계가 있을 수 있다는 점 때문이다(Ghouse, Khan and Rehman 2018). 이에 대해 서병선(2001)도 기존의 Johansen(1988) 공적분 검정이 시계열 길이가 짧을 경우 모형 선택에 따라 추정결과가 민감하게 달라짐을 지적하였다. 이렇듯 기존의 접근법과 달리 통화수요함수의 장기적 관계에 대해 국내에서도 ARDL 모형을 사용한 연구가 있다(정

근존·이민환 2007; 이양섭 2018). 이들 연구 중 정근존·이민환(2007)은 통화량 지표에 대한 한국은행의 새로운 편제와 관련하여 IMF 외환위기 전후에 걸쳐 신M1과 신M2 모두에서 안정적인 장기균형 관계가 발견된다고 하였다. 이양섭(2018)은 1996. 8~2016. 8월의 우리나라 월별 자료를 대상으로 ARDL 모형과 bounds 공적분 검정, 그리고 잔차분석을 실시하여 통화량 M2와 금융기관유동성(Lf)에 대해 안정적인 장기균형 관계가 존재함을 보여주었다. 그리고 이 두 통화량 변수에 대한 소득 탄력성은 1을 상회하고, 이자율 탄력성은 양(+)으로 나타남을 보여주었다.

본 연구의 ARDL 모형에 기초한 추정과 장기균형 관계와 관련하여 Pesaran, Shin and Smith(1996)와 Pesaran(1997)은 Johansen(1988) 공적분 검정에 대한 대안으로 ARDL 공적분 검정을 제시하였다. 기존의 Johansen 공적분 검정은 장기균형을 찾을 때 이론에 기반을 두지 않는 VAR 형태의 통계학적 접근법이라 할 수 있다. 이에 대해 Pesaran(1997)은 자신의 접근법이 이론에 따른 ARDL 모형 설정과 관련 장기관계에 기초함을 강조하였다. 또한 Pesaran and Shin(1999)은 기존의 Phillips-Hansen의 완전수정 최소자승법(Fully Modified OLS; FM OLS)과 비교하면서 ARDL 모형에 따라 장기균형 관계를 나타내는 추정계수들의 경우 일치성(consistency) 수준이 높으며 표준적인 정규근사분포를 이용하여 가설검정을 할 수 있는 장점이 있다고 하였다. 아울러 모형에 포함된 변수들의 시계열적 특징이 I(0) 또는 I(1) 모두에 적용될 수 있다고 하였다. Pesaran, Shin and Smith(2001)는 모형의 장기균형 관계와 관련하여 변수들의 시계열적 특징이 I(0) 또는 I(1)인지가 불확실할 때 장기적 관계를 밝히는 bounds 공적분 검정을 개발하였는데, 이 검정은 F- 및 t-검정 통계량에 기초한다. 이들 통계량과 관련하여 장기균형 관계가 없다는 귀무가설하에 모형에 포함된 시계열 변수가 I(0) 또는 I(1)인지와 관계없이 해당 검정통계량이 비표준적임에 따라 Pesaran et al.(2001)은 I(0) 또는 I(1) 형태 각각에 부합하는 근사적 임계치를 제공하였다. 이러한 임계치 제공으로 I(0), I(1), 서로 복합적인 장기균형 관계 등을 모두 포괄하는 다양한 공적분 검정이 가능해졌다. 정리하면, ARDL 모형은 장기균형 관계를 규명함에 있어 시계열 변수들이 모두 I(1)임을 가정하는 Johansen의 공적분 검정보다 시계열 자료의 길이가 짧고 시계열 변수의 적분이 I(0) 또는 I(1)인지가 불확실할 때 그 유용성이 더 크다고 하겠다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서 시계열 자료와 통화수요에 대해 논의하고, III장에서는 ARDL 모형과 실질 GDP, 명목 이자율, 인플레이션, 환율 변수 등을 이용하여 관련 실증분석 모형을 제시한다. IV장에서는 단위근 검정과 최적 모형을 위한 bounds 공적분 검정 및 잔차분석을 실시하여 통화수요의 장기균형 관계와 안정성 여부를 살펴본다. 그리고 V장에서 본 연구를 맺는다.

II. 자료와 장기 통화수요

본 연구는 화폐수요의 장기적 관계와 안정성을 분석하기 위해 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 통화량, GDP, 물가지표(GDP 디플레이터), 원달러 환율 등의 거시경제지표를 연간 자료 형태로 추출하여 사용한다. 본 연구의 분석기간은 기존연구보다 확장된 1970~2021년이다. 이와 관련하여 통화량 M2 변수의 경우 한국은행이 1986년부터 제공하고 있어 본 연구의 분석기간보다 짧다. 이를 보완하고자 본 연구는 1970~1985년에 대해 Benati, Lucas, Nicolini and Weber(2021)의 M2(Broad Money)를 포함시켰다.[4)]

명목 이자율 변수는 한국은행 ECOS에서 무담보 콜금리(1일), CD(91일) 및 CP(91일) 금리, 국고채 금리 등을 추출할 수 있는데, 이들 변수 모두 1990년 이후부터 제공되고 있다. 이에 본 연구는 1990년 이전 이자율 자료에 대해서는 국제통화기금(IMF)의 국제금융통계 데이터베이스(International Financial Statistics; IFS, 이하, 'IFS'라 함)를 이용하여 관련 자료를 입수하였다.

이러한 두 자료의 결합에 대해 IMF의 IFS와 한국은행 ECOS가 제공하는 이자율 변수를 비교한 결과, IFS의 discount rate는 ECOS가 제공하는 중앙은행의 (재)할인율, money market rate는 무담보 콜금리(1일), deposit rate는 CD 금리, government bond rate는 장기 국채금리 수준과 유사하였다. 이에 이러한 기준에 맞춰 1990년대 이전 이자율 자

4) 이 두 자료 간 차이의 정도를 살펴하기 위하여 본 연구는 두 자료가 모두 존재하는 1986~2015년 간 자료를 서로 비교하였다. 그 결과, Benati et al.(2021)의 M2와 한국은행 ECOS의 M2 간에 -0.6~14.7% 정도 차이가 있었다. 이에 이것이 본 연구의 한계로 작용할 수도 있음에 유의하기 바란다.

료는 IFS의 해당 금리자료를 분석에 포함시켰다. 따라서 본 연구는 분석대상 이자율 변수로 할인율, 콜금리, 예금금리, 장기 국채금리로 하여 진행한다.

1970~2021년의 분석대상 시계열 자료를 보면, 우리나라의 실질 GDP는 연평균 6.4% 증가하였다. M1과 M2는 각각 16.6%, 16.5% 증가하였고, GDP 디플레이터를 이용한 물가상승률은 연평균 6.5% 수준이었다.[5] 즉, 연평균 명목 GDP 증가율에 비해 통화증가율이 더 높은 수준이다. 이러한 측면에서 볼 때 〈Figure 1〉에서 명목 GDP 대비 통화량 비율(이하, '통화량-GDP 비율'이라 함)[6] 수준이 전반적으로 상승하는 추세가 나타남을 알 수 있다. 반면, Figure에 포함된 할인율과 장기 국채금리는 일부 등락에도 장기적으로 하락 추세에 있다고 하겠다.

〈Figure 2〉는 통화량-GDP 비율과 할인율 및 장기 국채금리 간 관계를 산포도 형태로 보여주고 있다. Figure에서 점선 형태의 우하향하는 직선은 주어진 산포도 관측치를 바탕으로 추정된 선형 단순회귀식을 나타낸다. 실선은 케인즈의 유동성 선호이론을 의미하는 식(1)에 기초해 수식으로 그려진 것이다(Teles and Zhou 2005).

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \alpha\, Y_t (i_t - i_t^m)^{-\nu} \tag{1}$$

식(1)에서 M_t/P_t는 t시점에서의 실질 화폐잔고, Y_t는 실질 GDP, i_t는 시장이자율이며, i_t^m는 화폐를 보유함에 따라 얻게 되는 수익률로 화폐보유에 따른 기회비용을 낮춘다. 화폐보유에 따른 별도의 수익이 없다면 당연히 $i_t^m = 0$으로 취급하면 된다.

한편, 미국의 1900~1994년 실질 M1과 단기 이자율(CP 금리) 간 장기 관계를 분석한 Lucas(2000)는 식(1)에서 $i_t^m = 0$을 가정하고서 $\nu = 0.5$가 성립함을 주장하였다. 이렇듯 그의 주장을 반영하면 식(1)은 $(M_t/P_t) = \alpha\, Y_t i_t^{-0.5}$으로 전환되며, 이에 실질 통화수요

5) Teles and Zhou(2005)가 제시한 새로운 통화량 MZM은 한국은행이 제공하고 있는 통화량 M1-MMF와 그 성격을 같이 한다. 이양섭(2018)은 M1과 함께 M1-MMF에 대해서도 통화수요에 대한 분석을 실시하였다. 이에 본 연구에서도 M1-MMF를 이용하여 M1과 동일한 분석을 수행하였으나, M1에 대한 통화수요의 장기균형 관계와 안정성 결과와 크게 다르지 않아 본문에 포함시키지 않았다. 통화량 M1과 M1-MMF의 추이가 〈Appendix Figure 3〉에 있으니 참조하기 바란다.

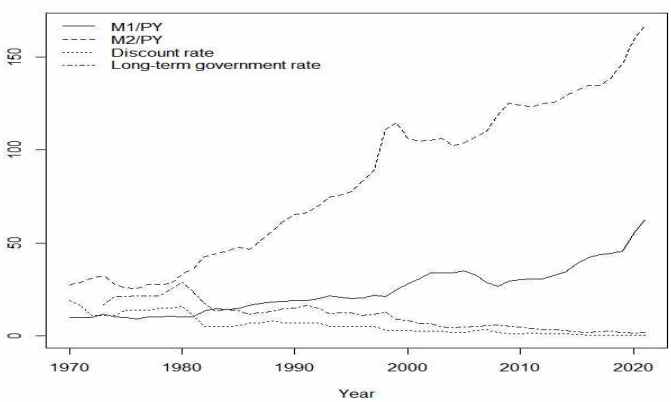
6) 특별한 언급이 없는 한 본문에서 단순히 표현된 '통화량'과 'GDP'는 명목 개념임에 유의하기 바란다.

에 대해 실질 GDP의 탄력성이 1, 이자율의 탄력성은 0.5가 됨을 알 수 있다. 또한 이 식을 $(M_t/P_t Y_t) = \alpha i_t^{-0.5}$ 형태로 전환하여 로그를 취하면 〈Figure 2〉의 실선 식이 된다. 식 (1)에서 $\log(\alpha)$는 〈Figure 2〉의 log-log 형태 실선 식에서 상수항이 된다.

보다 구체적으로 〈Figure 2〉 (a)는 1970~2021년 동안의 M1-GDP 비율과 단기 이자율인 할인율 간 관계를 보여준다. M1-GDP 비율의 경우 산술평균 수준이 24.2%인데, 2015년 이후 빠르게 증가하고 있다. 가령 1970~1999년 동안 해당 비율은 평균 15.2%, 2000~2021년은 36.5%, 2015~20201년은 47.3%를 기록하고 있다. 할인율은 1970~2021년에 대해 평균 5.8%를 기록하였다. 같은 세부기간에 대해 8.9%, 1.5%, 0.5% 수준이며, 2008~2014년에는 1%대, 이후 0%대 수준으로 낮아졌다. 한편, 〈Figure 2〉 (a)의 산포도 결과와 실선 $\log(M_1/P_t Y_t) = 3.7 - 0.5\log(i_t)$는 육안으로 볼 때 비교적 잘 부합하는 것으로 보인다. 이는 우리나라도 Lucas(2000)의 주장처럼 실질 화폐잔고 M1에 대해 실질 GDP 탄력성이 1이고 단기 이자율 탄력성은 0.5인 장기적 관계가 성립할 수 있음을 보여준다고 하겠다.

〈Figure 1〉 Trends in money/nominal GDP and nominal interest rates

(unit: %)



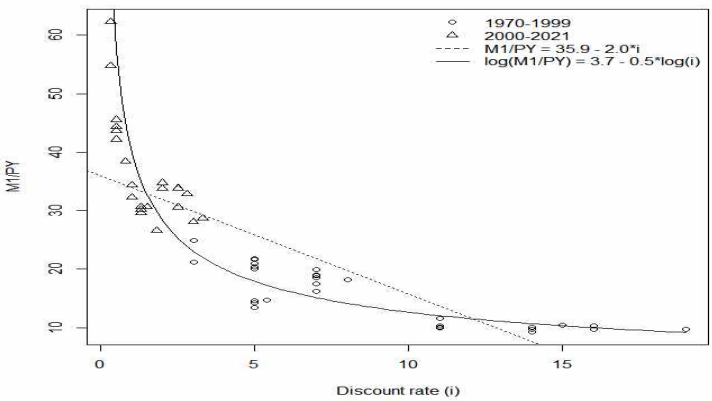
〈Figure 2〉 (b)는 1973~2021년에 대해 M2-GDP 비율과 장기 국채금리 간 관계를 보여주는 산포도이다. M2-GDP 비율은 전체 기간에 대해 평균 85.9% 수준으로 나타났다. 이 중 1973~1999년에는 그 비율이 55.0%, 2000~2021년은 123.9%이며, 2015~2021

년은 144.4%로 나타났다. 장기 국채금리 수준은 1973~2021년 동안에 평균 10.8%, 같은 세부기간에서는 각각 16.3%, 4.0%, 1.9% 수준이었다. Figure (a)의 결과와 마찬가지로 점선은 산포도 관측치에 대한 선형 회귀식을 나타내며, 두 실선은 모두 실질 화폐잔고 M2에 대해 실질 GDP의 탄력성을 1, 장기 국채금리의 탄력성을 0.5로 가정하여 그린 것이다. 이 두 실선에 대한 $\log(\alpha)$의 값은 Figure에서 표시된 대로 다르게 설정하였다.

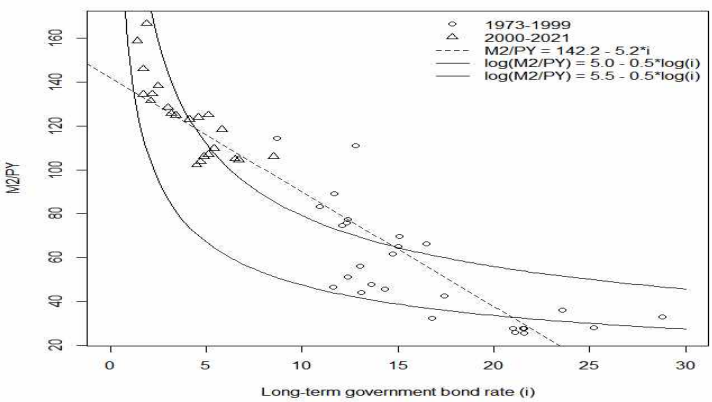
〈Figure 2〉 Money/nominal GDP and nominal interest rates

(unit: %)

(a) M1/nominal GDP vs. discount rate



(b) M2/nominal GDP vs. long-term government bond rate



〈Figure 2〉 (b)의 경우 두 실선 모두 주어진 산포도 관측치에 대한 부합하는 정도가 Figure (a)에 비해 다소 느슨하다는 것을 알 수 있다.[7] 그 결과 M2-GDP 비율에 대한 0.5의 이자율 탄력성이 장기적으로 성립할지에 대해 정확한 판단은 어려워 보인다. 마찬가지로 앞서 살펴본 M1에 대한 실질 GDP와 할인율의 탄력성도 Lucas(2000)가 제시한 탄력성에 부합하는 화폐수요가 장기적으로 성립하는지에 대해 보다 면밀히 살펴볼 필요가 있다. 이에 본 연구는 구체적 실증모형을 사용하여 우리나라 통화량의 장기 수요와 그 안정성에 대해 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 자기회귀시차분포(ARDL) 모형과 기술통계량

1. ARDL 모형

ARDL 모형을 언급하기에 앞서 아래 식(2)와 같은 장기균형식을 먼저 살펴보자.

$$y_t^* = \boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{x}_t \tag{2}$$

여기서 y_t^*는 t 시점에서 사전적 모형 $\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{x}_t$에 따라 생성되는 값이며, $\boldsymbol{x}_t$는 장기균형식을 구성하는 설명변수 벡터이다. 이 때 식(2)를 만족하면 장기균형이 성립하게 된다. 이와 관련하여 실제값 y_t는 아래와 같이 정의된다고 하자.

$$y_t = y_t^* + u_t \tag{3}$$

이 때 식(3)에서 u_t가 0이 아닌 경우 식(3)은 불균형 상태에 있는 것이며, u_t는 불균형의 크기를 나타낸다. 그리고 y_t와 $\boldsymbol{x}_t$의 시계열적 특징이 모두 단위근(unit root)을 가지는 1차 적분인 I(1)일 때 불균형 변수 u_t가 정상시계열이라면 y_t와 $\boldsymbol{x}_t$ 간에 장기균형을 나타내는 공적분 관계가 성립한다고 말한다. 결국 장기균형 관계를 갖는 통화수요함수는 식

7) 다른 상수항을 적용하여도 주어진 M2-GDP 비율에 대한 0.5의 이자율 탄력성에 맞출 때 〈Figure 2〉 (b) 실선 식보다 산포도 관측치에 더 잘 부합하는 식을 찾기는 어려웠다.

(2)-(3)의 형태와 관련된다.

앞서 언급한 바와 같이 본 연구는 실질 통화수요에 대한 장기균형 관계를 살펴보기 위하여 ARDL 모형을 사용한다. ARDL(p,q) 모형은 아래와 같은 형태로 표현된다.

$$y_t = \mu + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\beta}'_j \boldsymbol{x}_{t-j} + \epsilon_t \tag{4}$$

식(4)에서 $\epsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma^2)$는 오차항(error term)을 가리킨다. μ, ϕ_j와 $\boldsymbol{\beta}_j$는 관련 계수벡터를 나타낸다. 결국 식(4) 종속변수 y_t는 ARDL(p,q) 모형에 따라 자신의 p개 시차변수와 설명변수 $\boldsymbol{x}_t$와 q개의 시차 설명변수, 그리고 오차항에 의해 생성된다.

식(4)는 아래 식(5) 오차수정모형(Error Correction Model; ECM, 이하, 'ECM'이라 함) 형태로 쉽게 전환(re-parameterization)될 수 있다.[8)]

$$\begin{aligned}\Delta y_t = \mu - \theta\left[y_{t-1} - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{x_{t-1}}\right] - \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} \\ + \boldsymbol{\beta}'_0 \Delta \boldsymbol{x}_t - \sum_{j=1}^{q-1} \boldsymbol{\beta}'^*_j \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \epsilon_t\end{aligned} \tag{5}$$

식(5)에서 $\theta = 1 - \sum_{j=1}^{p} \phi_j$, $\boldsymbol{\beta} = \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\beta}_j / \theta$, $\phi_j^* = \sum_{i=j+1}^{p} \phi_i$, $\boldsymbol{\beta}_j^* = \sum_{i=j+1}^{q} \boldsymbol{\beta}_i$로 정의된다. 이 식에서 장기균형 관계를 나타내는 항은 오차수정항 $u_{t-1} = y_{t-1} - \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{x}_{t-1}$이며, 오차수정항의 계수 $-\theta(\theta > 0)$는 음(-)의 값으로 전기의 불균형을 u_{t-1}을 균형으로 조정해 나가는 역할을 한다. 가령 전기에 양(+)의 불균형($u_{t-1} > 0$)이 발생하였다면 식(5)의 종속변수 Δy_t의 감소를 의미하므로 주어진 y_{t-1}에 대해 당기의 종속변수 y_t가 감소하는 결과를 얻게 된다. 나머지 ϕ_j^*, $\boldsymbol{\beta}_0$, $\boldsymbol{\beta}_j^*$는 장기균형식과는 관계없이 설명변수들의 단기변동에 관련된 계수들이다.

8) 엄밀한 의미에서 식(5)는 장기균형 관계를 가정한 제약 오차수정모형(restricted error correction model)이다. 본 연구에서는 이 부분이 중요한 의미를 가지는 것은 아니므로 단순히 오차수정모형(ECM)으로 부르기로 한다.

2. 실증분석 모형과 기술통계량

식(6)은 본 연구에서 추정하고는 하는 통화수요함수의 ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4) 형태의 모형이다.

$$\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = a + \sum_{j=1}^{p} a_j \log\left(\frac{M_{t-j}}{P_{t-j}}\right) + \sum_{j=0}^{q_1} b_j \log Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} c_j \log(i)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} d_j \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} e_j \log(EX)_{t-j} + \zeta_t \quad (6)$$

식(6)에서 M_t는 t 시점에서의 명목 통화량, Y_t는 실질 GDP, i_t는 명목 이자율, π_t는 물가상승률, EX_t는 원달러 환율을 나타낸다. 이러한 실증분석 모형은 Boucekkine, Laksaci, and Touati-Tliba(2021, 이하, 'BLT'라 함)의 모형을 기초로 하였다.[9]

BLT는 신흥국의 통화수요모형을 상정하였는데, 통화량을 설명하는 변수로 실질 GDP, 명목 이자율, 물가상승률, 환율을 고려하였다. 이들에 따르면 실질 GDP는 규모변수로 통화수요의 거래적 동기와 예비적 동기를 포착한다. 반면, 이자율은 투기적 동기를 포착하는데, 이는 이자율이 상당한 수준으로 하락하면 경제주체들이 유동성을 선호한다는 케인즈의 유동성 선호이론에 근거한다.

한편, BLT는 신흥국의 경우 금융시장의 발달이 제한적인 측면이 있어 이자율보다는 (기대)물가상승률이 통화수요를 설명하는 데 중요한 요소가 될 수 있음도 지적하였다. 그러나 높은 수준의 물가가 만연해 있는 신흥국의 경우 (기대)물가상승률이 통화수요 설명에 한계가 있어 환율 변수가 보다 적절할 수 있다고 하였다. 이에 대해 우리나라의 경우 두 번의 오일쇼크와 1980년대 초반, 1990년대 전후 및 중반까지 물가가 높았던 경우를 제외하곤 고물가가 지속된 편은 아니어서 환율 변수가 통화수요에 대한 장기균형 관계를 설명하는 데는 한계가 있을 것으로 판단된다(〈Appendix Figure 1〉 참조). 다만, 본 연구에서는 보다 확장적 형태의 실증분석 모형을 분석하고자 물가상승률과 원달러 환율 변수도 모두 고려한다.

9) 본 연구의 실증분석 모형 식(6)은 이자율 변수를 자연대수(로그)를 취한 형태를 사용한다. 이에 대해 앞서 언급한 바와 같이 Lucas(1988)는 원계열의 이자율 변수를 사용하였음에도 Lucas(2000)는 이자율에 로그를 취한 log-log 형태가 보다 자료에 적합하다고 하였다. 또한 식(6)의 경우 BLT 모형과는 다르게 인플레이션 변수를 로그 형태가 아닌 원계열 변수를 사용하였다. 이는 로그 형태의 인플레이션을 사용하게 될 경우 우리나라 통화수요함수의 장기균형 관계를 발견할 수 없었기 때문임을 밝힌다.

〈Table 1〉 Descriptive statistics

(units: billion won, %)

Variables	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Real M1	52	238,952.1	308,981.7	272.6	1,281,614.0
Real M2	52	811,393.4	962,180.0	761.5	3,430,442.0
Real GDP	52	805,809.1	605,628.1	72,102.7	1,910,745.0
GDP deflator	52	58.2	34.1	3.9	107.7
Discount rate	52	5.8	5.1	0.3	19.0
Call rate	46	8.4	6.2	0.6	22.9
Deposit rate	52	8.7	5.6	1.2	22.8
LTGBR	49	10.8	7.3	1.4	28.8
Inflation	52	7.1	7.4	-1.2	32.1
KRW/USD	52	877.8	290.4	310.6	1,398.9

Note: LTGBR refers to long-term government bond rate.

〈Table 1〉은 ARDL 실증분석 모형에 포함되는 거시변수들의 기술통계량을 보여준다. 본 연구는 앞서 언급한 바와 같이 1970~2021년을 분석대상 기간으로 한다. 다만, 콜금리는 1976~2021년, 장기 국채금리는 1973~2021년에만 존재한다. 실질 M1과 M2는 해당 명목금액을 GDP 디플레이터로 실질화하였으며, 물가상승률 계산에는 해당 디플레이터를 이용하였다. 한편, M1-GDP의 평균 비율은 기술통계량의 표본평균 기준으로 29.6%, M2-GDP 비율은 100.7% 수준이다. 이자율은 할인율, 콜금리, 예금금리, 장기 국채금리로 표본기간 동안 표본평균이 각각 5.8%, 8.4%, 8.7%, 10.8%로 나타났다. 물가상승률은 7.1%이며, 원달러 환율은 달러당 877.8원이었다. 이들 변수들에 대한 자세한 시계열 추이는 〈Appendix Figure 1〉과 〈Appendix Figure 2〉를 참조하기 바란다.

Ⅳ. 분석결과

1. ADF 단위근 검정

앞서 언급한 바와 같이 ARDL 모형을 통한 공적분 검정은 시계열 변수의 적분이 I(0)인지 아니면 I(1)인지가 불확실할 때 Johansen 검정보다 더 유용하므로 본 연구에서는

ARDL 모형을 추정함에 앞서 모형에 포함된 변수들의 시계열적 특징을 먼저 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 실시하였다. 시계열 변수 z_t에 대한 ADF 검정의 기본식은 아래 식(7)과 같다.

〈Table 2〉 ADF unit root test

Variable	Type	Optimal lag	No constant	Drift	Trend
Log real M1	Level	1	7.654	-1.464*	-1.282
	1st-diff	1	-3.205***	-5.853***	-5.956***
Log real M2	Level	2	2.873	-2.076**	-0.379
	1st-diff	1	-2.130**	-4.116***	-4.707***
Log real GDP	Level	1	10.308	-5.763***	0.240
	1st-diff	1	-2.268**	-4.489***	-6.899***
Log discount rate	Level	3	-1.371	0.839	-2.072
	1st-diff	2	-5.400***	-6.191***	-6.413***
Log call rate	Level	1	-1.058	0.302	-3.167*
	1st-diff	0	-6.679***	-7.063***	-7.136***
Log deposit rate	Level	1	-1.950*	-0.283	-2.258
	1st-diff	0	-6.300***	-6.662***	-6.653***
Log LRGBR	Level	3	-2.040**	0.319	-2.543
	1st-diff	2	-5.240***	-5.961***	-6.010***
Inflation	Level	4	-1.349	-1.247	-2.259
	1st-diff	3	-5.685***	-5.687***	-5.620***
Log KRW/USD	Level	1	1.732	-2.627***	-2.324
	1st-diff	2	-5.432***	-5.763***	-6.015***

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

$$\Delta z_t = \tau + \delta t + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=1}^{l-1} \omega_i \Delta z_{t-i} + \eta_t \quad (7)$$

ADF 검정은 식(7)에서 z_{t-1}의 계수인 γ에 대해 단위근이 존재한다는 의미에서 H_0: $\gamma = 0$을 귀무가설로 한다. 그리고 해당 검정통계량은 관련 추정계수에 표준오차를 나눈 $\hat{\gamma}/SE(\hat{\gamma})$ 형태이다. ADF 단위근 검정을 실시하기 위해 본 연구는 분석대상 시계열 변수 각각에 대해 사전적으로 식(7)에서 가장 효율적인 시차(optimal lag)의 크기 l^*(〈Table

2〉 참조)를 결정할 필요가 있는데, 효율적인 시차를 결정함에 AIC, BIC, HQIC, FPE 등 다양한 기준을 고려하였다.

〈Table 2〉는 ADF 검정의 결과를 보여주고 있다. 검정 결과는 상수항이 없는 경우, 표류항이 있는 경우, 추세항을 가진 경우 등 3가지 형태로 구분하여 제시하였다. 각 시계열 변수에서 수준변수의 경우 전반적으로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지는 못하였다. 다만, 로그 실질 M1와 M2, 실질 GDP에서 표류항이 있는 경우를 비롯해 이자율 변수 중 할인율을 제외한 변수들 중 상수항이 없거나 추세항이 있는 경우, 로그 원달러 환율에서 표류항이 있는 경우에는 귀무가설을 기각하였다. 반면, 각 시계열 변수를 1차 차분한 경우에는 3가지 검정 형태 모두에서 귀무가설을 기각하였다.

이를 종합하면, 모형에 포함된 시계열 변수들이 전반적으로 I(1) 형태일 가능성이 높아 보이나, 로그 할인율을 제외하고 수준변수에서 일부 검정 형태에서 귀무가설이 기각되는 등 엄밀한 의미에서는 각 시계열 변수가 I(0)인지 I(1)인지가 불확실한 상태라 할 것이다.

2. 최적 모형

가. bounds 공적분 검정

ARDL의 최적 모형을 구하기 위하여 본 연구는 Pesaran et al.(2001)의 bounds 공적분 검정을 실시하여 최적 모형의 후보군을 선택하였다. 그리고 이 후보 모형에서 본 연구는 잔차분석을 실시하며, 이를 통해 통화수요함수의 최적 모형을 구한다. Pesaran et al.(2001)의 bounds 공적분 검정은 크게 3단계로 구분된다.

1단계는 식(5)에 대해 H_0: $\theta = 0$ and $\sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\beta}_j = \mathbf{0}$을 결합귀무가설로 하는 F-검정에 해당한다. ARDL 모형에서의 장기균형 관계를 얻으려고 할 때 이 귀무가설을 기각해야 되는데, 설명변수의 적분 상태가 I(0) 또는 I(1)에 대해 각 유의수준에 맞춰 임계치가 각각 설정된다. 그리고 I(0)의 임계치가 해당 가설검정의 하한, I(1)의 임계치가 상한 개념이 된다. 예를 들어, 주어진 F-검정통계량이 I(0)의 임계치보다 작으면 귀무가설을 기각할 수 없고, F-검정통계량이 I(1)의 임계치보다 크면 기각한다. 두 임계치 사이에 F-검정통계량이 존재하면 귀무가설의 기각 여부를 결정할 수 없다.

한편, 1단계 F-검정에서 귀무가설을 기각하더라도 장기균형 관계의 존재를 담보할 수 없다. 이에 2단계로 귀무가설 H_0: $\theta = 0$로 하는 t-검정을 실시해야 된다. 이 검정에서도

설명변수의 적분 상태에 따라 1단계 F-검정에서처럼 임계치의 하한과 상한이 있다. 장기균형 관계를 위해서는 해당 귀무가설을 기각하여야 하며, 구체적인 검정방식은 1단계 F-검정과 동일하다. 마지막 3단계는 귀무가설 H_0: $\beta = 0$하에 장기균형 관계식에서의 추정계수 $\hat{\beta}$을 개별적 또는 결합적 방식으로 가설검정하여 통계적 유의성을 가진 변수들을 중심으로 장기균형식(제약 오차수정항)을 발견하게 된다.

〈Table 3〉 Bounds cointegration test over the period 1970-2021

Interest rate	Money	Model	ARDL model	F-test			t-test		
				Stats.	$I(0)$	$I(1)$	Stats.	$I(0)$	$I(1)$
Discount rate	M1	(2)	(1,1,0,0)	9.84	[0.000]	[0.000]	-4.64	[0.000]	[0.002]
	M2	(2)	(2,1,4,1)	6.37	[0.000]	[0.004]	-3.51	[0.001]	[0.036]
		(4)	(2,1,3,0,2)	11.82	[0.000]	[0.000]	-5.58	[0.000]	[0.001]
		(4)	(2,1,0,0,2)	13.48	[0.000]	[0.000]	-6.09	[0.000]	[0.000]
Call rate	M2	(4)	(2,1,0,0,2)	6.03	[0.000]	[0.005]	-4.24	[0.000]	[0.015]
		(4)	(2,0,0,0,2)	6.86	[0.000]	[0.002]	-3.99	[0.000]	[0.026]
Deposit rate	M2	(2)	(2,1,4,1)	7.60	[0.000]	[0.001]	-4.02	[0.000]	[0.012]
		(4)	(2,1,4,0,2)	11.87	[0.000]	[0.000]	-6.20	[0.000]	[0.000]
		(4)	(2,1,0,0,2)	13.35	[0.000]	[0.000]	-6.48	[0.000]	[0.000]
LTGBR	M1	(2)	(1,1,0,0)	4.57	[0.004]	[0.025]	-3.57	[0.001]	[0.033]
	M2	(2)	(2,2,4,0)	9.59	[0.000]	[0.000]	-4.51	[0.000]	[0.004]
		(4)	(3,0,4,3,2)	7.45	[0.000]	[0.002]	-4.08	[0.000]	[0.020]
		(4)	(1,0,0,0,2)	75.40	[0.000]	[0.000]	-4.36	[0.000]	[0.011]

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate, and p-values are in brackets.
2) GDP deflator is used to transform nominal values into real values and calculate inflation.

〈Table 3〉은 식(6) 통화수요함수의 ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4) 모형에 포함된 명목 이자율 중 할인율, 콜금리, 예금금리, 장기 국채금리 각각에 대해 해당 통화수요함수 내 4가지 형태의 구체적 모형을 상정하여 bounds 공적분 검정을 실시한 결과이다.[10] 모형(1)-(4)에는 실질 통화량의 자기회귀변수에다 실질 GDP와 명목 이자율을 기본적으로 포함하고 있

10) 본 연구는 ARDL 모형 중 상수항과 추세항이 없는 형태(case 1)를 사용하였다. 다른 형태의 ARDL 모형은 장기균형 관계를 발견하는 추정이 쉽지 않아 본 연구에서 제외하였다. 이러한 점이 본 연구의 한계가 될 가능성이 있음을 밝힌다.

다. 이 중 모형(1)이 가장 기본적인 형태이고, 모형(2)와 (3)은 물가상승률과 환율 변수가 각각 포함된 형태이다. 모형(4)는 물가상승률과 환율 변수 모두가 포함된 경우이다.

모형(1): ARDL(p, q_1, q_2)
모형(2): ARDL(p, q_1, q_2, q_3)
모형(3): ARDL(p, q_1, q_2, q_4)
모형(4): ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4)

〈Appendix Table 1〉에서 모형(1)-(4)에서 선택된 ARDL 모형은 AIC와 BIC 정보기준에 따라 가장 간결한 최적 모형의 후보군으로 선택되었다. 예를 들어, 〈Appendix Table 1-1〉에서 모형(2)는 AIC 기준으로는 ARDL(2,1,3,1) 모형을, BIC 기준으로는 ARDL(1,1,0,0) 모형이 최적 모형의 1차 후보군으로 선택된 것이다.

본 연구는 〈Table 3〉을 통해 〈Appendix Table 1〉에서 ARDL의 최적 모형 후보군을 대상으로 유의수준 5%를 기준으로 bounds 공적분 검정 중 F-검정과 t-검정에서 통계적으로 유의한 총 13개의 모형들만 제시하였다. 가령 할인율을 적용한 모형에 대해 실질 통화량 M1의 경우 모형(2)에서 ARDL(1,1,0,0) 모형에서 장기균형 관계가 존재함을 알 수 있다. 실질 통화량 M2에 대해서는 모형(2)의 ARDL(2,1,4,1)과 모형(4)의 ARDL(2,1,3,0,2)와 ARDL(2,1,0,0,2)에서 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

이와 같은 방식으로 bounds 공적분 검정을 통해 본 결과, 콜금리에 대해서는 M1에 대한 장기균형 관계를 발견할 수 없었고, M2에 대해서만 장기균형 관계를 위한 모형(4)의 ARDL(2,1,0,0,2), ARDL(2,0,0,0,2)가 선택되었다. 예금금리의 경우도 M2에 대해서만 모형(2)의 ARDL(2,1,4,1)과 모형(4)의 ARDL(2,1,4,0,2) ARDL(2,1,0,0,2)에서 장기균형 관계를 발견할 수 있었다. 장기 국채금리의 경우 M1에서 모형(2)의 ARDL(1,1,0,0), M2에서 모형(2)의 ARDL(2,2,4,0), 모형(4)의 ARDL(3,0,4,3,2), ARDL(1,0,0,0,2)가 선택되었다.

나. 잔차분석

bounds 공적분 검정 후 장기균형식이 포함된 제약 오차수정모형의 적합성을 확인하기

위하여 모형으로부터 추출된 잔차를 검사한다. 이 검사에는 기본적으로 이분산성(heteroskedasticity), 자기상관(autocorrelation), 정규성(normality) 성립 유무를 밝히는 검정으로 구성되어 있다. 또한 장기균형 관계식의 추정계수에 대한 안정성 여부를 확인하기 위하여 CUSUM(cumulative sum) 검정을 실시한다.

〈Table 4〉는 〈Table 3〉의 모형을 이용하여 잔차분석과 안정성 검정을 실시한 결과를 보여준다. 표에서 이분산, 자기상관, 정규성 등 잔차분석의 결과를 살펴보면, 전반적으로 오차항의 동분산성, 무자기상관(no autocorrelation), 정규성 등이 잘 만족하고 있는 것으로 나타났다. 이는 선택된 ARDL 모형이 유효함을 의미한다. 다만, 장기 국채금리의 경우 M1에 대해 10% 유의수준에서 모형(2)의 ARDL(1,1,0,0)에서 동분산성을 가정한 귀무가설이 기각되었고, M2에서는 모형(4)의 ARDL(1,0,0,0,2)에서 무자기상관의 귀무가설이 기각되었다.

〈Table 4〉 Residual analysis

Interest rate	Money	Line	Model	ARDL model	Heteroske-dasticity	Autocorre-lation	Normality
					White test	Durbin's alternative test	Skewness/ Kurtosis
Discount rate	M1	1	(2)	(1,1,0,0)	20.74	1.39	1.64
	M2	2	(2)	(2,1,4,1)	48.00	1.81	0.05
		3	(4)	(2,1,3,0,2)	48.00	0.35	0.61
		4	(4)	(2,1,0,0,2)	48.00	1.14	3.39
Call rate	M2	5	(4)	(2,1,0,0,2)	42.00	1.70	2.73
		6	(4)	(2,0,0,0,2)	42.00	2.01	2.06
Deposit rate	M2	7	(2)	(2,1,4,1)	48.00	0.62	2.71
		8	(4)	(2,1,4,0,2)	48.00	0.61	0.87
		9	(4)	(2,1,0,0,2)	48.00	1.18	3.09
LRGBR	M1	10	(2)	(1,1,0,0)	28.74*	1.71	0.61
	M2	11	(2)	(2,2,4,0)	45.00	0.41	0.25
		12	(4)	(3,0,4,3,2)	45.00	0.55	1.70
		13	(4)	(1,0,0,0,2)	41.68	2.20*	3.54

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.
3) Durbin's alternative test for autocorrelation is a F-statistics, building on a lag order of 4.
4) The normality test is a joint test considering both skewness and kurtosis, according to D'Agostino et al. (1990) and Royston (1991).

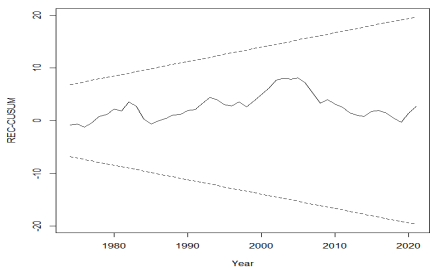
다. 안정성 검정

ARDL 모형을 통해 발견된 장기균형 관계가 안정적인지를 검정하기 위해 본 연구는 일반적으로 많이 사용되는 축차적(recursive) OLS 추정 잔차의 CUSUM(또는 REC- CUSUM)과 CUSUMSQ 검정을 사용한다. CUSUM 검정은 추정된 회귀계수에 체계적인 구조 변화가 있는지를 밝히는 것이고, CUSUMSQ는 일정한 추정계수에 체계적이라기보다는 예상하지 못한 변화가 발생하였는지를 포착한다(Brown, Durbin, and Evans, 1975). 〈Figure 3〉은 〈Table 4〉의 1~13번에 해당하는 모형 중 CUSUM과 CUSUMSQ 검정을 모두 만족하여 모형의 추정계수에 대해 안정성을 인정할 만한 실증분석 모형을 보여주고 있다.[11]

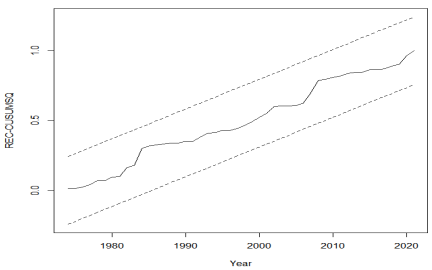
〈Figure 3〉 CUSUM and CUSUMSQ test

1. Model (2) for M1 and discount rate: ARDL(1,1,0,0)

(a) CUSUM

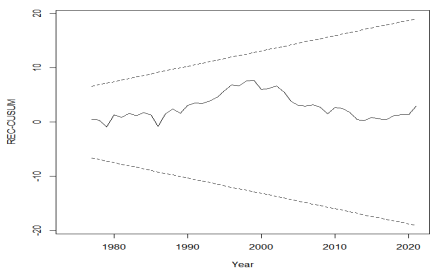


(b) CUSUMSQ

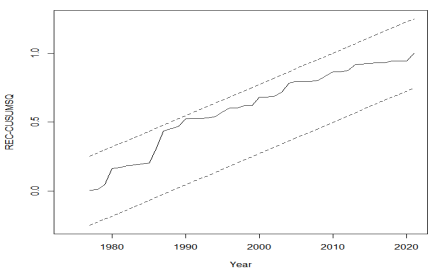


2. Model (2) for M2 and discount rate: ARDL(2,1,4,1)

(a) CUSUM



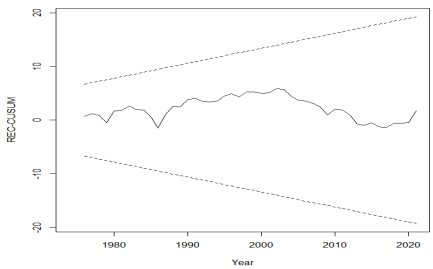
(b) CUSUMSQ

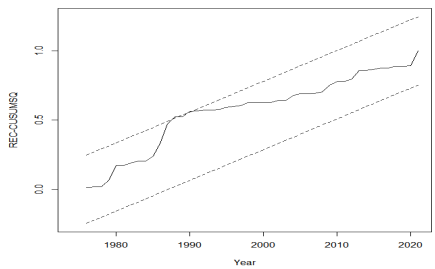


11) 계수의 안정성을 만족하지 못하는 모형들의 CUSUM과 CUSUMSQ 검정 관련 Figure는 지면 관계상 생략하기로 한다. 이에 대해 독자의 요청 시 언제든 해당 Figure를 제공할 수 있음을 밝힌다.

3. Model (4) for M2 and discount rate: ARDL(2,1,3,0,2)

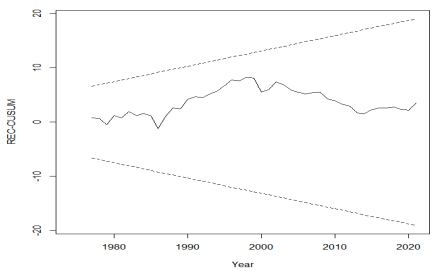
(a) CUSUM (b) CUSUMSQ

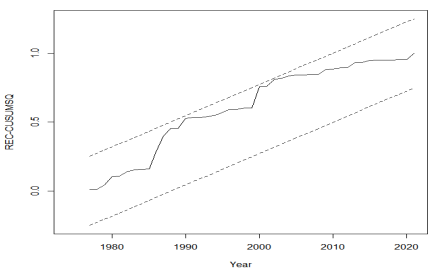




7. Model (2) for M2 and deposit rate: ARDL(2,1,4,1)

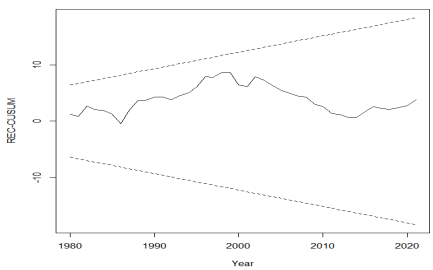
(a) CUSUM (b) CUSUMSQ

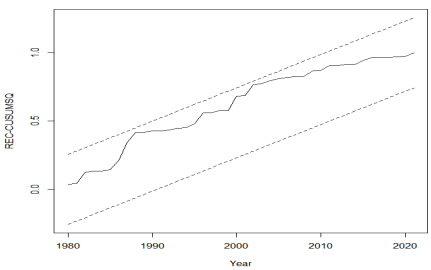




11. Model (2) for M2 and long-term government bond rate: ARDL(2,2,4,0)

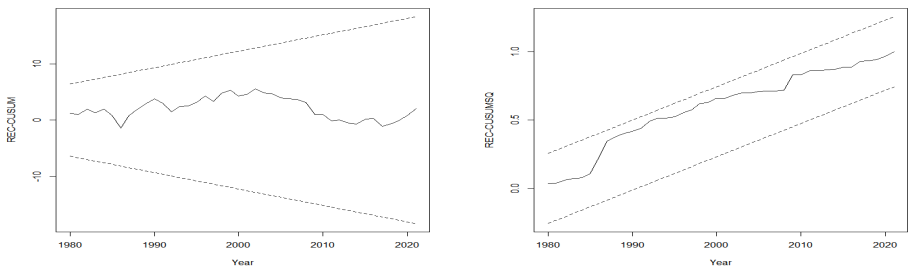
(a) CUSUM (b) CUSUMSQ





12. Model (4) for M2 and long-term government bond rate: ARDL(3,0,4,3,2)

(a) CUSUM (b) CUSUMSQ



Note: The dotted line refers to critical values at 5% significance level.

추정계수의 안정성 조건을 만족하는 〈Figure 3〉을 보면 CUSUM과 CUSUMSQ의 값이 모두 전체 기간에 대해 점선으로 이루어진 유의수준 5%의 해당 임계치 범위에 속해 있음을 알 수 있다. Figure에서 할인율에 대해 M1의 모형(2) ARDL(1,1,0,0), M2의 모형(2) ARDL(2,1,4,1)과 모형(4) ARDL(2,1,3,0,2)가 안정성 조건을 만족하고 있음을 보여주고 있다. 예금금리에 대해서는 M2의 모형(2) ARDL(2,1,4,1), 장기 국채금리에 대해 M2의 모형(2) ARDL(2,2,4,0)과 모형(4) ARDL(3,0,4,3,2)가 안정한 것으로 나타나 있다. 〈Table 3〉의 콜금리에 대한 M2 모형(4)의 두 모형에 대해서는 모두 안정성 조건을 만족하지 못하였다.

〈Table 5〉~〈Table 6〉은 bounds 공적분 검정 결과를 바탕으로 실질 통화량에 대해 장기균형 관계가 존재하는 ARDL 모형 장기추정식의 결과이다.[12] 〈Table 5〉는 장기적 안정성을 가지는 것으로 판단되는 할인율을 사용한 모형 ARDL(1,1,0,0)의 결과를 보여주는데, 실질 통화량 M1에 대한 실질 GDP의 탄력성이 0.946, 할인율의 탄력성은 0.413으로

12) 본 연구의 결과가 통화수요 및 공급으로 이루어진 화폐시장에서의 내용이므로 주어진 장기관계식에서 이자율 추정치에 대한 내생성(endogeneity)과 그에 따른 편의(bias) 문제가 제기될 수 있다. 이에 대해 시계열 분석에서는 모형에 포함된 변수들이 안정시계열이거나 또는 단위근(unit root)을 가지는 I(1)이고 해당 변수들 간에 공적분이 성립할 경우 그 추정치가 일치성(consistency)을 가지게 된다. 특히, I(1) 형태의 공적분 관계를 말하는 후자의 경우 관측치 제곱의 역수(T^{-2})에 해당하는 속도로 추정치의 분산이 빠르게 감소하는 특징을 가진다. 본 연구에서도 통화량과 이자율 변수가 단위근을 가진 I(1)일 가능성이 높은 데다 bounds 공적분 검정을 통해 이들 변수 간에 장기적 관계가 존재한다는 점에서 그 추정치에 일치성이 있음을 밝힌다. 이에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

나타났다. 그리고 이들 탄력성은 1% 수준에서 모두 유의하였다. 이는 앞서 언급한 Lucas(2000)의 실질 통화량 M1에 대한 1의 소득 탄력성과 0.5의 이자율 탄력성과 상당히 유사하다고 할 것이다. 또한 장기적 안정성을 가진 것은 아니지만 장기 국채금리에 대한 모형 ARDL(1,1,0,0)도 실질 GDP의 탄력성이 0.986, 이자율의 탄력성이 0.507로 나타났다.

한편, 이 두 모형 모두에서 물가상승률에 대해 준탄력성이 각각 0.033, 0.021로 나타나 물가상승률이 높을수록 실질 M1에 대한 수요는 감소하는 것으로 나타났다. 이는 구매력 하락 시 통화보유에 소극적인 경제주체들의 행위가 반영될 것이라 본다. 다만, 〈Table 5〉를 통한 실질 M1에 대한 통화수요는 원달러 환율은 큰 역할을 하지 못하는 것으로 보였다. 앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 신흥국 중 지속적인 고물가를 겪는 국가는 아니므로 환율이 미치는 통화수요에 대한 영향은 크지 않은 것으로 판단된다. 아울러 불균형 발생 시 이를 조정해 주는 조정계수 $-\theta$는 각각 -0.202, -0.207로 나타나 균형으로의 수렴기간이 두 모형 모두 5년에 조금 못 미치는 수준이었다.

〈Table 5〉 The long-run demand for real M1

Dependent variable: Δ log real M1	ARDL models	
	Model (2)	Model (2)
	(1,1,0,0)	(1,1,0,0)
$-\theta$	-0.202***	-0.207***
	(0.044)	(0.058)
〈LR equilibrium〉		
Log real GDP	0.946***	0.986***
	(0.006)	(0.010)
Log nominal interest rate		
- *Discount rate*	-0.413***	
	(0.071)	
- *LTGBR*		-0.507***
		(0.097)
Inflation	-0.033***	-0.021*
	(0.009)	(0.012)
Stability	Yes	No
R^2	0.812	0.798

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.
3) In the long-run equilibrium, the dependent variable is log real M1.
4) R^2 is the coefficient of determination in ARDL model.

〈Table 6〉는 실질 M2에 대한 통화수요함수를 추정한 결과이다. 그 결과를 보면 M2에 대한 수요는 주로 이자율보다는 실질 GDP의 영향이 큰 것으로 나타났다. 그리고 M2의 경우 M1보다 장기균형이 존재하는 모형이 상대적으로 많았다. 실질 M2에 대한 실질 GDP의 탄력성은 통계적으로 유의하며 1을 모두 상회하였는데, 이는 M1에 비해 높은 수준이었다.

반면, 이자율 탄력성은 상대적으로 작고 통계적 유의성도 없었다. 이는 M2를 구성하는 항목 중 거래 목적의 특성으로 화폐보유의 기회비용을 주로 포착하는 M1 외에 다양한 수익률 원천에 수요가 결정되는 금융상품이 다수 포함되어 있기 때문인 것으로 보인다(이양섭 2018). 한편, 물가상승률의 준탄력성은 전반적으로 0.05 수준으로 나타나며, M2 수요에 대한 음(-)의 영향이 크게 나타났다. M2에 대한 원달러 환율은 0.7~0.8에 해당하는 탄력성을 보였는데, 이는 M1과는 달리 원달러 환율 상승 시 원화가치의 하락으로 미 달러나 금의 보유를 늘리는 대신 M2에 포함되는 일부 상품의 보유를 상대적으로 기피하는 것으로 해석된다. 아울러 M2에 대한 조정계수 $-\theta$의 추정치는 M1에 비해 그 크기가 상대적으로 작게 나타나 불균형의 조정과정이 M1에 비해 더 길게 이루어진다고 하겠다.

〈Table 6〉 The long-run demand for real M2

종속변수: Δ 로그 실질 M2	ARDL models										
	Model (2)	Model (4)	Model (4)	Model (4)	Model (4)	Model (2)	Model (4)	Model (4)	Model (2)	Model (4)	Model (4)
	(2,1,4,1)	(2,1,3,0,2)	(2,1,0,0,2)	(2,1,0,0,2)	(2,0,0,0,2)	(2,1,4,1)	(2,1,4,0,2)	(2,1,0,0,2)	(2,2,4,0)	(3,0,4,3,2)	(1,0,0,0,2)
$-\theta$	-0.114***	-0.175***	-0.194***	-0.157***	-0.141***	-0.128***	-0.192***	-0.199***	-0.142***	-0.164***	-0.140***
	(0.032)	(0.031)	(0.032)	(0.037)	(0.035)	(0.032)	(0.031)	(0.031)	(0.031)	(0.040)	(0.032)
〈LR equilibrium〉											
Log real GDP	1.059***	1.394***	1.437***	1.428***	1.464***	1.061***	1.399***	1.427***	1.061***	1.267***	1.465***
	(0.011)	(0.114)	(0.104)	(0.110)	(0.122)	(0.010)	(0.120)	(0.099)	(0.008)	(0.143)	(0.143)
Log nom. int. rate											
- *Discount rate*	-0.037	0.058	0.064								
	(0.107)	(0.079)	(0.065)								
- *Call rate*				0.028	0.001						
				(0.074)	(0.077)						
- *Deposit rate*						-0.057	0.067	0.069			
						(0.113)	(0.096)	(0.077)			
- *LTGBR*									0.032	-0.004	0.146
									(0.110)	(0.104)	(0.125)
Inflation	-0.053***	-0.059***	-0.058***	-0.035***	-0.031***	-0.051***	-0.056***	-0.057***	-0.056***	-0.057***	-0.053***
	(0.011)	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.011)	(0.009)	(0.006)	(0.006)	(0.010)	(0.010)	(0.011)
log KRW/USD		-0.706***	-0.797***	-0.785***	-0.859***		-0.726***	-0.787***		-0.442	-0.865***
		(0.233)	(0.211)	(0.227)	(0.250)		(0.254)	(0.206)		(0.305)	(0.298)
Stability	Yes	Yes	No	No	No	Yes	No	No	Yes	Yes	No
R^2	0.930	0.933	0.920	0.936	0.933	0.926	0.934	0.920	0.936	0.952	0.921

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.
3) In the long-run equilibrium, the dependent variable is log real M2.
4) R^2 is the coefficient of determination in ARDL model.

〈Appendix Table 2〉와 〈Appendix Table 3〉은 〈Table 5〉와 〈Table 6〉에 부합하는 실질 통화량에 대한 ARDL 모형의 단기적 관계를 추정한 결과를 보여주고 있다. 〈Appendix Table 2〉에서 장기균형 관계식과 유사하게 실질 GDP의 증가율과 이자율의 하락 시 M1의 수요가 단기적으로 증가하는 것으로 나타났다. 〈Appendix Table 3〉에서는 물가상승률이 높아질수록 M2의 수요가 단기적으로 감소하는 것으로 나타났다. 자세한 결과는 해당 Appendix Table을 참조하기 바란다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 1970~2021년 간 우리나라 통화량 M1과 M2, 실질 GDP, 이자율, 물가상승률, 원달러 환율을 이용하여 통화수요함수를 ARDL 모형을 통해 장단기 형태로 추정하였다. 그리고 기존의 연구가 특정 기간을 중심으로 통화수요를 분석하였다고 하면, 본 연구는 보다 긴 기간에 대해 우리나라 통화수요의 장기균형 관계와 안정성에 대해 살펴보았다.

분석 결과, 장기간 통화수요를 분석함에 여러 구조적 변화가 우려되었음에도 우리나라의 통화수요는 M1과 M2 모두에 대해 비교적 모형의 계수가 안정적임을 발견할 수 있었다. 미국의 경우 통화수요의 불안정성에 대해 논란이 커 안정적인 통화수요를 보여주기 위해 새로운 통화지표 MZM이나 NewM1보다 제시되었다. 반면, 우리나라의 경우 미국에 비해 그 불안정성의 정도는 크지 않은 것으로 보인다. 물론 이러한 것이 미국에 비해 상대적으로 규제완화와 금융혁신 정도가 낮아서일 수도 있다. 이와 관련하여 최근 우리나라에서도 핀테크(FinTech)와 암호화폐 거래 등이 점차 활발해지고 있어 향후 우리나라 통화수요에 대한 불안정성이 보다 커질 가능성이 높다.

한편, Lucas(2000)의 주장처럼 우리나라에서도 ARDL 모형을 통해 실질 GDP(소득)의 탄력성이 M1의 경우 1에 가까운 수준이었고 이자율의 탄력성은 0.4~0.5 정도 수준임을 확인할 수 있었다. 사실 과거 연구들은 통화수요의 장기균형 관계를 발견하고 안정성을 검정하는 데 주로 초점을 두고 있어 구체적으로 우리나라 통화수요에 대한 소득 및 이자율의 탄력성이 어느 정도인지를 논한 연구는 다소 미흡했던 것으로 판단된다. 이에 관련 연구가

향후에도 지속될 필요가 있는데, 특히 미국에서처럼 금융산업의 발전과 금융혁신이 빠르게 진행된다는 점을 감안할 향후 새로운 통화지표에 대한 논의 필요성도 나타날 수 있을 것으로 본다. 아무쪼록 더 좋은 관련 연구를 위해 보다 긴 시계열 자료와 때로는 양질의 미시적 자료 등을 쉽게 확보할 수 있는 환경이 구축되기를 기대한다.

참고문헌

강명헌·이혜란 (2014), "한국 통화정책의 유효성 연구," **KIF 금융리포트,** 2014-01, 한국금융연구원.

서병선 (2001), "통화실종과 한국 통화수요함수의 장기안정성 검정," **계량경제학보**, 제12권 제3호, pp. 83-117.

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

엄상민·박기정 (2008), "외환위기 이후 우리나라 통화수요함수의 장·단기 안정성에 대한 연구," **사회과학연구논총**, 제20권, pp. 133-168.

(Translated in English) Aum, S. and K. Park (2008). "A Study on the Stability of Money Demand in Korea," *Ewha Journal of Social Sciences*, 20:133-168.

유윤하 (1994), "통화수요함수의 장기적 안정성 검정: Johansen 공적분 검정방식의 원용," **한국개발연구**, 제16권 제3호, pp. 45-68.

(Translated in English) Yoo, E. (1994). "Test of the Long-run Stability of the Demand for Money Function: An Application of Johansen Procedure," *KDI Journal of Economic Policy*, 16(3):45-68.

이양섭 (2018), "통화수요의 장기적 균형관계에 관한 분석: ARDL 모형 추정과 Bounds Testing을 중심으로," **금융공학연구**, 제17권 제2호, pp. 113-144.

(Translated in English) Lee, Y. (2018). "Long-Run Equilibrium Relationship of Demand for Money in Korea: Analysis Based on ARDL Modelling and Bounds Testing Approach," *The Korean Journal of Financial Engineering*, 17(2):113-144.

정근존·이민환 (2007), "외환위기 전·후 개방경제하의 화폐수요함수: 새로운 통화지표를 중심으로," **경제연구**, 제25권 제3호, pp. 59-80.

(Translated in English) Chung, G. and M. Lee (2007). "Money Demand

Function Before and After the Foreign Exchange Crisis: Focusing on the New Monetary Index," *Journal of Economics Studies*, 25(3): 59-80.

주한광·주상영 (2002), "우리나라 가계와 기업의 부문별 화폐수요: 불확실성과 환율을 고려한 연구," **경제학연구**, 제50권 제2호, pp. 149-183.

(Translated in English) Choo, H. and S. Joo (2002). "Sectoral Demand for Money in Korea – A Study with Uncertainty and Exchange Rate," *The Korean Journal of Economic Studies*, 50(2):149-183.

Benati, L., R. Lucas, J. Nicolini and W. Weber (2021). "International Evidence on Long-Run Money Demand," *Journal of Monetary Economics*, 117:43-63.

Boucekkine, R., M. Laksaci and M. Touati-Tliba (2021). "Long-Run Stability of Money Demand and Monetary Policy: The Case of Algeria," *HALSHS-03120699*.

Brown, R., J. Durbin and J. Evans (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological),* 37(2):149-192.

D'Agostino, R., A. Belanger and R. D'Agostino, Jr. (1990). "A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality," *American Statistician*, 44:316-321.

Friedman, M. (1956). "The Quantity Theory of Money: A Restatement," Studies in the Quantity of Theory of Money, ed. M. Friedman, Chicago.

_____ (1959). "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results," *Journal of Political Economy*, 67:327-351.

Ghouse, G., S. Khan and A. Rehman (2018). "ARDL Model as a Remedy for

Spurious Regression: Problems, Performance and Prospectus," *MPRA Paper No. 83973*.

Hansen, B. (1992). "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Statistics*, 10:321-335.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Development and Control*, 12(2-3):231-254.

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

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

_____ (2000). "Inflation and Welfare," *Econometrica*, 68(2):247-274.

Lucas, R. and J. Nicolini (2015). "On the Stability of Money Demand," *Journal of Monetary Economics*, 73:48-65.

Pesaran, M. (1997). "The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run," *The Economic Journal*, 107(440):178-191.

Pesaran, M. and Y. Shin (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," *Econometric and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frish Centennial Symposium, ed.* S. Strom, Cambridge University Press, 371-413.

Pesaran, M., Y. Shin and R. Smith (1996). "Testing for the 'Existence of a Long-Run Relationship'," *Cambridge Working Papers in Economics 9622*, Faculty of Economics, University of Cambridge.

_____ (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16:289-326.

Royston, P. (1991). "Comment on sg3.4 and an Improved D'Agostino Test,"

Stata Technical Bulletin, 3:23-24. Reprinted in Stata Technical Bulletin Reprints, 1:110-112.

Seo, B. (1998). "Tests for Structural Change in Cointegrated Systems," *Econometric Theory*, 14:222-259.

Appendices

〈Appendix Table 1〉 Best models and bounds cointegration test

Dep. variables	Model	Info. criteria	ARDL model	F-test			t-test		
				Stats.	$I(0)$	$I(1)$	Stats.	$I(0)$	$I(1)$
(a) Discount rate									
Real M1	(1)	AIC	(1,1,3)	2.40	[0.085]	[0.231]	-1.61	[0.101]	[0.418]
		BIC	(1,1,3)						
	(2)	AIC	(2,1,3,1)	3.45	[0.016]	[0.084]	-2.60	[0.012]	[0.176]
		BIC	**(1,1,0,0)**	**9.84**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-4.64**	**[0.000]**	**[0.002]**
	(3)	AIC	(1,1,3,1)	3.13	[0.025]	[0.116]	-1.13	[0.221]	[0.684]
		BIC	(1,1,3,0)	3.05	[0.028]	[0.125]	-0.80	[0.336]	[0.784]
	(4)	AIC	(2,1,3,1,1)	2.52	[0.046]	[0.220]	-2.06	[0.041]	[0.419]
		BIC	(1,1,0,0,0)	7.94	[0.000]	[0.000]	-2.95	[0.005]	[0.161]
Real M2	(1)	AIC	(2,0,3)	6.69	[0.001]	[0.004]	-1.15	[0.215]	[0.588]
		BIC	(2,0,1)	6.07	[0.001]	[0.007]	-0.887	[0.310]	[0.690]
	(2)	AIC	**(2,1,4,1)**	**6.37**	**[0.000]**	**[0.004]**	**-3.51**	**[0.001]**	**[0.036]**
		BIC	(2,0,3,1)	5.93	[0.001]	[0.006]	-2.72	[0.009]	[0.149]
	(3)	AIC	(2,0,3,0)	5.23	[0.002]	[0.013]	-0.90	[0.301]	[0.759]
		BIC	(2,0,0,0)	4.43	[0.004]	[0.028]	-0.84	[0.329]	[0.792]
	(4)	AIC	**(2,1,3,0,2)**	**11.82**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-5.58**	**[0.000]**	**[0.001]**
		BIC	**(2,1,0,0,2)**	**13.48**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-6.09**	**[0.000]**	**[0.000]**
(b) Call rate									
Real M1	(1)	AIC	(4,1,1)	1.68	[0.197]	[0.423]	-2.11	[0.037]	[0.236]
		BIC	(3,1,1)	1.70	[0.193]	[0.416]	-2.20	[0.030]	[0.212]
	(2)	AIC	(2,1,1,3)	2.46	[0.065]	[0.234]	-2.11	[0.037]	[0.319]
		BIC	(2,1,1,3)						
	(3)	AIC	(4,1,1,0)	1.22	[0.328]	[0.653]	-1.74	[0.078]	[0.457]
		BIC	(3,1,1,0)	1.24	[0.323]	[0.646]	-1.72	[0.081]	[0.469]
	(4)	AIC	(2,4,1,3,4)	4.61	[0.003]	[0.029]	-2.61	[0.013]	[0.211]
		BIC	(2,4,1,3,4)						
Real M2	(1)	AIC	(2,0,0)	7.89	[0.000]	[0.002]	-2.78	[0.007]	[0.087]
		BIC	(2,0,0)						
	(2)	AIC	(2,1,0,1)	6.60	[0.000]	[0.004]	-2.62	[0.011]	[0.176]
		BIC	(2,0,0,0)	5.91	[0.001]	[0.007]	-2.70	[0.009]	[0.160]
	(3)	AIC	(2,0,0,2)	6.75	[0.000]	[0.003]	-3.28	[0.002]	[0.059]
		BIC	(2,0,0,0)	5.86	[0.001]	[0.007]	-2.68	[0.010]	[0.166]
	(4)	AIC	**(2,1,0,0,2)**	**6.03**	**[0.000]**	**[0.005]**	**-4.24**	**[0.000]**	**[0.015]**
		BIC	**(2,0,0,0,2)**	**6.86**	**[0.000]**	**[0.002]**	**-3.99**	**[0.000]**	**[0.026]**

Dep. variables	Model	Info. criteria	ARDL model	F-test			t-test		
				Stats.	$I(0)$	$I(1)$	Stats.	$I(0)$	$I(1)$
(c) Deposit rate									
Real M1	(1)	AIC	(2,1,3)	1.73	[0.183]	[0.406]	-0.96	[0.278]	[0.649]
		BIC	(2,1,3)						
	(2)	AIC	(2,1,3,1)	3.03	[0.029]	[0.130]	-1.91	[0.056]	[0.395]
		BIC	(2,1,3,0)	4.65	[0.004]	[0.024]	-2.95	[0.005]	[0.102]
	(3)	AIC	(2,1,3,0)	2.05	[0.108]	[0.336]	-0.54	[0.437]	[0.841]
		BIC	(2,1,3,0)						
	(4)	AIC	(2,3,3,0,3)	4.50	[0.003]	[0.026]	-2.02	[0.045]	[0.418]
		BIC	(2,1,3,0,0)	3.64	[0.009]	[0.063]	-2.44	[0.017]	[0.294]
Real M2	(1)	AIC	(2,0,3)	6.59	[0.001]	[0.005]	-1.54	[0.114]	[0.443]
		BIC	(2,0,3)						
	(2)	AIC	**(2,1,4,1)**	**7.60**	**[0.000]**	**[0.001]**	**-4.02**	**[0.000]**	**[0.012]**
		BIC	(2,1,0,1)	6.14	[0.001]	[0.005]	-3.26	[0.002]	[0.061]
	(3)	AIC	(2,0,3,0)	5.10	[0.002]	[0.014]	-1.41	[0.143]	[0.592]
		BIC	(2,0,0,0)	4.43	[0.004]	[0.028]	-0.96	[0.285]	[0.760]
	(4)	AIC	**(2,1,4,0,2)**	**11.87**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-6.20**	**[0.000]**	**[0.000]**
		BIC	**(2,1,0,0,2)**	**13.35**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-6.48**	**[0.000]**	**[0.000]**
(d) Long-term government bond rate									
Real M1	(1)	AIC	(1,1,2)	1.56	[0.226]	[0.463]	-1.98	[0.048]	[0.285]
		BIC	(1,1,2)						
	(2)	AIC	(2,2,4,3)	2.65	[0.049]	[0.196]	-2.97	[0.005]	[0.095]
		BIC	**(1,1,0,0)**	**4.57**	**[0.004]**	**[0.025]**	**-3.57**	**[0.001]**	**[0.033]**
	(3)	AIC	(1,1,4,0)	2.56	[0.056]	[0.210]	-1.44	[0.134]	[0.571]
		BIC	(1,1,0,0)	5.79	[0.001]	[0.007]	-2.25	[0.026]	[0.292]
	(4)	AIC	(1,1,4,3,0)	2.77	[0.033]	[0.173]	-1.41	[0.138]	[0.641]
		BIC	(1,1,0,3,0)	4.91	[0.002]	[0.016]	-1.09	[0.230]	[0.767]
Real M2	(1)	AIC	(2,0,0)	7.06	[0.000]	[0.003]	-1.79	[0.071]	[0.358]
		BIC	(2,0,0)						
	(2)	AIC	**(2,2,4,0)**	**9.59**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-4.51**	**[0.000]**	**[0.004]**
		BIC	(2,1,0,0)	7.33	[0.000]	[0.001]	-3.25	[0.002]	[0.062]
	(3)	AIC	(2,0,0,0)	5.23	[0.002]	[0.012]	-1.70	[0.085]	[0.498]
		BIC	(2,0,0,0)						
	(4)	AIC	**(3,0,4,3,2)**	**7.45**	**[0.000]**	**[0.002]**	**-4.08**	**[0.000]**	**[0.020]**
		BIC	**(1,0,0,0,2)**	**75.40**	**[0.000]**	**[0.000]**	**-4.36**	**[0.000]**	**[0.011]**

Notes: 1) p-values are in brackets and the analysis is done over the period 1970-2021.
2) GDP deflator is used to transform nominal values into real values and calculate inflation.
3) Building on the bounds cointegration tests at 5% significance level, the ARDL models are in bold that are likely to have a long-run equilibrium.

〈Appendix Table 2〉 The short-run dynamics for real M1

Dependent variable : Δ Log real M1	ARDL models	
	Model (2)	Model (2)
	(1,1,0,0)	(1,1,0,0)
Δ Log real GDP	1.188***	1.151***
	(0.288)	(0.317)
Δ Log nom. int. rate		
- *Discount rate*	-0.084***	
	(0.020)	
- *LTGBR*		-0.105***
		(0.031)
Δ Inflation	-0.007***	-0.004
	(0.002)	(0.003)

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

〈Appendix Table 3〉 The short-run dynamics for real M2

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models								
	Model (2): (2,1,4,1)				Model (4): (2,1,3,0,2)			Model (4): (2,1,0,0,2)	
Lags	0	1	2	3	0	1	2	0	1
Δ Log real M2		0.396***				0.275***			0.278***
		(0.135)				(0.101)			(0.094)
Δ Log real GDP	-0.236				-0.171			-0.273	
	(0.194)				(0.252)			(0.257)	
Δ Log nom. int. rate									
- *Discount rate*	-0.009	0.024	0.067**	0.040	-0.013	-0.002	0.055**	0.012	
	(0.028)	(0.029)	(0.026)	(0.027)	(0.028)	(0.029)	(0.026)	(0.012)	
- *Call rate*									
- *Deposit rate*									
- *LTGBR*									
Δ Inflation	-0.010***				-0.010***			-0.011***	
	(0.001)				(0.001)			(0.001)	
Δ Log KRW/USD					-0.046	0.151**		-0.037	0.194***
					(0.081)	(0.068)		(0.081)	(0.064)

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models							
	Model (4): (2,1,0,0,2)		Model (4): (2,0,0,0,2)		Model (2): (2,1,4,1)			
Lags	0	1	0	1	0	1	2	3
Δ Log real M2		0.301**		0.253*		0.341***		
		(0.135)		(0.131)		(0.124)		
Δ Log real GDP	-0.137		0.206***		-0.284			
	(0.264)		(0.054)		(0.183)			
Δ Log nom. int. rate								
- *Discount rate*								
- *Call rate*	0.004		0.000					
	(0.011)		(0.011)					
- *Deposit rate*					0.004	0.019	0.072**	0.049*
					(0.030)	(0.030)	(0.027)	(0.029)
- *LTGBR*								
Δ Inflation	-0.005**		-0.004**		-0.010***			
	(0.002)		(0.002)		(0.001)			
Δ Log KRW/USD	-0.058	0.159**	0.020	0.150**				
	(0.085)	(0.061)	(0.061)	(0.061)				

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models									
	Model (4): (2,1,4,0,2)				Model (4): (2,1,0,0,2)		Model (2): (2,2,4,0)			
Lags	0	1	2	3	0	1	0	1	2	3
Δ Log real M2		0.215**				0.270***		0.244*		
		(0.101)				(0.096)		(0.134)		
Δ Log real GDP	-0.200				-0.255		-0.184	-0.271		
	(0.253)				(0.255)		(0.186)	(0.179)		
Δ Log nom. int. rate										
- *Discount rate*										
- *Call rate*										
- *Deposit rate*	-0.009	-0.020	0.048	0.038	0.014					
	(0.030)	(0.033)	(0.029)	(0.029)	(0.015)					
- *LTGBR*							0.059	0.073*	0.039	0.096**
							(0.038)	(0.039)	(0.038)	(0.039)
Δ Inflation	-0.011***				-0.011***		-0.008***			
	(0.002)				(0.002)		(0.002)			
Δ Log KRW/USD	-0.022	0.123*			-0.048	0.186***				
	(0.086)	(0.069)			(0.085)	(0.063)				

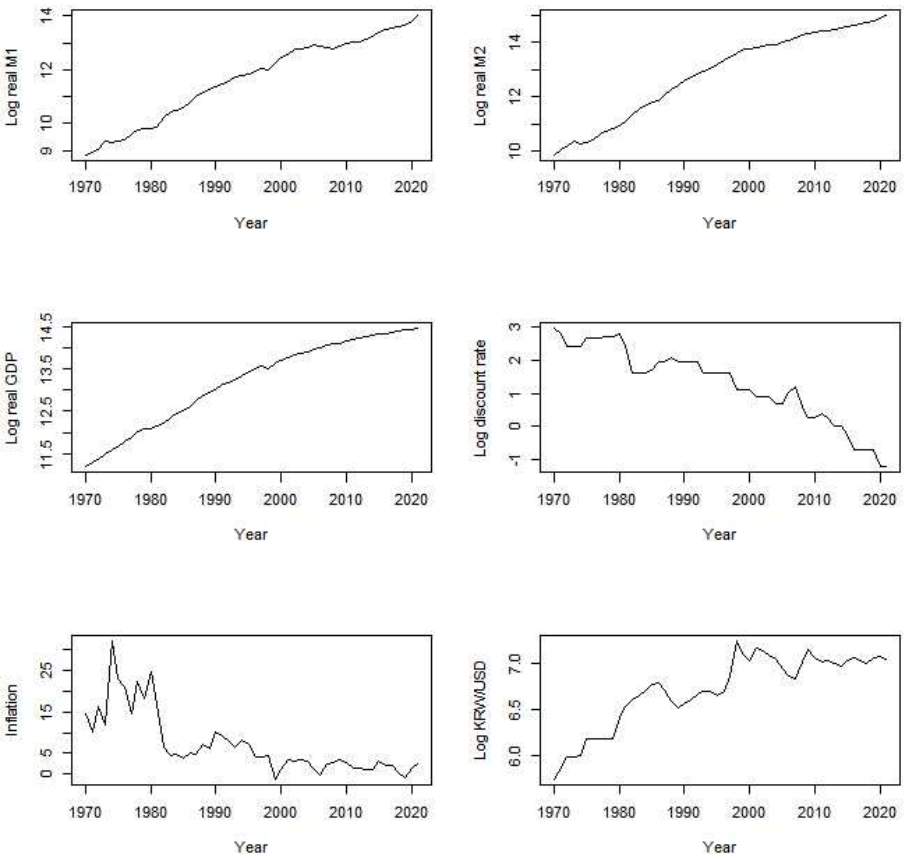
Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models					
	Model (4): (3,0,4,3,2)				Model (4): (1,0,0,0,2)	
Lags	0	1	2	3	0	1
Δ Log real M2		0.315*	-0.171			
		(0.157)	(0.136)			
Δ Log real GDP	0.207***				0.205***	
	(0.061)				(0.050)	
Δ Log nom. int. rate						
- *Discount rate*						
- *Call rate*						
- *Deposit rate*						
- *LTGBR*	0.048	0.043	-0.006	0.092**	0.020	
	(0.039)	(0.042)	(0.041)	(0.039)	(0.015)	
Δ Inflation	-0.010***	0.002	0.004**		-0.007***	
	(0.002)	(0.002)	(0.002)		(0.002)	
Δ Log KRW/USD	0.097	0.123			0.047	0.166**
	(0.062)	(0.075)			(0.062)	(0.064)

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.
2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

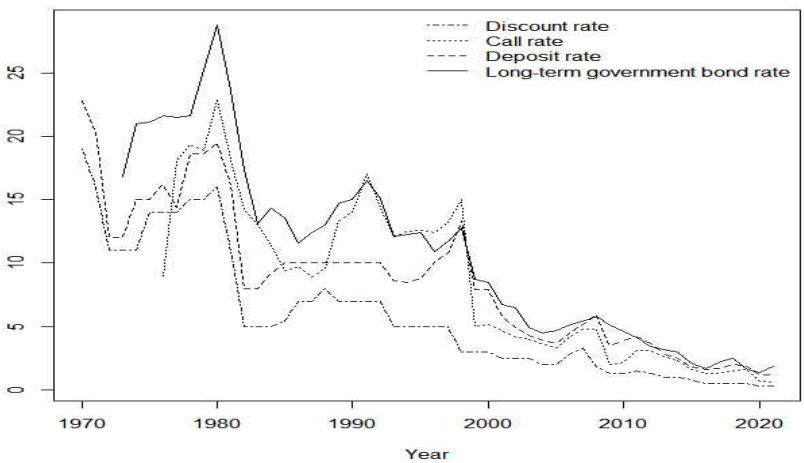
〈Appendix Figure 1〉 Trends in macro variables for analysis

(unit: billion won, %)



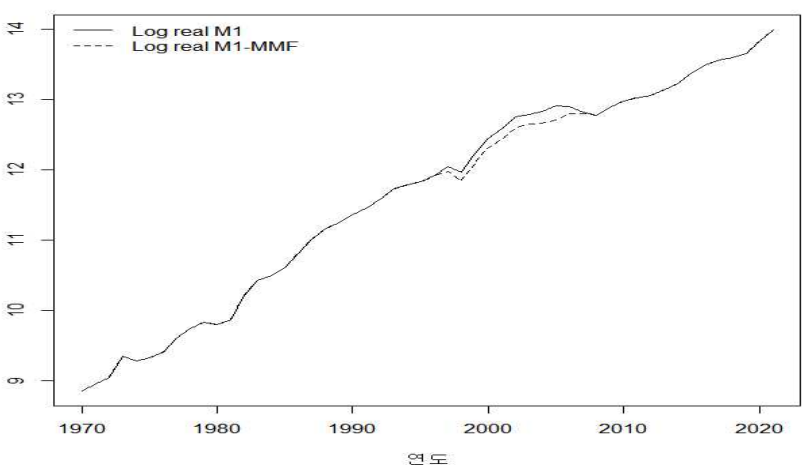
〈Appendix Figure 2〉 Trends in nominal interest rates

(unit: %)



〈Appendix Figure 3〉 Real M1 vs. real M1-MMF

(unit: billion won)



Abstract

In this paper, we estimate the demand for money, M1 and M2, using 1970-2021 time series data with real GDP, interest rates, inflation, and exchange rate (KRW-USD). We then investigate the long-run relationship for money demand function and its long-run stability. As in Lucas (2000), we estimate the elasticity of real GDP for M1 close to unity. In addition, the elasticities of discount rate and the interest rate to long-term government bonds and securities are about 0.4-0.5. The elasticity of real GDP for M2 is higher than unity, although the elasticities of interest rate are insignificant. Inflation would affect negatively the demand for money in the long run. Finally, the long-run demand for M1 and M2 proves to be stable using the bounds cointegration test.

※ Key words: Monetary aggregates, Real GDP, Interest rates, ARDL model, Bounds cointegration test