

## 주택과 전세가격 그리고 가계부채 간 상호관계 분석

장 한 익\* · 김 병 국\*\*

### 논문 초록

본 연구는 TVP-VARX 모델을 이용하여 주택가격, 전세가격, 가계부채 간의 상호관계를 동태적으로 살펴보았다. 실증분석결과에 따르면 주택담보대출 금리상승은 주택담보대출 감소, 주택가격 및 전세가격 하락으로 이어진다. 주택담보대출 증가는 주택가격 상승, 전세가격 하락을 발생시킨다. 주택가격 상승은 주택담보대출 증가, 전세가격 상승으로 이어지며, 전세가격 상승도 주택담보대출 증가, 주택가격 상승으로 나타난다. 하지만 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 개별 충격을 결합해서 살펴보면 결합 조건에 따라 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 반응이 다르게 나타난다. 또한 주택담보대출의 경우 주택담보대출 금리, 주택가격의 경우 전세가격, 전세가격의 경우 주택가격이 반응의 방향성을 결정하는 중요한 요인이라는 사실을 확인하였다. 이와 더불어 주택시장의 상황에 따라 주택담보대출이 증가하더라도 주택가격 또는 전세가격이 상승하지 않을 수도 있음을 확인된다. 한편, 최근 시장금리 변화가 주택담보대출 금리에 반영되지 못하고 있으며, 이런 현상이 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 상방압력으로 작용하고 있다고 분석된다. 따라서 주택시장의 가격 및 가계부채 안정화를 위해서는 현재보다 좀더 섬세하고 복합적인 관계를 고려하는 정책수립이 필요하다.

핵심 주제어: 주택가격, 전세가격, 가계부채, TVP-VARX 모델, 결합충격반응함수  
경제학문헌목록 주제분류: E3, E4, E5

투고 일자: 2024. 2. 14. 심사 및 수정 일자: 2024. 4. 8. 게재 확정 일자: 2024. 4. 25.

\* 주저자, IBK기업은행 IBK경제연구소 연구위원, e-mail: hijang0375@gmail.com

\*\* 교신저자, 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구기획팀장, e-mail: ymix7@naver.com

## I. 서 론

최근 주택시장은 2022년 3월 이후 지속되고 있는 고금리 장기화로 인한 수요감소와 부동산 PF 부실 위험 및 글로벌 원자재 가격 급등에 따른 공급위축이 동시에 나타나면서 가격 하락압력이 강하게 작용하고 있다. 또한 2022년 ‘빌라왕 사건’으로 촉발된 전세사기로 인한 임대시장 불안이 계속되고 있다. 2023년 ‘검단신도시 아파트 건설현장 붕괴사고’로 부실시공 이슈가 불거지며 건설업에 만연한 도덕적 해이가 지적되면서 주택시장 침체를 가속화하는 악재도 연이어 계속되고 있다. 이처럼 정부는 침체에 빠진 주택시장 활성화를 위해 다양한 규제 완화정책을 공격적으로 추진하고 있지만 효과는 미진하다는 의견이 대다수를 차지하고 있다. 한번 꺾인 주택시장 경기는 좀처럼 회복되지 않고 있으며, 최근 회복세도 데드 캣 바운스(dead cat bounce)라는 지적이 일고 있다. 얕은 데 덮친 격으로 최근 급등하고 있는 가계부채로 인해 신용위험 확대에 직면하면서 다시 대출규제가 강화될 조짐을 보이고 있다. 이로 인해 회복세를 보이기 시작하던 주택시장이 다시 침체로 돌아설 수 있다는 전망이 확대되고 있다.

이와 같이 최근 주택시장 경기 침체요인으로 고금리, 규제강화, 가계부채 위험, 고물가 등이 언급되고 있다. 하지만 이런 요인들을 장기적인 관점에서 복합적으로 고려하기보다는 표면적으로 가시화되고 주목받는 문제만을 단기적 정책으로 해결하려는 경향을 보이고 있다. 이런 단기적이고 단편적인 조치들이 주택시장 및 금융시장 환경의 불확실성을 확대한다고 지적되고 있지만 이에 대한 실증연구는 현실적으로 미진하여 이를 뒷받침할 근거는 부족한 상황이다. 한편, 고금리 상황에서 연체율과 부도율이 상승하고 있지만 이론적 배경과 달리 가계부채 증가와 주택가격 상승이 나타나고 있어 이에 대한 정치한 요인 분석 및 진단이 필요한 시점이다.

이론적으로는 금리, 임대방식, 금융시장, 거시경제 등 다양한 요인들이 복합적으로 주택시장에 영향을 주고 있는 것으로 본다. 또한 주택시장과 가계금융 간의 상호 영향력이 크다고 보고 있다. 하지만 대부분의 기존연구들은 이 중 일부에 대한 금리, 가격, 대출 등의 단일 충격과 일방적 방향성만을 고려하여 살펴보고 있어 현재와 같은 주택시장 불확실성이 높아지는 상황에서 주택시장과 금융시장 간의 다양하고 복잡한 상호관계를 설명하기에는 부족한 부분이 많다. 따라서 본 연구는 통상적으로 이용되는 개별 일반화 충격반응과 함께 Wiesen and Beaumont (2023)의 결합충격반응 함수(joint impulse response function)를 이용하여 개별 충격을 복합적으로 고려함으로써 나타나는 주택가격, 전세가격, 주택담보대출 간의 상호 파급효과들을 살펴보

고자 한다. 또한 동태적으로 변화하는 주택시장과 금융시장 간의 시간가변적 변화를 고려한 결합충격반응함수를 도출하기 위해 Paul (2020)의 TVP-VARX (time varying parameter VAR with exogenous variables) 모형을 확장하여 이용한다.

실증분석결과에 따르면 주택담보대출 금리상승으로 주택담보대출 감소, 주택가격 및 전세가격 하락이 나타나며, 주택담보대출 증가는 주택가격을 상승시키고, 전세가격을 하락시킨다. 주택가격 상승은 주택담보대출 증가, 전세가격 상승으로 이어지며, 전세가격 상승도 주택담보대출 증가, 주택가격 상승으로 나타난다. 하지만 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 개별 충격을 결합해서 살펴보면 결합 조건에 따라 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 반응이 다르게 나타난다.

본 연구는 다음과 같은 내용을 다루고 있다. 제Ⅱ장에서는 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 간의 상호관계와 관련이 있는 기존연구들을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 주요 변수의 특성을 파악하기 위해 단위근 및 공적분 검정을 실시하고 기초통계량을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 대출, 주택가격, 전세가격 간의 간단한 이론모형을 살펴보고 이를 실증분석하기 위한 기법으로 TVP-VARX 모형, 동시기 상대적 충격반응함수, 일반화 충격반응함수, 결합충격반응함수 등의 추정방법을 설명한다. 제Ⅴ장에서는 충격반응의 추정결과를 살펴보고 제Ⅵ장에서는 정책적 시사점을 찾아본다. 제Ⅶ장에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 선행연구

전세제도는 우리나라에서만 존재하는 독특한 임대계약 형식으로써 국내 주택가격의 결정에 있어 그 중요성을 강조하는 연구가 중심으로 이루어지고 있다. 특히, 전세를 통해 주택담보대출이 주택가격에 미치는 레버리지 효과를 파악하는 실증분석에 초점이 맞춰져 있다.

우선, Ambrose and Kim (2003)은 조건부청구권 모형(contingent-claims model)을 통해 이자율, 주택가격, 기회비용 등으로 구성된 전세가격 결정모형을 이론적으로 제시하였다. 이를 통해 주택가격, 전세가격, 주택금융 간의 연계성을 설명하고, 전세제도가 우리나라 주택시장 및 주택금융 등의 경제환경을 적절히 반영해 형성되었다고 주장하였다. 정인호 (2014)는 대출, 주택가격, 전세가격 간의 관계를 설명하고 있다. 이를 통해 전세입자가 자기자본이 충분하다면 대출 활성화는 주택가격을 상승시키지만 주택매입을 위한 자기자본이 부족할 경우 대출 활성화는 전세가격을 상승시키는

요인이 작용한다고 보았다. 김은재·김종진(2015)은 주택가격 및 전세가격 상승이 주택담보대출을 증가시키는 요인이라고 분석하고 있다. 이를 토대로 주택가격과 가계부채수준의 안정을 위해 주택담보대출의 역제가 필요하다고 주장하고 있다. 김희호(2015)는 경기가 호황일 경우 주택담보대출이 늘어나면 주택가격을 상승시킨다고 보았다. 또한 주택담보대출 증가는 전세가격을 높여 주택가격 상승폭을 확대시킬 수 있는 요인으로 작용한다고 분석하고 있다. 이근영·김남현(2016)은 금리변화에 따른 주택가격과 전세가격의 변화를 살펴보았으며, 이를 통해 주택가격 하락기와 금리 상승기가 겹칠 경우 금리상승(주택담보대출 축소) 변화에 주택가격보다 전세가격이 더 민감하게 반영한다고 분석하였다. 장한익·임병권·김형근(2019)은 주택시장의 경기상황에 따라 금리, 주택담보대출 등의 주택금융이 주택가격이나 전세가격에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 지적하였다.

이와 같이 주택가격, 전세가격, 주택담보대출 간의 영향력을 복합적으로 정치하게 분석하는 연구는 미흡한 것이 현실이다. 또한 주택가격, 전세가격, 주택담보대출 등의 관계성에서도 연구에 따라 방향성이 다르며, 상호관계보다는 인과관계를 주로 살펴보고 있다. 따라서 본 연구는 상호관계<sup>1)</sup>를 중심으로 시간에 따라 주택가격, 전세가격, 주택담보대출 간의 관계가 어떻게 변해왔는지 살펴보기 위해 TVP-VARX 모형, 일반화 충격반응, 상대적 충격반응 등을 이용한다. 또한 이영수(2010), 이충언(2013), 허석균(2022) 등을 통해 주택가격, 전세가격, 주택담보대출, 주택담보대출금리 간의 이론모형을 제시하여 실증분석모형에 대한 정당성을 확보하고자 한다.

### Ⅲ. 기초통계량

본 연구에서는 주택가격, 전세가격, 가계부채 간의 상호작용을 살펴보기 위해 TVP-VARX 모형을 추정하기에 앞서 단위근 및 공적분 검정을 실시한다. 여기서는 한국은행, KB부동산 등에서 추출한 신규 주택담보대출 가중평균금리(주택담보대출금리), 주택담보대출<sup>2)</sup>, 주택가격지수(주택가격), 전세가격지수(전세가격) 등의 월

1) 본 연구의 상호관계는 상관관계 또는 상관계수를 의미하는 것이 아니며, 변수 상호 간의 인과관계를 의미한다.

2) 본 연구에서 가계대출이 아닌 주택담보대출을 가계부채의 대리변수로 사용하고 있는 이유는 다음과 같다. 예금은행 기준 가계부채의 70% 정도가 주택담보대출로 구성되어 있다. 또한 전체 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관) 기준 가계부채의 60% 수준이 주택담보대출로 구성되어 있다. 전체 금융기관 기준 가계대출과 주택담보대출은 추세적으로 동일하게 움직이고 있으

별 자료가 내생변수로 사용되며, 국내 경제환경을 반영하기 위해 산업생산지수(IPI), 소비자물가지수(CPI), CD금리 등의 월별 자료를 외생변수로 고려한다. 이에 따라 내생변수인 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격지수, 전세가격지수 등을 중심으로 검정 및 기초통계량을 살펴본다.<sup>3)</sup> 분석기간은 2007년 12월부터 2023년 5월 까지이며, 표본크기는 185개이다. 이때 주택가격지수 및 전세가격지수는 2022년 1월 을 100으로 하는 지표이며, 산업생산지수와 소비자물가지수는 2020년을 100으로 하는 지표이다.<sup>4)</sup>

## 1. 단위근 검정

본 연구에서는 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)을 통해 확인된 단위근 검정결과를 <표 1>을 통해 보여주고 있다. 이 때 본 연구에서 사용되는 4변수 VAR 모형의 적정시차가 SIC 기준 1로 확인되어 단위 근 검정도 시차 1을 적용하였으며, Newey and West(1987) 방법을 통해 PP 검정통 계량 추정 시 고려되는 오차항의 자기상관 시차수를 결정하였다. 금리의 경우 원자료를 사용하고 나머지 변수의 경우 로그를 취한 수준변수를 사용하는 경우 주택가격을 제외한 변수는 5% 유의수준에서 단위근을 갖는 반면, 차분변수에서는 1% 유의수준

며, 이 두변수의 변화율 간 상관계수도 0.84로 확인되며 매우 유사한 움직임을 보이고 있다. 이런 이유로 주택담보대출이 가계부채의 주요요인으로 고려되고 있으며, 최근 가계부채 증가의 주요요인으로도 주택담보대출이 거론되고 있다. 이에 따라 본 연구는 주택시장 중심으로 가계부채 를 살펴보기 위해 대리변수로 가계대출 대신 주택담보대출을 고려하고 있다. 이와 더불어 본 연구에서는 한국은행에서 제공하는 예금은행과 비은행예금취급기관 주택담보대출(잔액)을 합산하여 사용하고 있다. 다만, 주택담보대출 금리의 경우는 예금은행과 비은행예금취급기관을 통합 하거나 분리하기 어려워 예금은행 기준 주택담보대출 금리(신규)를 사용하고 있음을 알린다. 또한 이론적으로 제시되고 있는 전세자금대출도 이미 주택담보대출에 포함되어 있다.

- 3) 외생변수인 산업생산지수, 소비자물가지수, CD금리에도 내생변수와 동일하게 단위근 검정을 진행하였으며, 내생변수와 유사한 결과를 얻었다. 다만, 외생변수의 경우 강외생성 조건을 충족 하기 위해 내생변수와 달리 추가적인 가공이 적용되어 내생변수와 동일한 형태로 검정결과와 기초통계량을 서술하지 않았음을 알린다.
- 4) 산업생산지수는 한국은행 경제통계시스템에서 추출된 전산업생산지수(농림어업제외)이며, 계절조정된 자료이다. 반면, 산업생산지수를 제외한 나머지 자료의 경우 한국은행 및 KB부동산 등에서 계절조정 자료를 별도로 제공하지 않고 있어 원계열 자료를 그대로 이용한다. 이때 주택 담보대출, 주택가격, 전세가격 등은 <그림 1>을 통해 계절조정이 필요한 수준의 계절요인이 확인되지 않아 원계열 자료를 사용하며, 소비자물가지수도 통계청의 작성과정에서 계절성을 최대한 배제되고 있어 별도의 계절조정 없이 원계열 자료를 사용한다.

에서 안정적인 변수임이 확인된다.<sup>5)</sup> 이런 결과는 본 연구에서 외생변수로 다룰 CD 금리, 산업생산, 소비자물가 등에서도 동일하게 확인된다. 한편, 주택가격은 검정방법 및 검정가설에 따라 검정결과가 다르게 나타나며, 특히 추세를 포함하는 모형에 대한 PP 검정에서는 차분변수의 경우도 불안정한 결과가 확인되어 Perron(1997)의 구조변화를 고려한 단위근 검정을 추가로 실시하였다. 이를 통해 로그를 취한 주택가격의 수준변수와 차분변수에서 모두 구조변화가 확인되고 이 구조변화를 고려할 경우 수준변수와 차분변수가 모두 안정적인 것으로 확인된다. 이를 통해 주택가격은 최근 급격한 구조변화로 인해 이전과는 다른 행태를 보인다고 평가할 수 있다. 이처럼 불확실성이 커진 주택가격을 포함하는 실증분석의 경우 안정적 결과를 얻기 위해 상수보다 시간가변 계수를 추정하는 방법론이 더 효과적일 것이라 예상된다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과(시차=1)

검정방법		ADF test		PP test		Breakpoint test
검정모형		상수	추세	상수	추세	추세
수준변수	주택담보대출 금리	-2.799*	-2.134	-2.355	-1.087	-
	주택담보대출	-1.223	-1.280	-1.338	-0.617	-
	주택가격	-1.476	-3.691**	0.033	-1.082	-5.079*(2018년 9월)
	전세가격	-1.929	-1.807	-2.433	0.540	-
차분변수	주택담보대출 금리	-7.801***	-7.986***	-7.962***	-8.224***	-
	주택담보대출	-7.951***	-8.091***	-8.686***	-8.761***	-
	주택가격	-4.065***	-4.144***	-2.886**	-2.514	-5.567** (2020년 10월)
	전세가격	-3.878***	-4.178***	-3.463***	-3.690**	-

Note: \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

## 2. 공적분 검정

단위근을 갖는 시계열 변수 간 공적분 관계가 존재하면, 이를 통해 수준변수 간 장기적 정보를 가성회귀 문제없이 활용할 수 있게 된다. 따라서 본 연구는 수준변수와 차분변수에서 모두 안정적일 가능성이 높은 주택가격을 제외한 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 전세가격 등의 3변수에 대한 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시하고

5) 본 연구에서 % 변수인 주택담보대출 금리, CD금리를 제외한 나머지 변수는 앞서 설명한 바와 같이 로그전환하여 수준변수를 활용하며, 차분변수인 변화율(%)은 로그전환 수준변수에 대한 전월대비 변화율(%)을 사용한다( $\ln(Y_t/Y_{t-1}) \times 100$ ). 다만, 주택담보대출 금리와 CD금리에 대한 변화율(%)은 전월차( $Y_t - Y_{t-1}$ )를 이용한다.

장기적인 균형관계가 존재하는지 확인한다.

〈표 2〉를 통해 3변수에 대한 공적분 검정결과를 살펴보면, 5% 유의수준 하에서 3변수 간의 공적분 관계가 존재하지 않는다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 본 연구는 공적분 검정을 실시한 3변수와 주택가격에 대한 차분변수인 변화율(%)로 구성된 VAR 모형을 기본모형으로 설정하고 외생변수를 포함한 TVP-VARX 모형을 설정한다.<sup>6)</sup>

〈표 2〉 Johansen 공적분 검정 결과(시차=1)

$H_0$	Variables	Trend	$\lambda_{\max}$	Critical Value (95%)	trace	Critical Value (95%)
$r = 0$	주택담보대출 금리, 주택담보대출, 전세가격	×	18.533	21.132	29.144	29.797
		○	20.011	25.823	31.447	42.915

Note: In the Table,  $H_0 : r = 0$  implies the null hypothesis that a cointegrating vector does not exist.

### 3. 기초통계량

앞서 실시한 단위근 및 공적분 검정의 결과를 바탕으로 TVP-VARX 모형을 설정하며, 이에 따라 모형에 이용할 차분변수인 변화율(%) 변수에 대한 기초통계량을 확인한다. 이때 주택매매거래량<sup>7)</sup>에 대해 Chatzuantoniou, Filis, and Floros (2017)를 토대로 AR(0)를 따르는 국면전환모형을 설정하고 이를 통해 주택매매거래량이 평균보다 증가(+)하는 시기와 평균보다 감소(-)하는 시기를 확률적으로 구분한다. 이런 과정을 통해 구분된 주택매매거래량의 증가(+)시기와 감소(-)시기에 따른 4변수의 기초통계량을 비교하여 추가적으로 살펴본다.

먼저 〈표 3〉을 통해 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 변화율(%p 또는 %)에 대한 기초통계량을 살펴보면, 주택담보대출 금리를 제외한 주택담보대출, 주택가격, 전세가격은 매월 평균적으로 통계적으로 유의미한 증가가 관측된다. 특히, 분석기간 중 주택담보대출이 매월 평균 0.511%씩 증가하며 증가폭이

6) 외생변수의 경우는 강외생성 조건을 만족하는 형태로 전환하며, 이에 대한 상세한 내용은 제IV장의 모형설명을 참조하기 바란다.

7) 주택매매거래량도 주택시장에서 중요한 변수로 인식되고 있다. 하지만 주택매매거래량의 경우 변동성이 크고 계절요인, 불규칙요인 등을 제거하기 쉽지 않아 자칫 주택시장에 미치는 영향력이 과도하게 측정될 가능성이 있어 본 연구에서는 직접적으로 분석에 이용하지 않았다.

가장 컸던 것으로 나타났다. 다음으로 전세가격이 0.273%씩 매월 증가하며, 주택가격의 0.224%보다 크게 나타나면서 전세가격의 증가 속도가 주택가격 증가 속도보다 더 빨랐던 것으로 확인된다. 각 변화율의 표준편차를 통해 전세가격의 변동성이 가장 큰 것으로 나타났다. 또한 최대값과 최소값을 통해 주택가격은 하방경직성이 강한 반면 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 전세가격 등은 상대적으로 상방경직성이 더 크게 작용한다고 볼 수 있다.

다음으로 <표 4>를 통해 주택매매거래량이 평균보다 많았던 시기와 평균보다 적었던 시기에 나타나는 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등의 기초통계량을 살펴본다. 우선, 주택매매거래량이 평균보다 증가(+) 하는 시기에 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등의 평균 변화율이 통계적으로 유의미한 상승변화가 관측된다. 반면, 주택매매거래량이 평균보다 감소(-) 하는 시기에 평균 주택담보대출 변화율은 상승하고 평균 주택가격 변화율은 하락하며, 이는 통계적으로 유의미한 결과로 확인된다. 주택담보대출의 경우 주택매매거래량이 평균보다 증가(+) 하는 시기, 감소(-) 하는 시기 모두 증가하고 있으나, 주택매매거래량이 평균보다 증가(+) 하는

<표 3> 기초통계량

변수	평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
주택담보대출 금리	-0.014	0.440	-1.180	0.148	-2.796	24.072
주택담보대출	0.511***	1.687	-2.504	0.457	-1.402	12.201
주택가격	0.224***	1.511	-1.318	0.441	0.207	5.160
전세가격	0.273***	1.731	-2.003	0.501	-0.891	7.454

Note: \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

<표 4> 기초통계량(거래량 증가시기 및 감소시기 구분 기준)

변수		평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
주택담보대출 금리	증가	-0.001	0.320	-0.400	0.102	-0.306	6.172
	감소	-0.051	0.440	-1.180	0.229	-2.423	13.865
주택담보대출	증가	0.616***	1.687	-2.504	0.462	-2.145	16.984
	감소	0.229***	0.808	-0.645	0.299	-0.475	3.634
주택가격	증가	0.364***	1.511	-0.175	0.373	1.386	4.251
	감소	-0.153***	0.499	-1.318	0.387	-1.279	4.072
전세가격	증가	0.403***	1.731	-0.065	0.380	1.226	4.428
	감소	-0.078	0.804	-2.003	0.612	-1.432	4.488

Note: \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.



시기의 주택담보대출 변화율이 주택매매거래량이 평균보다 감소(-) 하는 시기의 주택담보대출 변화율보다 더 크게 나타나는 것으로 확인된다. 즉, 주택담보대출은 주택매매거래량 추이와 상관없이 지속적인 상승(+) 추세를 이어온 반면, 주택가격은 주택매매거래량이 감소(-) 하는 추세일 경우 하락(-) 하는 경향을 보인다. 표준편차를 통해 주택담보대출은 주택매매거래량이 평균보다 늘어나는 시기 변동성이 확대되고, 전세가격은 주택매매거래량이 평균보다 줄어드는 시기 변동성이 상승하는 결과를 확인할 수 있다.

〈그림 1〉을 통해 주택시장 주요변수의 추이 및 변화율(%)을 확인할 수 있다. Chatzuantoniou, Filis, and Floros (2017)의 국면전환 모형을 통해 판별된 주택매매거래량의 증가(+) 시기와 감소(-) 시기 중 증가(+) 시기를 〈그림 1〉에서 음영으로 표시하고 있다. 〈그림 1〉을 통해 확인되는 대부분 시기에서 주택매매거래량은 분석기간의 평균보다 증가(+) 하는 추세를 보이며 간헐적으로 감소(-) 추세가 나타나고 있다. 다만 2022년부터 이후 지속적인 주택매매거래량이 평균보다 감소(-) 하는 추세가 지속되고 있으며, 이는 기존 주택매매거래량에서 관측되는 행태와 큰 차이를 보이고 있다. 또한 음영을 기준으로 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등과 주택매매거래량을 비교하면 주택매매거래량이 4변수 대비 후행하는 지표로 생각할 수 있는 모습이 관측된다.

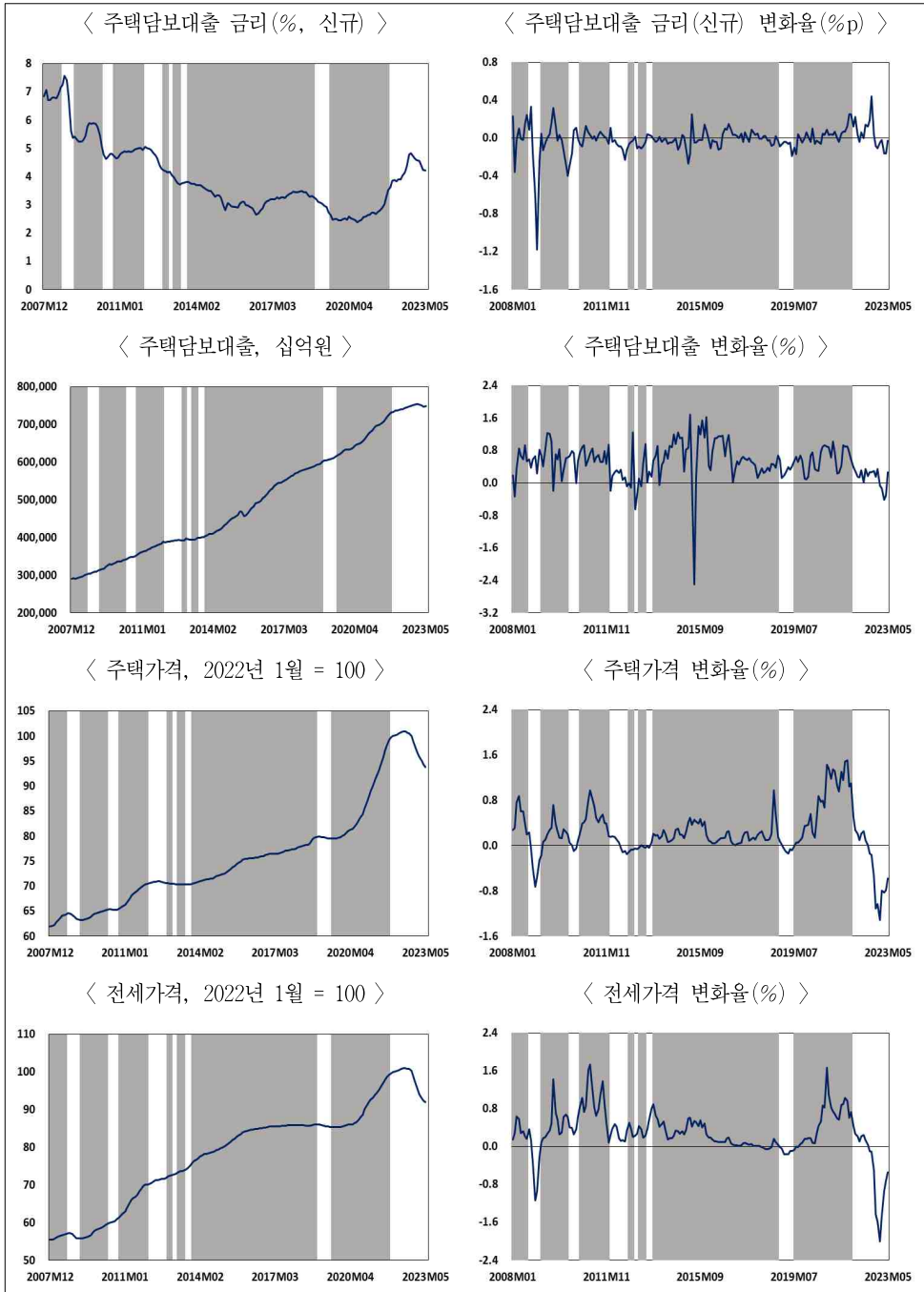
## IV. 모형설명

### 1. 이론모형

이영수(2010), 이충언(2013), 허석균(2022) 등은 주택가격에 대한 기대상승률이 모든 주택시장 참가자에게 동일하다면, 주택시장과 전세시장에서는 다음의 무차익거래조건(no arbitrage condition)이 성립한다고 보았다.<sup>8)</sup>

8) 식 (1)은  $P_t = R_t + [E_t(P_{t+1})/(1+i_t)]$ 와 같이 임대료( $R_t$ )와 미래 주택가격을 현재가치로 평가하는 균형주택가격을 통해 도출되며, 이는 주가의 할인가치모형, 채권가격평가모형, 환율의 이자율평가모형(interest rate parity model) 등과 유사하다고 볼 수 있다. 또한 균형주택가격에서 전세계약을 적용할 경우 임대료( $R_t$ )를 직접 또는 정기적으로 지불하지 않는다. 그렇지만 전세금에서 발생하는 이자수익을 임대료로 간주할 수 있다. 이에 따라  $t$ 기에 지급된 전세금이  $A_t$ 인 경우 이로 인해 발생할 이자수익은  $i_t \cdot A_t$ 로 추정되며 이를 현재가치로 평가하면

〈그림 1〉 주요변수 추이 및 변화율(%)



$i_t \cdot A_t / (1 + i_t)$ 가 된다. 이를 임대료( $R_t$ )에 대입하여 식 (1)과 같은 주택가격과 전세가격 간의 관계식을 유도할 수 있다.

$$P_t = \frac{i_t}{1+i_t} A_t + \frac{1}{1+i_t} E_t(P_{t+1}) \quad (1)$$

여기서  $P_t$ 는 주택가격,  $A_t$ 는 전세가격,  $i_t$ 는 이자율,  $E_t(P_{t+1})$ 는  $t$ 기까지의 정보를 이용해  $t$ 기에서 기대되는  $t+1$ 기의 주택가격을 의미한다. 또한 주택매매와 전세계약에 대한 각각의 대출 상한을 고려하면 주택가격과 전세가격은 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$P_t(1-\lambda_t) > A_t(1-\lambda_t^A) \quad (2)$$

이때  $\lambda_t$ 는 주택담보대출,  $\lambda_t^A$ 는 전세보증금대출의 상한을 의미한다. 식 (2)는 동일한 주택에 대해 대출을 받아 주택을 매입한 사람이 대출을 받아 전세로 주택을 임차한 사람보다 부의 수준이 높다는 의미를 포함하고 있다.<sup>9)</sup> 이와 같이 식 (1)과 식 (2) 등을 통해 금리, 대출, 주택가격, 전세가격 간의 관계가 일방적으로 형성되기보다 유기적으로 연결되어 영향을 주고받고 있음을 확인하였으며, 이를 바탕으로 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등의 자료를 사용하여 실증분석 모형을 설정하게 된다. 또한 거시경제 반영을 위해 CD금리, 산업생산, 소비자물가를 외생변수로 사용한다.<sup>10)</sup>

## 2. TVP-VARX 모형

본 연구는 국내 주택가격, 전세가격, 가계부채 간의 상호관계 변화를 동태적으로 살펴보기 위해 Paul(2020)을 기초하여 아래와 같은 TVP-VARX 모형을 고려한다.

$$y_t = B_{0,t} + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + \Gamma_t x_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

9) 허석균(2022)은 주택을 매입하고 싶지만 경제적 능력(부채조달능력을 포함)이 부족한 경우를 반영하기 위해 이와 같은 가정이 필요하다고 설명하고 있다.

10) CD금리, 산업생산, 소비자물가 등은 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등과의 내생성 문제가 지적될 수 있다. 본 연구는 이런 내생성 문제를 회피하기 위해 Paul(2020)의 강외생성 조건을 충족하는 통계적 과정을 통해 CD금리, 산업생산, 소비자물가 등을 전환하게 된다. 이런 전환과정은 제IV장 모형설명 중 2. TVP-VARX 모형에서 소개하고 있다.

여기서  $y_t$ 는  $4 \times 1$  내생변수로 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세 가격의 변화율(%) 등이 사용된다.  $B_{0,t}$ 는  $4 \times 1$  벡터의 시간가변 상수항이며,  $B_{k,t}$ 는  $4 \times 4$  행렬로  $k$ 번째 시차변수의 시간가변 추정계수이다. 이때 식 (3)은 외생변수로  $3 \times 1$  벡터인  $x_t$ 와 외생변수의 시간가변 추정계수인  $4 \times 3$  행렬  $\Gamma_t$ 를 포함하고 있다.  $u_t$ 는 평균 0과 시간가변 공분산 행렬인  $\Sigma_t$ 을 가진 오차항이며, 공분산 행렬  $\Sigma_t$ 는 Primiceri(2005)에 따라 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\Sigma_t = \Theta_t^{-1} V_t (\Theta_t^{-1})' \quad (4)$$

식 (4)에서  $\Theta_t$ 는 구조적(structural) VAR 모형에서 동시기적인 파급효과를 나타내는 계수이다. 하방삼각행렬인  $\Theta_t$ 와 대각행렬인  $V_t$ 는 각각 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\Theta_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21,t} & 1 & 0 & 0 \\ \theta_{31,t} & \theta_{32,t} & 1 & 0 \\ \theta_{41,t} & \theta_{42,t} & \theta_{43,t} & 1 \end{pmatrix}, \quad V_t = \begin{pmatrix} v_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & v_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & v_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & v_{4,t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

위의 식 (4)와 식 (5)을 바탕으로 식 (3)의  $u_t$ 는 다시 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$u_t = \Theta_t^{-1} V_t^{1/2} \epsilon_t, \quad \text{Var}(\epsilon_t) = I_4 \quad (6)$$

식 (3)의  $B_{0,t}$ ,  $B_{1,t}$ , ...,  $B_{k,t}$ ,  $\Gamma_t$  등을 벡터 형태로 결합하여  $B_t$ 로 정의하고  $\Theta_t$ 와  $V_t$ 를 구성하는 요소들도 Primiceri(2005)에 따라 벡터 형태인  $\theta_t$ ,  $\ln v_t$ 로 전환하여 아래와 같이 상수항을 포함하지 않는 임의보행(random walk)을 따른다고 가정한다.

$$B_t = B_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, Q) \quad (7)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, S) \quad (8)$$

$$\ln v_t = \ln v_{t-1} + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, W) \quad (9)$$

식 (6), 식 (7), 식 (8), 식 (9)의 오차항인  $\epsilon_t$ ,  $\eta_t$ ,  $\zeta_t$ ,  $\omega_t$ 는 각각 0의 평균과 공분산 행렬  $I_4$ ,  $Q$ ,  $S$ ,  $W$ 를 갖는 벡터들이다. 또한 이들 벡터들인  $[\epsilon_t', \eta_t', \zeta_t', \omega_t']'$ 는 평균이 0과 다음과 같은 공분산 행렬을 갖는 결합정규분포를 따른다고 가정한다.

$$\Pi = \text{Var} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (10)$$

이때  $I_4$ 은 단위행렬이고  $Q$ ,  $S$ ,  $W$ 는 양의 정부호 행렬이며, 이들은 하이퍼파라미터이다. 본 연구는 외생변수로 산업생산, 소비자물가, CD금리 등을 사용한다 ( $m=3$ ). 이때 세 변수는 과거 정보로 예상되지 못하는 최근의 갑작스러운 변화만을 고려하기 위해 SIC 및 AIC 기준에 따라 시차(p)를 적용한 변화율에 대한 ARIMA(p)를 추정하고 잔차( $\rho_t$ )를 우선 구한다. 다음으로 이렇게 추정된 각 잔차는 Paul (2020)에서 제안한 강외생성(Strong Exogeneity)을 충족하기 위해 아래와 같이 시차가 1인 내생변수를 설명변수로 하는 회귀모형을 추정하고 이를 통해 추정되는 잔차를 추출하여 TVP-VARX 모형의 외생변수( $x_t$ )로 사용한다.<sup>11)</sup>

$$\rho_t = \kappa y_{t-1} + x_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

본 연구에서는 외생변수 중 CD금리의 상승충격이 주택담보대출 금리를 통해 주택가격 및 전세가격에 미치는 아래와 같은 충격반응을 살펴보기 위해 Paul (2020)의 동시기 상대적 충격반응(contemporaneous relative impulse response)을 이용한다.<sup>12)</sup>

11) 이와 같은 강외생성 조건을 충족한다는 것은 산업생산, 소비자물가, CD금리 등이 내포하고 있을 수 있는 내생변수와의 내생성을 사전에 제거하는 통계적 절차를 거쳐 외생변수로 역할을 적절히 수행할 수 있도록 전환하는 과정을 의미한다. 또한 강외생성 조건을 충족하는 경우 외생변수들은 전환과정에서 확인되는 바와 같이 과거정보를 제거하기 때문에 예상하지 못한 현재의 변화를 설명한다는 것으로 이해할 수 있다. 이와 같은 강외생성 조건을 충족하는 전환과정에 대한 자세한 내용은 Paul (2020)을 참조하기 바란다.

12) 상대적 충격반응 및 식 (12)의  $r_t$ 에 대한 상세한 내용은 Paul (2020)을 참고하기 바란다 ( $r_t = [r_{t,1j}, r_{t,2j}, \dots, r_{t,ij}]'$ ,  $r_{t,ij} = \Gamma_{t,i} / \Gamma_{2008M02,j}$ ,  $t = 1, \dots, T$ ,  $i = 1, 2, 3, 4$ ,  $j = 1$ ).

$$\begin{aligned}\Psi_{0,t} &= r_t \\ \Psi_{t,h} &= \Phi_{t,h} \Psi_{0,t} \begin{cases} \text{if } h=0, \Phi_{0,t} = I \\ \text{if } h>0, \Phi_{t,h} = B_{1,t} \Phi_{t,h-1} + \dots + B_{p,t} \Phi_{t,h-p} \end{cases} \quad (12)\end{aligned}$$

한편, 앞서 살펴본 이론모형을 토대로 유기적으로 연결된 주택담보대출 금리, 주택 담보대출, 주택가격, 전세가격 간의 충격반응을 일방적인 인과관계보다 상호관계를 중심으로 살펴보기 위해 Pesaran and Shin(1998) 등이 소개한 일반화 충격반응함수 (Generalized Impulse Response Functions)를 사용한다.<sup>13)</sup> 이와 같은 일반화 충격 반응함수의 추정결과를 기초로 주택금융과 주택가격 동시충격이 전세가격에 미치는 영향, 주택금융과 전세가격 동시충격이 주택가격에 미치는 영향, 주택시장의 가격과 금리 동시충격이 주택담보대출에 미치는 영향 등을 살펴보기 위해 아래와 같은 Wiesen and Beaumont(2023)의 결합충격반응함수(Joint Impulse Response Function, JIRF)을 이용한다.

$$JIRF(h, \delta_{t,\ell}, \Omega_{t-1}) = \Phi_{t,h} \Sigma_t e_\ell (e_\ell' \Sigma_t e_\ell)^{-1} \delta_{t,\ell} \quad (13)$$

여기서  $\delta_t$ 는  $4 \times 1$  벡터로  $\Sigma_t$ 의 대각행렬인 분산에 대한 표준편차로 구성되며,  $\delta_{t,\ell}$ 의 경우는  $\ell_r \times 1$  벡터이다( $\ell_r \leq 4$ ).  $\Omega_{t-1}$ 은  $t-1$ 기까지 이용가능한 모든 정보집합이며,  $e_\ell$ 은  $i$ 행  $\ell$ 열의 요소는 1로 이외는 0으로 구성된  $4 \times \ell_c$  행렬을 의미한다 ( $i = 1, 2, 3, 4$ ,  $\ell \subset \{1, 2, 3, 4\}$ ,  $\ell_c \leq 4$ ).

13) 일반화 충격반응은 일반적인 출레스키 분해를 사용하는 VAR 모형의 충격반응 결과가 외생성 가정 순서에 따라 달라질 수 있다는 점을 일부 보완하는 형태로  $\psi_i^G(h) = \sigma_{ii}^{-0.5} \Phi_h \Sigma_i e_i$  ( $i = 1, \dots, 4$ )의 충격반응함수를 Pesaran and Shin(1998)이 소개하였다. 이를 시변하는 형태로 표현하면  $\psi_{t,i}^G(h) = \sigma_{t,ii}^{-0.5} \Phi_{t,h} \Sigma_t e_i$  할 수 있으며, 여기서  $\sigma_{t,ii}$ 는  $\Sigma_t$ 의  $(i, i)$  요소이며,  $e_i$ 는  $i$ 번째 요소가 1의 값을 갖고 나머지 요소는 0인  $4 \times 1$  벡터이다.  $\psi_{t,i}^G(h)$ 은  $t$ 시점에서  $i$ 번째 변수의 상승충격이 발생했을 때 내생변수들의  $t+h$ 시점 기대치를 나타낸다. 다만, 본 연구에서는 Wiesen and Beaumont(2023)를 참조하여  $\Sigma_t$ 의 대각행렬을 1로 만드는 표준화를 거쳐 충격반응을 도출한다. 이때  $\sigma_{t,ii} = 1$ 이 된다. 이를 통해 내생변수에 대한 일반화 충격반응함수는 1% 또는 1%p 상승충격에 대한 반응을 표현하게 된다.

## V. 분석결과

본 연구에서는 Canova and Ciccarelli (2009), Kirchner, Cimadomo, and Hauptmeier (2010) 등을 토대로 전체 분석표본을 이용하여 구한 식 (3) 과 같은 구성의 파라미터가 상수인 VARX 모형의 OLS 추정치들을 사전분포의 설정에 사용한다.<sup>14)</sup> 또한 하이퍼파라미터의 경우 사전분포가 독립적인 역의 Wishart 분포를 따른다고 가정한다. 이와 같이 구축된 사전분포를 기초하여 TVP-VARX 모형을 추정하기 위해 Gibbs 표본 추출을 5,000번 실시한다. 이중 초기 4,000개 표본은 사후분포의 추정에 있어서 초기값의 영향을 최소화하기 위해 버리고 1,000개의 표본을 이용하여 추정결과를 정리한다.<sup>15)</sup> 이때 TVP-VARX 모형의 시차는 SIC 기준 1이다.

### 1. 내생변수 충격반응

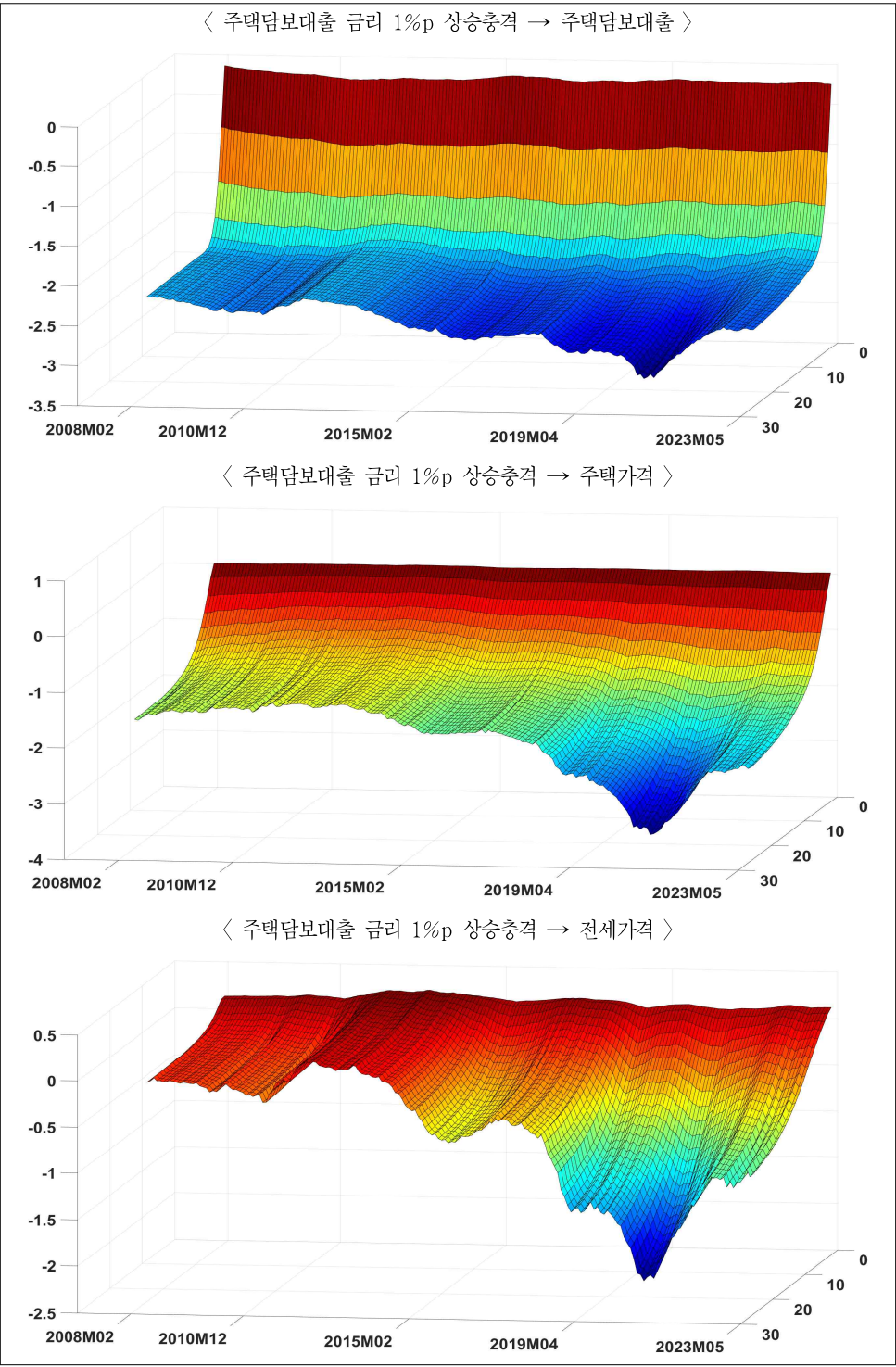
여기서는 먼저 내생변수인 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등의 TVP-VARX 모형을 통해 추정된 일반화 충격반응(누적)의 결과로부터 주택시장의 가격과 금융 간의 상호 충격반응이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는지 동태적으로 살펴보고자 한다. 이때 일반화 충격반응함수는 Wiesen and Beaumont (2023)를 따라 분산·공분산 행렬  $\Sigma_t$ 를 표준화하여, 각 내생변수의 1%p 또는 1% 상승충격에 대한 반응을 확인한다.

우선, 〈그림 2〉를 통해 주택담보대출 금리의 1%p 상승충격이 주택담보대출, 주택가격, 전세가격에 미치는 영향을 살펴본다. 기본적으로 분석기간에서 주택담보대출 금리 1%p 상승충격은 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등을 감소 또는 하락시키는 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며, 2020년 하반기 주택담보대출 금리 1%p 상승충격이 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등을 감소시키는 영향이 가장 크게 나타나고 있다. 이때 2020년 하반기 주택담보대출 금리의 1%p 상승충격에 대해 전세

14) Canova and Ciccarelli (2009), Kirchner, Cimadomo, and Hauptmeier (2010) 등은 분석기간이 짧은 경우 사전분포를 구하고 사용할 수 없는 표본을 재활용하고 동시에 짧은 표본에서 나타날 수 있는 큰 변동성을 줄이기 위해 이와 같은 방식으로 사전분포를 설정하도록 제안하고 있다.

15) 본 연구에서 사전분포 설정, Gibbs 표본 추출 과정 및 방식 등은 Primiceri (2005)를 따르고 있다.

〈그림 2〉 주택담보대출 금리 1%p 상승충격에 대한 반응(GIRF, 누적)





가격이 가장 큰 폭으로 하락 조정되는 것을 확인할 수 있다. 또한 이와 같이 급격하게 증가했던 주택담보대출 금리의 영향력은 최근 2020년 이전 수준으로 축소되고 있는 것으로 나타났다.<sup>16)</sup>

다음으로 〈그림 3〉을 통해 주택담보대출과 주택가격, 주택담보대출과 전세가격, 주택가격과 전세가격 간의 충격반응(누적) 살펴보면, 분석기간 중 주택담보대출 1% 증가는 대부분 주택가격에 대한 상승요인으로 작용하고 있는 반면, 전세가격에 대해서는 하락요인으로 작용하고 있다. 이는 주택담보대출 공급 활성화가 전세계약보다 주택수요를 확대시킬 수 있다는 결과를 보여준다. 또한 2022년부터 전세사기 이슈로 전세계약의 위험이 확대되자 주택담보대출 1% 증가로 인해 전세가격 급락을 조성한 것으로 확인된다. 이를 통해 최근 임대시장의 불확실성이 주택시장의 불안을 확대하였다고 볼 수 있다.<sup>17)</sup> 다만, 전세가격의 1% 상승충격은 기본적으로 주택담보대출과 주택가격의 상승요인으로 확인되지만, 최근 전세사기 이슈가 발생한 기간에 전세가격의 1% 상승충격이 주택담보대출과 주택가격에 비정상적인 영향을 미쳤다고 보기는 어렵다.<sup>18)</sup> 반면, 주택가격의 1% 상승충격은 주택담보대출과 전세가격을 상승시키는 요인으로 작용하고 있으며, 전세사기 이슈가 발생한 기간 주택가격이 전세가격에 미치는 영향이 더욱 확대되는 경향을 보인다.<sup>19)</sup> 즉, 주택시장에서 가격충격의 중심 발원지는 주택가격일 가능성이 높은 것을 방증하는 결과로 이해할 수 있다. 추가적으로 시간의 흐름에 따라 각 내생변수의 충격반응을 살펴보게 되면, 주택가격의 1% 상승충격으로 인해 발생하는 주택담보대출과 전세가격의 반응에서 구조변화가 주택담보대출과 전세가격의 1% 상승충격에 대한 내생변수의 반응들보다 더 빠르게

16) 주택담보대출 금리 1%p 상승충격에 따른  $t+24$ 기 기준 누적반응을 살펴보면, 주택담보대출은 2020년 8월(-3.205%), 주택가격은 2020년 11월(-3.614%), 전세가격은 2020년 8월(-2.194%) 등에서 가장 큰 폭의 감소가 확인된다.

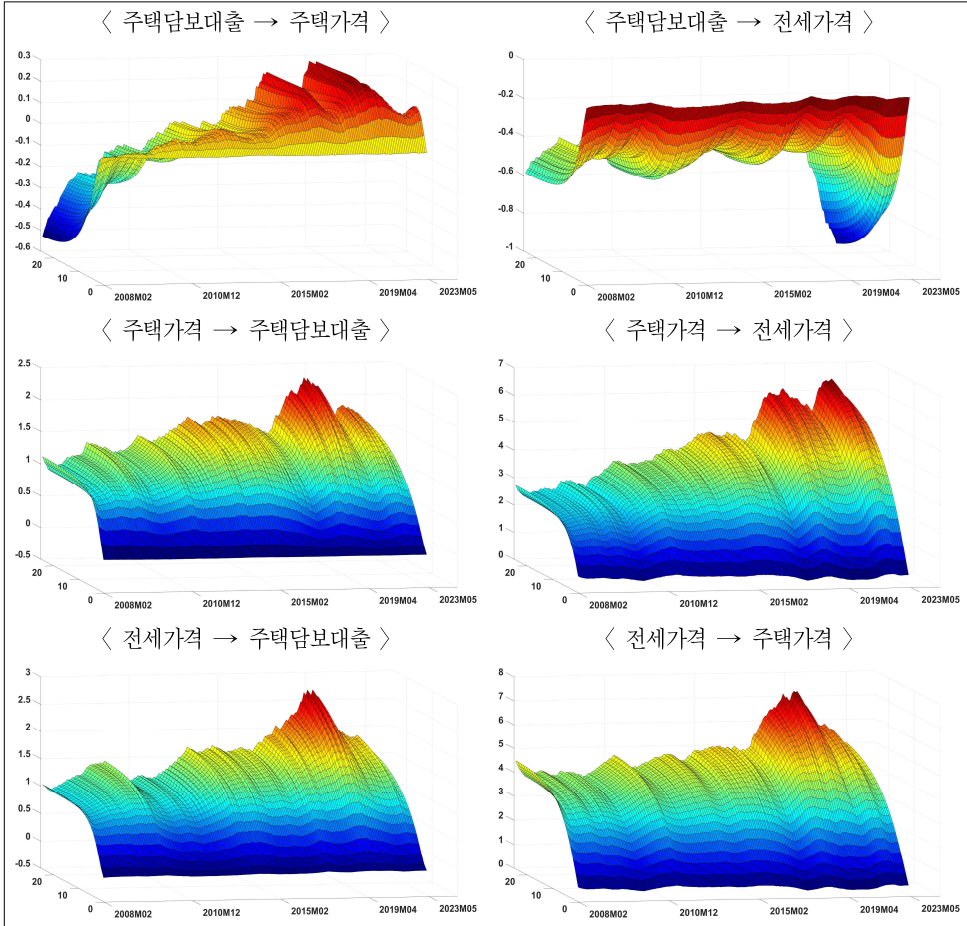
17) 주택담보대출의 1% 증가는 최근 주택가격을 상승시키는 요인으로 작용하고 있으며, 주택담보대출의 1% 증가가 발생하고 24개월 이후 주택가격이 가장 크게 영향을 받는 시점은 2020년 9월(0.272%, 누적)로 확인된다. 반면, 주택담보대출의 1% 증가는 전세가격을 하락시키는 요인으로 분석되며, 주택담보대출 1% 증가로 가장 큰 폭의 전세가격 하락이 발생한 시점은 2022년 12월(-0.989%, 누적,  $t+24$ 기 기준)로 나타났다.

18) 전세가격의 1% 상승충격이 발생하고 24개월 이후 주택담보대출을 가장 큰 폭으로 증가시키는 시점은 2020년 11월(2.680%, 누적)이며, 주택가격을 가장 큰 폭으로 상승시키는 시점은 2020년 12월(7.207%, 누적)이다.

19) 주택가격의 1% 상승충격이 발생하고 24개월 이후 주택담보대출이 가장 큰 폭으로 증가하는 시점은 2020년 6월(2.279%, 누적)이며, 전세가격이 가장 큰 폭으로 상승하는 시점은 2022년 9월(6.411%, 누적)로 확인된다.

나타나고 있어 이런 사실을 더욱 뒷받침하고 있다.

〈그림 3〉 내생변수 충격반응(GIRF, 누적, 주택담보대출 금리 제외)



이런 결과들을 종합하면 주택담보대출과 전세가격 등의 변화보다 주택가격 변화가 선행하는 경향을 보이고 있어 주택가격 상승은 주택담보대출 증가와 전세가격 상승을 유발하고, 이는 다시 주택가격을 상승시키는 파급경로가 형성되어 있다고 볼 수 있다. 하지만 이런 파급경로가 일정하게 나타나기보다는 불규칙적으로 발생하고 있어 이에 대한 대비가 어려울 것으로 파악된다. 그럼에도 불구하고 최근 주택가격이 주택담보대출과 전세가격에 미치는 영향이 주택담보대출이 전세가격과 주택가격에 미치는 영향 또는 전세가격이 주택가격과 주택담보대출에 미치는 영향보다 더욱 크게 나타나고 있어 전세가격이나 주택담보대출 관련 정책보다 주택가격 불확실성을 줄이고

안정화시키는 정책적 지원이 선행될 필요가 있어 보인다.

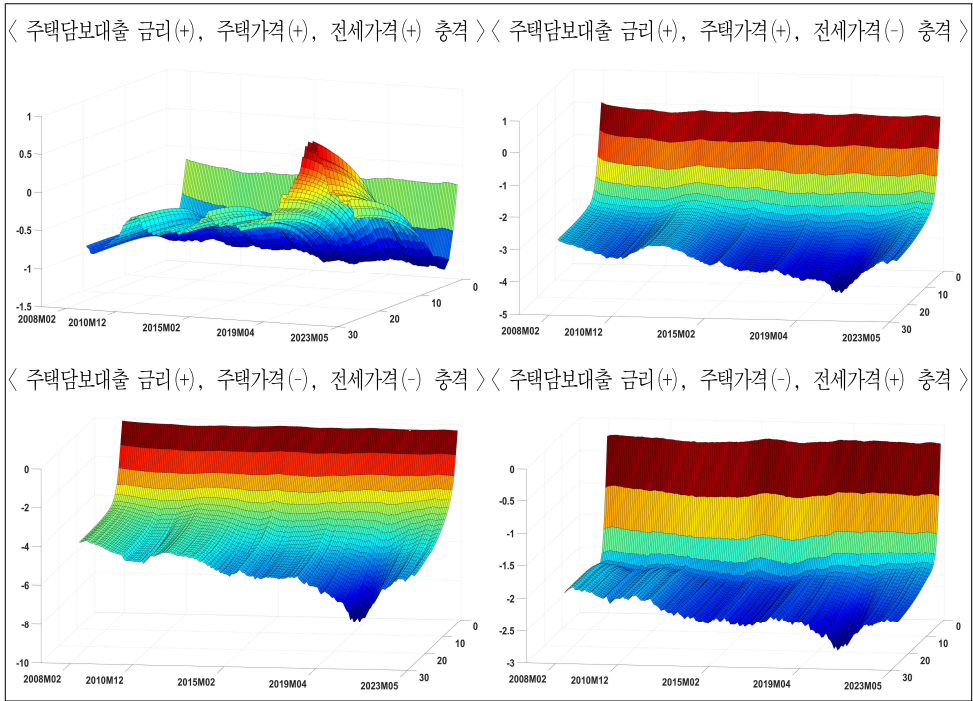
〈그림 4〉부터 〈그림 6〉까지는 ① 주택담보대출 금리 1%p, 주택가격 1%, 전세가격 1%의 결합충격이 주택담보대출에 미치는 영향, ② 주택담보대출 금리 1%p, 주택담보대출 1%, 전세가격 1%의 결합충격이 주택가격에 미치는 영향, ③ 주택담보대출 금리 1%p, 주택담보대출 1%, 주택가격 1%의 결합충격이 전세가격에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.<sup>20)</sup> 이때 3변수로부터 발생가능한 상승(+) 및 하락(-) 충격을 고려하여 4가지 시나리오에 대한 결합충격반응함수의 결과를 이용한다.<sup>21)</sup> 먼저 〈그림 4〉를 통해 3변수 결합충격에 대한 주택담보대출 반응을 살펴보면 주택담보대출 금리는 1%p 상승충격, 주택가격과 전세가격의 1% 하락충격이 결합되었을 때 가장 크게 주택담보대출이 감소하는 것으로 나타났다.<sup>22)</sup> 이때 주택담보대출 감소의 주요한 요인은 바로 주택담보대출 금리인상으로 확인된다. 하지만 주택담보대출 금리가 인상되어도 주택가격과 전세가격이 동시에 상승하는 주택시장 경기의 상승기에는 주택담보대출의 안정화는 어려울 수 있음을 보여주고 있다.

20) ① 주택담보대출 금리 1%p, 주택가격 1%, 전세가격 1% 결합충격의 경우 식 (13)의  $e_{\ell}$ 은  $[1, 0, 0, 0; 0, 0, 1, 0; 0, 0, 0, 1]'$ ,  $\delta_{t,\ell}$ 는  $[1, 1, 1]'$ 이다, ② 주택담보대출 금리 1%p, 주택담보대출 1%, 전세가격 1% 결합충격의 경우 식 (13)의  $e_{\ell}$ 은  $[1, 0, 0, 0; 0, 1, 0, 0; 0, 0, 0, 1]'$ ,  $\delta_{t,\ell}$ 는  $[1, 1, 1]'$ 이다, ③ 주택담보대출 금리 1%p, 주택담보대출 1%, 주택가격 1% 결합충격의 경우 식 (13)의  $e_{\ell}$ 은  $[1, 0, 0, 0; 0, 0, 1, 0; 0, 0, 1, 0]'$ ,  $\delta_{t,\ell}$ 는  $[1, 1, 1]'$ 이다, 이때  $\delta_{t,\ell}$ 의 값이 1이면 상승충격, -1이면 하락충격을 의미한다.

21) 3변수의 상승(+) 및 하락(-) 충격을 고려한 시나리오는 ① A변수(+), B변수(+), C변수(+), ② A변수(+), B변수(+), C변수(-), ③ A변수(+), B변수(-), C변수(-), ④ A변수(+), B변수(-), C변수(+), ⑤ A변수(-), B변수(-), C변수(-), ⑥ A변수(-), B변수(-), C변수(+), ⑦ A변수(-), B변수(+), C변수(+), ⑧ A변수(-), B변수(+), C변수(-) 등으로 총 8개 결합충격을 설정할 수 있으며, ①-④와 ⑤-⑧이 대칭적인 결과임을 고려할 때 중복되는 4개를 제외하고 본 논문에서는 ①-④의 결과만을 보고한다.

22) ① 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택가격 1%(+) + 전세가격 1%(+) 결합충격으로 인해 주택담보대출은 기본적으로 감소하는 반응을 보이지만 2020년 11월 (0.785%,  $t+24$ 기, 누적) 역대 최고 상승폭을 보여준다. ② 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택가격 1%(+) + 전세가격 1%(-) 결합충격은 대부분 기간에서 주택담보대출을 감소시키는 결과를 보여주며, 2020년 11월 (-4.423%,  $t+24$ 기, 누적) 가장 크게 감소하는 것으로 나타났다. ③ 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택가격 1%(-) + 전세가격 1%(-) 결합충격도 분석기간 동안 주택담보대출을 감소시키며, 2020년 8월 결합충격이 발생한 후 24개월 이후 주택담보대출의 누적반응이 8.014%로 감소가 가능한 결과를 보여준다. 마지막으로 ④ 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택가격 1%(-) + 전세가격 1%(+) 결합충격으로 주택담보대출은 2020년 8월의 24개월 이후 누적반응결과가 2.842% 감소하면서 분석기간 중 가장 큰 감소를 기록한다.

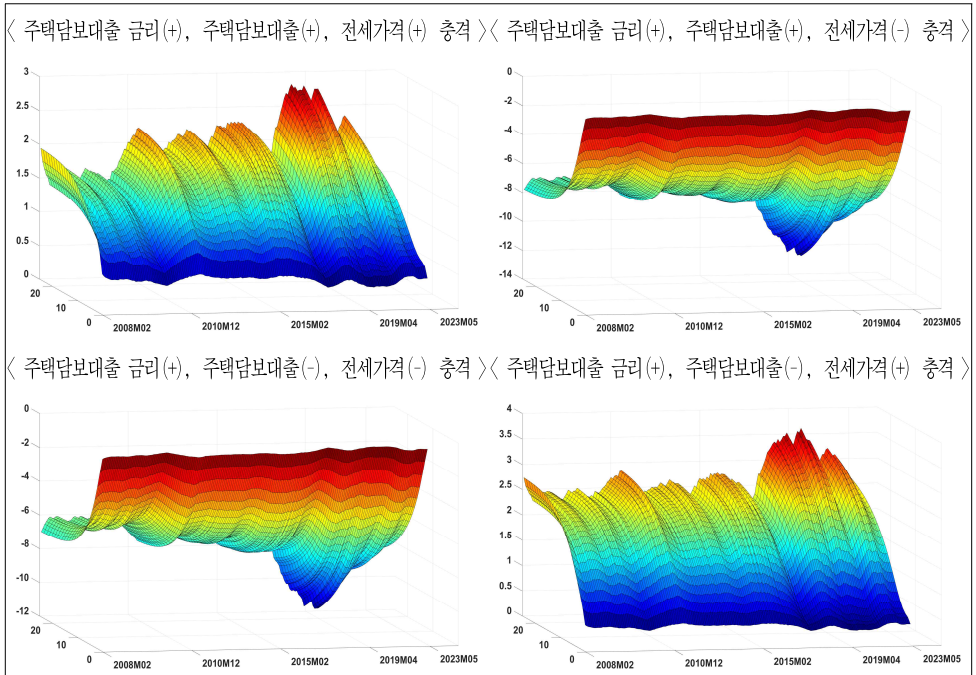
〈그림 4〉 3변수 결합충격 → 주택담보대출 반응(GIRF 기준, 누적)



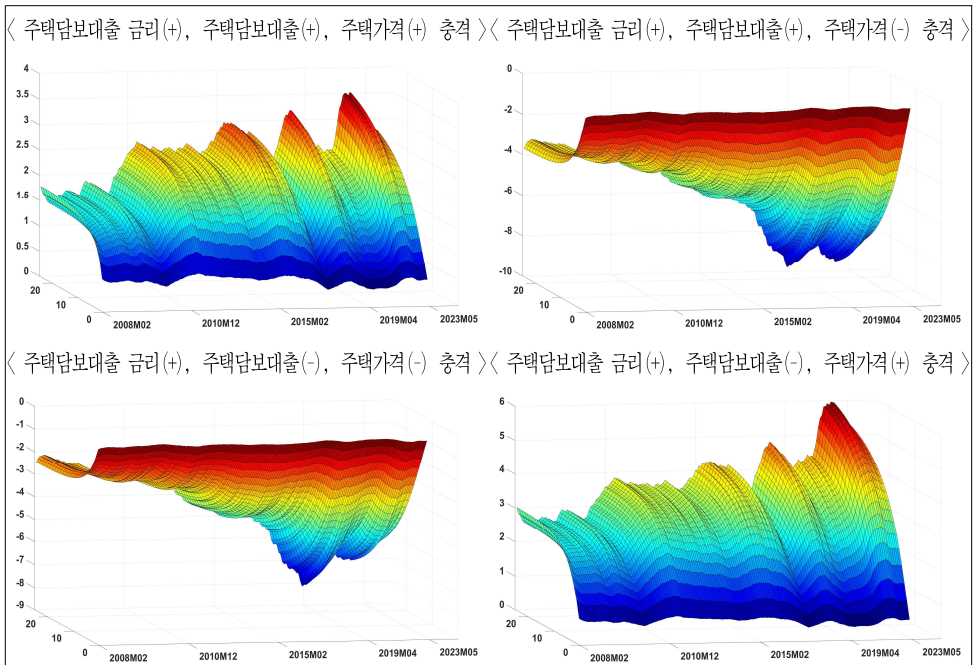
〈그림 5〉를 통해 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 전세가격의 결합충격에 대한 주택가격의 반응을 살펴보면, 주택담보대출 금리 1%p 상승, 주택담보대출 1% 증가, 전세가격 1% 하락이 함께 나타나는 경우 주택가격이 가장 크게 하락하는 것으로 나타났다.<sup>23)</sup> 이때 주택가격의 하락요인으로 가장 중요한 요인은 전세가격으로 확인된다. 이는 주택담보대출 금리, 주택담보대출의 상승 또는 하락 충격과 관계없이 전세가격이 상승인지 하락인지에 의해서 주택가격의 상승과 하락이 결정되는 것을 확인

23) ① 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(+) + 전세가격 1%(+) 결합충격으로 인해 분석기간 주택가격은 대부분 상승반응을 보이며, 이 중 최고 상승폭이 관측되는 시점은 2019년 11월(2.817%,  $t+24$ 기, 누적)이다. ② 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(+) + 전세가격 1%(-) 결합충격은 분석기간 주택가격을 대부분 감소시키며, 이 중 최고 감소폭이 관측되는 시점은 2021년 2월(-12.713%,  $t+24$ 기, 누적)이다. ③ 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(-) + 전세가격 1%(-) 결합충격은 분석기간 주택가격을 대부분 감소시키며, 이 중 최고 감소폭이 관측되는 시점은 2021년 2월(-11.846%,  $t+24$ 기, 누적)이다. 마지막으로 ④ 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(-) + 전세가격 1%(+) 결합충격으로 인해 분석기간 주택가격은 대부분 상승반응을 보이며, 이 중 최고 상승폭이 관측되는 시점은 2021년 2월(3.610%,  $t+24$ 기, 누적)이다.

〈그림 5〉 3변수 결합충격 → 주택가격 반응(GIRF 기준, 누적)



〈그림 6〉 3변수 결합충격 → 전세가격 반응(GIRF 기준, 누적)



할 수 있다. 주택담보대출 금리 1%p 상승, 전세가격 1% 하락하는 경우 주택담보대출 1% 증가는 주택담보대출 1% 감소보다 주택가격을 더 크게 감소시키며, 주택담보대출 금리 1%p 상승, 전세가격 1% 상승하는 경우 주택담보대출 1% 감소할 때 주택담보대출 1% 증가할 때보다 주택가격을 더 많이 상승시키는 것으로 나타났다. <그림 6>을 통해 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격의 결합충격에 대한 전세가격 반응결과를 살펴보면, 전세가격 변화에 중요한 요인은 주택가격 변화로 확인된다. 주택담보대출 금리 1%p 상승, 주택가격 1% 하락하는 경우 주택담보대출 1% 증가는 주택담보대출 1% 감소보다 전세가격을 더 크게 감소시키며, 주택담보대출 금리 1%p 상승, 주택가격 1% 상승하는 경우 주택담보대출 1% 감소할 때 주택담보대출 1% 증가할 때보다 전세가격을 더 많이 상승시키는 것으로 나타났다.<sup>24)</sup> 이는 <그림 5>의 주택가격 결과와 유사하다.

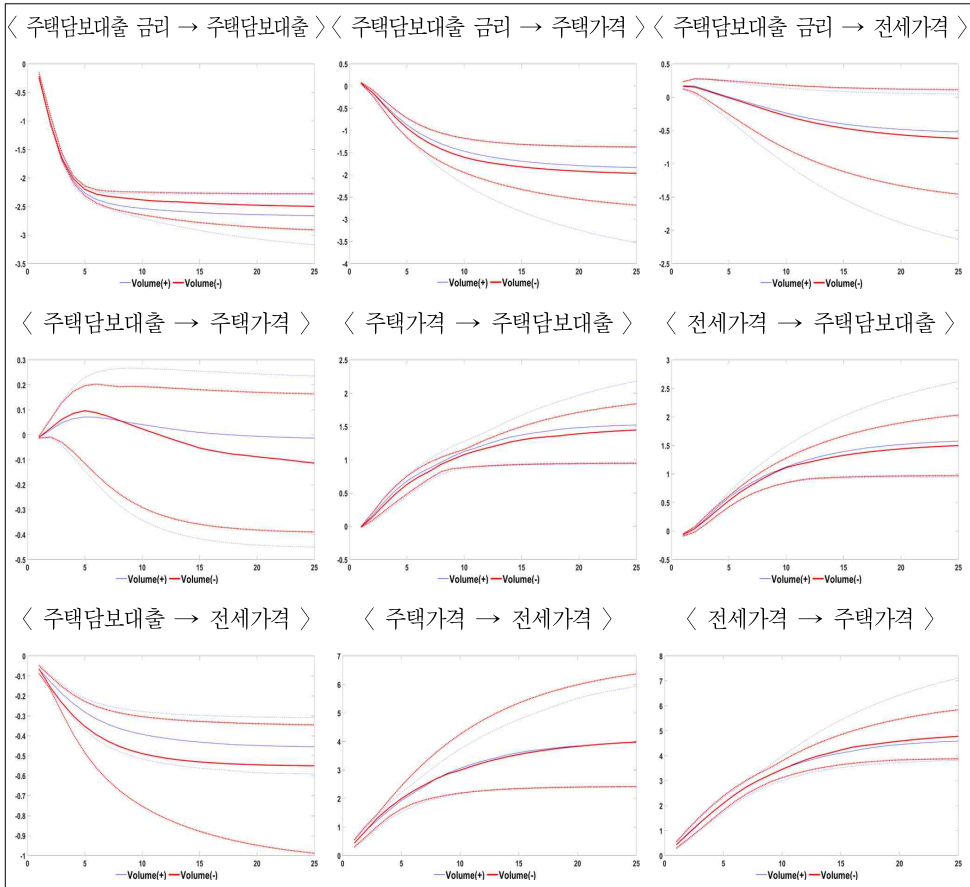
## 2. 거래량의 증가기와 감소기에 따른 충격반응 비교

여기서는 주택매매거래량이 평균보다 증가하는 시기와 감소하는 시기를 구분하여 주택시장 내 가격과 금융 간의 충격반응에서 평균적인 차이가 나타나는지 <그림 7>을 통해 확인하고자 한다. 앞서 기초통계량을 살펴보면서 주택매매거래량이 평균보다 증가(+) 하는 시기와 감소(-) 하는 시기에 따라 내생변수인 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등의 평균 변화율이 차이를 보인다는 점을 확인하였다. 하지만 <그림 7>을 통해서는 주택매매거래량이 평균보다 증가(+) 하는 시기와 감소(-) 하는 시기에서 내생변수 간의 평균적인 상호관계성에서는 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 즉, 주택매매거래량의 증가(+) 와 감소(-) 변화에 따라 주택시장 변수 간의 파급효과가 비대칭적으로 형성되지 않는다는 것을 보여준다.

24) ① 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(+) + 주택가격 1%(+) 결합충격으로 인해 분석기간 전세가격은 대부분 상승반응을 보이며, 이 중 최고 상승폭이 관측되는 시점은 2022년 8월(3.530%,  $t+24$ 기, 누적)이다. ② 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(+) + 주택가격 1%(-) 결합충격은 분석기간 전세가격을 대부분 감소시키며, 이 중 최고 감소폭이 관측되는 시점은 2020년 6월(-9.798%,  $t+24$ 기, 누적)이다. ③ 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(-) + 주택가격 1%(-) 결합충격은 분석기간 전세가격을 대부분 감소시키며, 이 중 최고 감소폭이 관측되는 시점은 2020년 6월(-8.141%,  $t+24$ 기, 누적)이다. 마지막으로 ④ 주택담보대출 금리 1%p(+) + 주택담보대출 1%(-) + 주택가격 1%(+) 결합충격으로 인해 분석기간 전세가격은 대부분 상승반응을 보이며, 이 중 최고 상승폭이 관측되는 시점은 2022년 8월(5.963%,  $t+24$ 기, 누적)이다.



〈그림 7〉 주택매매거래량 상승기 및 하락기 내생변수 간의 평균 누적충격반응



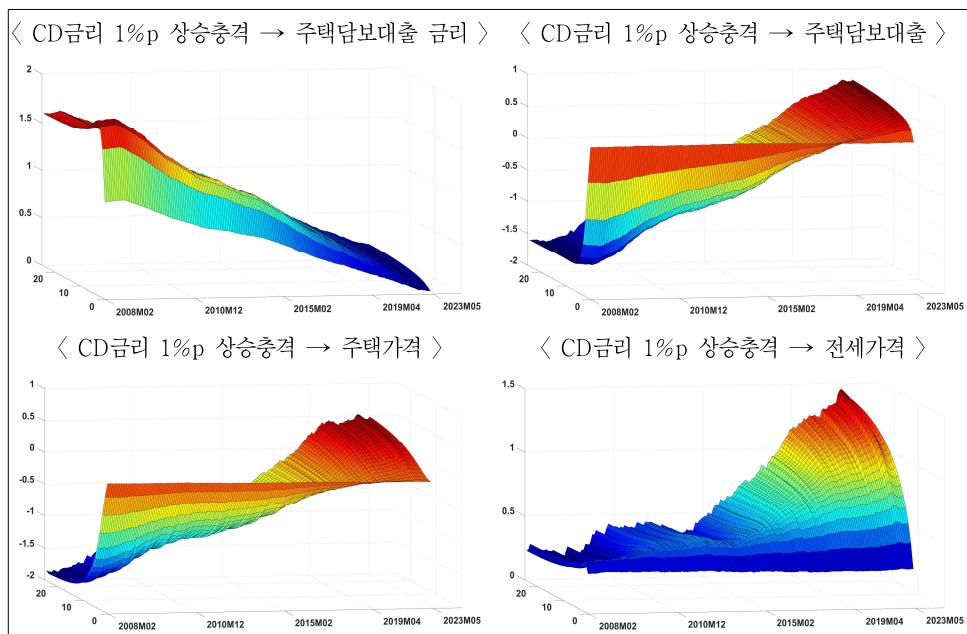
### 3. CD금리 충격에 대한 주택시장 반응

〈그림 8〉을 통해 외생변수로서 시장금리인 CD금리의 예상하지 못한 1%p 상승충격으로 인해 나타나는 내생변수인 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 등의 변화에 대한 반응을 살펴본다.<sup>25)</sup> CD금리의 예상하지 못한 1%p 상승충

25) 금리는 주택시장에서 중요한 이슈이며, CD금리는 다양한 선행연구를 통해 주택시장과 연관성이 강한 것으로 알려져 있다. 따라서 본 연구는 강의생성 조건을 충족하도록 전환된 외생변수인 CD금리 1%p 상승충격이 주택시장의 변화를 살펴보고 있다. 최근 주택시장에서 COFIX 금리, 장기금리 등의 연관성이 높아지고 있다는 시각이 있지만, 장기적인 관점에서 CD금리의 영향력을 무시할 수는 없다고 판단된다. 또한 다수의 기존연구에서 주택시장에 영향을 미치는 주요 금리로 CD금리를 선택하고 있다는 점을 고려하여 본 연구는 CD금리에 집중하여 분석을 진행하고자 한다. 이와 별개로 최근 주택시장, 가계부채 등에서 금리의 중요성이 커지고 있는 점을 감안

격은 시간의 흐름에 따라 주택담보대출 금리에 미치는 영향이 지속적으로 축소되어 왔음을 확인할 수 있다. 또한 최근에는 거의 영향력을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이와 같이 CD금리의 예상하지 못한 1%p 상승충격이 발생하더라도 주택담보대출 금리가 CD금리의 상승영향을 주택담보대출, 주택가격, 전세가격으로 전달하지 못하면서, 오히려 주택담보대출, 주택가격, 전세가격을 상승시키는 요인으로 작용하는 결과를 보여주고 있다. 특히, 저금리 기조가 강해지는 2019년부터 이런 현상이 명확하게 관측되고 있다. 하지만 고금리 기조로 전환된 2022년 이후에도 동일한 현상이 관측되고 있다. 분석기간인 2007년 12월부터 2023년 5월까지 CD금리와 주택담보대출 금리 간의 평균 격차는 1.60%p로 확인된다. 2022년 1월 2.46%p 차이를 보이던 CD금리와 주택담보대출 금리 간 격차는 고금리 기조가 시작되는 2022년 2월부터 꾸준히 감소하며, 2023년 5월 기준 0.57%p로 분석기간 최저 격차를 기록하고 있다. 이는 주택담보대출 금리의 기준이 되는 시장금리의 반영이 최근 감소되고 있으며, 이런 감소는 저금리 기간 수준에 가깝게 주택담보대출 금리를 최대한 유지하고자 하는

〈그림 8〉 CD금리 1%p 상승충격(외생변수 충격에 대한 내생변수 반응, 누적)



하여 향후 추가 연구를 통해 본 연구에서 제한된 지면으로 고려하지 못한 여타 장·단기 시장금리와 주택시장 간의 연관성을 좀더 면밀하게 살펴보고자 한다.



역할을 수행하는 것으로 보인다. 즉, 글로벌 통화정책 기조가 긴축으로 전환되고 고금리가 지속되는 현시점에서 관측되는 국내 주택담보대출 금리와 시장금리 간의 격차 감소는 주택시장의 가격에 대한 불확실성 및 가계부채 확대 요인으로 작용했을 가능성이 높아 보인다.

## VI. 정책적 시사점

주택시장에서 가격과 대출을 효과적으로 조정할 수 있는 도구는 본 연구에서 확인된 바와 같이 금리일 것이다.<sup>26)</sup> 최근 가계부채가 최고 수준을 갱신하고 있지만 현재와 같은 고물가, 고금리, 저성장 국면의 국내경제 상황에서 금리를 올리는 것은 시장 참여자가 부담해야 하는 위험을 높인다는 인식이 공유되고 있어 쉽지 않은 상황이다. 또한 현재 주택담보대출의 증가 수준에 비해 주택가격 및 전세가격이 상승했다고 보기는 어려운 상황으로 판단된다. 오히려 국민경제의 유동성 경색이 나타나고 있는지 검토가 필요해 보인다. 이는 경기둔화 국면에서 신용대출 등 기타대출이 줄고, 중소기업대출 중 시설대출 비중이 높아지고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 저성장, 고금리 국면에서 가계 및 기업이 유동성 확보를 위해 신용대출보다 금리가 저렴한 담보대출을 이용하고 있는 것은 아닌가에 대한 모니터링이 필요하다. 이와 더불어 부동산 PF 위험 등으로 비은행예금취급기관의 주택담보대출 잔액이 줄어들면서 이런 수요가 예금은행으로 넘어가 예금은행의 주택담보대출 잔액이 급격하게 늘어났지만, 전체 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관) 가계부채는 큰 영향을 받지 않았을 가능성에 대한 확인이 필요하다. 즉, 명확한 가계부채 추이를 살펴보고 증가한 주택담보대출의 용도를 파악한 이후 가계대출을 제한하는 정책의 수립이 필요한지 아니면

26) <그림 2>의 주택담보대출 금리 1%p 상승충격으로 나타나는 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 변화를 통해서 확인할 수 있다. 또한 이근영(2020), 손종익(2021), 석병훈(2022) 등은 가계부채 축소를 위해서 금리인상이 가장 효과적인 방법임을 주장하고 있다. 손종익(2021), 석병훈(2022) 등은 DSR, LTV, DTI 등의 규제정책은 가계부채 축소에 있어 보조적인 역할을 수행할 뿐이며, 실질적인 가계부채 축소를 위해서는 금리인상이 필요하다고 보았다. 이근영(2020), 손종익(2021), 석병훈(2022) 등은 최근 가계부채 문제, 주택가격 급등, 주택가격과 전세가격 간의 격차 확대 등에 대해 2000년대 이후 나타난 저금리 장기화로 인한 부작용임을 지적하고 있다. 또한 이근영·김남현(2016), 석병훈(2022) 등은 금리인상이 주택가격 또는 전세가격 등을 하락시킨다고 분석하고 있다. 즉, 다른 어떤 주택시장 제도 및 정책수단보다 금리인상(인하)은 주택가격 및 전세가격의 하락(상승), 가계부채 감소(증가)에 큰 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있다.

국가 경제의 유동성 부족을 해결하는 정책의 수립이 필요한지에 대한 검토가 정책적으로 선행되어야 할 것이다.

위의 내용을 좀 더 구체적으로 살펴보면, 가계대출은 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관) 기준 2021년 1,262조원으로 역대 최고치를 기록하고 2023년 8월 1,228조원으로 감소한다. 다만, 예금은행의 경우는 2023년 4월 이후 증가세를 보인 반면, 비은행예금취급기관은 2023년 1월 이후 꾸준히 감소세를 보이고 있다. 이런 점을 고려한다면 가계부채의 증가보다는 비은행예금취급기관에서 예금은행으로 가계대출 수요가 이전되는 구조변화가 나타났다고 볼 수 있다. 또한 예금은행과 비은행예금취급기관 간의 주택담보대출 금리차가 2022년 12월부터 2%p 이상(2023년 8월 기준 상호저축은행과 예금은행 간의 금리격차 2.74%p)으로 확대되면서 주택담보대출의 비은행예금취급기관에서 예금은행으로 전환이 가속화되었다고 판단된다. 한편, 주택담보대출은 금융기관(예금은행+비은행예금취급기관) 기준 2023년 8월 761조원(62%)이며, 기타대출은 467조원(38%)이다. 여기서 주택담보대출은 2023년 4월까지 감소세를 보이다 다시 증가세로 돌아선 반면, 기타대출은 2021년 11월 최고치인 529조원을 기록한 이후 감소세를 지속하고 있다. 이를 통해 안정적인 담보대출 중심으로 가계대출을 수급이 이루어지고 있다고 볼 수 있을 것이다. 이와 더불어 예금은행의 중소기업대출에서도 2023년 4월까지 감소하던 시설대출 비중이 늘어나고 있는 현상을 함께 고려한다면,<sup>27)</sup> 금융기관과 차주가 모두 경제 불확실성 확대로 인해 파생되는 위험을 회피하고자 하는 경향이 금융시장에서 담보대출의 비중을 늘리는 것으로 분석할 수 있다. 이런 현상은 앞서 실증분석의 결과와 같이 높아지는 시장금리 대비 낮은 주택담보대출 금리의 영향으로 신용대출 등의 기타대출보다 주택담보대출을 선택할 가능성이 더 크다는 내용과 일맥상통하며 현실을 적절히 반영했다는 타당한 근거로 볼 수 있을 것이다.<sup>28)</sup>

이처럼 본 연구의 분석기간을 대상으로 단순한 비례식으로 계산해보면 예금은행의 주택담보대출이 1% 증가하면 평균적으로 주택가격(KB)은 0.7% 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 동일한 비례식을 통해 최근 2023년 5월부터 8월까지의 경우 살펴보면 음(-)의 결과를 보여주고 있어 예금은행의 주택담보대출 증가가 주택가격 상승과

27) 2023년 4월 527조원으로 전체 중소기업대출 중 52.56%이며, 2023년 8월 기준 536조원으로 전체 중소기업대출 중 52.81%를 차지한다.

28) <그림 8>에서 CD금리 1%p 상승충격에 대한 주택담보대출 금리의 반응결과(CD금리 1%p 상승충격 → 주택담보대출 금리)를 통해 확인할 수 있다.

직접적으로 연결되었다고 보기 힘들다.<sup>29)</sup>

현재와 같이 국내외 경제환경에 대한 불확실성과 금리상승 압력이 커지고 국내 주택시장의 위험이 확대되는 시점에서는 글로벌 금융위기 기간 미국과 같이 신규 가계대출 확대를 제한하고 현재 가계대출에 대한 진단을 통해 한계 차주를 분리하고 가계부채의 구조를 개선하는 작업이 필요해 보인다. 2021년 10월부터 주택담보대출 금리 중 고정금리가 변동금리보다 평균적인 금리비용이 낮아진 것으로 확인되고 있다.<sup>30)</sup> 이런 주택금융 시장환경이 조성된 현시점에서 가계부채 위험을 줄이기 위해서는 정책모기지 활용을 촉진함으로써 가계부채 구조를 조정할 적기로 보여진다. 또한 시중은행과의 금리경쟁을 유도하기 위해서 특수한 정책모기지 공급전략을 국책은행과 협업하는 형태로 진행하는 것도 현시점에서는 효과적일 것이라 판단된다.

마지막으로 다양한 기존연구를 통해 우리나라에서 전세는 자가로 이동하는 가장 안정적인 주거 사다리로 분석된다는 사실을 간과해서는 안 될 것이다. 또한 본 연구의 실증분석을 통해서도 확인되는 바와 같이 주택가격과 전세가격 간의 상호작용은 민감하게 나타나고 있다.<sup>31)</sup> 따라서 현재의 역전세, 전세사기 등 전세시장 단편적 문제로 전세시장 무용론을 주장하기보다는 전세거래 모니터링 강화, 적정 전세가격 공시, 전세보증보험 강화 등 제도적 개선을 통해 전세시장의 안전성을 강화할 필요가 있다. 이는 전세시장의 안정화가 현재의 주택시장과 연계된 가계부채 위험과 금융시장의 부담을 완화하는 완충장치로 작동할 가능성이 크기 때문이다.<sup>32)</sup>

29) 이와 같이 최근 주택담보대출 증가가 주택가격에 미치는 영향이 이전보다 축소되었다는 사실은 <그림 3>의 내생변수 간의 충격반응결과 중 주택담보대출 1% 상승충격에 대한 주택가격의 반응(주택담보대출 → 주택가격)에 대한 최근 시점 결과에서도 동일하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 최근 주택담보대출이 주택가격에 미치는 영향의 축소는 주택매매보다 기존 주택매입자들이 주택담보대출을 안전한 형태의 대출상품으로 대환하는 경향이 더 크다는 사실을 방증한다고 볼 수 있다.

30) 2021년 9월 고정형 주택담보대출 금리(신규)는 3.03%, 변동형 주택담보대출 금리(신규)는 2.99%로 변동형이 유리하였지만 2023년 8월 기준 고정형 4.30%, 변동형 4.51%로 고정형이 더 유리한 주택금융시장이 형성되었다.

31) 본 연구의 실증분석 결과인 <그림 3>부터 <그림 6>에서 주택가격과 전세가격 간의 강력한 상호파급효과를 확인할 수 있다.

32) 한국은행(2022)은 2022년 대출금리 상승 및 전세가격 하락 등으로 전세자금대출 상환율이 상승한 것으로 분석하고 있다. 반면, 주택담보대출의 경우 상환율이 하락세를 유지한 것을 측정된다. 즉, 안정적인 주택시장이 유지된다는 가정하에서 전세시장에서 금리인상 및 가격하락 등은 가계부채 위험을 축소하는 요인으로 작용한다고 볼 수 있다. 한국은행(2023)은 2023년말 기준 전년대비 전세가격이 20% 하락할 경우 임대인의 약 73% 수준은 임차인에게 안정적인 전세보증금 반환이 가능하다고 분석하고 있다. 반면, 최대 약 7.6% 임대인의 경우 전세보증금 반환에

이처럼 주택가격, 전세가격, 가계부채 간의 상호관계는 개별 요인과 함께 복잡한 이론 및 실증적 관계로 연결되어 있음을 확인할 수 있다. 이를 통해 주택시장 및 가계 부채의 안정적 운용을 위한 정책수립에 있어 다양한 시각을 고려한 세심한 접근이 필요함을 제시하고자 한다.

## VII. 요약 및 결어

본 연구는 TVP-VARX 모형과 2007년 12월부터 2023년 5월까지의 월별 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격 자료를 이용하여 주택가격, 전세가격, 가계부채 간의 상호관계를 동태적으로 살펴보았다. 본 연구에서는 주택시장의 복합적인 충격반응을 종합적으로 고려하여 상호작용을 파악하고자 하였다. 또한 통제 변수들로는 산업생산, 소비자물가, CD금리 등을 고려하였다. 특히, 대출금리의 기준금리로 활용도가 높은 CD금리의 주택담보대출 금리로의 전가효과를 살펴보고 이를 기초로 시장금리 변화가 주택시장 및 주택금융에 미치는 영향을 살펴보았다.

실증분석결과 주택담보대출 금리가 1%p 상승하면 주택담보대출 증가, 주택가격 및 전세가격 하락이 나타난다. 주택담보대출의 1% 증가는 주택가격을 상승시키는 반면, 전세가격은 하락시키는 요인으로 작용하였다. 주택가격의 1% 상승충격은 주택담보대출 증가와 전세가격 상승으로 이어졌다. 또한 전세가격의 1% 상승충격도 주택담보대출을 증가시키고 주택가격을 상승시키는 것으로 나타났다.

하지만 주택담보대출 금리, 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 개별 충격을 결합해서 살펴보면 결합 조건에 따라 주택담보대출, 주택가격, 전세가격에서 나타나는

---

어려움을 겪을 가능성이 높다고 예측하였다. 이처럼 가계부채에 대한 전세시장의 위험은 실질적으로 주택시장의 위험 및 불확실성에서 파생되는 경향이 크기에 전세시장 자체의 문제라고 치부하는 것은 현실적으로 수긍하기 어렵다. 즉, 현재 제기되고 있는 가계부채에 대한 전세시장의 위험은 우선적으로 주택시장의 안정화가 이루어지면 자연스럽게 해소될 것으로 예상할 수 있다. 한편, 손종익(2021)은 금융시장이 안정적이고 불확실성이 낮은 경우 전세제도가 저소득층의 주택수요충진 진입을 증가시키는 중요한 요인으로 작용할 수 있다고 보았다. 또한 손종익(2021)은 높은 전월세전환율을 기초하여 월세대비 전세가 낮은 주거비를 지불하고 있다고 설명하고 있다. 이와 같이 주택시장이 안정적으로 유지된다면 전세제도는 가계부채 위험을 줄이고 계층 간 주택소유 불균형을 해소·보완하는 역할을 수행하는 도구로 활용될 수 있다. 따라서 전세시장의 위험이 표면화된 현시점에서 불안정한 주택시장 상황을 반영하여 향후 국내주택시장 실수요자의 효용 향상에 기여하고 주거복지 효율성을 제고할 수 있도록 전세제도의 정책적 보완 및 개편이 적극적이고 진취적으로 이루어져야 할 것이다.

반응이 다르다. 결합충격반응함수의 결과를 통해 주택담보대출의 경우 주택담보대출 금리, 주택가격의 경우 전세가격, 전세가격의 경우 주택가격이 반응의 방향성을 결정하는 중요한 요인으로 확인된다. 또한 주택담보대출 금리상승, 주택가격 하락(전세가격 하락), 주택담보대출 증가 등의 충격이 결합하는 경우 전세가격(주택가격)은 하락하는 것으로 나타났다. 즉, 상황에 따라 주택담보대출이 증가하더라도 주택시장의 가격 상승을 유도하지 못할 수도 있음을 확인하였다. 또한 주택매매거래량의 상승과 하락 시기에 주택시장 및 주택금융 간의 명목적 추세는 변화하였지만 상호관계에 있어서는 비대칭적 변화가 관측되지 않는다.

한편, 최근 시장금리 변화가 주택담보대출 금리에 반영되지 못하고 있으며, 이런 현상이 주택담보대출, 주택가격, 전세가격의 상방압력으로 작용하고 있다. 또한 주택담보대출 자금 수요가 비은행예금취급기관에서 예금은행으로 전환되고 있을 가능성이 높다고 분석된다.

간단히 정리하자면 본 연구를 통해 주택시장의 가격 및 가계부채 안정화를 위해서는 확일적 시각 또는 단일 주택시장 지표에만 집중하여 정책을 수립하는 것은 주택시장뿐만 아니라 금융시장의 교란, 국가적 유동성 경색 등이 확대될 수 있음을 보였으며, 이에 따라 국가 경제의 복합적인 관계를 고려하는 세심한 정책수립이 필요함을 제시하고 있다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김은재 · 김종진, “주택시장의 변화가 주택담보대출에 미치는 영향에 관한 연구,” 『주거환경』, 제13권 제4호, 2015, pp. 379-391.
2. 김희호, “전세제도 하에서 은행대출이 주택 가격에 미치는 효과에 관한 연구,” 『금융안정연구』, 제16권 제1호, 2015, pp. 37-67.
3. 석병훈, “가계대출 규제하의 금리 인상 효과 분석,” 『한국경제포럼』, 제15권 제1호, 2022, pp. 35-59.
4. 손종역, “저금리 하에서 전세의 레버리지효과에 대한 분석과 검증,” 『경제학연구』, 제69집 제4호, 2021, pp. 5-43.
5. 이근영 · 김남현, “금리와 주택가격,” 『경제학연구』, 제64집 제4호, 2016, pp. 45-82.
6. 이근영, “금리중시 물가안정목표제는 유효한가?” 『경제학연구』, 제68집 제2호, 2020, pp. 37-71.
7. 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』, 제16권 제4호, 2010, pp. 21-32.
8. 이충언, “매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석,” 『경제학연구』, 제62집 제1호, 2013, pp. 29-53.
9. 장한익 · 임병권 · 김형근, “국내외 거시경제변수를 고려한 주택의 매매와 전세 가격 간 동조화 변

- 화분석, "『주택연구』, 제27호 제4호, 2019, pp. 89-124.
10. 정인호, "주택전세 자기자금이 주택매매가격에 미치는 영향에 관한 연구," 『부동산학보』, 제57집, 2014, pp. 210-220.
  11. 한국은행, 『금융안정보고서』, 2022년 12월
  12. ———, 『금융안정보고서』, 2023년 6월
  13. 허석균, "주택매매시장과 전월세시장의 상호관계를 고려한 주택시장 정책효과 분석," 『KIF Working Paper』, 2022, 2022-18.
  14. Ambrose, B. and S. Kim, "Modeling the Korean Chonse Lease Contract," *Real Estate Economics*, Vol. 31, No. 1, 2013, pp. 53-74.
  15. Canova, F. and M. Ciccarelli, "Estimating Multicountry VAR Models," *International Economic Review*, Vol. 50, No. 3, 2009, pp. 929-959.
  16. Chatziantoniou, I., G. Filis, and C. Floros, "Asset Prices Regime-switching and the Role of Inflation Targeting Monetary Policy," *Global Finance Journal*, Vol. 32, 2017, pp. 97-112.
  17. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 1979, pp. 427-431.
  18. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, 1988, pp. 231-254.
  19. Kirchner, M., J. Cimadomo, and S. Hauptmeier, "Transmission of Government Spending Shocks in the Euro Area : Time Variation and Driving Forces," ECB Working Paper Series, No. 1219, July 2010.
  20. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 1987, pp. 703-708.
  21. Paul, P., "The Time-Varying Effect of Monetary Policy on Asset Prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 102, No. 4, 2020, pp. 690-704.
  22. Perron, P., "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, No. 2, 1997, pp. 355 - 385.
  23. Pesaran, H. and Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol. 58, 1998, pp. 17-29.
  24. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335-346.
  25. Primiceri, G. E., "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, 2005, pp. 821-852.
  26. Yang, Y. and J. Zhang, "Effects of Monetary Policy on the Exchange Rates: A Time-varying Analysis," *Finance Research Letters*, Vol. 43, 102114, 2021.
  27. Wiesen, T. F. and P. M. Beaumont, "A Joint Impulse Response Function for Vector Autoregressive Models," *Empirical Economics*, Vol. 66, No. 4, 2023, pp. 1-33.

## An Analysis of the Interrelationships between House Price, Jeonse Price, and Household Debt

Han Ik Jang\* · Byeng Kuk Kim\*\*

### Abstract

This study dynamically examined the interrelationship between housing prices, jeonse prices, and household debt using the TVP-VARX model. According to the results of the empirical analysis, an increase in mortgage interest rates leads to a decrease in mortgage loans, a decrease in housing prices and jeonse prices. Increased mortgage loans cause rising housing prices and falling jeonse prices. The rise in housing prices leads to an increase in mortgage loans and an increase in jeonse prices, while the rise in jeonse prices also results in an increase in mortgage loans and an increase in housing prices. Looking at the combined shock, the response of mortgage loans, housing prices, and jeonse prices varies depending on the combined conditions. In the case of mortgage loans, interest rates for mortgage loans, jeonse prices for housing prices, and housing prices for jeonse prices are important factors that determine the direction of the response. Depending on the situation in the housing market, housing market prices may not rise even if mortgage loans increase. Recent changes in market interest rates have not been reflected in mortgage rates, which are acting as upward pressure on mortgage loans, housing prices, and jeonse prices.

**Key Words:** house price, jeonse price, household debt, TVP-VARX, joint impulse response

**JEL Classification:** E3, E4, E5

*Received: Feb. 14, 2024. Revised: April 8, 2024. Accepted: April 25, 2024.*

\* First Author, Research Fellow, IBK Economic Research Institute, Industrial Bank of Korea, 79, Eulji-ro, Jung-gu, Seoul 04541, Rep. of Korea, Phone: +82-2-729-6859, e-mail: jang.hi@hotmail.com

\*\* Corresponding Author, Head of Team, Housing Research Institute, Korean Housing Finance Corporation, 12th FL, Busan International Finance Center, 40 Munhyeongeumyung-ro, Nam-gu, Busan 48400, Korea, Phone: +82-51-663-8170, e-mail: ymix7@naver.com