

팽창적 통화정책과 부와 소득의 불균등*

배재현 ■ 한국금융연구원**

빈기범 ■ 명지대학교***

박경국 ■ 금융감독원****

〈국문요약〉

2008년 글로벌 금융위기 이후, 한국을 포함하여 전세계적으로 위기 극복 및 경기 부양을 위한 팽창적 통화정책이 크게 부각되었다. 본 연구에서는 팽창적 통화정책의 부수적 효과로 나타날 수 있는 자산가격 채널을 통한 경제적 불균등에 주목하였다.

본 연구에서 통화량의 시차 및 누적효과를 고려한 실증분석 결과는 다음과 같다: 첫째, 통화량의 증가는 경제적 불균등 지수로 사용한 도시2인이상(또는 전국2인상) 전체가구 총소득 및 근로소득의 소득분위배수를 통계적으로 유의하게 악화시키는 것으로 나타났다. 둘째, 통화량의 증가는 중장기적으로 3년 이상의 시차를 두고 주식 및 부동산가격을 통계적으로 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 결국, 팽창적 통화정책으로 자산 보유 계층의 부는 불균등하게 증가한다.

통화당국은 통화정책의 수립 및 시행에 있어 본 연구에서 제시하는 팽창적 통화정책의 부작용을 신중하게 고려할 필요가 있다.

*주제어: 통화정책, 통화량, 자산가격, 경제적 불균등

* 본 연구는 주저자인 배재현의 명지대학교 경제학과 석사 학위 논문에서 중요한 내용을 발췌하고 수정·보완하여 재작성 하였다. 남아 있는 오류는 전적으로 교신저자인 빈기범의 책임이다.

이 논문은 2020년도 명지대학교 일반교원연구비 지원사업에 의하여 연구되었음.

** 주저자, 한국금융연구원 연구원 (E-mail: 01073087237@daum.net)

*** 교신저자, 명지대학교 경제학과 교수 (E-mail: bink1@mju.ac.kr)

**** 금융감독원 보험리스크제도실 수석조사역 (E-mail: ratshorn@naver.com)

I. 서 론

2008년 금융위기 이후, 세계 각국의 중앙은행은 경기 부양을 위해 지속적으로 통화 공급을 크게 늘리는 팽창적인 통화정책을 시행하였다. 한국의 경우에도 2008년 8월 7일 기준금리가 5.25%에서 2009년 2월 12일 기준금리가 2%가 될 때까지 총 6번의 금리인하가 있었다. 이는 당시 경제적 위기상황에 대응하고 국제적 양적 완화 정책에 대응하는 조치였을 것이다. 한편, 2010년 7월 9일에는 기준금리가 0.25%p 인상되었고, 2011년 6월 10일 기준금리가 3.25%에 도달할 때까지 총 5번의 금리 인상도 있었다. 그럼에도 2012년 7월 12일 기준금리 0.25%p 인하를 시작으로 2020년 3월 17일 기준금리가 0.75%에 이르며 전반적으로 금리가 인하되었다.¹⁾ 이처럼, 국내 통화정책도 2011년 6월부터 본 연구의 대상 기간인 2018년까지 경기부양 목적의 팽창적 통화정책 기조로 이어지고 있다.

각 국가마다 팽창적 통화정책은 경기부양을 위한 우선적 정책적 대응이다. 하지만, 팽창적 통화정책의 경기부양 효과를 떠나 그것이 유발할 수 있는 부수적인 효과에 대해서는 아직까지 논의가 충분하지 않다. 본 연구는 팽창적 통화정책이 거시 경제에 미칠 수 있는 부정적 여파를 중심으로 논의하고 분석하고자 한다. 이를 위해, 통화량의 증가가 소득 불균등 및 자산가격 상승에 단기·중기·장기적으로 미치는 영향을 분석하였다. 기존 국내 선행연구는 자료 관찰의 단위 주기마다 그 주기로 관찰된 단 하나의 관찰치를 사용하는 통상적인 시계열 회귀분석 방식을 사용하였다. 본 연구 실증분석의 중요한 차이점은, 예를 들어 (t-3)기부터 (t-1)기까지의 3기간 소득이 (t-2)기부터 t기까지 3기간 소비에 영향을 미치는 관계도 가능하다고 본 것이다.²⁾ 이는 소위 “중첩 시간 하의 시간 집계(temporal aggregation with overlapping intervals)” 방식으로 시계열 자료를 이용하고 분석하는 것이다. 국내 시계열 분석에서는 거의 사용되지 않은 방식이지만, 해외 문헌에서는 자주 이용되어 왔고 그 효시가 Hansen and Hodrick(1980)이다. 본 연구는 이러한 방식을 차용하여 설명변수인 통화량 M1 또는 증가율과 종속변수인 경제적 불균등 지수 및 자산가격 지수 또는 증가율에 대하여 여러 분기 이동평균평균치를 사용한다. 이 경우, 자연스럽게 자기상관관계가 발생하는데 이를 감안하여 표준오차 계산시 Newey-West 방식(Newey and West 1987)을

1) 2020년 5월 28일 한국은행 금통위는 금리 인하를 단행하여 기준 금리가 0.5%이다.

2) 기존의 통상적 시계열 연구에서는 t기의 소득과 t기의 소비, (t-1)기의 소득과 t기의 소비의 관계 등을 분석하였다.

준용하였다. 본고의 실증분석 결과, 통화량의 증가는 단기적으로 경제적 불균등을 악화시키고, 중장기적으로 자산가격을 상승시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 즉, 단기적으로는 상위계층의 소득을 하위계층보다 더욱 빠르게 증가시킨다. 또한, 중장기적으로는 자산가격 인플레이션을 유발한다. 이는 자산 보유가 상대적으로 큰 계층의 부를 더욱 빠르게 증가시킬 수 있다.

해외 연구에서는 국내 학계와 달리 통화정책의 부수적 효과에 대해서 다양한 논의가 있었다. Ampudia et al.(2018)은 EURO 경제에서 팽창적 통화정책이 소득과 부의 불균등 정도를 완화한다고 주장하였다. Furceri et al.(2018)는 팽창적 통화정책이 단기적으로 부의 불균등을 증가시키지만, 중기적으로는 부의 불균등을 감소시킨다고 주장하였다. Inui et al.(2017)은 일본에서 2000년대 이전의 노동자 가구만 한정할 경우 통화량이 증가하면 소득 불균등이 증가하는 것으로 나타나는 반면, 가장 최근 자료 및 모든 가구를 대상으로 분석하면 앞서 언급한 통화량 증가가 소득 불균등에 미치는 영향을 거의 찾을 수 없다고 주장하였다.

이와 같이, 팽창적인 통화정책의 부수적 영향과 관련하여 해외에서는 이미 논쟁이 진행 중이다. 그러나, 국내에서는 동 주제에 대해서 아직 연구나 논의가 활발하지는 않다. 본 연구와 가장 유사한 연구로 박종욱(2018)과 최지욱(2017)을 들 수 있다. 박종욱(2018)은 VAR 모형을 이용하여 통화정책이 소득 불균등에 미치는 기여도가 작다고 주장하였다. 최지욱(2017)은 분위회귀모형(quantile regression)을 이용하여 양(+)의 이자율 충격 발생시, 상위소득에 비해 하위소득의 음(-)의 충격효과가 크다는 실증분석을 제시하였다. 한편, 안재욱(2009)은 팽창된 통화량이 인플레이션을 유발하고 이로 인해 소득 불균형이 심화될 수 있다고 가능성을 주장한 바 있다.

역사적으로 통화는 경제성장률 이상으로 증가되어 왔다.³⁾ 통화 증가가 총 소득 증가에 수반되는 현상이지만 소득에 비해 크게 증가해 왔다. 통화 증가가 영향을 미치는 채널로 Mishkin(1995)은 금리경로, 자산가격경로, 환율경로, 신용경로, 기대경로 등을 제시한 바 있다. 이러한 많은 통화정책 경로 중 본고에서 “자산가격경로”에 주목하는 이유는 소비재(consumption goods)가 아닌 자산(asset)이 가진 특성 때문이다. 예컨대, 주식 및 부동산은 생산을 통해 생겨나는 것이 아니므로 총량(총공급)을 늘리는 것이 상당히 한정적이다. 자산 순공급은 단기간의 변화가 제한적일 수밖에 없다. 이에 통화 증가에 의한 유동성 팽창시 자산가

3) 한국의 경우 2000년부터 2018년까지 평균 연간 경제성장률은 4.1%이며, 통화량 M1의 평균 연간 증가율은 9.3%이다. 또한, 1990년부터 2018년까지 평균 연간 경제성장률은 5.1%이며, 통화량 M1의 평균 연간 증가율은 12.1%이다.

격상승이 물가상승보다 클 수 있다. 다만, 물가는 통상 추세를 지니지만 상승폭이나 그 변동성이 크지 않은 반면, 자산은 자산시장에서의 수요 변화에 따라 가격이 크게 하락 또는 폭락하기도 하는 큰 변동성 양상을 보인다. 아울러, 자산은 전 국민이 균등하게 보유할 수 없고, 실제로 자산을 많이 소유한 사람은 말 그대로 '자산가'이다. 만약 물가상승보다 자산가격상승이 더욱 크다면 자산가인 '부유층'의 부와 소득은 자산 소유가 적거나 없는 계층에 비해 상대적으로 더욱 크게 늘어나게 된다. 이에 자산가격의 상승은 '부의 격차'를 유발하거나 악화시킨다. 자산에서 나오는 소득(이자, 배당, 임대료 등)까지 감안하면 '소득격차'는 더욱 악화될 수 있다.⁴⁾

이러한 가설은 본고에서 처음 제기하는 것이 아니다. 그 기원은 Adam Smith 이전의 Richard Cantillon(1680s-1734)의 저술에서 찾을 수 있다. 그의 주요 저서로 1730년 즈음 저술되고, 1755년에 출판된 *Essai sur la Nature du Commerce en General*(*Essay on the Nature of Trade in General*)이 있다.⁵⁾ Cantillon은 이 저서에서 통화의 문제를 중요하게 다루고 있는데, 그 중 '상대적 인플레이션(relative inflation)' 또는 'Cantillon Effect'에 주목할 필요가 있다. 이는 통화량 증가에 대해서 경제 내에 존재하는 서로 다른 상품에 대한 각기 다른 가격 상승을 의미한다. Cantillon은 '통화는 중립적이지 않다(non-neutral money)'고 주장한다. 만일 통화 증가로 인한 '가격'의 상승이 모든 상품, 재화, 서비스, 자산, 노동 등에서 균등하게 일어난다면 통화는 중립적이다. 그러나, 경제 각 생산요소 및 산출물 가격에 불균등한 영향을 미친다면 실물 경제에 대한 영향은 물론 경제 전반적인 분배 구조 즉 '경제적 불균등'에도 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 통화정책의 부수적 효과로 발생될 수 있는 경제적 불균등에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 그 중 주식과 부동산 같은 대표적인 자산군에 한정하여 분석한다.

4) 본고에서 세금 문제는 주된 논의 대상은 아니다. 하지만, 근로소득에 비해 금융소득이나 임대소득은 세율이 낮거나 면제가 되기도 한다. 또한, 근로소득은 유리할 지갑이라는 말이 있듯이 과세 당국에서 명확하게 파악하지만, 임대소득, 이자소득 등 자산으로부터 나오는 소득은 과세 당국이 파악하기 어렵다.

5) 이 저서에 대해서 제본스(William Stanley Jevons)는 '정치경제학의 요람(Cradle of political economy)'이라고 높게 평가하기도 했다.

II. 선행연구

통화공급 확대가 경기부양에 미치는 영향에 관하여 Bernanke(2012)는 미국 Fed의 1차 양적완화와 2차 양적완화를 통해서 미국 GDP의 3% 성장 및 민간 고용을 2백만명 정도 증가시켰다고 주장하였다. Borio & Disyatat(2010)은 팽창적 통화정책이 총수요의 하락을 완화시키는데 도움이 되지만, 중앙은행이 큰 재무 위험을 감수할수록 장기적으로 독립적인 운용과 신뢰 가능한 물가안정의 위험을 받을 수 있다고 주장하였다. Gambacorta et al.(2014)은 팽창적 통화정책이 일시적으로 경기를 활성화 시킬 수 있지만, 필연적으로 경기 호황을 보장하는 것은 아니라고 주장한다.

한국금융연구원(2012)은 Moody's Analytics와 Equifax의 '신용양극화(credit divide)로 인하여 미국 연준이 시행한 팽창적 통화정책의 경기부양 효과가 상쇄된다는 주장을 소개하였다. 이러한 주장의 근거로 미국에서 금융위기 이전에는 저신용자들에게 신규 주택담보대출이 약 50% 공급되었지만, 2011년에는 약 10%만 공급되었다는 점을 들고 있다. 이로 인해 오히려 저금리를 저소득층이 사용할 수 없고, 상대적으로 여유가 있는 고소득층에서 저금리의 혜택을 향유할 수 있는 환경이 조성되었다. 이는 팽창적 통화정책이 경기부양이라는 정책목표를 달성했는지라도 부와 소득의 불균등을 유발할 수 있음을 시사한다.

팽창적 통화정책을 크게 부각시킨 2008년 글로벌 금융위기 이전에도 Romer & Romer(1998)는 통화정책이 빈곤과 경제적 불균등에 대해 미치는 장단기적인 영향을 분석하였다. 미국의 1969-1994년의 시계열 데이터를 바탕으로 분석한 결과, 단기적 관점에서 팽창적인 통화정책이 저소득층의 경제적 상황을 개선한다고 주장하였다. 또한, 이들은 통화정책의 장기적 효과를 규명하기 위해 66개 국가의 횡단면 자료를 분석하였다. 그 결과, 저소득층의 삶을 개선하는데 필요한 것은 팽창적인 통화정책 보다 오히려 낮은 인플레이션과 안정적인 총수요의 증가라고 주장하였다.

네덜란드 중앙은행의 Panetta(2015)는 팽창적 통화정책이 자산가격 경로 채널에서는 주식과 같은 금융자산과 부동산의 가격을 상승시킨다고 주장하였다. 반면, 팽창적 통화정책이 임금 채널에서 성공적으로 작용하게 되면 저소득층의 고용과 임금을 유지할 수 있게 하여 결과적으로는 불평등을 완화시킬 수 있는 개연성도 지목하였다. 결국 팽창적 통화정책의 순분배효과를 사전에 예측하는 것은 어렵다고 주장하였다. 한편, Colciago et al.(2019)은 비전통적인 통화정책이

소득 불균형에 미치는 영향은 불명확하다고 하였다. 즉, 팽창적 통화정책이 경제 활동을 자극하여 소득 불균형이 다소 감소할 수도 있고, 팽창적 통화정책이 이자율과 자산가격의 방향에 영향을 주어 불균등이 오히려 심화될 수도 있다고 하였다. 특히, 중앙은행의 통화 발행을 위한 대규모 자산 매입이 자산가격의 상승을 촉발시켜 부의 불평등을 증가시킬 수 있다고 주장한다.

Deutsche Bundesbank(2016)은 가계재정패널을 활용한 부(wealth)에 대한 연구 결과, 2010-2014년 기간 동안 비전통적인 양적완화 정책이 부의 재분배 측면에서 주요한 역할을 하지 못했다고 하였다. Bunn et al.(2018)는 2008-2014년 기간에서 영국을 대상으로 팽창적인 통화정책이 분배에 미치는 효과를 분석하였다. 그 결과, 통화량이 증가하면 지니계수는 미미하게 감소하는 것을 발견했다. 다만, 통화량 증가는 연령이 다른 집단마다 서로 다른 효과가 발견되었다. 예컨대, 젊은 층 가구는 금융위기 기간 동안 실질임금이 전반적으로 떨어졌으나 노년층 가구에 대비해서는 실질임금이 지속적으로 증가하였다. 이와 달리 부의 측면에서는 노년층 가구가 보유한 주식과 주택의 실질가격은 2007년과 2014년을 비교했을 때 오히려 2014년에 낮은 것으로 나타났다.

긴축적 통화정책의 부수적 효과를 제시한 Coibion et al.(2017)은 미국에서 긴축적 통화정책이 경제적 불균등에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 분석 결과 저소득 가구는 정부 보조금과 같은 이전소득이 중요하지만, 상위 1%에 해당하는 고소득 가구의 금융소득이 불균형을 일으키는 요인이 된다고 주장한다.

Kim(2019)은 미국의 패널데이터를 활용하여 통화정책에 의한 상품 가격의 상대적 인플레이션을 연구하였다. 그 결과, 통화정책이 고품질 브랜드 소비에 약 4배 더 큰 영향을 주며, 부유한 사람들은 팽창적 통화정책으로 더 많은 혜택을 받는다고 주장한다. Cravino et al.(2020)은 미국에서 고소득 가구가 소비하는 상품 가격은 중간소득 가구가 소비하는 상품보다 더 경직적이고 변동성이 적다고 주장한다. 이는 고소득 가구의 소비자 물가지수(CPI)는 통화충격에 덜 반응하는 요인이 된다고 언급한다. 분석결과로 통화정책 충격 이후 소비자물가지수(CPI)에 대한 고소득 가구의 반응은 중간소득 가구보다 약 1/3정도 작게 나타났다.

국내 연구로서 김영도(2017), 이근영(2007) 및 남광희(2006) 등은 통화정책이 자산가격에 미치는 영향을 다루었다. 이와 달리, 자산가격 변동과 경제적인 불균형을 살펴본 연구로 이철승·정준호(2018), 이선호·황진영(2017) 및 전병유(2016) 등이 있다. 반면, 본 연구에서는 팽창적 통화정책이 궁극적으로 경제적 불균등에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 본 연구와 유사한 관점의 국내 연구로 박종욱(2018) 및 최지욱(2017)은 VAR 모형으로 분석하기도 했다.

본 연구는 기존 다수의 선행연구와 달리, 설명변수로 통화량 M1 또는 그 증가율의 과거 12분기(3개년) 이동평균값 및 그것의 시차변수를 사용하였고, 종속변수로 소득분위배수 및 주식과 부동산가격지수 또는 각 증가율의 과거 4분기(1개년) 이동평균값을 사용하였다. 이는 앞서 언급한 중첩 시간 하의 시간 집계 방식을 적용하는 것이다. 예를 들어, 1년 주기로 관찰되는 시계열 자료가 있다고 하여 그 자료가 나타내는 경제 현상이 1년 단위로 시작(1월 1일에 시작)하고 끝나는(12월 31일에 종료) 것으로 인식하는 것은 무리가 있다. 1년이라는 것은 달력에 근거한 제도적 시간에 불과하다. 경제 현상의 기본적인 시간 단위가 달력 시간의 1년 일 리 없다. 중첩된 시간 하의 서로 다른 변수간 관계가 있을 수도 있고, 한 변수의 특정 시점의 변화가 아닌 단위 기간 이상의 시간 길이에 따라 누적된 영향이 곧바로 또는 시차를 두고 다른 변수의 역시 누적된 변화를 유발할 수도 있다.

연도별 자료와 VAR 모형으로 분석하는 것은 그러한 거시 변수간 중첩적, 시차적, 누적적, 점진적 영향 관계를 분석하는데에는 한계가 있다. 앞서 언급한 VAR 모형을 이용한 기존 연구는 그러한 한계로부터 자유롭지 않다. 예를 들어, 경제 현상이 연도 단위로 영향을 미쳐 (t-k)년 통화량이 t년 소득 분배나 자산가격에 영향을 미친다고 보기는 어렵다. 그래서, 통상적인 VAR 분석에서는 통화정책 또는 통화량과 소득 분배 또는 자산 가격간 관계가 잘 포착되지 않을 가능성이 높다. 이에 본 연구에서는 주요 설명변수와 종속변수에서 중첩되는 시간하의 이동평균값을 사용한다.

III. 시계열 추이 분석

1. 통화량, GDP 및 물가의 각 증가율 추이

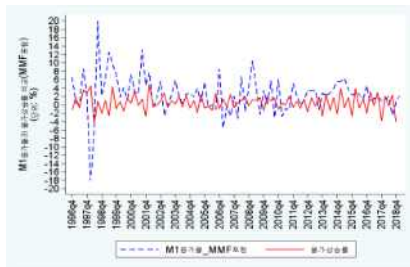
한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 제공하는 통화량 M1은 1996년 9월부터 산출시 MMF를 포함하였다가 2005년 11월부터 익일환매제도가 적용된 법인 MMF는 제외하였다. 또한, 2007년 3월에는 미래가격제가 도입된 개인MMF도 제외가 되었다. 그래서 본 연구에서는 통화량 M1의 통일성을 위해서 MMF를 1996년 3분기부터 2018년 4분기까지 포함하는 시계열로 분석한 결과를 제시한다.

<그림 1>은 1996년 4분기부터 2018년 4분기까지의 MMF를 포함한 통화량 M1 증가율, 물가상승률 및 경제성장률을 비교한 그림이다. 교환항등식 $M \times v = P \times Y$

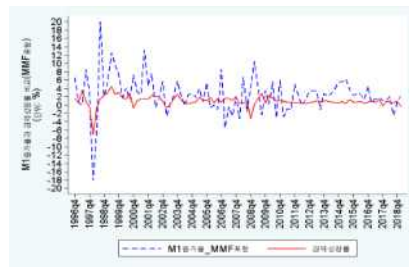
를 고려하면 통화 유통속도 v 가 장기적으로 안정적이란 전제하에 통화 증가율은 물가상승률과 생산량(GDP)증가율(즉, 실질경제성장률)의 합과 동일해야한다. <그림 1>의 통화량 M1증가율은 MMF를 포함한 통화량 M1의 분기별 전분기 대비 증가율이며, 물가상승률은 GDP디플레이터의 분기별 전분기 대비 증가율, 경제성장률은 실질GDP의 분기별 전분기 대비 증가율이다.

(그림 1) MMF포함 M1증가율과 물가상승률 및 경제성장률의 시계열 추이

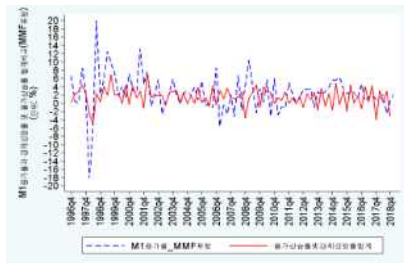
(a) M1증가율과 물가상승률 비교



(b) M1증가율과 경제성장률 비교



(c) M1증가율과 물가상승률 및 경제성장률의 합계 비교



- 1) 통화량 M1(MMF를 포함)은 월말잔을 사용하여 3개월 평균값을 분기 통화량으로 산출함. 통화량 M1증가율은 분기별 전분기 대비 증가율
- 2) 물가상승률은 GDP디플레이터의 분기별 전분기 대비 상승률, 경제성장률은 실질GDP의 분기별 전분기 대비 성장률
- 3) 통화량 M1은 한국은행 경제통계시스템(ECOS), 이외 자료는 국가통계포털(KOSIS) 자료를 사용함

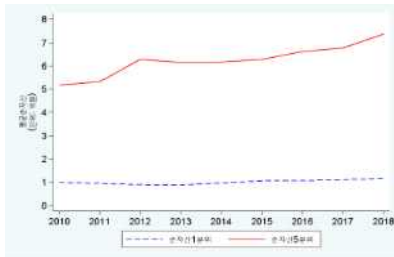
2. 부 및 소득 불균등 시계열 추이

이 절에서는 국가통계포털(KOSIS)의 순자산5분위 자료 및 소득10분위 자료를 활용하여 경제적 불균등(부의 불균등, 소득 불균등)의 추이를 파악하고자 한다.

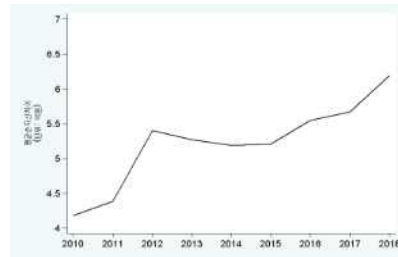
<그림 2>에서는 순자산1분위 집단과 순자산5분위 집단의 평균 순자산을 비교하여 나타냈다. <그림 2>에서 자료 관찰기간은 2010-2018년이다. (a)를 보면 순자산1오분위 집단의 평균 순자산은 2010년 9,900만원에서 2018년 1억 1천만원으로 1천 1백만원 증가하였다. 반면 순자산5오분위 집단의 평균 순자산은 2010년 5억 1천만원에서 2018년 7억 3천만원으로 2억 2천만원 증가하였다. (b)와 (c)를 보면 순자산1오분위 집단의 평균값과 순자산5오분위 집단의 순자산 차이는 점차 증가하는 것으로 나타났다. (c)와 같이 비율로 살펴보면, 2010년 5.2배에서 2012년에 7배 수준으로 순자산 격차가 더욱 크게 확대되었고, 이후 2015년까지 6배로 하락하다가 다시 증가한다.

(그림 2) 순자산1오분위 집단과 5오분위 집단의 평균 순자산 비교

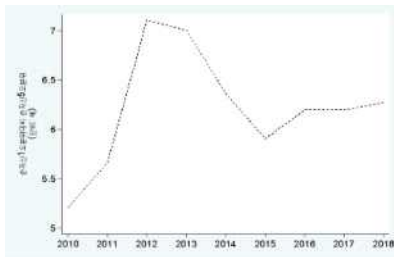
(a) 순자산1오분위와 5오분위 집단의 평균 순자산 추이



(b) 순자산1오분위와 5오분위 집단의 순자산 차이



(c) 순자산1오분위와 5오분위 순자산의 비율



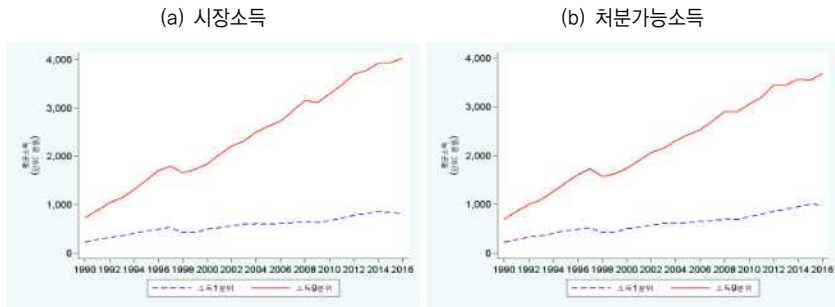
- 1) 순자산(명목) = 순자산 분위별 가구당 평균 자산 - 순자산 분위별 가구당 평균 부채
- 2) 순자산은 명목금액이며, 조사년도 3월말 기준 자료임
- 3) 순자산1오분위와 5오분위 집단의 순자산 차이는 산술적 차이를 의미함
- 4) 2018년은 잠정치임
- 5) 국가지표체계(e-나라지표) 자료를 사용함

<그림 3>은 1990-2016년 기간에서 소득1십분위수와 9십분위수를 비교하여 나타냈다. 여기서 <그림 4>의 (a)열은 도시 2인 이상 가구의 시장소득 기준이고, (b)열은 도시 2인 이상 가구의 처분가능소득을 기준으로 그린 것이다.⁶⁾

<그림 3>의 P9는 소득 분포에서 9번째 십분위수, P1은 1번째 십분위수를 나타낸다. (a)와 (b)를 보면, P9가 P1보다 가파르게 상승한다. (a)열 및 (b)열의 그림을 보면 시간이 지날수록 P1과 P9의 차이는 점차 커지는 것을 알 수 있다. 예컨대, (a)를 보면 시장소득 기준으로 1990년 월 평균 50만원 차이에서 2016년 월 평균 320만원 이상의 차이로 그 격차가 더욱 커졌다. 연간 소득으로 환산하면, 1990년 연간 600만원의 소득 차이가 2016년에 들어서 연간 3,840만원의 소득 격차가 있는 셈이다. (a')를 보면, 배수로는 2016년에 약 5배 정도 차이가 있다. (b)열의 처분가능소득으로 보아도 그 결과는 유사하다.

<그림 3>에서 차이보다는 배수에서 저소득층과 고소득층 간 차이의 변화가 잘 드러난다. 그 배수가 줄어든 시기는 1997년 경제위기 이후, 2008년 글로벌 금융위기 이후이다. 하지만, 다시 상승하여 그 이전 최고 수준보다도 더욱 높아지는 것을 볼 수 있다.

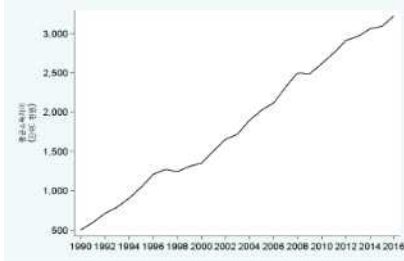
<그림 3> 연도별 소득 1십분위수와 9십분위수 비교



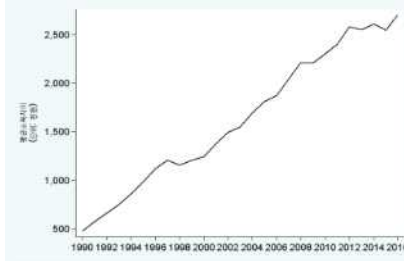
6) 본 연구에서 사용한 가계동향조사에서 시장소득 및 처분가능소득의 의미는 아래와 같다. 특히, 가계금융복지조사와 다르게 사적이전지출을 고려하지 않았다는 점에서 차이가 있다.

(가계동향조사) 시장소득 = 근로소득 + 사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득
 (가계동향조사) 처분가능소득 = 근로소득 + 사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득 +
 공적이전소득 - 세금 - 공적연금 - 사회보험료

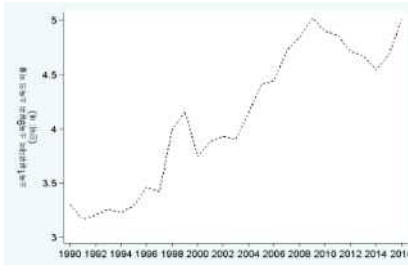
(a) 소득9십분위수와 소득1십분위수의 차이



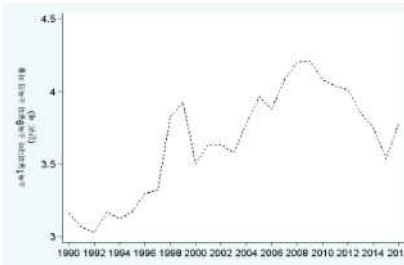
(b) 소득9십분위수와 소득1십분위수의 차이



(a'') 소득1십분위수 대비 소득9십분위수
소득의 비율



(b'') 소득1십분위수 대비 소득9십분위수
소득의 비율



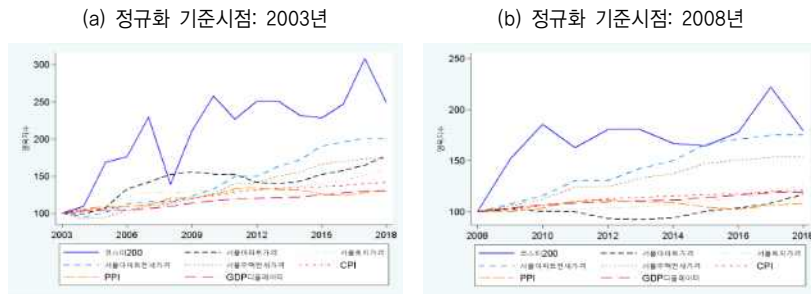
- 1) 국가통계포털(KOSIS) 에서 도시 2인이상 가구기준으로 산출된 소득분위 자료를 사용함
- 2) 소득9십분위수와 소득1십분위수의 차이는 9분위 소득과 1분위 소득의 산술적 차이를 의미함
- 3) 소득9십분위수는 9분위 소득에서 최상위 값, 소득1십분위수는 1분위 소득에서 최상위 값을 의미함

3. 자산가격과 물가상승률 비교

<그림 4>는 자산가격과 물가의 명목지수의 동일 시점 값을 동일 값으로 정규화하여 비교한 그림이다. 모든 계열에서 비교를 위해 2003년 또는 2008년 시점에서 초기값을 100으로 정규화하였다. (a)를 보면, 물가(PPI, CPI, GDP디플레이터), 서울 아파트 가격, 서울 토지 가격, 서울 아파트 전세 가격, 서울 주택 전세 가격, KOSPI200 주가 지수 모두 전반적으로 상승한다. 다만, KOSPI200은 글로벌 금융위기가 시작된 2008년 크게 하락하지만 2010년에 이미 원래 수준 이상으로 상승한다. 그리하여, 비교 대상 가격 중 KOSPI200이 가장 높은 상승을 기록

하였다. 2003년 수준에 비해 약 3배까지도 상승하였다. 2008년의 지수 값을 100으로 정규화하여 그린 (b)에서도 질적으로 유사한 현상을 발견할 수 있다.

〈그림 4〉 주식, 부동산 가격 지수 및 물가지수 비교



- 1) 모두 명목지수이며 2003년의 값을 100으로 정규화함
- 2) 코스피200지수, 서울아파트가격, 서울아파트전세가격, 서울주택전세가격, 서울토지 가격은 연말 자료
- 3) GDP디플레이터, CPI 및 PPI는 월말 값을 해마다 평균함
- 4) 부동산 관련 지수는 한국감정원 부동산통계(r-one)에서, 이외 자료는 KOSIS에서 입수

<그림 4>를 다시 살펴보면, CPI, PPI, GDP 디플레이터의 증가율이 가장 낮은 수준이다. 부동산 관련 지수 및 주가 지수는 이들 물가지수의 상승을 크게 상회하는 수준으로 상승한다. 서울 아파트의 경우, 아파트 가격이 하락하던 약 2008-2012년에 전세 가격은 지속적으로 상승하는 것을 알 수 있다. 아파트 보유자의 아파트 가격 하락에 따른 손실을 전세가 상승으로 일부 보완했던 것으로 추측된다. 서울 아파트 가격 및 서울 아파트 전세 가격 지수는 2003년 대비 약 1.5-2배 정도 상승하였다. 지면상 생략하지만, 명목지수가 아닌 실질지수(GDP디플레이터로 나누고 100을 곱)로 비교해도 유사한 결과를 얻는다.

물가는 실질GDP 즉 생산된 재화와 서비스 실물 1단위의 가격이다. 균형적으로는 물가와 자본재 가격의 상승률, 임금 상승률은 동일해야 한다. 현실에서 임금은 보통 예상되는 물가상승률을 기반으로 책정되는 경우가 많다. 실질구매력을 유지하기 위함이다. 하지만, 자본재인 자산 가격이 실질구매력의 유지 이상으로 증가한다면, 그 자본재나 자산을 큰 규모로 보유한 이(이들은 경제 전반적으로 소수의 실질구매력 역시 유지 이상으로 증가하는 것이다. 즉 명목가치가 아닌 실질가치로 자산 보유자의 부가 증가한다. 이러한 현상은 자산으로부터의 수

익률이 실질GDP 상승률보다 높은 결과를 초래한다. 자산으로부터의 수익을 근로나 생산으로 따라갈 수 없는 것이다. 이에 물가상승률 이상의 자산가격 상승이 지속적으로 일어난다면, 부와 소득 양면에서 불균등이 심화될 수 있다.

IV. 실증분석

앞서 통화량, 물가, 자산가격 지수, 분위 소득 또는 분위 부의 차이 및 배수 등에 대한 시계열 추이를 제시하였다. 이 장에서는 시계열 회귀분석에 기반하여 통화량이 자산가격이나 경제적 불균등에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

1. 방법론 및 자료

본고의 분석을 위하여 연도별 자료 및 분기별 자료가 모두 입수 가능하지만, 이 장에서는 분기별 자료를 이용하여 실증분석 한다. 연도별 자료 분석 결과도 질적으로 유사한데, 지면상 연도별 자료 분석 결과를 생략하지만 독자의 요청시 제공할 수 있다.

본 연구에서는 각 관찰 주기별 단 하나의 관찰치에 의존하는 통상적인 시계열 회귀분석의 자료 이용 방식이 본 연구에 적합하지 않다고 판단하였다. 달력 시간은 제도적 시간 구분에 불과하다. 경제 변수 간 관계가 그러한 달력 시간의 틀에 맞추어 형성된다고 보기 어렵다. 물론, 국민경제 전체적인 소득과 소비의 관계를 시계열 자료로 분석한다면, 금년도 소비는 금년도 소득 또는 전년도 소득에 의해 영향을 받는 관계를 설정하는 경우가 많다. 하지만, $(t-2)$ 년부터 t 년까지 3년간 소득이 $(t-1)$ 년부터 t 년까지의 2년간 소비에 영향을 미치는 관계도 불가능한 것은 아니다. 국민경제적 소비와 소득은 지속적이면서 연속적으로 순환되므로, 특정 기간(주로 자료 관찰 주기)을 단위로 관찰된 값들 간의 관계가 형성된다는 것도 매우 자의적인 가정일 뿐이다.

Hansen & Hodrick(1980)은 앞서 언급했듯이 증첩시간 하의 시간 집계 방식을 사용한 효시 연구이다. 이들은 자료 관찰 빈도(data observation frequency)가 선도환과 현물환이 다르고(후자가 전자에 비해 높음), 예측의 주기는 길어서 이 방식을 사용하였다. 특히 표본크기를 늘리기 위한 방편으로 증첩시간 하의 시간 집계 방식을 사용하면서 GLS 추정 방식을 제시하였다. 한편, Harri &

Brorsen(1998)은 1996년에 *Journal of Finance*, *American Economic Review*, *Journal of Futures Markets*의 3가지 주요 학술지에서 중첩시간 하의 시간 집계 방식에 따른 연구가 각각 26편, 14편, 19편이 발표되었고, 그 중 각각 8편, 3편, 3편에서 본고의 방식과 마찬가지로 OLS 후 Newey-West 방식으로 표준오차를 계산한 연구라고 보고하였다. 이들은 Hansen & Hodrick(1980)의 GLS 방법론도 HAC (Heteroscedasity and Autocorrelation Consistent) 추정량 중 하나로 보았다. 중첩시간 하의 시간 집계 방식(overlapping aggregation data, rolling period data)에 관한 다양한 연구는 Clark & Coggin(2011)에 소개되고 있다.

본고에서는 통화량이 주요 설명변수, 자산가격 및 소득 불균등이 주요 종속변수이다. 모두 저량 변수이다. 이들 변수에 대해서는, 예를 들어 분기 1개 관찰치(주로 기말 관찰치)에는 계절성(seasonality)도 있고 잡음(noise)도 있다. 그러한 값이 통화량, 유동성, 자산가격, 소득 불균등의 양상을 온전히 포착한다고 보기에는 무리가 있다. 또한, 정부와 중앙은행을 포함한 모든 경제 주체가 분기 단위로 시간과 경제 상황을 인식하고 경제 행위를 시작하고 종결하는 것도 아니며, 경제 현상이 분기 단위로 인식되고 발생하는 것도 아니다.⁷⁾ 따라서, 분기 내 1개 값으로 관찰되는 변수 x_t 나 x_{t-l} 이 역시 분기 내 1개 값으로 관찰되는 변수 y_t 에 영향을 미치는 관계를 설정하는 것도 포착하기도 어려운 일이다.

이에 본 연구에서는 이동평균을 이용하여 주요 설명변수를 과거 여러 분기 평균치(즉, 이동평균) $X_t = \frac{x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-(m-1)}}{m}$ 이나 $X_{t-l} = \frac{x_{t-l} + x_{t-1-l} + \dots + x_{t-l-(k-1)}}{k}$ 로 사용하며 마찬가지로 종속변수도 과거 여러 분기 평균치 $Y_t = \frac{y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-(s-1)}}{s}$ 를 사용하여 실증 분석을 할 것이다. 한편, 본 연구의 방식으로 자료를 이용하면 종속변수가 이동평균이므로 오차항이 자기상관관계를 갖게 된다. 이 경우 Newey-West 방식(Newey and West, 1987)으로 표준오차를 보정하면 된다.

경제 시계열은 수준 변수(또는 로그 수준 변수)를 분석하는 것이 옳은지 차분(또는 증가율) 변수를 분석하는 것이 옳은지 사전적으로도 판단하기 어렵다. 단위근 검정(unit root test)은 확률적 추세가 들어간 특정 모형에 기반한 비정상성

7) 이는 연도별 자료를 사용하더라도 마찬가지다. 1년에 분기보다 긴 기간이지만 1년이라는 것도 제도적 달력 시간의 틀에 불과하다.

검정이다. 다른 양상의 비정상성은 얼마든지 있을 수 있으므로, 단위근 검정이 연구자에게 주는 정보는 크지 않다.⁸⁾ 단위근에 대한 경제적 해석도 충격의 지속성(persistency) 정도에 불과하다. 시계열 수준 변수를 OLS 방법으로 회귀분석할 경우 이른바 가성회귀(spurious regression)의 문제가 제기될 수 있지만 추정 후 잔차가 정상적이라면 수준 변수에 의한 회귀분석도 정당화될 수 있다.

본 연구에서는 로그 수준 변수와 그 차분인 로그 차분(증가율) 변수를 종속변수로 하는 분석을 모두 수행할 것이다. 로그 수준 변수의 경우 종속변수 및 통화량에 대해서 'ln(수준변수의 이동평균)'을 사용하고, 증가율 변수 분석에서는 '(증가율 변수의 이동평균)'을 사용한다.

경제적 불균등을 나타내는 다양한 지표가 있지만 본고에서는 시계열의 길이를 감안하여 가장 많은 시계열 자료의 확보가 가능한 지표를 선정하여 분석한다. 이에 '가계동향조사'에서 나오는 도시2인 이상 또는 전국2인 이상 전체가구의 총소득과 근로소득의 각 분위 집단의 정보를 사용할 것이다.⁹⁾ 전자는 1996년 3분기부터 2019년 1분기까지, 후자는 2003년 1분기부터 2019년 1분기까지의 분기별 시계열 자료를 얻을 수 있다. 특히 본 연구에서는 이들 소득의 10분위 집단에서 최상위 및 최하위 집단의 소득 배수를 경제적 불균등 지표로 활용할 것이다. 예를 들어, S90은 소득 10분위의 10개 집단 중 가장 높은 10분위 집단의 평균 소득이고, S10은 소득이 가장 낮은 1분위 집단의 평균 소득인데, S90/S10을 본고에서는 '분위소득배수'로 정의하여 사용한다. 강건성 검증을 위하여 S80/S20로 표시하는 분위소득배수도 사용하는데, 여기서 S80은 소득이 높은 집단 우선 순서로 두 번째 집단의 평균소득, S20은 소득이 낮은 집단 우선 순서로

8) 시계열에 내재된 비정상성의 양상은 다양하다. 그 원인이 추세(trend)일 수도 있고, 시간에 따른 구조적 변화(structural change)일 수도 있다. 또는 특정 임계치(threshold)를 중심으로 한 구조 변화일 수도 있다. 추세가 원인이라고 하더라도 그것이 확정적 추세(deterministic trend)인지 확률적 추세(stochastic trend)인지 분간하기 어렵다. 통상적으로 사용하는 단위근 검정(예를 들어, ADF 검정)은 순전히 확률적 추세만을 고려한 제한적 모형에 근거한다. 확률적 추세 계열 중에서도 이른바 Hodrick-Prescott 필터와 같이 저주파 필터링을 해야 정상성을 갖는 순환 변동치가 얻어지는 경우도 있다. 아울러, 하나의 모형에서 일부 변수는 수준 자체이고 다른 일부 변수는 차분한 것이라면 추정 결과의 해석도 명확하지 않다. 수준이 증가하는 것과 차분이 증가하는 것은 엄연히 다르기 때문이다.

9) 이 자료에서 총소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득 및 이전소득의 합인 경상소득과 비경상소득의 합이다. 토지 임대료는 재산소득에 포함되고, 오피스텔 및 주택 등과 같은 다른 부동산 자산의 임대료는 사업소득에 포함된다. 이자 및 배당소득과 같은 금융 자산에서 얻는 소득은 재산소득으로 계상된다. 결국, 총소득은 노동을 통해 얻는 근로소득 이외에 주식 및 부동산 자산에서 얻는 소득을 일정 부분 포함한다.

두 번째 집단의 평균소득을 의미한다. 이들 분기별 관찰치에 대해서 4분기 이동 평균을 종속변수로 사용한다.

다른 주요한 종속변수는 자산가격인데, 이러한 자산가격 지표로는 주식 자산을 대리하기 위해 KOSPI, KOSPI200 지수를 사용하고, 부동산 자산을 대리하기 위해 서울아파트가격지수, 지방아파트가격지수, 전국아파트가격지수, 서울토지가격지수, 지방토지가격지수, 전국토지가격 지수 등을 사용할 것이다. 앞서 경제적 불균등 지표와 마찬가지로 분기별 관찰치에 대해서 4분기 이동평균을 종속변수로 사용한다.

주요한 설명변수는 통화량 M1이다. 우선, 앞서 언급한 바와 같이 통화량 M1은 집계 방식의 통일성을 위하여 MMF를 포함한 값을 사용한다. 이러한 방법은 현재 공식적인 M1 집계 방식과 다소 차이가 있을 수는 있지만, 익일 환매되는 MMF는 유동성이 매우 높은 자산이므로 통화 유동성에 포함하는 것이 마땅할 것이다. 통화량 M1의 분기별 관찰치는 월말값의 평균값으로 취한다. 그런 후, 통화량 M1의 잠재적인 단기, 중기, 장기 효과를 감안하여 과거 12분기, 그 이전 12분기, 다시 그 이전 12분기의 이동평균을 설명변수로 사용한다.

통제변수로는 경제적 불균등에 관한 분석에서는 실질GDP, GDP대비총재정지출 및 실업률을 사용하였다. 자산가격 분석에서는 실질GDP, 실질실효환율 및 통화안정증권(1년물) 금리를 통제변수로 사용하였다.

본 연구에서 사용하는 대부분의 자료는 통계청 국가통계포털(KOSIS)에서 추출하였다. 다만, 통화량 M1과 통화안정증권(1년물) 금리는 한국은행 통계시스템(ECOS)에서 추출하였고, 아파트가격 및 토지가격지수 등의 부동산 가격 관련지수는 한국감정원 부동산통계(r-one)에서 입수하였다. 주가지수는 한국거래소(KRX) 홈페이지에서 얻을 수 있다.

2. 통화량이 경제적 불균등에 미치는 효과 분석

(1) 수준변수 분석

도시2인 이상 전체가구의 총소득 및 근로소득에서 분위소득배수 $S90_t/S10_t$ 또는 $S80_t/S20_t$ 및 전국2인 이상 전체가구의 총소득 및 근로소득에서 분위소득배수 $S90_t/S10_t$ 또는 $S80_t/S20_t$ 를 분석한다. 종속변수는 이들 변수에 대해서 4개 분기 이동평균의 로그값이다. 주요 설명변수는 통화량 M1으로 총 12분기의 이동평균 값을 사용하였다. 즉, M1의 시차 및 누적된 중장기적 효과를 감안하여 다음의 3

가지를 함께 각각의 설명변수로 고려한다.

- $\ln M1_t^s = \ln \left(\frac{M1_t + M1_{t-1} + \dots + M1_{t-11}}{12} \right)$
- $\ln M1_t^m = \ln \left(\frac{M1_{t-12} + M1_{t-13} + \dots + M1_{t-23}}{12} \right)$
- $\ln M1_t^l = \ln \left(\frac{M1_{t-24} + M1_{t-25} + \dots + M1_{t-35}}{12} \right)$

※ 위에서 $M1_t$ 는 t 기의 M1을 의미

통제변수로 로그 실질GDP, 로그 GDP대비재정총지출 및 실업률 증감을 고려하며, 분기별 효과를 반영하기 위해 분기별 더미로 통제하였다. 아울러, 경제위기 시기를 통제하기 위해 IMF위기 1997-1998년, 카드채 사태 2003-2004년, 글로벌 금융위기 2007-2008년에 1의 값을 갖는 더미변수를 설명변수에 추가하였다. 계수는 OLS로 추정하고 잔차의 계열 상관을 고려하여 HAC 공식으로 표준오차를 산출하였다. 나아가, 가성회귀 여부를 진단하기 위해 잔차에 대한 단위근 검정 결과도 함께 제시한다.

추정 결과를 <표 1>에 제시하였다. 주요 변수인 통화량의 경우 유의하지 않거나 양의 값으로 유의하게 나왔다. 모형 (1)은 $\ln M1_t^l$, 모형 (3)은 $\ln M1_t^s$ 와 $\ln M1_t^l$, 모형 (4)는 $\ln M1_t^s$, 모형 (6)은 $\ln M1_t^s$, 모형 (7)은 $\ln M1_t^s$, 모형 (8)은 $\ln M1_t^s$ 와 $\ln M1_t^m$ 의 계수가 양의 값으로서 통계적으로 유의하다. 이들 변수 및 종속변수가 모두 이동평균이므로 그 계수 추정치를 명확하게 해석하기는 어렵다. 하지만, 모형 (3)은 통화량이 단기적으로(12분기 이동평균) 또는 장기적으로(24분기 전 12분기 이동평균) 지난 4분기간 평균 도시2인 이상 전체가구 $S90_t/S10_t$ 를 더 증가시킨 것으로 해석할 수 있다. 즉, 방향성으로는 통화량 증가가 소득 불균등을 더욱 악화시킨 것이며, 그 효과는 단기적, 장기적인 반응으로 나타난 것이다. 각각 로그를 취했으므로, 지난 12분기 통화량 M1의 이동평균이 1% 증가시 지난 4분기간 평균 도시2인 이상 전체가구 $S90_t/S10_t$ 를 0.76% 증가시키는 것으로 해석할 수 있고, 24분기 전 통화량 M1의 12분기 이동평균이 1% 증가하면, 지난 4분기간 평균 도시2인 이상 전체가구 $S90_t/S10_t$ 가 0.8% 정도 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

외생 통제변수로 모형에 설명변수로 포함된 변수들은 실질GDP, 재정지출, 실업률 등을 통제하는 역할을 한다. 이들 변수는 소득 분배에 직간접적 영향을 미

칠 개연성이 있는 변수들이다. 재정지출이나 실업율은 모든 모형설정에서 통계적으로 유의하지 않았으나, 실질GDP는 음(-)의 값으로 유의하다. 이는 경제성장 에 따라 소득 불균형이 개선됨을 의미한다.

한편, <표 1>에는 각 통화량 변수 $\ln M1_t^s$, $\ln M1_t^m$, $\ln M1_t^l$ 의 계수 합에 대한 유의성 검정결과도 수록되어 있다. 이들 계수 합은 통화량의 분위소득배수에 대한 단기, 중기, 장기적 효과의 합이다. 모든 모형설정에서 그 합은 예외 없이 통계적으로 유의한 양(+)의 값임에 주목할 필요가 있다. 잔차에 대한 Dickey-Fuller 검정 결과는 모형 (5)와 (6)을 제외하고 나머지 모형에서는 잔차에 '단위근이 있다는 귀무가설을 비교적 강하게 기각한다.

전반적으로 <표 1>에서 통화량의 증가는 소득 불균등을 악화시키며, 그 효과는 단기, 중기, 장기에 걸쳐 나타날 수 있다는 점을 추론할 수 있다.

<표 1> 통화량의 분위소득배수에 대한 단기, 중기, 장기 효과에 관한 회귀분석 결과:
로그 수준 변수

	도시2인 이상 전체가구 로그총소득 S90/S10 _t	도시2인 이상 전체가구 로그총소득 S80/S20 _t	도시2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S90/S10 _t	도시2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S80/S20 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 총소득 S90/S10 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 총소득 S80/S20 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S90/S10 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S80/S20 _t
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
$\ln M1_t^s$	0.1636 (0.20)	0.2183 (0.16)	0.7615** (0.38)	0.3876* (0.20)	0.2499 (0.20)	0.2690* (0.15)	0.9275** (0.44)	0.5035** (0.22)
$\ln M1_t^m$	0.5513 (0.52)	0.4163 (0.39)	0.8376 (0.96)	0.7920 (0.50)	0.5284 (0.51)	0.4619 (0.38)	1.0675 (1.08)	0.9337* (0.52)
$\ln M1_t^l$	0.4061* (0.24)	0.2342 (0.18)	0.7982* (0.44)	0.2216 (0.23)	0.2242 (0.23)	0.1069 (0.17)	0.4141 (0.48)	-0.0288 (0.24)
로그실질 GDP _t	-2.8973*** (0.94)	-2.1297*** (0.74)	-5.1803*** (1.63)	-2.8504*** (0.77)	-2.7075*** (0.89)	-2.0985*** (0.68)	-5.2530*** (1.73)	-2.9079*** (0.81)
로그GDP대비 재정총지출 _t	-0.0589 (0.08)	-0.0600 (0.06)	-0.0303 (0.15)	-0.0133 (0.08)	-0.0280 (0.08)	-0.0392 (0.06)	0.0316 (0.16)	0.0037 (0.09)

	도시2인 이상 전체가구 로그총소득 S90 _t /S10 _t	도시2인 이상 전체가구 로그총소득 S80 _t /S20 _t	도시2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S90 _t /S10 _t	도시2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S80 _t /S20 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 총소득 S90 _t /S10 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 총소득 S80 _t /S20 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S90 _t /S10 _t	전국2인 이상 전체가구 로그 근로소득 S80 _t /S20 _t
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
실업률증감 _t	-0.0199 (0.03)	-0.0142 (0.02)	-0.0302 (0.06)	-0.0117 (0.03)	-0.0215 (0.03)	-0.0137 (0.02)	-0.0395 (0.07)	-0.0142 (0.04)
상수	25.1404*** (7.03)	17.9497*** (5.53)	38.4172*** (12.20)	20.5414*** (5.94)	24.1039*** (6.73)	17.8500*** (5.14)	38.9437*** (12.95)	21.0701*** (6.26)
분기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
위기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
표본크기	55	55	55	55	55	55	55	55
표본기간 (원 분기별 자료 기준)	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q
F [P-값]	14.73 [0.0000]	6.48 [0.0000]	25.99 [0.0000]	24.44 [0.0000]	6.53 [0.0000]	5.49 [0.0000]	6.44 [0.0000]	9.84 [0.0000]
lnM1 _t ^s , lnM1 _t ^m , lnM1 _t ^l 각 계수의 합 [F-값에 대한 p-값]	1.1210*** [0.0000]	0.8688*** [0.0059]	2.3973*** [0.0001]	1.4012*** [0.0002]	1.0025*** [0.0069]	0.8377* [0.0574]	2.4090** [0.0209]	1.4083*** [0.0012]
잔차에 대한 Dickey-Fuller 검정통계량	-3.457***	-3.191***	-3.815***	-3.898***	-1.594	-1.066	-1.797*	-1.654*

- 1) 종속변수는 도시2인이상 또는 전국2인이상 전체가구 총소득 및 근로소득의 4개 분기 이동평균이다.
- 2) 괄호 ()의 수치는 Newey-West 강건 표준오차를 나타낸다. Newey-West 추정시 과거 시차는 3으로 설정하였다.
- 3) $\ln M1_t^s = \ln \left(\frac{M1_t + M1_{t-1} + \dots + M1_{t-11}}{12} \right)$, $\ln M1_t^m = \ln \left(\frac{M1_{t-12} + M1_{t-13} + \dots + M1_{t-23}}{12} \right)$, $\ln M1_t^l = \ln \left(\frac{M1_{t-24} + M1_{t-25} + \dots + M1_{t-35}}{12} \right)$
- 4) 위기더미는 IMF위기 1997-1998년, 카드채 사태 2003-2004년, 글로벌 금융위기 2007-2008년에 1의 값을 갖는다.
- 5) *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.
- 6) Dickey-Fuller 검정통계량의 1% 임계치는 약 -2.6, 5% 임계치는 약 -1.95, 10% 임계치는 약 -1.61

(2) 증가율 변수 분석

각 시계열의 잠재적 비정상성을 감안하여 수준변수나 로그 수준변수가 아닌 증가율 변수(즉 로그 차분)를 회귀분석 하였다. 종속변수는 앞서와 마찬가지로, 종속변수는 도시2인이상 전체가구 또는 전국2인이상 전체가구의 총소득 및 근로소득 $S90_t/S10_t$ 또는 $S80_t/S20_t$ 의 분기간 증가율의 4개 분기 이동평균이다.

통화량 역시 M1증가율의 이동평균을 사용하였는데, 총 12분기의 이동평균값을 사용하였다. 각 단기, 중기, 장기 효과를 감안하여 아래의 3가지 변수를 설명 변수로 고려한다.

$$\bullet R_t^s = \frac{r_t^{M1} + r_{t-1}^{M1} + \dots + r_{t-11}^{M1}}{12}$$

$$\bullet R_t^m = \frac{r_{t-12}^{M1} + r_{t-13}^{M1} + \dots + r_{t-23}^{M1}}{12}$$

$$\bullet R_t^l = \frac{r_{t-24}^{M1} + r_{t-25}^{M1} + \dots + r_{t-35}^{M1}}{12}$$

※ 위에서 r_t^{M1} 은 t 기의 전기 대비 M1의 증가율을 의미

기타 통제변수로 실질GDP 증가율, GDP대비재정총지출 증가율 및 실업률 증감 및 분기더미, 위기더미를 고려한다. 모든 증가율의 단위는 %이다.

<표 2>의 추정 결과를 살펴보면, 통화량 증가율 변수는 대부분에서 유의하지 않다. 다만, 모형 (4)와 (8)에서 변수 R_t^m 의 계수가 양의 값으로서 통계적으로 유의하게 나왔다. 모형 (4)의 경우 12분기 전 12분기 M1 증가율 이동평균이 1% 포인트 증가하면, 지난 4개 분기간 평균 도시2인이상 전체가구 $S80_t/S20_t$ 가 1.39% 포인트 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 통화량 증가에 따른 소득 불균등 악화에 대한 증거로 증가율 변수 분석의 결과는 상대적으로 약한 편이다. 하지만, 앞서 로그 수준 변수 분석, 증가율 변수 분석에서 공히 통화량 증가로 인해 분위소득배수가 통계적으로 유의하게 감소(소득 불균등을 개선하는 방향)하는 것으로 해석할 수 있는 결과는 없다. 아울러, 각 통화량의 단기, 중기, 장기 영향을 나타내는 계수의 합도 양의 값이긴 하지만 유의하지는 않다. 기타, 통제 변수도 모두 유의하지 않다. 유의하지 않더라도 통제할 필요는 있다고 판단된다.

〈표 2〉 통화량의 분위소득배수에 대한 단기, 중기, 장기 효과에 관한 회귀분석 결과:
로그 차분(증가율) 변수

	도시2인 이상 전체가구 총소득 S90/S10 증가율 _t	도시2인 이상 전체가구 총소득 S80/S20 증가율 _t	도시2인 이상 전체가구 근로소득 S90/S10 증가율 _t	도시2인 이상 전체가구 근로소득 S80/S20 증가율 _t	전국2인 이상 전체가구 총소득 S90/S10 증가율 _t	전국2인 이상 전체가구 총소득 S80/S20 증가율 _t	전국2인 이상 전체가구 근로소득 S90/S10 증가율 _t	전국2인 이상 전체가구 근로소득 S80/S20 증가율 _t
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
R_t^s	0.1829 (0.65)	0.2694 (0.41)	0.7847 (1.38)	0.4256 (0.85)	0.1299 (0.70)	0.2439 (0.43)	0.8771 (1.53)	0.4735 (0.96)
R_t^m	0.9756 (0.69)	0.7532 (0.47)	1.9931 (1.35)	1.3893* (0.78)	0.9746 (0.68)	0.7823 (0.47)	2.3416 (1.40)	1.6019* (0.83)
R_t^l	-0.1496 (0.65)	-0.1379 (0.44)	-0.6374 (1.25)	-0.8682 (0.77)	-0.4457 (0.68)	-0.3766 (0.46)	-1.5663 (1.45)	-1.2920 (0.85)
실질GDP증가율 _t	-0.2692 (0.16)	-0.1535 (0.09)	-0.3267 (0.37)	-0.0037 (0.19)	-0.1370 (0.17)	-0.0844 (0.10)	0.0418 (0.38)	0.1663 (0.21)
GDP대비재정총지출증가율 _t	0.0156 (0.02)	0.0029 (0.01)	0.0448 (0.04)	0.0048 (0.03)	0.0187 (0.02)	0.0051 (0.01)	0.0429 (0.05)	0.0095 (0.03)
실업률증감 _t	-1.3877 (1.70)	-0.7416 (1.14)	-2.1723 (3.60)	-0.4817 (2.18)	-1.5030 (1.72)	-0.8007 (1.14)	-2.3146 (4.06)	-0.7469 (2.42)
상수	-0.1195 (2.52)	-0.3529 (1.72)	-1.3475 (4.68)	-0.7031 (2.84)	0.0964 (2.41)	-0.1776 (1.65)	-1.1850 (4.80)	-0.8772 (3.16)
분기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
위기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
표본크기	54	54	54	54	54	54	54	54
표본기간 (원 분기별 자료 기준)	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q
F [P-값]	1.78 [0.0946]	1.32 [0.2533]	1.56 [0.1532]	2.06 [0.0502]	1.48 [0.1811]	1.47 [0.1843]	2.11 [0.0442]	1.81 [0.0881]
R_t^s, R_t^m, R_t^l 각 계수의 합 [F-값에 대한 p-값]	1.0089 [0.3476]	0.8847 [0.2012]	2.1404 [0.3129]	0.9466 [0.1964]	0.6588 [0.4100]	0.6496 [0.1897]	1.6524 [0.2191]	0.7833 [0.1200]

- 1) 종속변수는 도시2인이상 또는 전국2인이상 전체가구 총소득 및 근로소득 분기별 증가율의 4개 분기 이동평균이다.
- 2) 괄호 ()의 수치는 Newey-West 강건 표준오차를 나타낸다. Newey-West 추정시 과거 시차는 3으로 설정하였다.
- 3) $R_t^s = \frac{r_t^{M1} + r_{t-1}^{M1} + \dots + r_{t-11}^{M1}}{12}$, $R_t^m = \frac{r_{t-12}^{M1} + r_{t-13}^{M1} + \dots + r_{t-23}^{M1}}{12}$, $R_t^l = \frac{r_{t-24}^{M1} + r_{t-25}^{M1} + \dots + r_{t-35}^{M1}}{12}$
- 4) 위기더미는 IMF위기 1997-1998년, 카드채 사태 2003-2004년, 글로벌 금융위기 2007-2008년에 1의 값을 갖는다.
- 5) *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

4. 통화량이 주식 및 부동산 가격에 미치는 효과 분석

이 절에서는 앞서 사용했던 방법론을 준용하고 동일한 모형에서 변수들을 바꾸어 통화량이 주식 및 부동산 자산가격에 미치는 영향에 대해서 실증분석 한다. 마찬가지로 로그 수준 변수 및 로그 차분(증감율) 변수를 분석한다.

(1) 수준변수 분석

자산가격 지수로 주식 시장을 대리하기 위해 KOSPI 및 KOSPI200 지수를 활용하고, 부동산 시장을 대리하기 위해 서울아파트가격지수, 지방아파트가격지수, 전국아파트가격지수, 서울토지가격지수, 지방토지가격지수, 전국토지가격지수 등을 사용한다.¹⁰⁾ t 기의 가격 지수를 P_t 라고 할 때, 종속변수는 과거 4기 이동평균에 로그를 취한 $\ln((P_t+P_{t-1}+P_{t-2}+P_{t-3})/4)$ 이다. 한편, 앞서 통화량에 대해서 정의한 $M1_t^s$, $M1_t^m$, $M1_t^l$ 은 동일하다. 통제변수로 로그 실질GDP, 로그 실질실효환율, 통안채 1년물 금리 증감, 분기더미, 위기더미를 고려하였다. 추정 결과는 아래 <표 3>에 제시하였다.

<표 3>에서 보면, 설명변수 $\ln M1_t^m$, $\ln M1_t^l$ 이 많은 모형에서 양의 값으로 유의하다. 예외적으로 지방아파트가격지수가 종속변수인 모형 (4)에서는 음의 값으로 유의하다. 또한 이들 $\ln M1_t^s$, $\ln M1_t^m$, $\ln M1_t^l$ 3가지 변수 계수의 합은 모형(1)과 모형(4)를 제외하고 모두 양의 값으로 유의하다. 잔차에 대한 Dickey-Fuller 검정 통계량은 모형 (7)에서만 유의하지 않다. 나머지 모형에서는 모두 잔차의 단위근 존재를 기각한다.

<표 3>에서 모형 (3)을 추정 결과를 바탕으로 해석해 보자. 12분기 전 통화량 M1의 12분기 이동평균이 1% 상승하면, 금기의 과거 4개 분기간 평균 서울아파트 가격 지수는 0.6% 상승한다. 아울러, 24분기 전 통화량 M1의 12분기 이동평균이 1% 상승하면, 금기의 과거 4개 분기간 평균 서울아파트 가격 지수는 0.7% 상승한다. 통화량의 증가가 시차를 두고 중기적, 장기적으로 서울아파트가격을 상승시키는 것이다. 주식시장을 대리하여 주가지수를 사용한 모형 (1)에서는 24분기 전 통화량 M1의 12분기 이동평균이 1% 상승하면, 금기의 과거 4개 분기간 평균 KOSPI 지수는 0.8% 상승하는 것으로 나왔다. 모형 (2)로부터 24분기 전 통화량 M1의 12분기 이동평균이 1% 상승하면, 금기의 과거 4개 분기간 평균

10) 모든 자산가격 지수는 GDP 디플레이터로 디플레이트하여 실질가격지수가 되도록 하였다.

KOSPI200 지수는 1.2% 상승한다. 통화량의 증가가 시차를 두고 장기적으로 주가를 상승시키는 영향을 미치는 것이라고 판단된다.

추가로 중요한 사실은 통화량의 증가가 단기적으로 예외 없이 주가나 부동산 가격을 상승시킨다는 증거가 없었다. 그 효과는 시차를 두고 나타난다. 이러한 시차의 존재는 유동성 여력이 높아 자산 보유 기간이 긴 부유층에게 자산 가격 상승으로 인한 이익을 가져다 줄 수 있다. 아울러, 지방아파트가격지수에는 통화량이 중기적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추론할 수 있다. 이는 통화 유동성의 확대가 서울과 지방간 아파트 가격을 더욱 괴리시키는 요인임을 시사한다. 최근 서울 지역 아파트 가격이 강세에도 불구하고 지방 아파트 가격은 하락하는 현상과도 일맥상통하는 결과이다.

〈표 3〉 통화량의 자산가격에 대한 단기, 중기, 장기 효과에 관한 회귀분석 결과:
로그 수준 변수

	로그실질 코스피 지수 _t	로그실질 코스피200 지수 _t	로그실질 서울 아파트 가격지수 _t	로그실질 지방 아파트 가격지수 _t	로그실질 전국 아파트 가격지수 _t	로그실질 서울토지 가격지수 _t	로그실질 지방토지 가격지수 _t	로그실질 전국토지 가격지수 _t
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
$\ln M_t^s$	-0.3311 (0.32)	-0.2329 (0.36)	0.1666 (0.19)	-0.1269 (0.18)	-0.0337 (0.06)	0.0367 (0.05)	-0.0407 (0.05)	0.0405 (0.03)
$\ln M_t^m$	-0.5401 (0.61)	-0.6845 (0.69)	0.5910* (0.31)	-0.6852** (0.31)	-0.0128 (0.10)	0.4966*** (0.08)	0.3086*** (0.03)	0.3673*** (0.05)
$\ln M_t^l$	0.7987* (0.40)	1.2021** (0.53)	0.7010** (0.30)	0.0430 (0.30)	0.3402*** (0.12)	0.0559 (0.08)	0.1892*** (0.06)	-0.0018 (0.06)
로그실질GDP _t	0.8452 (1.73)	-0.2839 (2.16)	-3.4876*** (0.76)	2.3925*** (0.82)	-0.4421 (0.43)	-1.1853*** (0.28)	-0.6312*** (0.13)	-0.8490*** (0.22)
로그실질 실효환율 _t	0.6456* (0.33)	0.8818** (0.39)	0.0113 (0.25)	0.2011 (0.21)	0.0731 (0.10)	0.0116 (0.07)	-0.0278 (0.02)	0.0409 (0.05)
통화안정증권 (1년물)증감 _t	-0.0295 (0.03)	-0.0261 (0.04)	0.0263* (0.01)	-0.0534*** (0.02)	-0.0153*** (0.00)	-0.0032 (0.01)	-0.0102 (0.01)	-0.0047 (0.00)
상수	-5.0201 (12.12)	1.6991 (15.38)	30.1489*** (5.55)	-17.0040*** (6.22)	6.0571* (3.13)	11.9466*** (1.98)	6.7958*** (1.38)	9.8868*** (1.53)
분기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
위기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	미포함	포함
표본크기	55	55	55	55	55	55	26	55
표본기간 (원 분기별 자료 기준)	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2012.3Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q

	로그실질 코스피 지수	로그실질 코스피200 지수	로그실질 서울 아파트 가격지수	로그실질 지방 아파트 가격지수	로그실질 전국 아파트 가격지수	로그실질 서울토지 가격지수	로그실질 지방토지 가격지수	로그실질 전국토지 가격지수
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
F [P-값]	17.23 [0.0000]	16.96 [0.0000]	14.27 [0.0000]	52.37 [0.0000]	75.62 [0.0000]	29.13 [0.0000]	404.19 [0.0000]	42.86 [0.0000]
$\ln M1_t^s$, $\ln M1_t^m$, $\ln M1_t^l$ 각 계수의 합 [F-값에 대한 p-값]	-0.0725*** [0.0043]	0.2845*** [0.0038]	1.4585*** [0.0000]	-0.7690*** [0.0056]	0.2937*** [0.0067]	0.5892*** [0.0000]	0.4570*** [0.0000]	0.4060*** [0.0000]
잔차에 대한 Dickey-Fuller검 정통계량	-5.096***	-4.739***	-4.460***	-3.838***	-4.162***	-4.972***	-1.407	-4.630***

- 1) 주가지수와 토지가격지수(서울 및 전국)는 1996년 3/4분기-2019년 1/4분기까지, 지방토지가격지수는 2011년 4/4분기-2019년 1/4분기까지, 아파트가격지수(서울, 지방 및 전국)는 2004년 1/4분기-2019년 1/4분기까지 각각 4분기씩 이동평균한 로그값이다.
- 2) 괄호 ()의 수치는 Newey-West 강건 표준오차를 나타낸다. Newey-West 추정시 과거 시차는 3으로 설정하였다.
- 3) $\ln M1_t^s = \ln \left(\frac{M1_t + M1_{t-1} + \dots + M1_{t-11}}{12} \right)$,
 $\ln M1_t^m = \ln \left(\frac{M1_{t-12} + M1_{t-13} + \dots + M1_{t-23}}{12} \right)$,
 $\ln M1_t^l = \ln \left(\frac{M1_{t-24} + M1_{t-25} + \dots + M1_{t-35}}{12} \right)$
- 4) 위기터미는 IMF위기 1997-1998년, 카드체 사태 2003-2004년, 글로벌 금융위기 2007-2008년에 1의 값을 갖는다.
- 5) *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.
- 6) Dickey-Fuller 검정통계량의 1% 임계치는 약 -2.6, 5% 임계치는 약 -1.95, 10% 임계치는 약 -1.6

통화량이 과연 서울과 지방간 서로 다른 영향을 미치는가 여부도 중요한 연구 대상이다. 앞서 언급한 Cantillon의 주장은 통화량 증가로 불균등한 가격 상승이 발생한다는 것이다. 물가에 비해 자산가격이 더욱 큰 폭으로 상승하는 것도 그러한 현상으로 이해 가능하고, 부동산 자산군 내에서도 지역별(특히 서울과 지방)로 격차를 보이는 것도 그러한 현상이다. 만일, 그렇다면, 통화량 증가는 서민층과 부유층간 부와 소득의 불균등을 악화시킬 뿐만 아니라, 서울과 지방 간 부와 소득 불균등에도 부정적인 영향을 미치는 것이다.

<표 4>에는 전국 또는 지방 대비 서울의 아파트 및 토지 가격 배수를 분석한 결과이다. 예를 들어, 모형 (4)의 종속변수는 서울아파트가격지수_t/지방아파트가격지수_t의 4개 분기 이동평균한 후의 로그 값이다. 결과를 보면, 모형 (1)-(4) 전반에 걸쳐 통화량의 중기적 영향을 나타내는 계수는 양(+)의 값으로 유의하다.¹¹⁾ 아울러, 모든 모형 설정에서 통화량의 단기, 중기, 장기적 영향을 나타내는 계수의 합은 양의 값으로 유의하다는 것에도 주목할 필요가 있다.

<표 4> 통화량의 서울과 지방간 자산가격 배수에 대한 단기, 중기, 장기 효과에 관한 회귀분석 결과: 로그 수준 변수

	로그실질 전국대비 서울아파트 가격지수 _t 모형 (1)	로그실질 지방대비 서울아파트 가격지수 _t 모형 (2)	로그실질 전국대비 서울토지 가격지수 _t 모형 (3)	로그실질 지방대비 서울토지 가격지수 _t 모형 (4)
$\ln M1_t^s$	0.2003 (0.19)	0.2935 (0.35)	-0.0038 (0.02)	0.1095* (0.05)
$\ln M1_t^m$	0.6038* (0.31)	1.2762** (0.56)	0.1293*** (0.03)	0.1318*** (0.03)
$\ln M1_t^l$	0.3608 (0.29)	0.6580 (0.56)	0.0577 (0.04)	-0.1329* (0.07)
로그실질GDP _t	-3.0455*** (0.80)	-5.8801*** (1.42)	-0.3363*** (0.10)	-0.3383** (0.14)
로그실질실효환율 _t	-0.0618 (0.22)	-0.1898 (0.42)	-0.0293 (0.03)	-0.0339* (0.02)
통화안정증권 (1년물)증감 _t	0.0416** (0.02)	0.0796** (0.03)	0.0014 (0.00)	-0.0043 (0.01)
상수	24.0918*** (6.06)	47.1529*** (10.76)	2.0598*** (0.71)	3.6606** (1.55)
분기더미	포함	포함	포함	포함
위기더미	포함	포함	포함	미포함
표본크기	55	55	55	26
표본기간 (원 분기별 자료 기준)	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2005.2Q - 2018.4Q	2012.3Q - 2018.4Q
F [P-값]	14.46 [0.0000]	22.44 [0.0000]	45.96 [0.0000]	24.81 [0.0000]
$\ln M1_t^s, \ln M1_t^m, \ln M1_t^l$ 각 계수의 합 [F-값에 대한 p-값]	1.1648*** [0.0009]	2.2276*** [0.0000]	0.1832*** [0.0000]	0.1083*** [0.0015]
잔차에 대한 Dickey-Fuller검정통계량	-3.976***	-4.616***	-3.519***	-0.804

11) 예외적으로 모형 (4)에서 $\ln M1_t^m$ 은 음의 값으로 양측 10%에서 유의하다. 해당 모형은 잔차의 단위근 존재도 기각하지 못한다.

- 1) 주가지수와 토지가격지수(서울 및 전국)는 1996년 3/4분기-2019년 1/4분기까지, 지방토지가격지수는 2011년 4/4분기-2019년 1/4분기까지, 아파트가격지수(서울, 지방 및 전국)는 2004년 1/4분기-2019년 1/4분기까지 각각 4분기씩 이동평균한 로그값이다.
- 2) 괄호 ()의 수치는 Newey-West 강건 표준오차를 나타낸다. Newey-West 추정시 과거 시차는 3으로 설정하였다.
- 3) $\ln M1_t^s = \ln\left(\frac{M1_t + M1_{t-1} + \dots + M1_{t-11}}{12}\right)$, $\ln M1_t^m = \ln\left(\frac{M1_{t-12} + M1_{t-13} + \dots + M1_{t-23}}{12}\right)$,
 $\ln M1_t^l = \ln\left(\frac{M1_{t-24} + M1_{t-25} + \dots + M1_{t-35}}{12}\right)$
- 4) 위기더미는 IMF위기 1997-1998년, 카드채 사태 2003-2004년, 글로벌 금융위기 2007-2008년에 1의 값을 갖는다.
- 5) *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.
- 6) Dickey-Fuller 검정통계량의 1% 임계치는 약 -2.6, 5% 임계치는 약 -1.95, 10% 임계치는 약 -1.61

(2) 증가율 변수 분석

<표 5>는 각 자산가격 지수의 증감율을 분석한 것이다. 종속변수는 각 자산가격 지수의 분기별 증가율의 과거 4분기 이동평균이다. 통화량에 관한 3가지 증가율 이동평균도 앞서 분석과 동일하다. 표를 보면, 앞서 분석된 내용과 질적으로 유사한 결과가 나온 것을 알 수 있다.¹²⁾ 예외가 있으나, 통화량 증감율은 단기, 중기, 장기적으로 주가 및 부동산 가격 증감율에 양의 유의한 영향을 미치는 것으로 나왔다. 아울러, R_t^s , R_t^m , R_t^l 계수의 합은 모형 (4)와 (5)를 제외하면 모두 양의 값으로 유의하다.

12) 증감율 분석에서는 증감율을 떨어뜨리는 영향을 미친다고 하더라도 그것이 가격 수준 자체를 떨어뜨리는 것인지는 명확하지 않다. 증감율이 떨어지면서도 가격은 상승할 수도 있다.

〈표 5〉 통화량의 자산가격에 대한 단기, 중기, 장기 효과에 관한 회귀분석 결과:
로그 차분(증감율) 변수

	실질 코스피 지수 증가율 _t	실질 코스피200 지수 증가율 _t	실질서울 아파트 가격지수 증가율 _t	실질지방 아파트 가격지수 증가율 _t	실질전국 아파트 가격지수 증가율 _t	실질서울 토지가격 지수 증가율 _t	실질지방 토지가격 지수 증가율 _t	실질전국 토지가격 지수 증가율 _t
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
R_t^s	0.3892 (0.53)	0.4510 (0.66)	0.8951*** (0.20)	-0.5752* (0.30)	0.1664 (0.25)	0.2855* (0.15)	0.1160 (0.07)	0.1818 (0.13)
R_t^m	0.4759 (0.46)	0.4563 (0.46)	1.0557*** (0.21)	-0.4831 (0.32)	0.2477 (0.24)	0.6226*** (0.13)	0.4698*** (0.07)	0.4672*** (0.10)
R_t^l	1.0224*** (0.32)	1.2641*** (0.31)	0.0330 (0.17)	0.0896 (0.23)	0.0442 (0.17)	-0.3141* (0.18)	0.0814 (0.12)	-0.2742* (0.15)
실질GDP 증가율 _t	1.7183*** (0.35)	1.6262*** (0.35)	0.1381** (0.07)	0.1638 (0.10)	0.1527* (0.09)	0.2494*** (0.09)	-0.2138 (0.12)	0.1827** (0.07)
실질실효환율 증가율 _t	0.1327 (0.12)	0.1196 (0.13)	0.0064 (0.03)	-0.0648* (0.03)	-0.0071 (0.03)	-0.0223 (0.02)	0.0344** (0.01)	-0.0209 (0.02)
통화안정증권 (1년물)증감 _t	1.8102* (1.04)	1.9719* (1.00)	-0.4180 (0.26)	0.3899 (0.39)	-0.1418 (0.30)	-0.1258 (0.25)	-0.5088 (0.32)	-0.0620 (0.20)
상수	-7.9882*** (1.98)	-8.2462*** (2.01)	-4.4009*** (0.94)	2.1920* (1.27)	-1.1732 (1.03)	-1.8034*** (0.65)	-0.4515 (0.52)	-1.1916** (0.52)
분기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
위기더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	미포함	포함
표본크기	54	54	54	54	54	54	25	54
표본기간 (원 분기별 자료 기준)	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q	2012.4Q - 2018.4Q	2005.3Q - 2018.4Q
F [P-값]	102.22 [0.0000]	87.74 [0.0000]	24.13 [0.0000]	1.84 [0.0814]	4.49 [0.0002]	7.99 [0.0000]	12.07 [0.0000]	4.95 [0.0001]
R_t^s, R_t^m, R_t^l 각 계수의 합 [F-값에 대한 p-값]	1.8875** [0.0149]	2.1713*** [0.0015]	1.9837*** [0.0000]	-0.9686 [0.2730]	0.4583 [0.7063]	0.5939*** [0.0005]	0.6671*** [0.0000]	0.3748*** [0.0006]

- 1) 추가지수와 토지가격지수(서울 및 전국)는 1996년 3/4분기-2019년 1/4분기까지, 지방토지가격지수는 2011년 4/4분기-2019년 1/4분기까지, 아파트가격지수(서울, 지방 및 전국)는 2004년 1/4분기-2019년 1/4분기까지 각각 로그차분증감율의 4분기씩 이동평균한 값이다.
- 2) 괄호 ()의 수치는 Newey-West 강건 표준오차를 나타낸다. Newey-West 추정시 과거 시차는 3으로 설정하였다.
- 3) $R_t^s = \frac{r_t^{M1} + r_{t-1}^{M1} + \dots + r_{t-11}^{M1}}{12}$, $R_t^m = \frac{r_{t-12}^{M1} + r_{t-13}^{M1} + \dots + r_{t-23}^{M1}}{12}$, $R_t^l = \frac{r_{t-24}^{M1} + r_{t-25}^{M1} + \dots + r_{t-35}^{M1}}{12}$
- 4) 위기더미는 IMF위기 1997-1998년, 카드채 사태 2003-2004년, 글로벌 금융위기 2007-2008년에 1의 값을 갖는다.
- 5) *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

V. 결 론

2008년 글로벌 금융위기 이후 선진국을 중심으로 팽창적 통화정책이 중요한 화두였다. 양적완화라는 비전통적 통화 팽창 정책도 등장했다. 한국 경제에서도 전반적으로 통화는 팽창적인 기조를 유지해왔고, 2008년 이후로는 세계적 조류에 맞추어 파격적인 저금리와 통화팽창을 경험하게 된다. 물론 이러한 팽창적 통화정책의 목표는 경기 부양이다. 팽창적 통화정책에 팽창적 재정정책까지 결합되었다. 그러한 정부와 중앙은행의 팽창 정책의 경기부양 여부가 경제학에서 중요한 주제인 것은 분명하지만, 통화 팽창 정책이 일반 재화 대비 자산가격을 더욱 상승시키고, 결과적으로 경제적 불균등을 저해할 수 있는 개연성, 즉 그러한 팽창적 통화 정책의 부수적 효과(또는 부작용)에 대해서는 학계의 관심이 크지 않았다. 하지만, 2020년인 지금도 코로나19 위기와 함께 통화는 크게 팽창 중이고, 정부가 가계지원금을 지급할 정도로 심각한 경기침체이지만 주가와 부동산 가격은 다시 상승하고 있는 중이다.

통화가 중립적이라면 팽창된 통화는 인플레이를 유발하지만 모든 재화, 서비스, 자산들의 가격도 비례적으로 균등하게 인플레이션을만큼 상승해야 할 것이다. 하지만, 현실은 그렇지 않다. 그래서, 자산을 많이 보유한 계층과 그렇지 않은 계층 간 부와 소득의 격차는 더욱 커지게 된다. 본고의 실증분석 결과는 이를 뒷받침한다. 즉, 본 연구에서는 통화량의 누적적 증가는 시차를 두고 부와 소득의 불균등을 악화시키고, 주식이나 부동산 자산가격을 상승시킨다는 점을 지지하는 실증적 증거를 제시하였다. 팽창적 통화 정책의 경기 부양 효과로 인해 일반 서민 계층의 경제적 상황이 나아질 수는 있어도, 결국은 부유층과의 격차는 점차 더 벌어진 것이다. 본 연구에서는 이러한 현상을 자산가격 채널이 유발한다고 보았고, 이에 집중하여 분석하였다. 추가적으로, 통화량의 증가는 서울과 지방간 부동산 가격의 격차를 증대시킨다는 근거도 발견할 수 있었다.

본 연구의 결과는 정부와 중앙은행의 통화정책 및 거시경제 정책에 시사하는 바가 크다고 여겨진다. 점차 한국 경제에서도 부와 소득의 격차 및 불균등은 심화되어 가는 것은 분명하다. 서울과 지방간 부동산 자산가격 괴리도 진행 중이며 최근 그 현상이 더욱 부각되는 중이다. 모든 경제 정책에는 장점만 있는 게 아니라 단점(기회비용, 부작용)이 있다. 팽창된 통화는 어떠한 긍정적 효과가 있다고 하더라도 본 연구에서 제시하는 팽창적 통화정책의 부작용은 간과할 사안은 아닐 것이다. 그러한 부작용은 현 정부가 표방하는 지속 가능한 경제 성장, 포용 성장의 목표를 달성하기 어렵게 한다.

참고문헌

국문 자료

- 김영도. 2017. “자산가격경로를 통한 통화정책의 유효성에 대한 고찰.” 『KIF연구보고서』 2017(12), 1-109.
- 남광희. 2006. “자산가격 변동과 통화정책.” 『경제연구』 24(3), 1-25.
- 박종욱. 2018. “Monetary Policy and Income Inequality in Korea.” 『BOK경제연구』 2018(27), 1-54.
- 안재욱. 2009. “통화팽창과 비생산적인 소득재분배.” 『한국경제연구원칼럼』 1-2.
- 이근영. 2007. “통화정책이 금융자산가격에 미치는 영향: 한국의 경우.” 『응용경제』 9(1), 37-64.
- 이선호·황진영. 2017. “한국의 금융시장 불안정성과 소득불평등: 주식시장과 외환시장을 중심으로.” 『재정정책논집』 19(2), 117-134.
- 이철승·정준호. 2018. “세대간 자산 이전과 세대 내 불평등의 증대 1990-2016.” 『동향과전망』 2018(104), 316-373.
- 전병유. 2016. “한국의 자산 불평등.” 『일간복지동향』 216, 18-27.
- 최지욱. 2017. “통화정책이 소득불균형에 미치는 영향.” 『서울대학교 경제학석사 학위논문』 1-31.
- 통계청. 2019. “소득분배지표 이해하기.” 사회통계국 복지통계과.
- 한국금융연구원. 2012. “신용 양극화로 인한 경기부양 효과 감소: 미국 통화정책의 한계.” 21(27), 18-19.

영문 자료

- Ampudia, Dimitris Georgarakos, Jiri Slacalek, Oreste Tristani, Philip Vermeulen and Giovanni L. Violante. 2018. “Monetary policy and household inequality.” *ECB Working Paper* No. 2170, 1-38.
- Bernanke, B. 2012. “Monetary Policy since the Onset of the Crisis.” Remarks Delivered at the FRB Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 31.
- Borio, Claudio and Piti Disyatat. 2010. “Unconventional monetary policies: an appraisal.” *The Manchester School* 78, 53-89.
- Bunn, Philip, Alice Pugh, and Chris Yeates. 2018. “The distributional impact of monetary policy easing in the UK between 2008 and 2014.” *Working*

Paper No. 720, Bank of England.

- Clark, Steven P. and T. Daniel Coggin. 2011. "Are U.S. stock prices mean reverting? Some new tests using fractional integration models with overlapping data and structural breaks." *Empirical Economics* 40, 373-391.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng, and J. Silvia. 2017. "Innocent Bystanders? Monetary policy and inequality." *Journal of Monetary Economics* 88, 70-89.
- Colciago, Andrea, Anna Samarina, and Jakob de Haan. 2019. "Central bank policies and income and wealth inequality: A survey." *Journal of Economic Surveys* 33(4), 1199-1231.
- Cravino, Javier, Ting Lan, and Andrei A. Levchenko. 2020. "Price stickiness along the income distribution and the effects of monetary policy." *Journal of Monetary Economics* 110, 19-32.
- Deutsche Bundesbank. 2016. "Distributional effects of monetary policy." *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, 1-36.
- Furceri, Davide, Prakash Loungani, and Aleksandra Zdzienicka. 2018. "The effects of monetary policy shocks on inequality." *Journal of International Money and Finance* 85, 168-186.
- Gambacorta, Leonardo, Boris Hofmann, and Gert Peersman. 2014. "The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis." *Journal of Money, Credit and Banking* 46, 615-642.
- Harri, Ardian and B. Wade Brorsen. 1998. "The Overlapping Data Problem." Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=76460>.
- Hansen, L.P. and R.J. Hodrick. 1980. "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates." *Journal of Political Economy* 88, 829 - 853.
- Inui, Nao Sudo and Tomoaki Yamada. 2017. "The effects of monetary policy shocks on inequality in JAPAN." *BIS Working Paper* No. 642, 1-68.
- Kim, S. 2019. "Quality, price stickiness, and monetary policy." *Journal of Macroeconomics* 61, 103-129.
- Mishkin, F. 1995. "Symposium on the Monetary Transmission mechanism."

Journal of Economic Perspectives 9(4), 3-10.

Newey, Whitney K and Kenneth D. West. 1987. "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55, 703-708.

Panetta, F. 2015. "The Distributional Consequences of Monetary Policy." *Remarks at Netherlands Bank* 20, 1-16.

Romer, Christina and David Romer. 1998. "Monetary policy and the well-being of the poor." *NBER Working Paper Series* No. w6793, 1-64.

Abstract

Expansionary Monetary Policy and Wealth and Income Inequality

Jae Hyun Bae ■ Korea Institute of Finance

Ki Beom Binh ■ Myongji University

Kyoung Gook Park ■ Financial Supervisory Service

Since the global financial crisis in 2008, central banks around the world have implemented an extremely expansionary monetary policy that significantly increases money supply to stimulate the economy. This is a common phenomenon on developed countries. Likewise, Republic of Korea has experienced a similar phenomenon. In this paper, we focus on the economic inequality which can be potentially caused by expansionary monetary policy. The empirical findings of this study are as follows: First, the increase in the amount of M1 seems to exacerbate the income inequality of total household income and earned income of cities(or nationwide). Second, the increase in the amount of M1 increases the stock and real estate prices over a period of three years or more over in the mid-long run. As a result, the wealth of the rich increased unevenly due to expansionary monetary policy. Thus, monetary authorities (or central banks) should examine and recognize the side effects of expansionary monetary policy, even if it stimulates the economic activities.

Key Words: Monetary policy, Money circulation volume, Asset price, Economic inequality