본 자료의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라
집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다.
따라서 본 자료의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는
집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

거시건전성규제정책이 자산소득불균형에 미치는 영향 연구

2019. 12

김 영한*

요약: 2008년 세계금융위기이후 금융안정성제고를 위하여 전세계적으로 확산되어온 거시건전성정책이 자산소득격차를 확대하여 결과적으로 금융안정화여건을 오히려 저해할 가능성에 대한 우려가 제기되어왔다. 본 연구는 이러한 배경에서, 금융안정성제고를 위하여 도입된 거시건전성제고정책이 자산소득격차에 미치는 영향에 대한 이론모형 분석과 함께 실증분석을 통하여, 거시건전성 제고정책이 초기자산의 비대칭성에 의하여 초래되는 자산소득격차를 심화시킬 수 있음을 확인하였다. 따라서, 중장기적인 금융안정성 제고를 위하여서는, 금융안정성의 저해요인으로 작용하고 있는 자산소득격차심화를 억제할 수 있는 정책적 접근의 필요성이 확인되었다. 즉 거시건전성규제정책이 직접적인 금융불안정요인인 부실채권을 감소시키는 효과와 함께, 금융불안정의 또 다른 요인인 자산소득불균형을 최소화할 수 있도록, 거시건전성정책이 자산소득구간별로 차등화하여 적용되는 금융안정정책이 필요함이 확인되었다. 즉 자산소득이 높은 투기적 성향의 투자자들이 금융시장의 불안정성을 크게 확산시키는 만큼, 일률적인 거시건전성 규제정책의 적용보다는, 자산소득이 높은 투기적 투자자들에게 더욱 엄격한 거시건전성정책을 적용하는 선별적 정책접근이 필요한 것으로 확인되었다. 또한 금융기관들의 신용심사기능을 단순 담보자산평가를 넘어서서 투자자들의 투기적 성향을 고려한 신용평가능력을 제고하는 정책노력도 필요한 것으로 파악되었다.

* 성균관대학교 경제학과, kimyh@skku.edu

1. 들어가는 말

금융안정을 위한 정책수단으로 주로 활용되는 거시건전성규제정책 중, 금융시스템 위기예방을 위하여 담보대출규제(LTV), 비금융권부문에서의 총부채상환비율규제(DTI) 등의 정책수단들이 활용되고 있다. 한편 이러한 거시건전성제고 정책수단들은 부실채권이 발생할 수 있는 가능성을 줄일 수 있는 효과가 기대되나, 이와 동시에, 저소득층에 대한 여신규모를 더욱 축소하여, 자산소득격차 확대 등 금융시장에서의 양극화를 심화시키는 효과를 초래하여, 결과적으로 금융불안정성을 확대할 수 있는 가능성에 대한 우려가 제기되고 있다.

본 연구는 거시건전성규제정책이 자산소득격차 및 금융시장양극화에 미치는 영향에 대한 이론모형분석 및 실증분석을 통하여, 거시건전성규제정책의 소득격차심화효과와 장기적 금융안정구조에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 또한 이론모형분석을 통한 금융시장균형분석을 통하여, 중장기적 금융시장안정에 영향을 미치는 자산소득불균형 요인을 고려한 거시건전성 규제를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

2008년 미국에서 시작된 금융위기의 주요원인이 부실부동산담보채권(MBS)의 남발 및 과도한 유동화였다는 분석에 근거해서, 2008년 이후 금융위기 확산방지 및 금융부실화예방을 위한 조치로 부실 부동산담보채권의 발생원인을 감소시키기 위한 조치로 부동산담보대출비율(LTV)규제가 광범위하게 도입되었다. 한편 이러한 주택담보대출비율규제가 초기자산규모가 상대적으로 작은 서민들에게 더 큰 유동성제약으로 작용하면서, 초기자산규모에 따른 부동산자산격차를 더욱 확대시키는 결과를 초래할 수 있다는 우려가 확산되어왔다. 또한 이러한 자산소득격차의 확대는 결국 전반적인 소득불균형의 확산으로 이어지면서, 또 다른 금융불안정의 요인이 될 수 있다는 차원에서, 거시건전성 규제정책의 좀 더 정밀한 설계필요성이 제기되어왔다.

이러한 배경에서, 본 연구에서는 거시건전성 규제정책으로서 주택담보대출비율(LTV)규제가 초래하는 자산소득불균형 효과에 대한 이론모형분석과 함께, 실증분석을 통하여 LTV정책의 소득불균형효과분석 및 소득불균형효과를 해소할 수 있는 정책적 시사점을 살펴보고자 한다. 금융안정성제고를 위한 거시건정성정책은 2008년 세계금융위기이래 선진국과 후진국을 막론하고 광범위하게 적용되고 있고, 국제결제은행(BIS)에서도 표준화

된 금융기관의 자기자본비율규제와 함께 거시건전성규제정책을 적용을 권장해왔다. 그러나 이러한 거시건전성정책의 정책효과에 대해서 일정한 실증적 연구와 이론분석연구가 시도되고 있으나, 거시건전성 정책이 초래할 수 있는 소득불균형효과와 이에 따른 추가적인 금융안정성에 미치는 효과에 대한 선행연구는 비교적 제한되어 있는 실정이다.

현재까지의 주요연구로는, Cerutti et al. (2016)이 2000~2013 동안 119개국에서 시행되었던 거시건전성 규제정책관련 패널자료에 근거해서, 거시건정성 규제정책이 여신증가율을 억제한 효과가 있음을 확인하였으나, 경제개방도와 금융산업의 발전정도가 높은 국가들에서는 상대적으로 그 효과가 제한적임을 보여주었다. 또한 거시건전성정책의 효과는 주로 금융시장상황에 크게 영향을 받는데, 특히 금융위축기나 금융위기상황에서는 그 효과가 매우 제약적임을 확인하였다.

Kutter and Shim (2013)은, 57개국에서 30년에 걸친 거시건전성정책 패널자료에 근거해서, 주택관련 여신규모의 증가폭은 LTV상한규제에 가장 민감하게 영향을 받는다는 것을 보여주었다. Perugini et al. (2016)는 여신제공과 금융위기와 불평등구조의 관련성에 대한 분석을 통하여, 금융위기에 대한 대응정책으로 전통적인 통화정책 및 금융감독정책에 더해서, 소득재배분정책을 효과적으로 추진하는 정책을 추가적으로 고려할 필요가 있음을 보여주었다.

Ampudia et al. (2014)은 지급불능상태의 가계와 금융위기시의 가계에 LTV규제가 초래하는 추가적인 영향을 분석하고 그 사회경제적 영향도 분석하였다. Carpantier et al. (2017)의 연구는 거시건전성 정책이 가계의 자산불평등 및 소득불평등에 미치는 영향을 분석하였다. 동 연구는 LTV규제가 소득불평등에 영향을 미치는 정도는 주택가격과 이자율, 그리고 자산의 상속동기에 영향을 받음을 보여주며, 실증분석을 통해서 상속동기와 주택가격 상승은 소득불균형을 심화시키지는 않는다는 분석결과를 제시하였다.

상기 선행연구들은 거시건전성 정책들의 일반적인 효과분석에 초점을 맞추는 연구가 다수이며, 소득불균형에 미치는 영향을 분석한 연구들 역시, LTV규제가 자산소득불균형에 영향을 미치는 과정에 있어서, 초기 자산수준 및 초기자산의 불평등수준 등의 구체적 요인들의 추가적인 영향은 고려하지 못한 점에 주목하여, 본 연구에서는 이러한 초기자산수준 및 그 불평등정도가 2기의 균형상태에서의 자산가치불평등에 미치는 영향분석에 초점을 맞추어, 그 정책적 시사점을 찾아보고자 하였다.

부동산투자자들의 초기자산규모가 비대칭성을 보이는 가운데, 초기자산과 부동산담보대출, 그리고 노동소득으로 구성되는 예산제약하에서 소비와 부동산투자 및 대출상환이 이루어지는 2기모형분석을 통하여, LTV규제강화는 기본적으로 2기의 부동산자산규모 및 자산가치를 하락시킴을 확인하였다. 한편 LTV규제와 같은 거시건전성규제정책이 부동산투자자들의 예산제약에 미치는 영향은, 초기자산규모가 큰 부동산투자자들에 비해 초기자산규모가 작은 부동산투자자들에게 더욱 크게 나타난다. 그 결과, 초기자산규모가 상대적으로 작은 부동산투자자들의 LTV규제변화에 따른 부동산투자규모의 탄력성은 초기자산규모가 큰 부동산투자자들보다 높게 나타남을 확인하였다.

위의 특성에 따라, LTV규제강화는 초기자산규모가 작은 부동산투자자들의 부동산투자규모를 상대적으로 더욱 크게 축소시켜서, 2기에서의 자산소득격차를 확대시키는 것으로 나타났다. 또한, LTV규제정책의 변화는 부동산투자자들의 예산제약에 직접적인 영향을 미치는 만큼, 소비자 물가(inflation rate)에 미치는 영향보다, 부동산가격에 미치는 영향이 더욱 크다. 그 결과 LTV규제강화정책은 소비자물가에 비하여 부동산가격의 상대적인 하락폭을 크게 하며, 그 결과, 노동소득에 대한 의존도가 상대적으로 높은 초기자산규모가 작은 부동산투자자들의 노동투입증가 및 부동산투자규모축소를 초래하게 된다. 따라서 이러한 LTV규제정책의 비대칭적 가격효과에 의하여 자산소득격차는 추가적으로 확대되게 된다.

위의 이론분석결과에 대한 실증분석으로서, 2017년에 시행된 LTV강화조치가 부부합산 연근로소득 7천만원을 기준으로 차등화하여 적용되었던 점에 주목하여, 비교적 동질적인 근로소득수준을 보이고 있으나, 자산규모에서는 상대적으로 이질적인 가계에 있어서, LTV규제강화조치의 효과와 또한 초기자산규모의 영향을 '가계금융복지조사' 자료에 근거한 실증분석을 시행하였다. 동 분석결과는 LTV규제강화조치 자체는 자산증가 및 담보대출 증가 등에 부정적 영향을 미치지만, 그럼에도 불구하고, 초기자산규모가 클수록, 자산증가 및 담보대출증가가 양의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

이러한 분석결과는 초기자산규모의 불평등정도가 2기의 균형 자산불평등구조를 더욱 심화시키는 만큼, 거시건전성정책에 있어서, 초기자산규모별로 차등화된 거시건전성정책이 요구됨을 보여주고 있다. 소득격차확대 및 소득불평등도의 증가는 부실채권의 증가에 의한 금융불안정 요인 못지 않게, 전체적인 금융안정성의 저해요인으로 작동하는 만큼,

금융안정성을 제고하기 위한 거시건전성정책의 수립 및 집행과정에서 거시건전성정책과 관련한 소득격차효과는 주요 고려사항이 되어야 한다. 본 분석에 의하면, 초기자산소득격차에 의해서 2기에서의 균형 자산소득불평등구조는 더욱 확대되는 만큼, 거시건정성규제정책의 적용에 있어서, 초기자산소득규모별로 차등화된 거시건전성정책의 집행이 요구되는 것으로 판단된다. 특히 초기자산규모가 큰 투자자들의 경우, 부동산시장 및 자산시장의 가격변동 및 시장불안정성을 더욱 확산시키는 역할을 하는 만큼, 거시건전성규제정책은 이러한 초기자산규모가 높아서 상대적으로 투기적 성향이 높은 투자자들의 투기적 유인을 감소시킬 수 있도록 설계될 필요가 있을 것이다.

2. 분석모형

거시건전성규제정책이 중장기적인 금융안정을 저해할 수 있는 자산소득격차와 금융양극화에 미치는 영향을 이론모형분석과 실증분석을 통하여 규명함에 있어, 특히 LTV규제가 자산소득격차에 미치는 영향을 중첩세대모형(overlapping generations model)에 기반한 일반균형분석을 통하여 분석하고자 한다. 특히 주요분석변수로서 LTV비율, 주택가격, 금융비용 등을 중심으로 설정된 중첩세대모형을 통하여, 자산축적의 생애주기효과(life-cycle effects)를 고려하여, LTV규제가 자산소득격차에 미치는 동태적 효과를 분석하고자 하였다.

또한 이론모형분석을 보완하기 위한 실증분석으로서, 우리나라가 지난 2017년 8월, 발표했던 '실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 위한 주택시장 안정화방안'에 따라, 최초주택구입자 가운데, 부부합산소득이 7천만원 이상인 경우, 투기과열지구의 경우, 40%의 주택담보대출비율(LTV)이 적용되나, 부부합산소득이 7천만원 이하인 경우, 서민실수요자로 간주하여, 50%의 LTV가 적용되는 조치가 시행되었다. 이와 같은 차별화된 LTV정책이 시행된 이후, 부부합산소득이 7000만원을 전후하여 분포된 가계의 자산소득변동추이에 대한 통계자료가 '가계금융복지조사' 패널자료를 통하여 발표되었다. 동 자료는 14,000여 가구의 2017년 및 2018년에 걸친, 근로소득, 부동산자산, 부채, 담보대출 등에 대한 통계자료를 포함하고 있어, 동 자료에 근거하여, 차별화된 LTV규제가 자산소득에 미치는 영향에 대한 실증분석을 시도하였으며, 그 결과를 이론모형분석결과와 함께 분석하여, 이론모형분석과의 정합성분석 및 중장기적인 금융안정정책으로서의 거시건전성규

제에 대한 정책적 시사점을 분석하고자 하였다.

본 분석모형에서는 당초 많은 자산을 보유한 부동산투자자와 상대적으로 보유자산규모가 작은 부동산 투자자가 2기에 걸쳐서 부동산투자를 통한 효용극대화를 추구하는 가운데, 금융안정화를 목적으로 하는 금융정책당국이 이 투자자들에게 거시건전성규제정책을 적용하는 동태적 게임에서의 균형분석을 통하여, 최적 거시건전성 정책을 분석하였다.

< 주택투자자의 최적 주택투자전략 및 LTV정책이 자산소득격차에 미치는 영향 >

부동산투자자의 효용함수는 다음과 같이 주어진다:

$$U_{t,i} = \ln c_t + j_t \ln H_t - l_t^{\eta} / \eta + \beta_i \left(\ln c_{t+1} + j_{t+1} \ln H_t - l_{t+1}^{\eta} / \eta \right), \quad i \in [h,l] \tag{1}$$

여기서 c_t 는 t기의 소비, j_t 는 주택 등 부동산보유의 한계효용수준을 나타내는 계수, H_t 는 t기의 주택보유규모, l_t 은 노동투입시간이다. 즉 부동산투자자의 효용은 소비효용 및 부동산보유효용과 여유시간(leisure time)효용으로 구성된다. β_i 는 i유형 투자자의 할인인자 (discount factor)이다.

부동산투자자의 예산제약식은 아래와 같이 주어진다:

1기의 예산제약식: $b_i + H_t p_t \theta + w_t l_t = c_t + p_t H_t$ (2)

2기의 예산제약식: $H_t p_{t+1} + w_{t+1} l_{t+1} = c_{t+1} + (1 + r_t) H_t p_t \theta$ (3)

단 b_i 는 투자자 i의 초기자산이며, $H_t p_t \theta$는 부동산담보 대출액, H_t 는 t기에 보유하고 있는 부동산자산, p_t 는 부동산자산의 가격, θ 는 금융안정을 위한 거시건전성 규제정책으로서 주택담보대출비율(LTV)이다. w_t 는 t기의 임금, l_t 은 t기의 노동투입량이다. 따라서 위의 예산제약식이 의미하는 바는, 부동산투자자의 가용예산은 초기자산과 부동산담보대출액 및 노동소득의 합이며, 이러한 주어진 예산제약하에서, 1기에는 소비와 부동산투자를 결정한다. 2기에서의 가용예산은, 1기에 투자한 부동산자산가치와 2기의 노동소득의 합이며, 이러한 예산한도내에서, 2기에 소비지출과 함께, 1기에서 발생한 부동산담보대출액을 상환한다. 여기서 주택가격 상승률($\pi(\theta)$)은 주택시장에서의 투기적 심리와 함께, 거시건전성 규제정책인 주택담보대출비율(LTV)의 함수로 다음과 같이 정의된다: $p_{t+1}(\theta) / p_t = 1 + \pi(\theta)$. 또한 2기의 임금(w_{t+1})은 1기의 임금에 비하여 물가상승률만큼 증

가한다고 가정한다: $w_{t+1}(\phi)/w_t = 1+\phi(\theta)$. 단, 주택가격상승률은 물가상승률에 비하여, LTV규제정책(θ)의 영향을 더 크게 받는 것으로 가정한다: $\pi'(\theta) > \phi'(\theta)$.

또한 부동산투자자들의 LTV규제는 다음과 같은 두가지 형태를 취할 수 있다. 즉 LTV가 총대출금액기준으로 적용되는 경우($L_t = H_t p_t \theta$)와 LTV가 대출이자상환액기준으로 적용될 수 있다. 유럽국가들의 경우, 가계의 부채상환능력에 초점을 맞추는 만큼, 대출이자상환액기준으로 LTV가 규제되는 경우가 자주 있으나, 한국의 경우, 총대출액 기준으로 이루어지는 것으로 가정하여 분석한다. 또한 여기서, LTV정책적용의 기준인 부동산가격을 미래가격기준($L_t = H_t p_{t+1} \theta$)으로 하는 방안 (Grodecka, 2018)도 있으나, 미래가격에 대한 예측가격을 기준으로 부동산담보대출이 이루어지기는 어려운 만큼, 현재가격을 기준으로 LTV규제가 이루어지는 것($L_t \le H_t p_t \theta$)으로 가정한다. 또한, 부동산투자자는 가용예산 중 대출상환과 주택투자를 제외한 예산은 모두 소비하는 것으로 가정하기에, 소비수준은 투자자의 전략변수로 작동하지 않으며, 또한 LTV규제가 허용하는 최대한의 대출을 받는 것으로 가정한다. [1]

위의 부동산투자자의 효용극대화문제의 일계조건은 다음과 같이 도출된다:

$$\frac{\partial L}{\partial H_t} = F^1(H_t, l_t, l_{t+1}; \theta, b_i, \beta_i) = \frac{P_t(\theta-1)}{c_t} + \frac{j_t}{H_t} + \beta\left(\frac{(1+\pi-(1+r)\theta)P_t}{c_{t+1}} + \frac{j_{t+1}}{H_t}\right) = 0 \tag{4}$$

$$\frac{\partial L}{\partial l_t} = F^2(H_t, l_t, l_{t+1}; \theta, b_i, \beta_i) = \frac{w_t}{c_t} - l_t^{\eta-1} = 0. \tag{5}$$

$$\frac{\partial L}{\partial l_{t+1}} = F^3(H_t, l_t, l_{t+1}; \theta, b_i, \beta_i) = \beta\left(\frac{(1+\phi_t)w_t}{c_{t+1}} - l_{t+1}^{\eta-1}\right) = 0 \tag{6}$$

여기서, 전략변수는 주택투자량(H_t)과 노동투입량(l_t)이며, 외생변수는 LTV규제변수(θ) 부동산투자자들의 할인인자 (β_i), 초기부존자산 (b_i) 등이다.

$$F^1(H_t, l_t, l_{t+1}; \theta, b_i, \beta_i) = \frac{P_t(\theta-1)}{c_t} + \frac{j_t}{H_t} + \beta\left(\frac{(1+\pi-(1+r)\theta)P_t}{c_{t+1}} + \frac{j_{t+1}}{H_t}\right) = 0$$

[1] 한편 향후, 예상되는 주택가격의 상승률을 고려하여, 투자자의 대출규모도 전략변수로 포함하는 분석이 이루어질 수 있다. 이 경우, 투자자는, 미래의 주택가격예상치에 근거하여, LTV규제(θ)의 최대치 이하로 대출규모를 결정할 수 있으며, 따라서, 최적대출량은 예상 주택가격상승률($E\left(\pi(\theta)\right)$)의 함수로 이루어지게 된다.

$$F^2(H_t, l_t, l_{t+1}; \theta, b_i, \beta_i) = \frac{w_t}{c_t} - l_t^{\eta-1} = 0$$

$$F^3(H_t, l_t, l_{t+1}; \theta, b_i, \beta_i) = \beta\left(\frac{(1+\phi_t)w_t}{c_{t+1}} - l_{t+1}^{\eta-1}\right) = 0$$

위의 일계조건(f.o.c.)을 전미분을 통한 선형화를 통하여, 다음과 같이 LTV규제정책이 최적주택투자량에 미치는 영향이 도출된다:

$$\frac{\partial F^1}{\partial H_t} dH_t + \frac{\partial F^1}{\partial l_t} dl_t + \frac{\partial F^1}{\partial l_{t+1}} dl_{t+1} + \frac{\partial F^1}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^1}{\partial \beta_i} d\beta_i = 0$$

$$\frac{\partial F^2}{\partial H_t} dH_t + \frac{\partial F^2}{\partial l_t} dl_t + \frac{\partial F^2}{\partial l_{t+1}} dl_{t+1} + \frac{\partial F^2}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^2}{\partial \beta_i} d\beta_i = 0$$

$$\frac{\partial F^3}{\partial H_t} dH_t + \frac{\partial F^3}{\partial l_t} dl_t + \frac{\partial F^3}{\partial l_{t+1}} dl_{t+1} + \frac{\partial F^3}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^3}{\partial \beta_i} d\beta_i = 0$$

위의 선형화된 일계조건은 다음과 같이 정리된다:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial F^1}{\partial H_t} & \frac{\partial F^1}{\partial l_t} & \frac{\partial F^1}{\partial l_{t+1}} \\ \frac{\partial F^2}{\partial H_t} & \frac{\partial F^2}{\partial l_t} & \frac{\partial F^2}{\partial l_{t+1}} \\ \frac{\partial F^3}{\partial H_t} & \frac{\partial F^3}{\partial l_t} & \frac{\partial F^3}{\partial l_{t+1}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dH_t \\ dl_t \\ dl_{t+1} \end{bmatrix} = -\begin{bmatrix} \frac{\partial F^1}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^1}{\partial \beta_i} d\beta_i \\ \frac{\partial F^2}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^2}{\partial \beta_i} d\beta_i \\ \frac{\partial F^3}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^3}{\partial \beta_i} d\beta_i \end{bmatrix}$$

위의 식에 일계조건에 대한 내생변수에 대한 편미분값을 대입하면 다음과 같다:

$$\begin{bmatrix} -\frac{(1+\beta) j_t}{H_t^2} & 0 & 0 \\ 0 & -(\eta-1) l_t^{\eta-2} & 0 \\ 0 & 0 & -\beta_i(\eta-1) l_{t+1}^{\eta-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dH_t \\ dl_t \\ dl_{t+1} \end{bmatrix} = -\begin{bmatrix} \frac{\partial F^1}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^1}{\partial \beta_i} d\beta_i \\ \frac{\partial F^2}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^2}{\partial \beta_i} d\beta_i \\ \frac{\partial F^3}{\partial \theta} d\theta + \frac{\partial F^3}{\partial \beta_i} d\beta_i \end{bmatrix}.$$

따라서 LTV 정책이 주택투자량에 미치는 영향은 다음과 같이 도출된다:

$$\frac{dH_t}{d\theta} = -\frac{\begin{vmatrix} \frac{\partial F^1}{\partial \theta} & 0 & 0 \\ \frac{\partial F^2}{\partial \theta} & -(\eta-1)l_t^{\eta-2} & 0 \\ \frac{\partial F^3}{\partial \theta} & 0 & -\beta_i(\eta-1)l_{t+1}^{\eta-2} \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} -\frac{(1+\beta)j_t}{H_t^2} & 0 & 0 \\ 0 & -(\eta-1)l_t^{\eta-2} & 0 \\ 0 & 0 & -\beta_i(\eta-1)l_{t+1}^{\eta-2} \end{vmatrix}} = -\frac{\begin{vmatrix} \frac{P_t}{c_t} - \frac{\beta_i(1+r)P_t}{c_{t+1}} & 0 & 0 \\ 0 & -(\eta-1)l_t^{\eta-2} & 0 \\ \frac{\beta_i\phi' w_t}{c_{t+1}} & 0 & -\beta_i(\eta-1)l_{t+1}^{\eta-2} \end{vmatrix}}{-\frac{j_t\beta_i(1+\beta_i)(\eta-1)^2 l_t^{\eta-2} l_{t+1}^{\eta-2}}{H_t^2}}$$

$$= \frac{\left(c_{t+1} - c_t(1+r)\beta_i\right)P_t H_t^2}{c_t c_{t+1} j_t(1+\beta_i)} > 0 \qquad if\ r < (c_{t+1} - c_t\beta_i)/c_t\beta_i.$$

즉 LTV 규제를 완화하여, θ를 증가시킬 경우, 주택담보대출의 이자율이 적정수준 이하일 경우, 가용유동성의 증가로, 주택투자량은 늘어나며, 마찬가지로, LTV 규제강화정책은 가용유동성의 축소로 인해 주택투자량이 줄어듦이 확인된다. 한편 LTV 규제정책의 변화가 주택투자자의 예산제약에 초래하는 영향은 주택투자자의 초기자산규모가 작을 경우, 더욱 크게 나타나고, 초기자산규모가 클 경우, 그 영향은 상대적으로 작게 나타난다. 그 결과, 투자자들의 주택투자규모가 LTV 정책변화에 대응하는 탄력성은, 초기자산규모가 클 경우, LTV 규제변화에 따른 유동성의 변화율이 상대적으로 낮은 만큼, 주택투자탄력성도 낮게 나타난다. 또한 투자자의 초기자산규모가 낮을 경우, LTV 정책변화에 따른 투자예산의 변화폭이 상대적으로 크게 나타나고, 그 결과, 투자규모의 탄력성도 높게 나타난다: $\varepsilon_{H_t(b_h)\theta} < \varepsilon_{H_t(b_l)\theta}$. 따라서, 아래와 같이, LTV 규제정책의 강화는 초기자산규모에 의해 초래되는 자산소득격차를 확대하여 소득불균형을 확대시킬 수 있다.

Proposition 1. LTV 등 거시건전성 강화정책($\Delta\theta < 0$)은, 초기자산규모의 격차 $(b_h - b_l)$ 에 의하여 초래된 자산소득격차를 심화시킬 수 있다.

Proof: 제 2기 균형상태의 초기자산격차에 따른 자산소득격차는 다음과 같다:
자산소득격차 (Asset Income Inequality: AII): $AII = P_{t+1}(\theta)H^*_{b_h}(\theta) - P_{t+1}(\theta)H^*_{b_l}(\theta)$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial AII}{\partial\theta} &= \frac{\partial P_{t+1}(\theta)}{\partial\theta}\left(H^*_{b_h}(\theta) - H^*_{b_l}(\theta)\right) + P_{t+1}(\theta)\left(\frac{\partial H^*_{b_h}(\theta)}{\partial\theta} - \frac{\partial H^*_{b_l}(\theta)}{\partial\theta}\right) \\
&= \left(\frac{\partial P_{t+1}(\theta)}{\partial\theta}\frac{\theta}{P_{t+1}}\left(H^*_{b_h}(\theta) - H^*_{b_l}(\theta)\right) + P_{t+1}(\theta)\frac{\theta}{P_{t+1}}\left(\frac{\partial H^*_{b_h}(\theta)}{\partial\theta} - \frac{\partial H^*_{b_l}(\theta)}{\partial\theta}\right)\right)\frac{P_{t+1}}{\theta} \\
&< \left(\frac{\partial P_{t+1}(\theta)/P_{t+1}}{\partial\theta/\theta} + \left(\frac{\partial H^*_{b_h}(\theta)/H^*_{b_h}(\theta)}{\partial\theta/\theta} - \frac{\partial H^*_{b_l}(\theta)/H^*_{b_l}(\theta)}{\partial\theta/\theta}\right)\right)\frac{P_{t+1}}{\theta\left(H^*_{b_h}(\theta) - H^*_{b_l}(\theta)\right)} < 0 \\
&\quad if\ \varepsilon_{H_{b_l}\theta} - \varepsilon_{H_{b_h}\theta} > \varepsilon_{P_{(t+1)}\theta}.
\end{aligned}$$

LTV규제의 변화가 투자자의 예산제약에 미치는 영향은, 초기자산규모가 작을수록 더 높아서, 주택투자변화율도 더욱 크게 나타난다: $\frac{dH_t(b_h)/H_t(b_h)}{d\theta/\theta} < \frac{dH_t(b_l)/H_t(b_l)}{d\theta/\theta}$. 초기자산이 더 작은 주택투자자들이 초기자산이 많은 투자자들에 비하여, LTV정책변화에 더 민감하게 반응하기에, LTV변화가 주택투자량, 즉 주택수요량에 미치는 변화에 비하여, 전체적인 주택가격의 변화율은 훨씬 덜 민감하게 반응하게 되며, 이는, LTV정책변화에 상대적으로 덜 민감하게 반응하는, 초기자산이 높은 투자자들이 부동산자산 보유량이 많기 때문이다. 따라서, 전체부동산가격의 LTV탄력성($\varepsilon_{P_{(t+1)}\theta}$)이 부동산투자량의 LTV탄력성의 초기자산수준별 격차($\varepsilon_{H_{b_l}\theta} - \varepsilon_{H_{b_h}\theta}$)보다 작을 경우, LTV규제를 더욱 엄격히 적용하는 거시건전성 규제정책은 자산소득격차를 확대할 수 있다. □

즉 초기자산규모의 격차가 있을 경우, LTV 규제강화정책과 같은 거시건전성 규제정책의 강화가 초기자산규모가 낮은 투자자들에게 더욱 큰 영향을 미쳐서 결과적으로 자산소득격차를 확대하는 효과를 초래하게 된다. 이와 함께 LTV 규제와 같은 거시건전성정책은 부동산투자자들의 예산제약 및 부동산투자량에 직접적인 영향을 미치면서, 일반 소비자물가수준(inflation rate)에 비하여, 부동산가격에 더욱 큰 영향을 미치게 된다.

그 결과, LTV 규제가 강화될 경우, 초기자산수준이 낮은 투자자들은, 임금상승률이 주택가격상승률보다 상대적으로 높은 만큼, 부동산투자는 상대적으로 줄이면서 노동투입을 더욱 확대하게 된다. 따라서 LTV 규제와 같은 거시건전성 강화정책은 초기자산의 격차가 있을 경우, 추가적으로 자산소득격차를 확대할 수 있음이 다음과 같이 정리된다.

Proposition 2. LTV정책변화에 따른 부동산가격의 변화폭은 소비자물가(inflation rate)의 변화폭보다 더 크다: $\pi'(\theta) > w'(\theta)$. 따라서, LTV규제의 강화정책($(\Delta\theta < 0)$ 은, 임금상승률을 주택가격상승률보다 상대적으로 더 높게 만들어서, 초기자산규모가 작은 투자자들의 노동투입 증가 및 주택투자감소를 유도하여, 그 결과, 2기에서의 자산소득격차를 확대하게 된다.

Proof: 명제 2는, 명제 1에서 연역적으로 도출되는 결과인 만큼, 분석적 증명이 불필요하나, 그 직관적 경로는 다음과 같다. LTV규제강화정책($(\Delta\theta < 0)$ 은, 부동산투자자의 가용예산을 위축하여, 부동산투자수요도 축소된다. 그 결과, 부동산가격의 하락폭은 물가상승률에 연동되는 임금상승률의 변화폭보다 상대적으로 크게 된다. 따라서 초기자산규모가 작은 부동산투자자들은 LTV규제가 강화될 경우, 여유시간을 줄이고 노동투입을 확대하는 대신, 상대적으로 부동산투자규모를 축소하게 되는 만큼, LTV규제정책과 같은 거시건전성 정책의 강화는 자산소득격차를 확대할 수 있다. □

초기자산규모가 큰 투자자의 경우, 소비규모 및 투자규모의 세대간 조정의 유연성이 큰 만큼, 소비 및 투자결정과정에서 시간할인인자가 상대적으로 높게 나타난다: $\beta_h > \beta_l$. 따라서 초기자산규모가 큰 투자자의 경우, 2 기의 효용에 대한 상대적 비중이 더 높은 만큼, 1 기에서의 부동산투자규모를 확대하여, 2 기에서의 자산소득격차가 더욱 확대될 수 있음이 다음과 같이 정리된다.

Corollary 1. 초기부존자산의 규모가 큰 부동산투자자(b_h)의 할인요소(discount factor)는 초기부존자산이 작은 투자자들보다 더 높은 만큼($\beta_h > \beta_l$), 초기자산규모가 상대적으로 큰 부동산투자자(b_h)는 2기에서의 효용극대화를 위하여, 부동산투자를 더욱 확대하게 되며, 그 결과, LTV강화를 통한 거시건전성정책이 소득불균형을 확대할 가능성은 더욱 커진다.

< 자산소득불평등이 금융불안정에 미치는 영향에 대한 연구결과 >

본 연구의 초점은 거시건전성정책이 소득불균형에 미치는 영향 분석에 맞추어져 있다. 한편 소득불평등(income inequality)이 금융불안정의 주요한 요인이라는 연구결과는 최근 다양한 이론모형분석을 통한 연구 및 실증분석연구결과를 통하여 광범위하게 제시되고 있다. Kumhof, Ranciere and Winant (2015)는 총소득에서 고소득층이 차지하는 소득비중이 늘어나는 소득불균형심화가 경제전반에 걸쳐, 가계부채증가 및 결과적인 금융불안정으로 이어질 개연성이 높음을 이론모형분석결과 및 실증분석결과에 의해서 뒷받침되고 있음을 보여주었다. 또한 Bazillier and Hericourt (2017)는 소득불균형(income inequality)과 과잉부채 및 금융시장에서의 자산가격거품 (credit market bubbles)간의 강한 상관관계가 있음을 보여주었으며, Perugini, Holscher and Collie (2016)는 OECD 18개국의 1970~2007년간 자료를 근거로, 소득불평등과 민간부문부채규모 및 부실채권간에 통계적으로 유의한 관계를 보여주었다. 이에 더해서 Hauner (2016)는 금융위기가 발생하였던 9개국의 313개 관찰치자료를 근거로 소득상위 1%그룹의 순자산소득비중의 증가와 총소득에서 자산소득의 비중이 동시에 증가할 경우, 금융위기가 발생할 개연성이 최대 6.78배 증가함을 보여주기도 하였다.

이에 더해 Mitkov (2016)는 소득불균형 및 자산소득불균형이 금융불안정 및 금융위기를 확산시키는 효과가 있음을 보여주었다. 즉 금융당국의 예금보장제도(deposit guarantee system)는 주로 저소득층의 예금은 상당부분 보장하지만, 자산소득이 많은 고자산예금자의 경우, 예금의 일부만 보장되는 효과를 보인다. 따라서, 금융불안정성의 초기가능성이 있을 때, 자산소득이 높은 투기적 투자자들이 먼저 은행인출사태(bank-run)를 포함한 금융공황(financial panic)사태를 확산시키는 역할을 하는 것을 이론모형분석 및 실증분석을 통하여 보여주었다. 또한 이처럼 자산고소득층이 적극적으로 유발하는 금융기관의 지불불능사태에 대하여, 금융당국이 구제금융조치를 제공하는 것은, 결과적으로 자산고소득층에 대한 지원효과를 통하여 자산소득불평등구조를 더욱 확산시키는 효과가 있음을 보여주었다. 같은 맥락에서, Punzi and Rabitsch (2016)는 거시건전성규제정책은 금융시장에서 불안정성을 증폭시키는 역할을 하고 있는 자산소득규모가 높은 투기적 투자자들에게 더욱 엄격하게 적용되어야 함을 이론모형 및 실증분석을 통해서 보여주었다.

이처럼 소득불균형, 특히 자산소득불균형이 클 경우, 상대적으로 금융불안정이 발생

할 가능성이 높은 여러가지 경로가 확인된 만큼, 금융불안정성을 예방하기 위하여 취해지는 거시건전성정책들이 결과적으로 자산소득격차를 확대하여 다시금 금융불안정성을 촉발하는 정책모순을 초래하지 않도록 정밀한 거시건전성 정책의 설계가 필요함이 확인되었다. 즉 일반적으로 자산소득이 상대적으로 높은 투자자들이 은행인출사태 및 금융공황사태를 촉발할 개연성이 높은 만큼, 이러한 높은 자산소득에 기반한 투기적 투자자들에 대해서는 상대적으로 더욱 엄격한 거시건전성 정책을 적용하고, 투기적 투자성향이 낮은 자산소득이 낮은, 실수요투자자들에 대해서는 거시건전성 정책을 좀 더 유연하게 적용할 필요가 있을 것이다.

신용심사기능이 낮은 수준에 머무르는 비효율적인 금융기관들은, 부실채권발생 가능성을 줄이기 위하여, 단순히 담보자산가치에 기반하여 부동산담보대출을 제공하는 후진성을 보이고 있다. 이러한 단순 담보자산가치에 기반하여 일률적으로 적용되는 거시건전성정책들이 오히려 중장기적으로 금융불안정성을 더 높일 수 있음이 확인되었다. 따라서, 담보자산가치의 평가에 더해서, 부동산투자자들의 투기적 성향에 대한 면밀한 투자자특성분석을 통하여, 향후 금융시스템의 불안정성을 확산시킬 개연성이 높은 투기적 성향의 투자자들에게 선별적으로 더욱 엄격한 거시건전성 정책을 적용할 필요성이 커지고 있다.

이를 위해서는, 향후 금융안정성 제고를 위하여, 부동산담보대출제공시, 일률적인 LTV정책과 같은 거시건전성 정책에 더해서, 투자자들의 자산소득규모 및 투기적 투자성향을 종합적으로 고려하여, 투기적 투자성향의 고자산투자자들에 대하여 선별적으로 엄격한 거시건전성규제정책을 적용할 수 있는 금융기관들의 신용분석기량 및 투자심사능력의 제고를 위한 다양한 정책노력이 필요할 것으로 보인다.

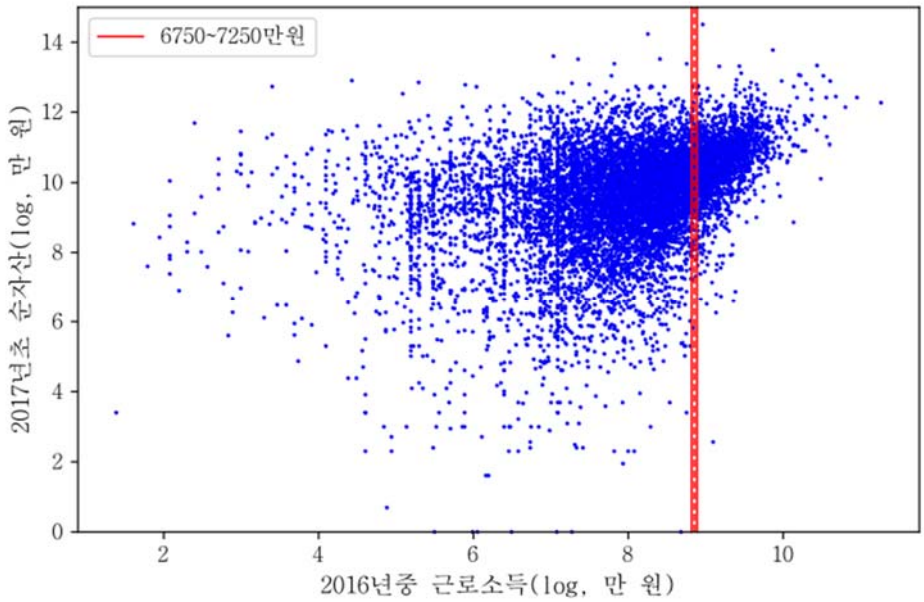
III. 실증분석결과 (empirical evidences)

거시건전성 규제정책이 자산소득불균형에 미치는 영향에 대한 실증분석은 2017년과 2018년에 시행된 '가계금융복지조사' 패널자료 중 14,000여 가구의 자산, 부채, 순자산, 부동산자산, 담보대출, 근로소득에 대한 통계자료를 근거로 수행하였다. 2017년 8월, 정부는 '실수요보호와 단기투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안'의 일환으로 LTV(주택담보대출비율)규제를 강화하는 조치를 발표, 시행하였다. 즉 당시까지의 LTV 규제는 주택유형, 대출만기, 담보가액 등에 따라 투기지역의 경우, 40~70%, 투기과열지구에 대해서는 50~70%의 LTV가 적용되고 있었다.

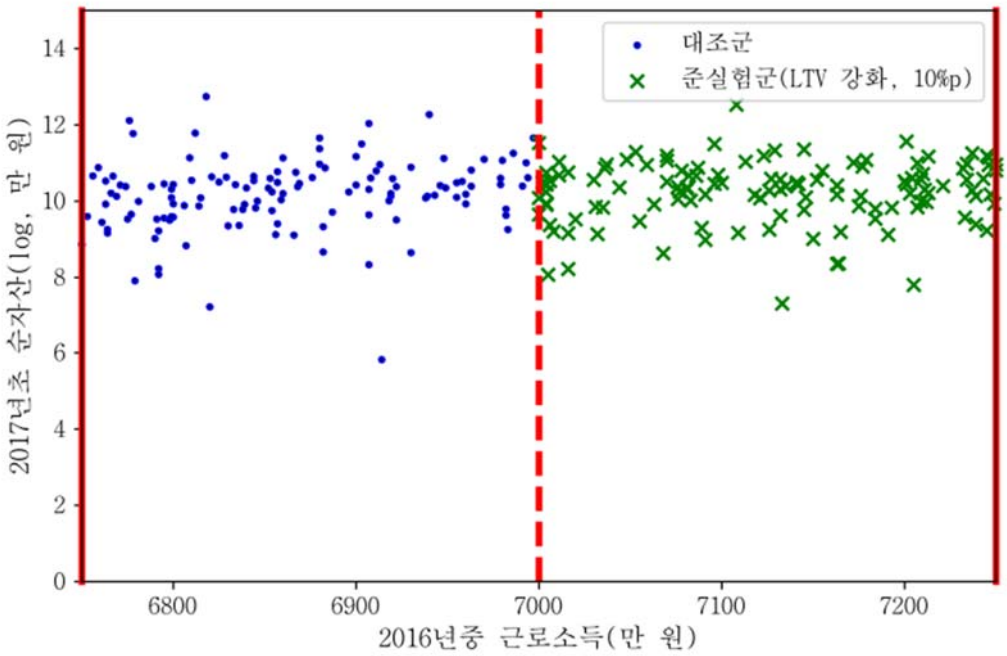
즉 투기과열지구 및 투기지역에 대하여 주택담보대출을 이미 1건 이상 보유하고 있는 가구의 경우, LTV규제를 30%로 강화하고, 아직 주택담보대출이 없는 경우에는 LTV 규제를 40%로 강화하나, 부부합산 연소득이 7천만원 이하인 가구는 서민실수요자로 간주하여, LTV규제를 50%로 완화하는 조치를 시행하였다. 이처럼 소득수준별로 차별화된 LTV규제가 이루어진 가운데, 부부합산 근로소득이 6750만원 이상, 7250만원 이하인 251가계의 경우, 부부합산 근로소득의 최대 차이가 500만원 이내인, 근로소득차원에서는 상대적으로 동질적인 집단이지만, 자산규모에서는 매우 이질적인 분포를 보이고 있다는 점에 주목하였다. 즉 자산규모의 분포측면에서는 부부합산소득이 7000만원을 넘는 경우 및 그에 못 미치는 경우 모두, 매우 큰 편차를 보이는 점에 주목하여, 다음과 같이 실증분석을 실행하였다.

아래 < 그림 1 >에서 확인되는 바와 같이, 근로소득수준과 순자산의 관계는 미약하지만 양의 상관관계가 확인된다. 그러나, 부부합산소득수준이 비교적 동질적인 부부합산 근로소득이 6750만원 이상, 7250만원 이하인 251가계의 경우, 자산의 격차는 상대적으로 크게 나타난다. 이러한 관계는 < 그림 2 >에서 더욱 분명히 나타난다. 즉 부부합산 연근로소득이 7000만원이하의 경우나 7000만원 이상의 경우 모두 순자산규모의 분포는 균일하게 크게 나타난다. 이는 < 표 1>에서 근로소득의 표준편차에 비하여, 순자산의 표준편차가 월등하게 크게 나타난 점에서도 확인된다.

<그림 1> 근로소득 및 순자산 간 관계 : 전체 가구



<그림 2>



근로소득 및 순자산 간 관계 : 연간 근로소득 약 7 천만원 가구

<표 1> 주요 변수의 기초통계량

	관측수	평균	표준편차	최소값	1 사분위	3 사분위	최대값
자산							
2017 년초	257	45,980	43,436	1,301	22,196	57,664	372,250
2018 년초	257	49,523	46,126	820	23,580	60,548	366,348
부채							
2017 년초	257	8,599	13,881	0	0	11,500	97,500
2018 년초	257	9,482	17,218	0	0	12,000	159,750
순자산							
2017 년초	257	37,381	37,901	-2,538	16,510	43,352	341,040
2018 년초	257	40,040	38,624	-4,409	17,417	48,799	339,972
부동산자산							
2017 년초	257	29,495	34,735	0	10,000	40,000	366,000
2018 년초	257	33,219	38,858	0	10,000	42,000	362,000
담보대출							
2017 년초	257	5,531	10,639	0	0	8,000	85,000
2018 년초	257	5,588	10,438	0	0	8,000	85,000
근로소득							
2016 년중	257	6,993	151	6,750	6,857	7,129	7,250
2017 년중	257	6,884	2,198	0	6,330	7,971	15,261
LTV 강화(10%p)							
2017 년 8 월	257	0.498	0.501	0	0	1	1

주 : 표는 2017 년 및 2018 년 '가계금융복지조사'패널자료에 모두 조사된 14,000 여 가구 중 2016 년중 근로소득이 6750 만원 이상 7250 만원 이하인 가구의 자료만을 추출한 표본의 주요 변수 기초통계량을 나타낸다. LTV 강화(10%p) 변수는 2016 년중 근로소득이 7 천만원 이상일 경우 1 의 값을, 7 천만원 미만일 경우 0 의 값을 갖는다. LTV 강화를 제외한 모든 변수의 단위는 만원이다.

< 표 2 >에서 나타난 바와 같이, 근로소득이 6750만원 이상 7250만원 이하의 비교적 동질적인 251가구 중, 근로소득이 7000만원을 상회하여, 강화된 LTV규제가 적용된 경우,

LTV규제강화조치가 순자산증가율에 미친 영향을 나타내는 계수는 -1.061로 나타나, LTV규제강화는 순자산증가에 부정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 그러나, 이러한 LTV규제 강화조치가 적용된 그룹중에서도 2017년도의 초기 순자산수준이 높을수록, LTV규제강화조치의 효과를 나타내는 계수는 0.104를 보였다. 이는 LTV규제가 강화되었더라도, 초기순자산규모가 클수록, 순자산 증가율은 높게 나타남을 보였다.

< 표 3 >은 LTV강화조치가 이루어진 후, 초기자산규모의 효과가 자산증가율과 부동산증가율, 부채증가 및 담보대출증가에 미친 영향을 각각 보여준다. 즉 LTV규제강화조치가 자산증가율, 부동산증가율, 부채증가 및 담보대출증가에 미친 영향을 보여주는 계수는 각각 -1.467, -2.367, -2.111 및 -2.302로 나타났다. 이는 LTV규제강화조치는 매우 강력하게 자산증가율도 억제시키고, 부동산자산 증가로 억제하며, 부채증가 및 담보대출증가에 부정적 영향을 강하게 초래함을 의미한다. 반면 이러한 LTV규제강화조치가 적용됨에도 불구하고, 초기순자산 규모가 증가할수록, 자산증가율(0.148)과 부동산증가 (0.249), 부채증가 (0.212) 및 담보대출증가(0.228)를 모두 증가시키는 효과가 있음을 보여주고 있다. 이는 초기자산규모가 커짐에 의해 나타나는 효과가 LTV규제 강화에 따른 유동성억제 및 부동산투자에 있어서의 예산제약강화효과보다 크다는 것을 보여주는 것으로 해석할 수 있다.

<표 2> 담보인정비율(LTV) 강화가 가계의 순자산 격차에 미친 영향

	종속변수
	순자산 증가율(2017 년초~2018 년초)
2017 년초 순자산 × LTV 강화(10%p)	0.104*
	(0.058)
LTV 강화(10%p)	-1.061*
	(0.626)
2016 년중 근로소득	0.341
	(1.463)
상수항	-1.427
	(12.688)
관측수	251
Adjusted R^2	0.130

주 : 표는 2017 년 8 월 정부가 발표한 '실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안'의 LTV 강화 방안 중 부부 합산 연소득 7 천만원 이하인 가계에 한해서는 동 비율을 10%p 완화(상향조정)하기로 한 예외를 이용한 분석이다. 표본은 '가계금융복지조사' 패널자료에서 조사된 2016 년 근로소득이 6750 만원 이상 7250 만원 이하인 가계이다. LTV 강화(10%p) 변수는 2016 년 근로소득이 7 천만원 이상일 경우 1 의 값을, 미만일 경우 0 의 값을 갖는다. 2017 년초 순자산 및 2016 년 근로소득은 동 변수의 로그 값을 나타낸다. 순자산 증가율은 2017 년초 대비 2018 년초 순자산의 증가율을 나타낸다. 2017 년초 및 2018 년초는 동해 3 월 31 일을 나타낸다. $^{*}p<0.1$; $^{**}p<0.05$; $^{***}p<0.01$

<표 3> 담보인정비율(LTV) 강화가 가계의 자산 및 부채에 미친 영향

	종속변수			
	자산증가율 (1)	부동산 증가 (2)	부채 증가 (3)	담보대출 증가 (4)
2017 년초 순자산 × LTV 강화(10%p)	0.148*** (0.053)	0.240* (0.125)	0.212* (0.109)	0.228** (0.105)
LTV 강화	-1.467*** (0.554)	-2.367* (1.288)	-2.111* (1.116)	-2.302** (1.081)
2016 년중 근로소득	-0.256 (1.587)	-1.805 (2.271)	-1.608 (1.856)	-1.057 (1.947)
상수항	3.454 (14.113)	17.523 (20.533)	15.634 (16.847)	11.184 (17.663)
관측수	252	252	252	252
Adjusted R^2	0.054	0.032	0.046	0.064

주 : 표는 2017 년 8 월 정부가 발표한 '실수요 보호와 단기 투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안'의 LTV 강화 방안 중 부부 합산 연소득 7 천만원 이하인 가계에 한해서는 동 비율을 10%p 완화(상향조정)하기로 한 예외를 이용한 분석이다. 표본은 '가계금융복지조사'에서 조사된 2016 년 근로소득이 6750 만원 이상 7250 만원 이하인 가계이다. LTV 강화(10%p) 변수는 2016 년 근로소득이 7 천만원 이상일 경우 1 의 값을, 미만일 경우 0 의 값을 갖는다. 2017 년초 순자산 및 2016 년 근로소득은 동 변수의 로그 값을 나타낸다. 자산 증가율은 2017 년초 대비 2018 년초 자산의 증가율을 나타낸다. 2017 년초 및 2018 년초는 동해 3 월 31 일을 나타낸다. 부동산 증가, 부채 증가, 담보대출 증가는 각 증가분(2018 년초)의 2017 년초 자산 대비 크기를 나타낸다. $^{*}p<0.1$; $^{**}p<0.05$; $^{***}p<0.01$

IV. 정책적 시사점

부동산자산가치가 노동소득 및 부동산담보대출액과 함께 예산제약을 구성하는 이론모형분석을 통하여, LTV규제강화는 기본적으로 2기의 부동산자산가치를 하락시킴을 확인하였다. 또한 초기자산규모가 상대적으로 큰 투자자와 작은 투자자간의 2기에서의 자산가치의 격차, 즉 자산소득의 불평등정도는, LTV규제가 강화되면 확대되는 것으로 나타났다. 이처럼 거시건전성규제 강화조치가 초기자산규모의 격차에 의하여 초래되는 자산소득불균형을 확대시키는 경로는, LTV규제강화가 초기자산규모가 낮은 투자자들의 예산제약에 미치는 영향이 상대적으로 더 크고, 결과적으로 부동산투자규모에 미치는 영향이 더 높기 때문이다. 즉 자산소득이 낮은 투자자들의 부동산투자의 LTV규제탄력성이 더 크기 때문에, LTV규제강화가 초기자산격차에 따른 자산소득불균형을 더욱 확대함이 확인되었다.

이와 함께, LTV규제정책과 같은 거시건전성규제정책은 소비자물가(inflation rate)보다는 부동산가격변동률에 더욱 큰 영향을 미치며, 결과적으로 LTV규제강화는 물가에 연동하는 임금상승률이 부동산가격상승률보다 높게 유도한다. 따라서 LTV규제강화정책은 자산소득이 낮은 투자자들의 노동투입확대 및 부동산투자축소를 유도하여, 장기적으로 자산소득격차를 더욱 확대하게 됨이 확인되었다. 또한 초기자산규모가 큰 투자자들의 할인인자(discount factor)가 더 높은 만큼, 2기에서의 효용극대화를 위한 부동산투자확대의 결과, 장기적인 자산소득불균형이 확대될 여지가 커지게 됨을 확인하였다.

또한 2017년에 시행된 LTV강화조치가 부부합산 연간 근로소득 7천만원을 기준으로 차등화하여 적용되었던 점에 주목하여, 비교적 동질적인 근로소득수준을 보이고 있으나, 자산규모에서는 상대적으로 이질적인 가계에 있어서, LTV규제강화조치의 효과와 또한 초기자산규모의 영향을 “가계금융복지조사”통계자료에 근거하여 분석하였다. 동 분석결과는 LTV규제강화조치 자체는 자산증가 및 담보대출 증가 등에 부정적 영향을 미치지만, 그럼에도 불구하고, 초기자산규모가 클수록, 자산증가 및 담보대출증가가 양의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

이러한 분석결과는 초기자산규모의 불평등정도가 2기의 균형 자산불평등구조를 더욱 심화시키는 만큼, 거시건전성정책에 있어서, 초기자산규모별로 차등화된 거시건전성정책

이 요구됨을 보여주고 있다. 소득격차확대 및 소득불평등도의 증가는 부실채권의 증가에 의한 금융불안정 요인 못지 않게, 전체적인 금융안정성의 저해요인으로 작동하는 만큼, 금융안정성을 제고하기 위한 거시건전성정책의 수립 및 집행과정에서 거시건전성정책과 관련한 소득격차효과는 주요 고려사항이 되어야 함이 확인되었다. 본 분석에 의하면, 초기자산소득격차에 의해서 2기에서의 균형 자산소득불평등구조는 더욱 확대되는 만큼, 거시건전성규제정책의 적용에 있어서, 초기자산소득규모별로 차등화된 거시건전성정책의 집행이 요구되는 것으로 판단된다.

즉 자산소득규모가 큰 투기적 투자자들이 금융시장불안정을 확산시키는 주요역할을 담당할 뿐만 아니라, 자산소득불균형이 확대될 경우, 부실채권확대를 포함한 장기적인 금융불안정이 확대된다는 연구결과들을 고려할 때, 거시건전성규제정책이 자산소득불균형을 확대하는 효과를 최소화할 수 있는 정책설계가 필요함이 확인되었다. 특히 LTV규제정책 등 거시건전성 정책들이 자산소득규모 및 투자자들의 투기적 성향에 관계없이 일률적으로 적용될 경우, 자산소득불균형효과를 확대하여 중장기적인 금융불안정성을 초래할 수 있는 만큼, 투자자들의 자산소득규모 및 투기적 성향을 고려한 차별화된 정책집행이 필요함이 확인되었다.

이처럼 부동산투자자들의 자산소득규모 및 투기적 성향을 고려한 LTV규제정책집행을 위한 선결조건으로서, 부동산담보대출을 시행하는 금융기관들이 투자자들의 투기적 성향을 포함한 종합적 신용분석능력을 제고할 수 있는 정책노력이 필요하다. 즉 LTV규제의 차별화정책방안으로서 근로소득을 기준으로 한 차별화정책보다는, 자산규모 및 자산소득을 기준으로 한 차별화정책 및 기존의 부동산거래이력에 대한 분석을 통하여, 투기적 거래성향에 대한 분석을 추가하여, 상대적으로 투기적 성향이 높은 고자산소득 투자자들에게 선별적으로 엄격한 LTV규제정책이 적용될 필요가 있을 것이다.

한편 향후 연구과제로서, LTV규제정책을 결정하는 정책결정자의 최적화문제를 고려하여, 부동산투자자들과 정책결정자들간의 전략적 상호작용구조에 대한 분석이 이루어질 경우, 정책집행의 실제에 있어 LTV규제정책들이 입안되고 적용되어가는 과정에 대한 분석의 현실적합성을 높일 수 있을 것으로 기대된다. 또한 LTV규제가 주택가격상승에 미치는 내생적 구조를 모형화하여 분석할 경우, LTV규제의 거시경제적 영향에 대한 포괄적 분석도 가능할 것으로 기대된다.

부 록 <표A.1> 주요 변수의 기초통계량 : 전체 가구

	관측수	평균	표준편차	최소값	1 사분위	3 사분위	최대값
자산							
2017 년초	14,113	37,119	63,314	1	7,050	45,010	2,670,200
2018 년초	14,113	39,553	65,487	0	7,520	47,448	2,346,200
부채							
2017 년초	14,113	6,386	19,869	0	0	6,020	1,150,000
2018 년초	14,113	6,896	19,418	0	0	6,822	750,000
순자산							
2017 년초	14,113	30,733	51,700	-116,460	5,483	37,803	1,995,400
2018 년초	14,113	32,656	54,453	-122,423	5,956	39,880	1,746,200
부동산자산							
2017 년초	14,113	25,900	51,078	0	0	31,200	2,200,000
2018 년초	14,113	27,903	54,940	0	0	33,000	2,200,000
담보대출							
2017 년초	14,113	3,734	13,398	0	0	3,000	690,000
2018 년초	14,113	3,992	13,688	0	0	3,270	690,000
근로소득							
2016 년중	14,113	3,142	4,013	0	0	4,781	78,065
2017 년중	14,113	3,251	4,236	0	0	4,900	83,293
LTV 강화(10%p)							
2017 년 8 월	0.140	0.347	0	0	0	1	0.140

주 : 표는 2017 년 및 2018 년 '가계금융복지조사'패널자료에 모두 조사된 14,000 여 가구 중 전체의 주요 변수 기초통계량을 나타낸다. LTV 강화(10%p) 변수는 2016 년중 근로소득이 7 천만원 이상일 경우 1 의 값을, 7 천만원 미만일 경우 0 의 값을 갖는다. LTV 강화를 제외한 모든 변수의 단위는 만원이다.

<표 A.2> 순자산 규모 및 담보인정비율(LTV)과 순자산 증가율 간 관계 : 전체 가구

	종속변수
	순자산 증가율(2017 년초~2018 년초)
2017 년초 순자산 × LTV 강화(10%p)	0.005 (0.017)
LTV 강화(10%p)	0.037 (0.183)
2017 년초 순자산	-0.069*** (0.007)
상수항	0.707*** (0.072)
관측수	13,594
Adjusted R^2	0.035

주 : 표는 2017 년 및 2018 년 '가계금융복지조사'패널자료에 모두 조사된 14,000 여 가구를 대상으로 순자산 규모 및 담보인정비율(LTV)과 순자산 증가율 간 관계를 회귀분석한 것이다. LTV 강화(10%p) 변수는 2016 년 근로소득이 7 천만원 이상일 경우 1 의 값을, 미만일 경우 0 의 값을 갖는다. 2017 년초 순자산은 동 변수의 로그 값을 나타낸다. 순자산 증가율은 2017 년초 대비 2018 년초 순자산의 증가율을 나타낸다. 2017 년초 및 2018 년초는 동해 3 월 31 일을 나타낸다. $^{*}p<0.1$; $^{**}p<0.05$; $^{***}p<0.01$

<표 A.3> 순자산 규모 및 담보인정비율(LTV)과 가계의 자산 및 부채 간 관계 : 전체 가구

	종속변수			
	자산증가율 (1)	부동산 증가 (2)	부채 증가 (3)	담보대출 증가 (4)
2017 년초 순자산 × LTV 강화(10%p)	0.012 (0.014)	0.344 (0.210)	0.573 (0.357)	0.557 (0.357)
LTV 강화	-0.041 (0.143)	-3.340 (2.052)	-5.534 (3.457)	-5.348 (3.457)
2017 년초 순자산	-0.050*** (0.007)	-0.375* (0.209)	-0.619* (0.357)	-0.630* (0.357)
상수항	0.522*** (0.065)	3.769* (2.043)	6.067* (3.453)	6.231* (3.453)
관측수	13,734	13,735	13,735	13,735
Adjusted R^2	0.021	0.003	0.003	0.003

주 : 표는 2017 년 및 2018 년 '가계금융복지조사'패널자료에 모두 조사된 14,000 여 가구를 대상으로 순자산 규모 및 담보인정비율(LTV)과 가계의 자산 및 부채 간 관계를 회귀분석한 것이다. LTV 강화(10%p) 변수는 2016 년 근로소득이 7 천만원 이상일 경우 1 의 값을, 미만일 경우 0 의 값을 갖는다. 2017 년초 순자산 및 2016 년 근로소득은 동 변수의 로그 값을 나타낸다. 자산 증가율은 2017 년초 대비 2018 년초 자산의 증가율을 나타낸다. 2017 년초 및 2018 년초는 동해 3 월 31 일을 나타낸다. 부동산 증가, 부채 증가, 담보대출 증가는 각 증가분(2018 년초)의 2017 년초 자산 대비 크기를 나타낸다. $^{*}p<0.1$; $^{**}p<0.05$; $^{***}p<0.01$

참고문헌

Ampudia, M., van Vlokhoven, H., Zochowski, D., 2014. Financial Fragility of Euro Area Households. Working Paper Series 1737. European Central Bank.

Bazillier, R. and J. Hericourt (2017) "The Circular Relationship Between Inequality, Leverage, and Financial Crises." *Journal of Economic Surveys*, *31*(2), 463–496.

Carpantier, J., J. Olivera, P. Kerm, 2018, Macroprudential policy and household wealth inequality, Journal of International Money and Finance 85. Pp. 262-277.

Cerutti, E.M., Claessens, S., Laeven, L. 2017. The use and effectiveness of macroprudential policies: new evidence. J. Financ. Stab. 28, 203–224.

Hauner, T. (2016) "Aggregate Wealth and Its Distribution as Determinant of Financial Crises." Monograph. New York: City University of New York.

Kumhof, M., R. Rancière and P. Winant (2015) "Inequality, Leverage, and Crises." *American Economic Review*, *105*(3), 1217–1245.

Kuttner, K.N., Shim, I., 2013. Can Non-interest Rate Policies Stabilise Housing Markets? Evidence from a Panel of 57 Economies. BIS Working Papers 433. Bank for International Settlements.

Margarita, R. and D. Unsal, 2017, Macroprudential policy, incomplete information and inequality: The case of low-income and developing countries, IMF Working Paper WP/16/59

Mitkov, Y. (2016) "Inequality and Financial Fragility." Monograph. New Brunswick, NJ: Rutgers, the State University of New Jersey.

Perugini, C., Hölscher, J., Collie, S., 2016. Inequality, credit and financial crises. Camb. J. Econ. 40 (1), 227–257.

Punzi, M. T. and K. Rabitsch, 2018, Effectiveness of Macroprudential Policies under Borrower Heterogeneity. Journal of International Money and Finance. 85, 251-261.

Xun, B., L. Zhenguo, L. Yingchun, 2018, House price, loan-to-value ratio and credit risk, Journal of Banking and Finance 92. Pp. 1-12.

기획재정부 등 관계부처합동, 2017, 실수요보호와 단기투기수요 억제를 통한 주택시장 안정화 방안;
http://www.moef.go.kr/nw/nes/detailNesDtaView.do?searchBbsId=MOSFBBS_000000000028&menuNo=4010100&searchNttId=MOSF_000000000010178

통계청, 가계금융복지조사결과, 2017
http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/4/4/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=372146&pageNo=1&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=&sTarget=title&sTxt=

통계청, 가계금융복지조사결과, 2018
http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/4/4/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=365327&pageNo=

1&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=&sTarget=title&sTxt=