

## 주택금융정책이 주택경기 및 가계부채에 미치는 영향 분석

방 두 완\* (주택도시보증공사)

한 승 욱\*\* (주택도시보증공사)

권 혁 신\*\*\* (주택도시보증공사)

### Abstract

본 연구는 주택금융정책(LTV·DTI·DSR)이 주택경기 및 가계부채에 미치는 영향을 분석하기 위해 먼저, 주택시장 경기를 대표할 수 있는 주택경기 공통요인을 먼저 추정하고, 이 변수를 포함하여 가계부채 결정요인을 분석한 후, 주택경기와 가계부채 변수 간에 존재하는 선형·비선형 인과관계 검정을 분석하여, 주택금융정책과 주택경기 및 가계부채의 관계를 분석하였다.

실증분석 결과 개별 주택금융정책(LTV·DTI·DSR)은 가계부채에 직접적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉, LTV·DTI 한도가 완화되거나 DSR 규제가 적용되지 않으면, 가계대출이 증가하는 것으로 분석되었다. 가계부채 결정요인 분석 결과, LTV·DTI가 포함된 모형에서는 가계대출 이자율이 증가하거나, 소비자물가가 상승하거나, 실업률이 증가하면 가계부채 총량이 감소하고, 주택경기가 좋아지거나 LTV·DTI 규제가 완화되면 가계부채 총량이 증가하는 것으로 분석되었다. DSR이 포함된 모형에서는 소비자물가가 상승하거나, 실업률이 증가하면 가계부채 총량이 감소하는 것으로 분석되었고, 주택경기가 좋아지거나 DSR 규제가 적용되지 않으면 가계부채가 증가하는 것으로 분석되었다. 마지막으로 선형·비선형 모형을 이용하여 주택경기와 가계부채 간의 인과관계를 분석한 결과, 주택경기와 가계부채 변수 사이에 양방향 인과관계가 있는 것을 확인할 수 있다. 본 연구에서 정책변수 즉, LTV·DTI·DSR 정책이 가계부채에 미치는 영향을 확인하고, 주택경기와 가계부채 간의 양방향 인과관계를 확인한 것은 의미가 있으나, 향후 양방향 인과관계는 추가분석이 필요한 것으로 보인다.

주제어 : 주택금융규제(LTV·DTI·DRS), 주택경기 공통요인, 가계부채, Single index model, 비선형 인과관계, STAR(smooth transition autoregressive) model

JEL 분류기호 : G10, G20, G21

\* 주저자, 주택도시보증공사 주택도시금융연구원 선임연구위원, doowoanbang@naver.com

\*\* 공동저자, 주택도시보증공사 주택도시금융연구원 차장, retry012@gmail.com

\*\*\* 교신저자, 주택도시보증공사 주택도시금융연구원 팀장, heyoksin@gmail.com



## [ 1 ] 서론

최근 한국의 높은 가계부채 수준은 한국 경제에 전체에 대한 잠재적인 위협 요인이 될 수 있다는 주장이 지속해서 제기되고 있다. (김영갑·최성관, 2018; 강다연·이규석, 2021). 2021년 말 기준 한국의 가계부채는 1,757조원으로 2016년 말 1,269조원 대비 488조원 증가(38.5%)하였다. 그리고 한국은 부동산 보유 선호도가 높아 가계 자산에서 금융자산보다 부동산 자산의 비중이 높다.

따라서 부동산 자산의 가치는 가계경제에서 상대적으로 중요하며, 이러한 이유로 부동산 경기변동에 관한 관심도 상대적으로 높다. 그리고 가계부채는 부동산 시장 특히, 주택담보대출과 연계되며, 금융기관의 자산건전성과도 연결되어 있다.

이런 이유로 부동산의 실물경기나 움직임이 반영된 주택 경기변동을 지수의 작성 필요성이 지속해서 제기 되어 왔으나, 주택경기를 반영한 지수는 아직 공식적으로 발표되지 않고 있다. 따라서 본 연구는 그 중요성에도 불구하고 그동안 제공되지 않았던 아파트 경기지수의 작성 필요성과 방법 등에 대해 논의하고자 한다.

경기지수의 작성법은 크게 확률적 계량모형과 비확률적 계량모형이 있다. 확률적 계량모형은 개별지표들의 공통요인을 추출하는 모형으로, Markov Switching Factor 모형 또는 Single Index 모형이 대표적이며, 비확률적 계량모형은 NBER에서 제시한 경기지수 작성방법이 대표적인 방법이라고 할 수 있다.<sup>1)</sup>

본 연구는 Single Index 모형인 Stock-Watson

(1991) 모형을 이용하여 한국의 주택시장 특성이 반영된 아파트 경기지수를 작성하고, 추가로 작성된 주택 경기지수를 이용하여 주택금융정책(LTV·DTI·DSR)과 경기지수가 가계부채에 미치는 결정요인을 분석하고자 한다. 이를 위해 먼저, 주택시장 경기를 대표할 수 있는 주택경기 공통요인을 추정하고, 이 변수를 포함하여 가계부채 결정요인을 분석한 후, 최종적으로 주택경기과 가계부채와의 관계를 선형 및 비선형 모형을 이용하여, 변수 사이에 존재하는 인과관계 방향성을 비교 분석한다.

왜냐하면, 거시 시계열 변수들은 대체로 일정한 주기를 가지며, 비선형적 추이를 보이는 것으로 잘 알려져 있어서 비선형 모형을 이용하여 분석하는 것이 더 효과적인 경우가 많다. 만약, 거시경제 시계열 변수들이 비선형적인 추이를 가진다면, 전통적인 선형 인과관계 분석법인 그랜저 인과관계 검증(Granger causality test)으로는 명확한 인과관계 검증이 어려울 수 있다. 따라서 본 연구는 비선형 인과관계 검증을 추가로 수행하여 거시경제 변수들의 실질적인 인과성과 방향성을 더 정확히 분석하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성한다. 제 I장 서론, 제II장에서는 가계부채 현황 및 주택금융정책을 살펴 보며, 제III장에서는 선행연구를 고찰한다. 제IV장에서는 분석모형 및 데이터 살펴 보며, 제V장에서는 실증 분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제VI장에서는 본 연구의 결론 및 시사점에 대해 논의한다.

1) NBER의 경기지수 작성방법은 한국은행(2006)에서 상세히 설명하고 있다.

## [ 2 ] 가계부채 현황 및 주택금융정책

### 2.1 가계부채 현황 및 건전성

한국의 가계부채는 지속해서 증가하고 있다. <표 1>에서 확인할 수 있는 것처럼 가계신용을 구성하는 세부 대출금이 지속해서 증가하고 있는 것을 확인할 수 있다. 따라서 가계부채의 건전성 문제가 지속적인 이

슈로 부상하고 있다.

2021년말 기준 가계신용은 1,863조원, 가계대출 금액은 1,757조원, 주택담보대출 총액은 734조원으로 나타난다. 본 연구에서는 가계신용에서 판매신용을 제외한 가계대출금액을 실질 부채로 보고 이를 가계부채 결정요인 분석모형의 종속변수로 사용하기로 한다.

<표 1> 가계부채 현황

(단위: 조원)

| 구분     | 2016     | 2017     | 2018     | 2019     | 2020     | 2021     |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 가계신용   | 1,342.53 | 1,450.63 | 1,536.71 | 1,600.60 | 1,729.48 | 1,862.91 |
| 가계대출   | 1,269.81 | 1,369.84 | 1,446.63 | 1,504.88 | 1,633.59 | 1,757.07 |
| 주택담보대출 | 545.84   | 578.31   | 604.49   | 633.75   | 679.64   | 734.48   |
| 판매신용   | 72.72    | 80.79    | 90.08    | 95.72    | 95.89    | 105.84   |

자료: 한국은행 DB

### 2.2 주택금융정책(LTV·DTI·DSR) 변화

한국 정부는 주택경기나 정책목적 달성을 위해 다양한 주택금융정책을 시행하였다. 대표적인 주택금융정책은 LTV·DTI·DSR 정책이라고 할 수 있다.

주택금융정책의 경우, IMF 당시 금융규제 완화보다는 직접지원 대책, 즉 수요자와 공급자에게 금융 지원을 하는 정책을 중심으로 시행됐다. 그러나 금융위기 이후 생애 최초 주택 구입자, 무주택자 서민들을 위한 금융지원과 함께 규제완화(LTV 및 DTI 완화)를 중심으로 주택구입을 촉진하기 위한 시행되는 경우가 많았다. DSR 정책은 2017년 이후 가계부채 종합대책으로 도입 및 시행되었다.

#### 2.2.1 LTV 정책

LTV(Loan to Value)는 주택담보인정비율을 의미하며, 한국 정부는 주택경기 과열기 수요억제를 위해 2002년 9월에 도입하였다. 주택담보대출은 주택을 담보로 금융기관에서 대출을 제공하는 것으로, 주택의 담보가치 내에서 대출이 가능하다. 따라서 LTV를 낮추게 되면 담보인정비율이 낮게 산출되고, 결국 담보대출한도가 줄어 대출 총금액이 감소하게 된다.

2002년 도입 당시 전국적으로 60%의 단일 비율로 LTV를 적용하였으나, 주택경기의 상승·하락에 따라 LTV 규제 비율도 계속 조정하고 있다. 대표적으로 2008년 금융위기 직후 LTV를 조금씩 완화하였고, 2009년에 경기회복 조짐 및 가계부채의 문제가 사회적 이슈로 대두되자 LTV 규제를 강화하였다. 이후 주택경기 활성화를 위해 2014년 8월 LTV 규제를 70%로 완화하였다. 그러나 2017년 6월 이후 주택가격 상승과 가계부채 증가로 다시 LTV 규제를 강화하고 있다.



〈표 2〉 LTV 정책변화 내용

| 시기        | 정책내용  | 적용대상                        |
|-----------|---|-----------------------------|
| '02.09.04 | LTV 도입 : 전국 60%   | 은행·보험                       |
| '08.06.11 | 지방 비투기지역 미분양 중 분양가를 10% 인하하거나 이에 상응하는 분양조건 완화시 LTV 60%→ 70%로 상향 | 은행·보험                       |
| '08.11.03 | 투기지역 해제 : 11.7일부터 강남 3구 제외 전 지역                                 | 전 금융권                       |
| '09.07.06 | 수도권 LTV 강화<br>- 6억원 초과 아파트 등 60% → 50%                          | 은행                          |
| '09.10.12 | 수도권 비은행 규제 강화<br>수도권 LTV 10%p 인하(보험 60%→ 50%, 기타 70% → 60%)     | 보험, 저축은행<br>단위 농·수협,<br>여전사 |
| '14.08.01 | LTV 70%로 규제 완화  | 전 금융권                       |
| '17.06.19 | LTV 60%로 규제 강화  | 전 금융권                       |
| '19.12.16 | 투기 과열, 투기지역 9억 초과 LTV 20%, 9억 이하 주택 40%                         | 전 금융권                       |
| '20.02.20 | 조정대상지역 LTV 규제 강화(9억 이하 50%, 초과분 30%)                            | 전 금융권                       |
| '21.04.29 | 주택가격 9억 이하, 9억-15억, 15억 초과로 구분하여 LTV 강화                         | 전 금융권                       |

자료: 가계부채 관리방안 등 정부 주요 정책 저자 편집

### 2.2.2 DTI 정책

DTI(Debt to Income)는 총부채상환비율을 의미하는데, 이는 수입에 따른 부채라는 의미이다. 즉, 총부채상환비율은 주택을 매수하려는 매수자가 주택 담보대출을 받을 때 장래에 대출을 잘 상환할 수 있는지를 현재 소득으로 계산하여, 대출한도를 정하는 금융 정책이다. 즉, 매년 상환해야 할 대출 원리금이 연간 소득에서 차지하는 비중으로 계산한 것이 DTI이다.

DTI 역시 LTV와 같이 주택가격 상승기에는 주택수요억제를 위해 도입된 금융정책으로 2005년 8월부터

시행되었다. 그동안 DTI 규제는 2007년까지 계속 강화되었으나, 주택경기 침체가 장기화된 2010년에 DTI를 부분적으로 완화하였다. 가계부채가 계속 증가한 2011년 3월에 다시 DTI 규제를 강화하였다. 이후 정부는 가계부채 증가 때문에 DTI 규제 비율을 완화하지 않았지만, LTV 규제 정책과 같이 주택경기 활성화를 위해 2014년 8월에 DTI 규제 비율을 60%로 완화하였다. 그러나 2017년 6월 이후 주택가격 상승과 가계부채 증가로 LTV 정책과 같이 DTI 규제를 강화하였다.

〈표 3〉 DTI 정책변화 내용

| 시기        | 정책내용   | 적용대상                        |
|-----------|--|-----------------------------|
| '05.08.31 | DTI 도입 : 투기지역 30세 미만 미혼 차주, 투기지역 배우자가 대출이 있는 경우 40%  | 전 금융권                       |
| '07.02    | DTI 강화 : 감독규정 규제대상 외 대출(담보가치 6억 원 이하 대출 등)에 대해서도 DTI 40~60% 적용   | 은행권                         |
| '07.08    | DTI 강화 : 감독규정 규제대상 외 대출(담보가치 6억 원 이하 대출 등)에 대해서도 DTI 40~70% 적용   | 보험, 저축은행<br>단위 농·수협,<br>여전사 |
| '08.11.03 | 투기지역 해제 : 11.7일부터 강남 3구 제외 전 지역  | 전 금융권                       |
| '09.09.07 | 수도권 DTI 도입 : 투기지역(강남 3구) 40%, 서울 50%, 경기·인천 60%  | 은행                          |
| '09.10.12 | 수도권 비은행 규제 강화<br>- 수도권 DTI 도입 (서울 50%, 여타 수도권 60%)   | 보험, 저축은행<br>단위 농·수협,<br>여전사 |
| '10.08.29 | DTI 부분적 완화 : 무주택 및 1가구 1주택자가 투기지역 외 지역에서 9억 원 이하 주택구매 시 DTI 2011년 3월말까지 한시적 자율화                        | 전 금융권                       |
| '11.03.22 | DTI 원상회복 : 한시적으로 적용한 DTI 규제 완화 11년 3월 말로 종료. 다만, 비거치식 대출에 대한 가산비율 추가(+5%p) 비은행권은 은행권보다 최대 15%p 가산비율 가능 | 전 금융권                       |
| '12.05.10 | 투기지역 해제 : 5.15일부터 강남 3구 투기지역 해제<br>→ DTI 서울 50%, 경기·인천 60%   | 전 금융권                       |
| '14.08.01 | DTI 60%로 규제 완화   | 전 금융권                       |
| '17.06.19 | DTI 50%로 규제 강화   | 전 금융권                       |

자료: 가계부채 관리방안 등 정부 주요 정책 저자 편집

### 2.2.3 DSR 정책

DSR은 Debt Service Ratio의 약자로 '총부채원리금상환비율'을 의미하며, 연간 소득에서 부채의 연간 원리금 상환액이 차지하는 비율로 정의된다. LTV와 DTI가 부동산담보 대출을 초점을 맞춘 규제라면, DSR은 부채 상환능력을 중점적으로 심사하는 기준이

라는 점에서 차이가 있다.

금융회사별 DSR은 2018년 10월 도입되었으며, 차주별 DSR 규제 정책은 2021년 7월부터 시행되었다. 정부는 2021.4.29. 가계부채 관리방안을 발표하여 차주별 DSR 도입방안을 발표하였으며, 2021.10.26. 가계부채 관리강화방안에서 차주별 DSR 2, 3단계 적용 초기 시행을 발표하였다.<sup>2)</sup>

2) 단계적 DSR 도입은 2017.10.24. 가계부채 종합대책에서 최초로 논의되었다.



〈표 4〉 DSR 정책변화 내용

| 구 분     | 현행('21.7월 이전)      | 1단계('21.7월)       | 2단계('22.1월) | 3단계('22.7월)  |
|---------|--------------------|-------------------|-------------|--------------|
| 주택담보 대출 | 투기·과열 지구 9억원 초과 주택 | ①全 규제지역 6억원 초과 주택 | 총대출액 2억원 초과 | 총대출액* 1억원 초과 |
| 신용대출    | 연소득 8천 초과 & 1억원 초과 | ②1억원 초과           | (①/② 유지)    | (①/② 폐지)     |

주: 1. DSR 규제 정책은 2021.4.29 가계부채 관리방안 기본내용이며, 2021.10.26. 내용을 보완  
 2. 현행 DSR이란 2018년 10월부터 적용된 금융회사별 DSR을 의미

### 3 | 선행연구

본 연구는 주택금융정책이 주택경비 및 가계부채에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이며, 따라서 주택 금융정책과 가계부채 관련 연구, 경기지수 관련 연구, 그리고 마지막으로 비선형 인과관계에 관한 선행연구를 중심으로 살펴보고자 한다.

본 연구에서는 주택시장에 큰 영향을 미칠 수 있는 주택금융정책을 LTV·DTI·DSR로 가정하고, LTV·DTI·DSR 정책을 중심으로 선행연구를 분석하였다. 다만, DSR 정책을 분석한 선행연구는 DSR 정책 도입 시기가 2018년 10월 이후라 선행연구 또한 제한적이라고 할 수 있다.

#### 3.1 주택금융정책(LTV·DTI·DSR) 및 가계부채 선행연구

주택금융 규제에 대한 정책효과에 대한 논의는 다양하게 연구되고 있으며 가계부채에 미치는 영향, 가계 차입제약 완화 등에 대한 분배 효과 측면에서도 분석 결론들이 상이하다. LTV 및 DTI 관련 정책효과에 대한 선행연구로는 임대봉(2013), 신동진·이영환(2013), 최성호·송연호(2015), 황관석·박철성(2015), 김성진 외(2016), 이근영·김남현(2016), 이호진·고성수(2018) 등의 연구가 있다.

먼저, 임대봉(2013)은 한국 가계부채(가계신용 기준) 규모가 2011년 12월 말 기준으로 지난 10년 동안 약 2배로 증가하였고, 가계부채 증가의 상당 부분이 주택과 관련 있다면 경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 주장한다. 증가한 가계부채는 또다시 주택 담보대출을 늘리고, 대내외 경제 환경이 악화하면 경제 주체들의 소득수준 악화로 이어지면서 다시 가계부채에 악영향을 미칠 수 있음을 지적하고, 이는 최종적으로 금융기관의 건실성을 저해하고 경기침체로 이어질 수 있다고 주장한다.

신동진·이영환(2013)은 가계부채의 결정요인들을 공적분 분석을 통해 장기적인 관점과 VECM을 통한 단기적 관점에서 분석하고, 장기적인 관점에서 오차수정항에 규제 변수를 추가하여 정부규제(LTV, DTI)에 의해 가계부채가 균형상태로 회귀하는데 어떤 영향을 받는지를 동태적으로 분석하였다. 결론적으로 정책당국은 장기적인 수단으로서의 금리조정과 단기적인 수단으로서의 대출 규제 등 최적의 정책조합(Policy Mix)을 수행하여 가계부채에 대응해야 한다고 주장한다.

최성호·송연호(2015)는 주택담보대출 규제 완화가 실제로 주택거래시장 및 가계대출 시장에 어떠한 영향을 미칠지에 대해 분석하였다. 미시적인 가계부채

데이터와 주택 시세 정보를 결합하여 LTV와 DTI 규제 완화가 차주의 주택구매 여력 및 가계부채 건전성에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다.

황관석·박철성(2015)은 이중차분법(Difference in Difference, DID)을 활용하여 아파트 실거래가격을 이용하여 수도권지역의 DTI 규제 효과를 분석하였다. 연구 결과 DTI 규제 10%p 정도의 규제변화 효과는 1년 이하의 단기간에는 유의하지 않았지만, 1년 초과인 경우 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 주택규모별 분석에서는 1년 초과인 기간에서, 소형에서 DTI 규제 정책이 통계적으로 유의하게 나타났다.

김성진 외(2016)는 주택담보대출의 결정요인과 변수들의 영향력을 분석하여, 주택담보대출의 증가는 경제정책이나 주택정책의 영향으로 발생하며 주택담보대출 증가가 가계부채 증가를 유발하는 주요한 위험요인이 아니라고 주장한다.

이근영·김남현(2016)은 금리, 매매·전세가격을 상승기와 하락기로 구분한 후 예상치 못한 1%p 금리 인상이 주택가격 변화율에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과, 주택가격 하락기와 금리상승기가 겹치는 경우 1%p 금리 인상이 주택가격 변화율 하락에 영향을 가장 크게 주는 것으로 나타났다. G2의 경제상황, 국내 가계부채의 상대적 심각성 등을 고려할 때, 금리 인상 시 금리 상승과 주택가격 하락과의 긴밀한 관계를 고려할 필요가 있다고 주장한다.

이호진·고성수(2018)는 은행권 주택담보대출 보다 상대적으로 논의가 미흡하였던 비은행권 주택담보대출을 대상으로 주택금융규제가 대출수요에 미치는 영향을 분석하였다. 주택금융에 대한 규제 강화는 시장에 미치는 부정적인 영향이 있고, 차입자의 원활한 자금조달을 어렵게 하며 대출금 상환 부담을 가중시키는 결과를 초래할 수 있다고 주장한다.

김영갑·최성갑(2018)은 부동산정책과 거시경제변수가 가계부채에 미치는 영향을 오차수정모형과 벡터 오차수정모형(VECM)을 활용하여 분석하였다. 공적분 검정 결과 가계부채와 음(-)의 장기 균형관계를 가지는 변수는 가계 예금, 가계 대출금리, 소비자물가지수로 확인되었으며, 양(+의 장기 균형관계를 가지

는 변수는 실업률, 주가지수, 주택매매가격지수로 확인되었다.

이태리·김태환(2018)은 주거실태조사자료(2016년 자료)를 활용하여 가구 소득, 연령, 자산, 지역, 소유 여부 등을 고려한 정부 규제정책(LTV·DTI·DSR)이 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하였다. 가계부채 관리라는 정책목적을 위해 시행된 주택담보대출 규제 강화 정책이 의도하지 않은 부정적 정책효과를 최소화하기 위해서는 적절한 규제가 필요하다는 것과 우리나라 주택담보대출 시장에서는 LTV 제약이 DTI와 DSR 제약보다 강한 영향을 주기 때문에 LTV 규제 수준이 가구의 대출 여부를 결정하는 중요한 역할을 수행한다고 주장한다.

김석진·유일진(2013)은 국내의 가계부채에 영향을 미칠 수 있는 7가지 거시경제변수를 설정한 후 공적분 검정, 벡터오차수정모형(VECM), 충격반응 및 분산분해를 통해 실증분석하였다. 공적분 검정 결과, 가계부채와 거시경제변수들 간의 장기적인 균형관계가 있고, 가계 예금과 가계 대출금리는 가계부채와 음(-)의 장기적인 균형관계를, 주택매매가격, 소비자물가, 콜금리, 주가지수, 실업률은 가계부채와 양(+의 장기적인 균형 관계를 가진다고 주장한다.

강다연·이규석(2021)은 지역별 패널자료를 이용하여 주택금융 규제 정책효과와 가계부채 결정요인에 대해 분석하였다. 실증분석 결과 가계부채 총량 및 증가율이 주택 수요 증가에 대해 가장 민감하게 나타나므로, 가계부채에 대한 효율적인 관리를 위해서는 장기적인 관점에서 수요자 측면을 고려해야 한다고 주장한다.

2018년 10월에 실질적으로 도입된 DSR 규제는 정책 집행 기간이 짧아 정책효과에 관해 분석한 연구가 많지 않다. 박나영 외(2019)는 신용대출을 받는 금융소비자들이 제2금융권으로 DSR이 확대되면 가장 큰 영향을 받을 수 있음을 확인하고, 거주 주택마련을 위해 신용대출을 받는 금융소비자에 대하여 분석하였다. DSR 규제 도입 시, 거주 주택마련이 목적인 1가구 1주택자인 경우 신용대출을 상환하거나 신용대출이 없는 경우만 주택담보대출을 받게 하고, 대신 LTV를



높일 필요성이 있고, 현행 DSR 규제 하에 거주 주택마련이 목적인 1가구 1주택자의 LTV를 높이는 데 있어 부부합산 소득 상한 규정을 없애야 한다고 주장한다.

성영애(2019)는 가계금융복지조사(2017년 자료)를 이용하여, 연체기간과 연체사유에 따른 연체현황, 각 유형별 연체여부에 대한 가계소득, 부채 총액, DSR·DTA와 가구원수, 가구주 연령, 성별, 교육수준, 혼인상태, 입주형태, 거주지역의 영향을 분석하였다. 금융부채보유가구 중 연체를 경험하고 있는 가구는 10%로 나타났으며, 유형별 연체여부를 종속변수로 로지스틱 분석을 실시한 결과 각 유형별로 영향을 미치는 요인에 차이가 있는 것으로 나타났다.

김정엽·이현석(2019)은 부동산담보대출의 부채보유 및 상환부담이 입지 및 가계 특성에 미치는 영향을 분석하였다. 차입자의 교육, 소비, 주거 지역, 주택형태 등 다양한 인구학적 특성이 영향을 미치기 따라서 DSR 규제가 상환부담에 영향을 미치지 않는다고 지적하였다. 또한 차주의 상환 부담을 정확히 평가하기 위해서는 질적 지표를 함께 고려해야 한다고 주장한다.

김상엽 외(2020)는 주택금융규제와 주택담보대출의 관계, 그리고 주택담보대출과 주택가격의 관계를 분석하였다. LTV·DTI·DSR 규제가 동시에 강화되었을 때만 정책효과가 발생하고, 거시경제변수 중 소비자물가지수(CPI), 종합주가지수(KOSPI), 광의 통화량(M2) 순으로 공동주택가격에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 단기적인 주택가격 조정 목적으로서 주택금융규제 정책은 명확히 한계가 있다고 주장한다.

이처럼 다수의 주택금융정책 관련 선행연구는 LTV·DTI·DSR 규제에 대한 실증분석이 대부분이었으며, 분석 결과는 대상과 주제에 따라 다양하게 나타났다. 본 연구는 선행연구들이 주로 제시한 LTV·DTI 연구에 더하여 2018년 10월 이후 정부가 가계부채 규제강화 정책 실효성 강화를 위해 신규 도입한 DSR 규제 효과도 추가로 분석하고자 한다.

### 3.2 주택경기 관련 선행연구 검토

주택 경기지수 작성에 관한 국내 선행연구는 지속해서 연구됐으나, 대부분 순환주기나 벌집순환모형(Honeycomb Cycle Model, HMC)을 중심으로 연구가 진행되었다.<sup>3)</sup> 그리고 최근 들어 주택경기국면을 중심으로 한 연구들의 중요성이 부각되고, 많은 연구가 진행되고 있다.

강민석·조주현(2005)은 선행연구에서 많이 적용하고 있는 HP 필터를 이용하여, 주택 관련 변수들의 주기를 분석하고 동행 및 후행성 분석을 통해 각 변수들 간의 선·후행성을 분석하였다. 주택시장의 주요 변수들은 1987년 이후 3번의 순환주기를 나타내며, 현재 3순환기의 하강 국면이 진행 중인 것으로 보고하고 있다. 또한 주택 주요 변수들 간의 연관성을 분석한 결과, 주택매매가격을 기준으로 주택전세가격, 건축허가면적, 건설수주 변수는 선행변수로서 작용하고 있으며, 지가는 후행변수로 나타났다.

서승환(2003)은 지가 변화율 자료를 이용하여 부동산 경기변동의 인식과 부동산 경기변동의 결정요인, 그리고 및 과거 부동산 정책을 평가분석하였다. 부동산 경기는 확장기가 3~4년, 수축기는 8~9년인 비대칭적인 순환변동을 가지는 것으로 보고하고 있다. 결론적으로 부동산 정책 수단을 경기변동과 무관하게 장기적인 정책목표를 달성하는 수단과 경기변동에 신속적으로 대응하는 수단으로 나누어 관리하는 것이 필요하다고 주장한다.

건설교통부(2004)는 기존 부동산 가격 예측체계의 한계를 극복하고 종합적인 예측 시스템을 구축하기 위하여 부동산 조기경보체계 구축 방안을 연구하였다. 세부 분석방법은 ARIMA(autoregressive integrated moving average), VAR(vector autoregressive) 등의 방법을 준용하였고, NBER(The National Bureau of Economic Research) 지수작성법 및 Sock-Watson 모형도 적용하여 분석하였다.

한국은행(2006)은 한국의 경기지수 작성을 위해 NBER이 제시한 경기종합지수 모형에 근거하여, 일반

3) 벌집순환모형은 Janssen et al.(1994)에 의해 실증된 후 주택시장을 예측하는 이론으로 활용되고 있다.

화 동적인자모형을 이용하여 경기동행 및 순환지수를 작성하여 결과를 제시하였다. 실증분석 결과 산출된 경기순환지수는 증장기적 순환패턴을 잘 나타내어 경기전환점 식별에 유용한 것으로 보고한다.

광주발전연구원(2009)은 전국적인 관점의 경기지수 추정도 필요하지만, 지역별로 경제정책 및 경기조절정책 수립 필요성을 강조하였다. 연구원은 지역별 경기특성을 정확하고 잘 판단할 수 있는 판단지표에 대한 수요가 증대되고 있다고 판단하고, 광주지역 경기특성을 반영한 경기종합지수를 연구하였다. 광주와 전국의 경기종합동행지수를 비교해보면, 2000년부터 2004년까지는 전국과 광주지역의 경기종합동행지수는 큰 차이가 있으나, 2004년 이후로 광주 경기지수는 다시 전국의 산업구조와 비슷한 형태를 가지는 것으로 보고한다.

박헌수(2010)는 주택매매가격상승률 자료를 이용하여, 서울시 구별 단위로 마코프 국면전환모형(Markov Regime-Switching Model)을 이용하여 부동산 경기순환을 분석하였다. 주택매매가격 변동률은 부동산 경기순환 국면의 상태별로 차이를 보이는 것을 확인하였으며, 동시에 지역별로도 차이가 있는 것으로 나타났다.

서수복·김재경(2011)은 주택의 거래량과 가격만의 관계를 이용하여 충분히 설명하는 데는 다수의 제약에 있을 수 있음을 전제로, 선행연구의 시장 전망 결과를 사후 분석하여 별집순환모형의 신뢰성을 검증하였다. 별집순환모형을 이용하여 주택시장을 전망한 사례들 대부분이 그 효용성이 신뢰할 만한 수준에 미치지 못하는 것으로 보고한다.

한용석·이주형(2011)은 HP필터(Hodrick Prescott filter)를 사용하여 한국 주택시장의 순환변동 주기를 분석하였다. 주택매매가격의 순환주기는 저점-정점-저점의 1주기가 평균 24.6분기로 나타났다. 주택시장의 순환주기는 주택매매가격과 주택전세가격 모두 4개의 순환주기를 가지고 있으며, 제4순환은 현재 수축이 진행 중인 것으로 보고한다.

조미정·김광석·이명훈(2013)은 한국 주택시장을 경기변동을 잘 설명할 수 있는 순환국면 모형의 적용가

능성을 분석하였는데, 1~2개의 이론이 아닌 시장에 존재하는 다양한 방법으로 비교 검증을 진행하였다. 주택시장에서 확장기와 수축기를 결정짓는 요인은 분석모형에 따라서 다를 수 있음을 보여주었고, 한국 주택시장의 경기변동은 대부분 수요·공급요인과 거시경제요인에 기인하는 것으로 보고한다.

전해정(2015)은 주택시장 가격변동이 나타나는 경기국면 특성을 2-상태 마코프 국면전환 모형을 이용해 실증분석하였다. 분석 기간은 2006년 1월부터 2014년 7월까지이며, 전국, 수도권, 비수도권으로 나누어 분석하였다. 지역별로 확장기, 수축기의 가격상승률이 차이가 있으며, 수도권 확장기·수축기의 가격상승률이 다른 지역보다 크다는 것을 확인하였다. 추가로 모든 지역에서, 수축기가 유지될 확률이 높다고 보고하고 있으며, 수도권 지역이 다른 지역보다 확장기 유지확률이 약 10% 높은 것으로 나타났다. 결론적으로 지역별 주택시장 경기국면이 다르게 나타나는 점을 인지하고, 지역별 차별화 주택정책 수립의 필요성을 강조한다.

방두완 외(2019)는 FAVAR(A Factor-Augmented Vector Autoregressive) 모형을 이용하여 지역별 아파트 경기지수를 작성하였다. 연구에서 아파트 경기지수의 적정성을 검증하고, 작성된 경기지수에 기초하여 지역별 아파트 경기의 전이효과를 분석하였다. 실증분석 결과, 통계청에서 발표하는 경기동행지수 순환변동과 FAVAR 모형을 이용하여 작성한 전국아파트 경기지수가 유사한 움직임을 보이며, 특히 2008년 금융위기와 그 이후의 경제 충격을 연구에서 추정된 전국 아파트 경기지수가 잘 트레이싱(tracing)하는 것으로 보고하고 있다.

본 연구는 주택경기과 가계부채 간에 존재할 수 있는 인과관계를 분석하기 위해 비선형·비선형 인과관계 분석을 함께 진행하였다. 비선형 인과관계 분석을 적용한 대표적인 연구는 Skalin and Teräsvirta(1999), 김세완(2005), 김세완·최문정(2007)의 연구가 있다.

Skalin and Teräsvirta(1999)는 대부분의 거시시계열 변수들이 일정한 주기를 가지거나 비선형적 추이를 가지는 경우, 전통적인 선형 인과관계 분석법



인 그랜저 인과관계 검증법 대신 자신들이 제안한 비선형 인과관계 검증법을 사용할 것을 제안하였다. 김세완(2005)은 실질 주식수익률과 도소매액 판매지수를 비선형 모형으로 추정하고, 추가로 비선형 그랜저 인과관계를 분석하였다. 분석 결과 주식수익률이 소비에 영향을 주고 있는 것으로 주장한다.

김세완·최문정(2007)은 한국 소득계층별 소비증가율과 주식수익률의 관계를 비선형 모형 중 하나인 평활전이자기 회귀모형(Smooth Transition Autoregressive, STAR Model)을 이용하여 분석하였다. 실증분석 결과 선형모형에서는 전체적으로 부의 효과가 나타나지 않았지만, 비선형 STAR 모형에서는

부의 효과가 계층별로 상이하게 나타나는 것으로 보고하고 있다.

본 연구는 기존 연구와는 차별적으로 주택시장 경기를 대표할 수 있는 주택경기 공통요인을 추정하고, 이 변수를 포함하여 가계부채 결정요인을 분석한다. 그리고 LTV·DTI 정책효과와 DSR 규제 효과를 각각 분석하여 결과를 제시하고자 하며, 마지막으로 주택경기 공통요인과 가계부채와의 관계를 선형 및 비선형 모형을 이용하여 변수 사이에 존재하는 선형·비선형 인과관계 방향성을 비교분석 한다는 측면에서 선행연구와 차별점이 있다.

## [ 4 ] 분석모형 및 데이터

### 4.1 분석모형

#### 4.1.1 주택경기지수작성을 위한 단일 지수 모형

Stock and Watson(1991)은 주택시장의 공통 움직임을 분석하기 위해 공통요인 분석모형을 제안하였는데, 이 모형이 단일 지수 모형(the single-index model)이다. 이 모형은 일반적으로 경제 지표를 분석하는 대표적인 모델로 알려져 있다. (Stock and Watson, 1988a ; Stock and Watson, 1988b ; Stock and Watson, 1991)

Stock and Watson(1988a ; 1988b)은 경제의 전반적인 상태로 대표할 수 있는 잠재요인 변수를 가정하여, 잠재요인을 분석하는 방법을 동적 요인 모형(dynamic factor model) 또는 단일 지수 모형(the single-index model)으로 제안하였다.

Stock and Watson은 1959~1987년의 데이터를 사용하여 경기지수 잠재요인 모형을 분석했으며, 관찰되지 않은 잠재변수의 추정치와 미국 상무부의 경기동행지수와 높은 상관관계가 있는 것으로 보고하였다.

Stock and Watson(1991)은 미국 상무부에서 제공하는 경기동행지수(Index of Coincident Economic Index) 작성시 사용하는 4가지 변수를 이용하여 단일 지수 모형을 분석하였다. 최종적으로 본 연구는 스톡과 왓슨(1991)이 제안한 단일 지수 모델을 사용하여 아파트 경기지수를 구성하였는데, 기본모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= \beta + \gamma h_t + \nu_t \\ \phi(L)h_t &= \delta + \eta_t \\ D(L)\nu_t &= \epsilon_t \end{aligned} \quad \text{식(1)}$$

여기서  $y_t$ 는 주택경기와 관련 있는 변수들의 벡터(vector)이며,  $h_t$ 는 주택경기 공통요인으로서 단일 값을 갖는 비관측 요인,  $L$ 은 래그연산자,  $\phi(L)$ 은 스칼라 래그 다항식,  $D(L)$ 은 래그 다항식 매트릭스,  $\nu_t$  추정오차를 의미한다.

Stock-Watson 모형의 추정과 주택경기요인의 추출 방법을 자세히 설명하면, 먼저, Stock-Watson 모형을 추정하기 위해서는 상태-공간 모형(state-space model)으로 전환과정이 필요하며, 칼

만필터(Kalman filter)를 이용한 최대우도 추정법(ML)을 사용한다.<sup>4)</sup> 최종적으로 주택경기 공통요인의 추출을 위하여 본 연구에서 사용한 구체적 모형은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} P_t \\ Q_t \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} h_t + \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ v_{3,t} \end{bmatrix} \quad \text{식(2)}$$

$$\nu_{i,t} = \mu_i + b_{i,1}\nu_{i,t-1} + b_{i,2}\nu_{i,t-2} + \omega_{i,t},$$

$$\omega_{i,t} \sim i, i, d. N(0, \sigma_i^2) \quad (i = 1, 2, 3)$$

$$h_t = c_1 h_{t-1} + c_2 h_{t-2} + \omega_{h,t},$$

$$\omega_{h,t} \sim i, i, d. N(0, \sigma_h^2)$$

여기서,  $P_t$ 는 아파트가격 변화량,  $Q_t$ 는 아파트거래 변화량,  $U_t$ 는 미분양 변화량을 의미한다. 상태공간 모형은 관측방정식(observation equation)과 상태방정식(state equation)으로 구분되며, 본 연구에서 최종적으로 사용한 관측방정식은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} P_t \\ Q_t \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_2 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_3 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_t \\ v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ v_{3,t} \\ h_{t-1} \\ v_{1,t-1} \\ v_{2,t-1} \\ v_{3,t-1} \end{bmatrix} \quad \text{식(3)}$$

또한, 본 연구에서 사용한 상태방정식은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} h_t \\ v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ v_{3,t} \\ h_{t-1} \\ v_{1,t-1} \\ v_{2,t-1} \\ v_{3,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 & 0 & 0 & 0 & c_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{11} & 0 & 0 & 0 & b_{12} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{21} & 0 & 0 & 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{31} & 0 & 0 & 0 & b_{32} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{t-1} \\ v_{1,t-1} \\ v_{2,t-1} \\ v_{3,t-1} \\ h_{t-2} \\ v_{1,t-2} \\ v_{2,t-2} \\ v_{3,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_{h,t} \\ \omega_{1,t} \\ \omega_{2,t} \\ \omega_{3,t} \end{bmatrix} \quad \text{식(4)}$$

4) 칼만필터(Kalman filter)는 잡음이 포함된 측정치를 바탕으로 선형 역회계의 상태를 추정하는 재귀 필터이다. 칼만필터는 과거에 수행한 측정값을 바탕으로 현재의 상태 변수의 분포를 추정한다. 구체적으로 칼만필터는 예측 및 업데이트의 두 단계가 있으며, 예측은 현재 상태 변수의 값과 정확도를 예측하고, 다음으로 이전에 추정된 상태 변수를 기반으로 예측한 측정치와 실제 측정치의 차이를 반영해 현재의 상태 변수를 수정하는 알고리즘을 가지고 있다.

#### 4.1.2 가계부채 결정요인 분석모형

본 연구에서는 선정한 변수들은 기존 선행연구를 고려하여 국내 거시변수들이 가계부채에 영향을 미친다는 가정하에 변수들을 선정하였다. (김석진·유일진, 2013; 김영갑·최성관, 2018; 강다연·이규석, 2021)

최종적으로 가계부채 결정요인 분석을 위해 선정한 변수들은 가계부채, LTV, DTI, DSR, 예금취급기관 가계예금, 예금은행 가계 대출금리, 소비자물가지수, 실업률, 주가지수, 주택경기 공통요인이다. 그러나 주택가격지수, 거래량, 미분양 주택수나 전세가격지수 등은 변수들은 주택경기 공통요인 추정에 포함되어 가계부채 결정요인 모형에는 제외하였다. 본 연구에서 최종적으로 사용한 가계부채 결정요인 모형은 다음과 같다.

식(5)

$$\text{가계부채}_t = f(\text{LTV}, \text{DTI}, \text{DSR}, \text{가계예금}, \text{가계대출금리}, \text{CPI}, \text{실업률}, \text{KOSPI}, \text{주택경기공통요인})$$

또한 식(5)를 변형하여 정책변수 LTV·DTI·DSR 변수가 순수하게 가계부채에 미치는 영향도 분석한다.

#### 4.1.3 주택경기과 가계부채 인과관계 분석모형

본 연구에서 사용한 주택경기과 인과관계 분석을 위해 사용한 모형은 선형 모형과 비선형 모형으로 구분할 수 있다. 선형 모형은 일반적으로 많이 사용하는 그랜저 인과관계 검증방법을 사용하였으며, 비선형 인과관계 분석은 Skalin and Teräsvirta(1999)가 제안한 방법론을 사용하였다.

일반적으로 거시 시계열 변수들은 대부분 일정한 주기를 가지며, 비선형적 추이를 보인다. 따라서 전통적인 선형 인과관계 분석법인 그랜저 인과관계 검증과 동시에 비선형 인과관계 검증을 추가로 수행하면 거시경제 변수들의 실질적인 인과관계를 정확 분석할 수 있다.



Skalin and Teräsvirta는 평활전이자기회귀 (Smooth Transition Autoregressive, STAR) 모형에 기초하여 다음과 같이 비선형 인과관계 분석을 제안하였다.

$$y_t = \hat{\pi}_{10} + \hat{\pi}_1 \omega_t + (\hat{\pi}_{20} + \hat{\pi}_2 \omega_t) F(y_{t-d}) + \hat{\delta}_1 \nu_t + (\hat{\delta}_{20} + \hat{\delta}_2 \nu_t) G(x_{t-c}) + \mu_t$$

$$\nu_t = (x_{t-1}, \dots, x_{t-q})', \delta_{j1}, \dots, \delta_{jq}, j = 1, 2$$
식(6)

여기서  $x$ 는 영향을 주는 원인변수이고,  $y$ 는 종속변수이다.  $G(\cdot)$ 는 전이함수(transfer function),  $\varepsilon$ 은 지연모수이다. 귀무가설은 “변수  $x$ 는 변수  $y$ 에 그랜저 인과하지 않는다.”이다.

그러나 상기 방정식은 ESTAR(Exponential Smooth Transition Autoregressive), LSTAR(Logistic Smooth Transition Autoregressive) 방정식의 귀무가설에서 정의되지 않는 문제점이 있다. 따라서 이 문제점을 해결하기 위해 Skalin and Teräsvirta는 테일러 근사법(Taylor approximations)을 사용하여 전이함수를 근사하는 방법을 최종적으로 제안하였다. 본 연구에서는 다음 방정식을 사용하여 비선형 인과관계를 분석한다.

$$y_t = \hat{\pi}_{10} + \hat{\pi}_1 x_t + (\hat{\pi}_{20} + \hat{\pi}_2 \omega_t) F(y_{t-d}) + \hat{x}_1 \nu_t + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q \phi_{ij} x_{t-1} x_{t-j} + \sum_{i=1}^q \psi_i x_{t-i}^3 + r_t$$

$$x_t = (x_1, \dots, x_q)', i = 1, \dots, q, j = 1, \dots, q$$
식(7)

여기서  $r_t = \mu_t$ 이다.

## 4.2 데이터

본 연구에서 주택경기 공통요인 추정은 Stock-Watson(1991) 모형을 사용하였으며, 분석을 위해 사용한 변수는 주택시장의 경기 및 국면에 영향을 미칠 것으로 기대되는 전국 아파트 실거래 가격지수, 전국 아파트 거래량, 미분양 주택수 변수이다. 데이터의 분석기간은 2007년 1월부터 2021년 12월까지 180개월이다. 가계부채에 영향을 미치는 결정요인 분석모형에는 가계 대출금액, 예금취급기관 가계예금, 예금은행 가계 대출금리, 소비자물가지수, 전국 실업률, KOSPI, 주택경기 공통요인 변수를 사용하여 분석하였다.

세부내용은 <표 5>에 제시되어 있다. 아파트 가격지수, 아파트 거래량 자료는 한국부동산원에서 구하였으며, 아파트 미분양 물량 자료는 국토교통부 자료를 이용하였다. 가계 대출금액, 예금취급기관 가계예금, 예금은행 가계 대출금리, 소비자물가지수, 전국 실업률, KOSPI 자료는 한국은행 DB 자료를 사용하였으며, LTV, DTI 변수는 한국 정부가 발표한 중요한 부동산 대책 중, 서울의 LTV·DTI 변화를 추적하여 시계열 변수로 재구성하였다. 마지막으로 2017.10.24. 가계부채 종합대책 이전에, DSR은 명확한 적용기준이 없는 금융기관 내부적용 심사기준이었지만, 2017년 10월 이후 실질적으로 금융권 여신관리지표로 DSR을 단계적으로 도입되기 시작하였다. 따라서 본 연구에서는 2017년 10월 이후를 기준으로, 1의 값을 가지는 더미변수로 구성하였다.

〈표 5〉 변수의 정의

|              | 변수명       | 변수설명                 | 비고        |
|--------------|-----------|----------------------|-----------|
| 주택경기<br>공통요인 | 아파트 가격지수  | 전국 아파트 실거래 가격지수      | 한국부동산원 DB |
|              | 아파트 거래량   | 전국 아파트 거래량           | 한국부동산원 DB |
|              | 미분양 주택수   | 전국 미분양 주택수           | 국토교통부 DB  |
| 가계부채<br>결정요인 | 가계부채      | 가계 대출금액              | 한국은행 DB   |
|              | LTV       | 주택담보인정비율             | -         |
|              | DTI       | 총부채상환비율              | -         |
|              | DSR       | 총부채원리금상환비율           | -         |
|              | 가계예금      | 예금취급기관 가계예금          | 한국은행 DB   |
|              | 가계 대출금리   | 예금은행 가계 대출금리         | 한국은행 DB   |
|              | CPI       | 소비자물가지수              | 한국은행 DB   |
|              | 실업률       | 전국 실업률               | 한국은행 DB   |
|              | KOSPI     | 종합주가지수               | 한국은행 DB   |
|              | 주택경기 공통요인 | Stock-Watson 모형으로 작성 | -         |

Stock-Watson 모형 분석을 위해 사용한 데이터의 기초통계량은 〈표 6〉에 제시되어 있다. 분석기간은 2007년 1월부터 2021년 12월까지의 180개월이며 전국을 기준으로 한 기초 통계량을 제시하고 있다. 분석기간 중 평균 아파트가격지수 평균은 147.5, 아파트 평균 거래량은 87,445.8호, 미분양주택수 평균은 70,380.로 나타난다. 분석기간 동안 평균 가계부채는 1,002조원, 평균 가계예금 잔액은 802조원, 가계 대출금리 평균은 4.4%, 평균 실업률은 3.5%로 분석되었다.

본 연구에서 실제로 분석한 변수들 즉, 아파트 가격지수, 거래량, 미분양 주택수, 가계부채, 가계예금, CPI, KOSPI, 주택경기 공통요인 변수는 로그 차분 변환하여 분석에 사용하였다.

본 연구는 주택경기에 영향을 미칠 수 있다고 판단되는 가장 중요한 세 변수 즉, 아파트 가격지수, 아파트 거래량, 아파트 미분양물량 변수를 사용하여 Stock-Watson 모형을 분석하였다. 아파트 가격지수

는 한국부동산원에서 제시하는 자료를 이용하였고 아파트 거래량 자료도 한국부동산원에서 제시하는 자료를 사용하였다. 마지막으로 아파트 미분양 주택수는 국토교통부에서 제공하는 미분양 주택현황보고 자료를 이용하였다.

〈그림 1〉은 연구의 분석기간 동안 아파트가격지수, 거래량, 미분양 추이를 보여주고 있다. 2007년 이후 아파트 가격은 2008년말 금융위기 직후 큰 폭의 하락을 보인 후 지속해서 상승하는 모습을 보여주고 있다. 특히 2017년 이후 급등하는 추세를 보여주고 있다.

반대로 미분양 주택수는 2008년말 금융위기 직후 큰 폭의 증가를 하였다가, 2015년말까지 지속해서 하락하는 모습을 보여주고 있다. 미분양 주택수는 2016년~2019년 중반까지 안정된 모습을 보이다가, 2019년 말부터 급속히 감소하는 것으로 나타난다. 아파트 거래량은 지속적인 등락을 거듭하고 있으나, 2021년 정부의 다양한 부동산 시장 안정화 정책의 영향으로 급속히 감소하는 모습을 보여주고 있다.

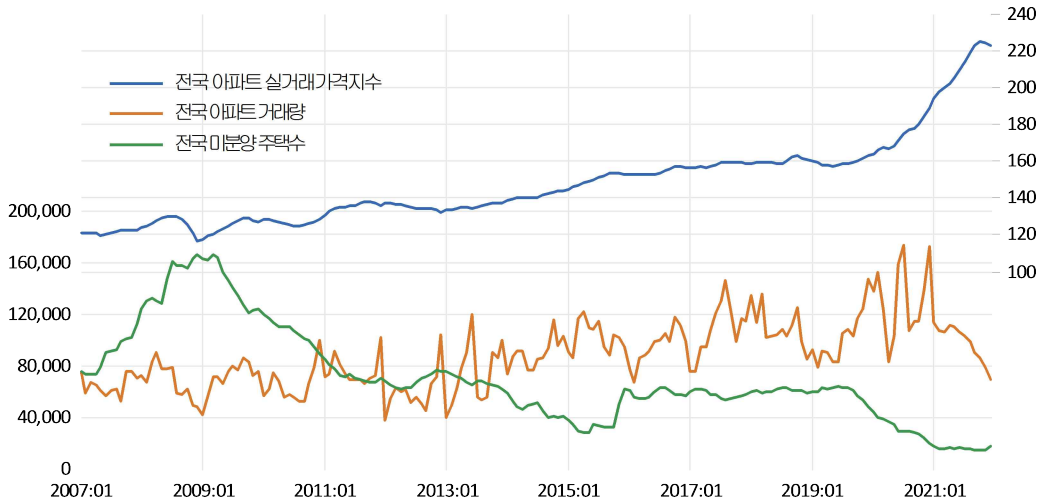


〈표 6〉 기초통계량

|              | 변수명       | 관측치 | 평균        | 최댓값       | 최솟값     | 표준편차     |
|--------------|-----------|-----|-----------|-----------|---------|----------|
| 주택경기<br>공통요인 | 아파트 가격지수  | 180 | 147.5     | 225.1     | 116.8   | 23.2     |
|              | 아파트 거래량   | 180 | 87,445.8  | 173,221   | 37,051  | 25,931.1 |
|              | 미분양 주택수   | 180 | 70,380.7  | 165,641   | 13,842  | 37,040.6 |
| 가계부채<br>결정요인 | 가계부채(십억)  | 180 | 1,002,537 | 1,612,867 | 538,219 | 314,235  |
|              | LTV       | 180 | 0.446     | 0.7       | 0.2     | 0.149    |
|              | DTI       | 180 | 0.472     | 0.6       | 0.4     | 0.076    |
|              | 가계예금(십억)  | 180 | 801,987   | 1,196,929 | 428,063 | 214,394  |
|              | 가계 대출금리   | 180 | 0.044     | 0.077     | 0.026   | 0.014    |
|              | CPI       | 180 | 92.54     | 104.04    | 76.49   | 7.07     |
|              | 실업률       | 180 | 0.035     | 0.057     | 0.026   | 0.005    |
|              | KOSPI     | 180 | 2,027.9   | 3,296.7   | 1,063.0 | 406.6    |
|              | 주택경기 공통요인 | 167 | 138.3     | 230.5     | 87.4    | 31.6     |

주: 1. DSR은 2018년 10월부터 39개월 관측치가 있음  
 2. 주택경기 공통요인은 Stock-Watson(1991)과 동일한 방법으로 2018년 2월부터 추정

〈그림 1〉 아파트가격지수, 거래량, 미분양 주택수 추이



자료: 국토교통부, 한국부동산원 DB

일반적으로 거시경제 시계열 자료 회귀분석을 위해서는 단위근 검정을 실시해야 한다. 그 이유는 거시경제 시계열 자료는 대부분 전월의 값에 영향을 받아 단위근이 존재하는 불안정 시계열이 대부분이기 때문

이다. 불안정 시계열을 안정화하지 않고 사용하면, 가성회귀(spurious regression) 현상이 발생하고, 따라서 분석 결과가 왜곡된다. 따라서 본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증을 이용하여

단위근 분석을 시행한 후, 단위근이 존재하는 거시경제 변수는 안정화 과정을 거친 후 분석하기로 한다.

단위근 검정결과는 <표 7>에 제시되어 있는데, 분석 결과 주택경기 공통요인 작성을 위해 사용한 세 변수 중 거래량 변수를 제외한 나머지 두 변수는 불안정

시계열로 분석되었다. 가계부채 결정요인 분석을 위해 사용한 거시경제변수들은 모두 단위근을 가지는 불안정 시계열로 나타난다. 따라서 불안정 시계열은 모두 로그 차분 안정화한 후 사용하기로 한다.

〈표 7〉 단위근 검정결과

| 변수명       | 수준 변수  |         | 차분 변수   |         |
|-----------|--------|---------|---------|---------|
|           | ADF    | 5% 유의수준 | ADF     | 5% 유의수준 |
| 아파트 가격지수  | -0.252 | -3.435  | -5.973  | -3.435  |
| 아파트 거래량   | -6.809 | -3.435  | -       | -       |
| 미분양 주택수   | -2.891 | -3.435  | -7.953  | -3.435  |
| 가계부채      | -0.892 | -3.435  | -3.515  | -3.435  |
| LTV       | -0.935 | -3.435  | -13.391 | -3.435  |
| DTI       | -1.753 | -3.435  | -7.289  | -3.435  |
| 가계예금      | -1.049 | -3.435  | -12.285 | -3.435  |
| 가계 대출금리   | -1.938 | -3.435  | -9.874  | -3.435  |
| CPI       | -2.461 | -3.435  | -10.364 | -3.435  |
| 실업률       | -2.104 | -3.435  | -5.192  | -3.435  |
| KOSPI     | -2.309 | -3.435  | -12.498 | -3.435  |
| 주택경기 공통요인 | -1.361 | -3.437  | -6.083  | -3.437  |

주 : ADF는 Augmented Dickey-Fuller 검정을 의미

## [ 5 ] 실증분석 결과

본 연구는 주택금융정책이 주택경기 및 가계부채에 미치는 영향을 분석하기 위해 먼저, 주택시장 경기를 대표할 수 있는 주택경기 공통요인을 먼저 추정하고, 이 변수를 포함하여 가계부채 결정요인을 분석한 후, 주택경기와 가계부채 변수사이에 존재하는 선형-비선형 인과관계 검정을 분석하였다.

### 5.1 주택경기 공통요인 분석 결과

〈표 8〉은 Stock and Watson(1991)이 제안한 단일 지수 모형(the single-index model) 즉, 주택경기 공통요인 분석 결과를 제시하고 있다. 실증분석 결과, 아파트 실거래 가격지수와 아파트 거래량 변수는 양(+)으로 추정되었고, 미분양 주택수 변수는 음(-)으로



추정되었다. 이는 주택가격이 상승하고 거래량이 많아지면, 주택경기가 상승한다는 의미이고, 반대로 미분

양 주택수가 많아지면, 주택경기는 하락한다는 의미이다.

〈표 8〉 주택경기 공통요인 분석 결과

| 변수명  | 회귀계수       | 표준오차   | t 값    | 확률    |
|--|------------|--------|--------|-------|
| 회귀계수(가격)   | 0.426      | 0.104  | 4.106  | 0.001 |
| 회귀계수(거래량)  | 0.823      | 0.659  | 1.249  | 0.212 |
| 회귀계수(미분양)  | -1.418     | 0.401  | -3.534 | 0.001 |
| D(가격)AR1   | 0.444      | 0.321  | 1.381  | 0.167 |
| D(가격)AR2   | -0.301     | 0.172  | -1.747 | 0.081 |
| D(거래량)AR1  | -0.272     | 0.077  | -3.505 | 0.001 |
| D(거래량)AR2  | -0.198     | 0.076  | -2.598 | 0.009 |
| D(미분양)AR1  | 0.394      | 0.078  | 5.038  | 0.001 |
| D(미분양)AR2  | -0.066     | 0.077  | -0.856 | 0.392 |
| 잔차(가격) $\sigma$  | 0.103      | 0.077  | 1.340  | 0.180 |
| 잔차(거래량) $\sigma$   | 38.272     | 42.389 | 9.029  | 0.001 |
| 잔차(미분양) $\sigma$   | 32.313     | 3.903  | 8.280  | 0.001 |
| $\Delta h_t = \frac{1.125}{(0.171)} \Delta h_{t-1} + \frac{-0.376}{(0.139)} \Delta h_{t-2} + \eta_t$ |            |        |        |       |
| Log Likelihood   | -1406.4651 |        |        |       |

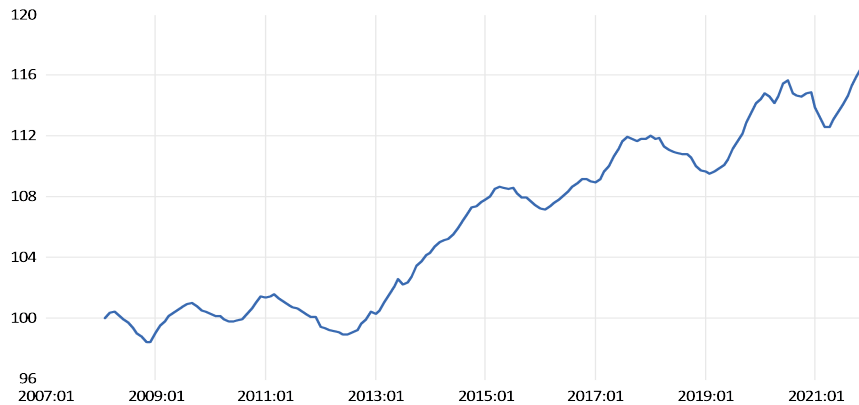
주: D(L)은 다항 lag matrix,  $h_t$ 는 공통요인이며, ( )은 표준오차

자료: 국토교통부, 한국부동산원 DB(세 변수 모두 로그 차분 및 표준화하여 사용)

〈그림 2〉는 주택경기 공통요인 추이를 보여주고 있다. 주택경기 공통요인은 2008년말 금융위기 직후

큰 폭의 하락을 보인 후, 2012년 말 하락한 이후, 대체로 상승하는 모습을 보여주고 있다.

〈그림 2〉 주택경기 공통요인 추이



주: 주택경기 공통요인은 2008년 2월을 100으로 고정하였다.

## 5.2 가계부채 결정요인 분석 결과

〈표 9〉는 주택금융정책이 가계부채에 미치는 영향에 대한 분석결과를 보여주고 있다. 〈모형 1〉은 LTV가 순수하게 가계부채에 미치는 영향을 보여주고 있다. LTV 한도가 완화되면, 가계대출이 증가하는 것으로 보여주고 있다. 〈모형 2〉는 DTI 모형 분석 결과를 보여주고 있는데, 마찬가지로 DTI 규제가 완화되면

가계대출이 증가하는 것으로 나타난다.

마지막으로 〈모형 3〉은 DSR이 가계부채에 미치는 영향을 보여주고 있다. DSR 기준이 적용되는 기간에 가계부채가 감소하는 것을 보여주고 있다. 세 가지 주택금융정책의 영향을 종합하면, 주택금융정책은 가계대출에 직접적인 영향을 미칠 수 있다고 결론지을 수 있다.

〈표 9〉 주택금융정책이 가계부채에 미치는 영향 분석 결과

| 변수명     | 모형1   |                    | 모형2   |                    | 모형3    |                     |
|---------|-------|--------------------|-------|--------------------|--------|---------------------|
|         | 회귀계수  | t 값                | 회귀계수  | t 값                | 회귀계수   | t 값                 |
| 상수항     | 0.003 | 2.118 <sup>b</sup> | 0.001 | 0.417              | 0.007  | 18.594 <sup>a</sup> |
| LTV     | 0.007 | 2.834 <sup>a</sup> |       |                    |        |                     |
| DTI     |       |                    | 0.011 | 2.882 <sup>a</sup> |        |                     |
| DSR     |       |                    |       |                    | -0.002 | -2.773 <sup>a</sup> |
| 수정된 설명력 | 0.038 |                    | 0.039 |                    | 0.036  |                     |

주: 1. 종속변수는 가계부채(로그 차분 변수)  
2. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시

〈표 10〉은 가계부채 결정요인 분석 결과를 보여주고 있다. 먼저 〈모형 1〉은 주택금융정책 변수로 LTV가 포함된 모형으로 가계대출 이자율이 증가하거나, 소비자물가가 상승하거나, 실업률이 증가하면 가계부채 총량이 감소하는 결과를 보여주고 있다. 반면 전월 주택경기 공통요인이 증가 즉, 주택경기가 좋아지거나 LTV 규제가 완화되면 가계부채 총량이 증가하는 것으로 분석되었다.

〈모형 2〉은 주택금융정책 변수로 DTI가 포함된 모형으로 전체적으로 LTV 모형의 분석 결과와 유사하

다고 하겠다. 〈모형 3〉은 주택금융정책 변수로 DSR이 포함된 모형으로 소비자물가가 상승하거나, 실업률이 증가하면 가계부채 총량이 감소하는 것으로 분석되었다. 그리고 전월 주택경기가 좋아지거나 DSR 규제가 적용되지 않으면 가계부채 총량이 증가하는 것으로 분석되었다.

결론적으로 주택금융정책이 가계부채에 미치는 영향과 가계부채 결정요인 분석 결과를 종합하면 LTV·DTI·DSR 정책은 가계부채 총량에 직접적인 영향을 미친다고 할 수 있다.

〈표 10〉 가계부채 결정요인 분석 결과

| 변수명      | 모형1    |                     | 모형2    |                     | 모형3    |                     |
|----------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|---------------------|
|          | 회귀계수   | t 값                 | 회귀계수   | t 값                 | 회귀계수   | t 값                 |
| 상수항      | 0.002  | 1.297               | 0.001  | -0.071              | 0.004  | 6.670 <sup>a</sup>  |
| 가계예금     | -0.025 | -0.725              | -0.031 | -0.915              | -0.043 | -1.281              |
| 가계대출 이자율 | -0.017 | -1.752 <sup>c</sup> | -0.017 | -1.726 <sup>c</sup> | -0.015 | -1.520              |
| CPI      | -0.147 | -1.691 <sup>c</sup> | -0.156 | -1.804 <sup>c</sup> | -0.185 | -2.142 <sup>b</sup> |



|              |        |                     |        |                     |        |                     |
|--------------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|---------------------|
| 실업률          | -0.009 | -3.275 <sup>a</sup> | -0.009 | -3.248 <sup>a</sup> | -0.008 | -3.172 <sup>a</sup> |
| KOSPI        | -0.007 | -1.281              | -0.008 | -1.354              | -0.008 | -1.371              |
| 주택공통요인 $t-1$ | 0.083  | 3.701 <sup>a</sup>  | 0.085  | 3.787 <sup>a</sup>  | 0.089  | 3.995 <sup>a</sup>  |
| LTV          | 0.004  | 1.738 <sup>c</sup>  |        |                     |        |                     |
| DTI          |        |                     | 0.008  | 2.207 <sup>b</sup>  |        |                     |
| DSR          |        |                     |        |                     | -0.002 | -2.541 <sup>b</sup> |
| 수정된 설명력      | 0.281  |                     | 0.289  |                     | 0.296  |                     |

주: 1. 종속변수는 가계부채며, 가계대출 이자율 변수는 차분, LTV, DTI, DSR 변수는 원시계열, 그 외 변수는 모두 로그 차분 변수를 사용하여 분석

2. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 표시

### 5.3 주택경기와 가계부채 인과관계 분석 결과

〈표 11〉은 주택경기와 가계부채 변수간의 인과관계 분석 결과를 선형 및 비선형 모형으로 구분하여 결과를 제시하고 있다. 먼저 선형 그랜저 인과관계 분석 결과 시차 2와 시차 5 모두 귀무가설을 기각하여 주택경기와 가계부채 변수 사이에 양방향 인과관계가 있는 것을 확인할 수 있다.

비선형 그랜저 인과관계 분석 결과를 살펴보면,

선형 인과관계 분석 결과와 같이 시차 2와 시차 5 모두 귀무가설을 기각하여, 두 변수 사이에는 양방향 인과관계가 있는 것을 재확인할 수 있다. 결론적으로 주택경기와 가계부채 변수 간에는 양방향 인과관계가 존재한다. 따라서 주택경기에 따라 가계부채가 증감할 수도 있고, 반대로 가계부채가 증감하면, 주택경기도 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다. 따라서 향후 두 변수 사이에 존재하는 양방향 인과는 VAR 모형이나 VECM으로 추가 분석할 필요성이 있다.

〈표 11〉 주택경기와 가계부채 인과관계 분석 결과

| 구분     | 시차 | 귀무가설        | 관측치 | 계수    | 확률    |
|--------|----|-------------|-----|-------|-------|
| 선형 모형  | 2  | 주택경기 ≠ 가계부채 | 165 | 6.924 | 0.001 |
|        |    | 가계부채 ≠ 주택경기 | .   | 9.448 | 0.001 |
|        | 5  | 주택경기 ≠ 가계부채 | 162 | 2.805 | 0.019 |
|        |    | 가계부채 ≠ 주택경기 | .   | 2.699 | 0.023 |
| 비선형 모형 | 2  | 주택경기 ≠ 가계부채 | 165 | 4.460 | 0.001 |
|        |    | 가계부채 ≠ 주택경기 | .   | 2.060 | 0.052 |
|        | 5  | 주택경기 ≠ 가계부채 | 162 | 2.455 | 0.001 |
|        |    | 가계부채 ≠ 주택경기 | .   | 2.774 | 0.001 |

## [ 6 ] 결론

본 연구는 주택금융정책(LTV·DTI·DSR)이 주택경기 및 가계부채에 미치는 영향을 분석하기 위해, 먼저 주택시장 경기를 대표할 수 있는 주택경기 공통요인을 추정하고, 이 변수를 포함하여 가계부채 결정요인을 분석한 후, 주택경기과 가계부채 변수사이에 존재하는 선형·비선형 인과관계 검정을 분석하여 주택금융정책과 주택경기 및 가계부채의 관계를 실증하였다.

실증분석 결과 개별 주택금융정책(LTV·DTI·DSR)은 가계부채에 직접적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉 LTV·DTI 한도가 완화되거나 DSR 규제가 적용되지 않으면, 가계대출이 증가하는 것으로 나타났다.

가계부채 결정요인 분석 결과도 유사한 결과를 나타냈다. LTV·DTI가 포함된 모형에서는 가계대출 이자율이 증가하거나, 소비자물가가 상승하거나, 실업률이 증가하면 가계부채 총량이 감소하였다. 반면 주택경기가 좋아지거나 LTV·DTI 규제가 완화되면 가계부채 총량이 증가하는 것으로 나타났다.

DSR이 포함된 모형에서는 소비자물가가 상승하거나, 실업률이 증가하면 가계부채 총량이 감소하고, 주택경기가 좋아지거나 DSR 규제가 적용되지 않으면 가계부채가 증가하는 것으로 분석되었다.

마지막으로 선형·비선형 모형을 이용하여 주택경

기와 가계부채 간의 인과관계 분석 결과가 주택경기과 가계부채 변수 사이에 양방향 인과관계가 있는 것으로 확인되었다. 따라서 주택경기에 따라 가계부채가 증감할 수도 있고, 반대로 가계부채 증감에 따라 주택경기가 영향을 받을 수 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 기존 주택금융정책 선행연구들이 LTV·DTI 정책을 중심으로 변수들간의 관계를 분석에서 한 걸음 나아가, DSR 정책효과를 시계열 자료를 이용하여 분석하였다는 점에서 시사점이 있으며, 주택경기과 가계부채 간의 인과관계 분석에서 일방향이 아닌 양방향의 인과관계를 확인하였다는 점에서 의의가 있다고 하겠다.

다만, 본 연구에서 정책변수 즉, LTV·DTI·DSR 정책이 가계부채에 미치는 영향을 확인하고, 주택경기과 가계부채 간의 양방향 인과관계를 확인한 것은 의미가 있으나, 양방향 인과관계에 대한 추가분석을 실시하지 못하였으며, 특히, 주택금융, 주택경기, 가계부채의 종합적인 관계를 분석하기 보다는 LTV·DTI·DSR 정책을 중심으로 하는 단편적인 접근과 결론을 제시하였다는 점에서 한계가 있다. 따라서 향후 두 변수 사이에 존재하는 양방향 인과는 VAR 모형이나 VECM으로 추가 분석이 필요한 것으로 보인다.



## 참 고 문 헌

강다연·이규석, 2021, 주택금융 규제 실효성과 가계부채 결정요인 분석, 산업경제연구 제34권 제5호, pp.1157-1179.

강민석·조주현, 2005, 주택경기 순환분석, 주택연구 제13권 제3호, pp.69-95.

광주발전연구원, 2009, 광주지역 경기종합지수 개발  
건설교통부, 2004, 부동산 조기경보체계 구축연구  
금융위원회, 2021, 가계부채관리방안

금융위원회, 2021, 가계부채관리강화방안

김상엽·엄수원·윤만식, 2020, 주택금융규제정책이 공동주택가격에 미치는 영향 연구: 서울 및 수도권을 중심으로, 부동산학보 제81권, pp.87-102.

김석진·유일진, 2013, 거시경제변수가 국내 가계부채에 미치는 영향, 한국금융공학회 학술발표 논문집 제2013권 제2호, pp.65-82.

김성진·김종서·장희순, 2016, 주택담보대출 규제의 정책적 시사점. 주거환경 제14권 제4호, pp.91-101.

김세완, 2005, 주식수익률이 민간소비에 미치는 영향: 비선형관계에 의한 연구, 경제분석 제11권 제4호, pp.44-67.

김세완·최문정, 2007, 주식수익률이 소비에 미치는 영향: 비선형관계에 관한 연구, 금융연구 제12권 제2호, pp.145-174.

김영갑·최성관, 2018, 가계부채에 대한 거시경제변수와 부동산정책의 영향: LTV·DTI 정부정책을 중심으로, 경제연구 제36권 제2호, pp.75-103.

김정엽, 이현석, 2019, 부동산담보대출 보유 및 상환부담 결정요인에 관한 연구, 부동산학연구 제25권 제1호, pp.7-19.

박나영·전지원·정순희, 2019, 금융소비자의 거주주택마련 신용대출에 관한 연구, 소비자정책교육연구 제15권 제4호, pp.1-23.

박현수, 2010, 마코프 국면전환 모형을 이용한 부동산 경기변동 분석, 감정평가학논집 제9권 제2호,

pp.73-82.

방두완·권혁신·김명현, 2019, FAVAR를 이용한 지역별 아파트 경기지수 전이효과 분석, 주택연구 제27권 제3호, pp.147-171.

서수복·김재경, 2011, 한국주택시장과 별집순환 모형의 관련성 연구, 국토연구 제68권, pp.121-133.

서승환, 2003, 부동산 경기변동의 결정요인과 부동산 정책, 지역연구 제19권 제3호, pp.19-39.

성영애, 2019, 가계부채 연체유형과 관련요인에 관한 연구, 소비자학연구 제30권 제3호, pp.27-49.

신동진·이영환, 2013, 대출규제가 가계대출에 미치는 영향 분석. 산업경제연구 제26권 제5호, pp.1995-2016.

이근영·김남현, 2016, 금리와 주택가격, 경제학연구 제64권 제4호, pp.45-82.

이태리·김태환, 2018, 주택담보대출 규제 변화에 따른 가구별 차입계약 영향 분석, 부동산분석 제4권, 제2호, pp.26-27.

이호진·고성수, 2018, 주택금융규제가 비은행권 주택담보대출에 미치는 영향, 부동산학연구 제24권, 제1호, pp.1-18.

임대봉, 2013, 주택시장의 대출규제(LTV·DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구, 국토계획 제48권 제3호, pp.361-381.

전해정, 2015, 마코프 국면전환 모형을 이용한 주택시장 경기국면 변동분석에 관한 연구, 부동산학보 제63집, pp.119-129.

조미정·김광석·이명훈, 주택경기 순환모형에 관한 연구, 국토계획 제48권 제6호, 2013, pp.199-221.

최성호·송현호, 2015, LTV·DTI 규제완화가 주택 구매여력 및 리스크에 미치는 영향, 금융정보연구 제4권 제1호, pp.27-52.

한국은행, 2006, 일반화 동적인자모형을 이용한 경기순환지수 작성방법 연구, 국민계정 제4호, pp.78-107.

한용석·이주형, 2009, 주택가격의 순환변동 분석에 관한 연구, 서울도시연구 제10권 제4호, pp.231-242.

황관석·박철성, 2015, 이증차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석, 주거연구 제23권 제4호, pp.157-180.

Janssen, J., B. Kruijt and B. Needham, 1994, The Honeycomb Cycle in Real Estate, The Journal of Real Estate Research, Vol.9, No.2, pp.237-251.

Skarlin, J. and T. Teräsvirta, 1999, Another look at Swedish Business Cycles, 1861~1988, Journal of Applied Econometrics, Vol.14, No.4, pp.359-378.

Stock, J. H. and M. W. Watson., 1988a, Testing for common trends. Journal of the American Statistical Association, Vol.83, No.404, pp.1097-1107.

Stock, J. H. and M. W. Watson, 1988b, A Probability Model of The Coincident Economic Indicators. NBER Working Papers 2772, National Bureau of Economic Research, Inc.

Stock, J. H. and M. W. Watson, 1991, A Probability Model of the Coincident Economic Indicators, in Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records, Cambridge: Cambridge University Press.



# The Impact Analysis of Housing Finance Policies on Household Debt and Housing cycle

**Doo-Won Bang\*** (Korea Housing and Urban Guarantee Corporation)  
**Seoung-Uk Han\*\*** (Korea Housing and Urban Guarantee Corporation)  
**HyuckShin Kwon\*\*\*** (Korea Housing and Urban Guarantee Corporation)

## Abstract

To analyze the impact of housing finance policies (LTV, DTI, and DSR) on the housing cycle and household debt, we first estimated common factors that can represent the housing market economy. Then, we analyzed household debt determinants including common factors. After that, we analyzed both the linear and non-linear causal relationship between the housing cycle and household debt determinants. Finally, we analyzed the relations among housing policies, the housing cycle, and housing debt.

The results of the empirical analysis show that each housing policy (LTV, DTI, and DSR) has a direct impact on household debt. In other words, we found that household debt increases when the LTV/DTI limit is eased or the DSR regulation is not applied.

According to the analysis of the determinants of household debt, in the model including LTV/DTI, if the household debt interest rate goes up, consumer price rises, or the unemployment rate increases, the total amount of household debt would decrease. Furthermore, an improvement in the housing economy or a relaxation of the LTV/DTI regulation would result in an increase in total household debt. In the DSR model, the results showed that the total amount of household debt decreased when the consumer price index rose or the unemployment rate increased.

Finally, we confirm the existence of a two-way causal relationship between the housing cycle and household debt using the linear/nonlinear model.

---

JEL Classification : G10, G20, G21

\* 1st author, Korea Housing and Urban Guarantee Corporation, Housing Urban Finance Institute, Senior Research Fellow, Email: doowoanbang@naver.com

\*\* Co-author, Korea Housing and Urban Guarantee Corporation, Housing Urban Finance Institute, Senior Manager, Email: retry012@gmail.com

\*\*\* Corresponding author, Korea Housing and Urban Guarantee Corporation, Housing Urban Finance Institute, Deputy Director, Email: heyoksin@gmail.com

www.kci.go.kr

Our study aims to confirm the effects of policy variables, namely LTV, DTI, and DSR, on household debt and to determine the two-way causal relationship between the housing cycle and household debt. However, it is important to note that our research has its limitations, and therefore, we plan to conduct a follow-up study to further explore these topics.

**Key words :** *Housing Finance Policies (LTV·DTI·DRS), Housing common factor, Household debt, Single index model, Non-linear Causality, STAR(smooth transition autoregressive) model*

**Article history :** Received 30 September 2022, Revised 13 December 2022, Accepted 05 January 2023