

실거래 자료를 활용한 우리나라 아파트 시장의 투자수요 식별 및 아파트 가격의 변동 요인 분석*

이승훈**

요약

이 논문의 목적은 우리나라 아파트 가격이 투자수요와 실수요 중 어떤 요인에 의해 주로 변동해왔는지를 밝히는 것이다. 이를 위해 아파트 실거래가 자료를 바탕으로 임대 목적 거래량 자료를 구축하였으며, 이를 구분변수로 설정해 부호제약 구조 VAR(sign-restricted structural vector autoregression) 모형으로 투자수요 · 실수요 · 공급 충격을 식별하였다. 분석 결과, 실거래가 자료로 구축한 임대 목적 거래량 시계열은 국토교통부 자금조달계획서로 산출한 임대보증금 승계 거래량 시계열과 유사한 수준 및 추이를 보였으며, 우리나라 아파트 가격은 투자수요에 의해서도 상당 부분 변동해왔던 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 아파트가 투자자산으로도 활용되어왔음을 의미한다. 일례로, 실질 아파트 가격이 급등했던 코로나19 팬데믹 기간 중 정점 시점(2021년 12월)을 기준으로 투자수요 · 실수요 · 공급 충격의 기여율이 각각 37.4%, 47.5%, 15.1%로 추정되었다. 이 논문은 기존 연구들과 달리 비교적 긴 기간의 신뢰할만한 임대 목적 거래량 자료를 구축했다는 점과, 이를 토대로 아파트 가격에 대한 수요 변동의 영향을 투자수요와 실수요로 나누어 분석했다는 점에서 차별성을 지닌다.

핵심어 : 주택 투자수요, 주택가격 변동요인, 부호제약 구조 VAR(vector autoregression), 역사적 분해

1. 서론

글로벌금융위기(global financial crisis, GFC) 이후와는 다르게 코로나19 팬데믹(이하 '팬데

* 이 연구내용은 집필자 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는 무관합니다. 따라서 이 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

** 이승훈, 주저자, 한국은행 통화정책국 정책분석팀 과장, lshoon@bok.or.kr

© Copyright 2024 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

믹') 기간 중 주요국의 주택가격은 경기 침체에도 불구하고 급격히 상승했다. 윤성훈(2021)이 G20 국가 중 10개 선진국을 대상으로 조사한 결과에 따르면 GFC 이후에는 예외 없이 주택가격이 하락했으나, 2020년 중에는 대부분의 국가가 주택가격 상승을 경험한 것으로 나타났다. 두 위기 기간별 주요국의 주택가격 흐름이 상이한 모습을 보인 이유로 윤성훈(2021)은 경기 침체의 원인이 달랐던 점, 경기 침체에 대응한 전례 없는 재정·통화정책과 경기회복에 대한 기대감으로 주택 수요가 줄지 않았던 점, 주택공급 부족 우려가 커졌던 점을 꼽았다.

Loewenstein & Meyer(2024)는 미국을 대상으로 글로벌금융위기 이전 기간과 팬데믹 기간 중의 주택가격 상승기를 비교해 차이점을 도출하였다. 구체적으로는, 2000년대 주택가격 상승은 주로 주택가격 상승 기대에 의해 주도되었지만 2020년대에는 내재가치(fundamental value) 상승에 의해 주도되었다는 점, 2000년대와는 반대로 2020년대에는 주택 수요가 공급보다 빨리 증가했다는 점 등을 제시하였다.

Deb et al.(2022)은 팬데믹 기간에 집중해 동 기간 중의 주택가격 상승 요인을 세 가지 측면에서 제시하였다. 수요 측면에서는 사회적 거리두기와 봉쇄조치 등에 따라 재택근무가 활성화되며 거주환경 개선을 위한 수요가 확대된 점, 정책 측면에서는 완화적 재정정책에 따른 가계 재무상태 개선, 저금리 기조로 인한 이자비용 완화 등을 주된 요인으로 꼽았으며, 공급 측면에서는 감염병 확산에 따른 건설공사 위축을 주요 요인으로 제시하였다.

여러 연구들이 팬데믹 기간 중 주택 수요 확대를 주택가격 상승의 원인으로 지목하고 있지만, 실수요·투자수요 중 어떤 수요가 주택 수요 확대를 주도했을까? 팬데믹 기간 중 주택가격이 상승한 데에는 거주환경 개선을 위한 실거주 수요 증대 영향뿐만 아니라, 실물 경기 위축 대응 과정에서 완화된 금융 여건 하에 투자수요가 확대된 영향도 있었을 수 있다. 이러한 문제의식 하에 이 논문에서는 주택 수요 충격을 실거주 수요와 투자수요로 구분해 팬데믹 기간이 포함되는 분석대상 기간(2011~2023년) 중의 주택가격 변동요인을 더 자세히 파악해보고자 한다. 이를 위해 실거래 자료를 활용해 임대 목적 거래량을 식별하고, 식별된 거래량 자료를 토대로 부호제약 구조 VAR(sign-restricted structural vector autoregression)¹⁾ 방식으로 두 가지 수요 충격이 아파트 가격에 미치는 영향 등을 분석한다.

1) 구조 VAR 모형을 활용하면 경제학적 의미를 갖는 구조 충격이 각 내생변수에 미치는 영향을 동태적으로 분석할 수 있다. 그러나 당기의 변수 간 관계는 내생성(endogeneity) 문제로 인해 직접 추정이 불가능하므로, 경제 이론에 부합하는 단기·장기·부호·혼합 제약 등을 부과해 구조 충격을 식별한 후 분석한다. 부호제약은 구조 충격에 따른 각 변수 반응의 부호를 양(+) 또는 음(-)으로 제한해 식별하는 방법이며, 각 변수 반응을 0으로 설정하는 단기·장기 제약과 달리 이론적인 "방향"에 부합하는 구조 충격을 식별할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I 장의 서론에 이어 II 장에서는 관련 선행연구에 대한 검토와 본 연구의 차별성을 짚어본 후, III 장에서는 아파트 실거래 자료를 활용한 임대 목적 거래량 자료 구축 방법론과 부호제약 구조 VAR 모형, 실수요 · 투자수요 · 공급 충격 식별을 위한 부호제약 방법론을 설명한다. IV 장에서는 III 장의 방법론들로 실증분석한 결과를 다루며, 마지막으로 V 장에서는 결론을 제시한다.

II. 선행연구 검토 및 차별성

이번 장에서는 관련 선행연구를 크게 두 가지 주제(임대 목적 거래량 데이터 구축, 주택수요 분석)로 분류해 소개한 후, 본 연구의 차별성을 제시한다.

1. 임대 목적 거래량 자료 구축 사례

국내에서 임대 목적 거래량 자료를 구축한 사례는 국토교통부 자금조달계획서 미시자료를 활용한 경우가 일부 있다. 주택매매 시 국토교통부 앞 자금조달계획서 제출은 2017년 9월 26일부터 투기과열지구의 3억 이상 주택을 대상으로 의무화되기 시작했는데, 2020년 3월 13일부터 2020년 10월 26일까지 조정대상지역 3억 이상 주택으로 확대되었고, 이후 투기과열지구 · 조정대상지역의 모든 매매와 비규제지역 6억 이상 주택으로까지 확대되었다. 자금조달계획서에는 자기자금, 차입금 등(임대보증금 포함)을 포함한 세부적인 자금조달계획과 입주 계획(본인 입주, 본인 외 가족입주, 임대, 기타) 등을 작성하도록 되어 있다. 따라서 이 자료를 활용하면 임대보증금으로 자금을 조달한 임대 목적 거래량을 가늠해볼 수 있다.

이 자료를 활용해 박진백 외(2022)는 협의²⁾의 전세 레버리지 매입(소위 갭투자) 규모를 시산하였다. 구체적으로는 주택을 매입 후 임대하는 경우와 주택매입 시 임대를 동시에 하는 경우, 임차인의 보증금을 승계하여 매입하는 경우를 협의의 전세 레버리지 매입으로 보았으며, 자금조달계획서 신고 대상 매입자 중 30%~40%는 전세 레버리지 매입자인 것으로 분석하였다. 김혜림 외(2023)와 도경탁 외(2023)에서도 같은 자료를 활용해 임대보증금으로 자금을 조달한 임대목적 주택 매매량을 시산하였으며, 박진백 외(2022)의 협의의 전세 레버리지 매입건수와 유사한 추이를 보였다.

2) 임대인이 전세계약 후 수수한 보증금을 다양한 투자수단으로 활용할 수 있으므로, 모든 전세계약은 전세 레버리지 매입으로 볼 수 있으며 이를 ‘광의의 전세 레버리지 매입’으로 보았다.

2. 주택 수요 분석 사례

1) 미시 데이터 활용 사례

주택은 소비재로서의 성격과 투자자산으로서의 성격을 모두 갖는 독특한 재화 중 하나이다. 그간 이러한 특징을 고려해 주택의 수요를 주거서비스에 대한 수요(이하 “실거주 수요”)와 투자수요로 구분해보려는 시도는 여럿 있었다. 특히 미시 데이터를 활용하여 주택 투자수요를 분석한 사례는 다양한 편이다. 대표적인 국외 연구로는 Arrondel & Lefebvre(2001), Goodman(1988), Ioannides & Rosenthal(1994)가 있으며, 국내에서도 이와 유사한 다양한 연구들이 있었다.

김지현(2017)은 국토연구원의 설문조사 자료를 토대로 주택의 투자재로서의 성격을 감안한 수요 함수를 추정하였으며, 아파트 가격상승에 대한 기대감이 높을수록 더 많은 자본이득을 위해 주택매도를 유보시키므로 거래량이 감소함을 밝혔다. 다만, 동 연구에서는 주거서비스 수요와 투자수요를 별도로 분리해 추정하지는 않았다.

두 수요를 구분하여 분석한 사례는 여럿 있었는데, 김준형·신재섭(2016)은 「주거실태조사」 마이크로데이터의 특정 문항들을 기준으로 이항로짓모형을 설정해 소비수요와 투자수요의 분리를 시도하였으며, 2010년과 2014년의 투자수요 비중을 5%~12% 가량으로 추정하였다. 이호진·고성수(2017)도 주택금융공사의 「주택보유 및 대출실태 조사」 자료에 순서형로짓모형과 다항로짓모형을 적용해 주거서비스와 투자수요를 구분하여 분석하였으며, 지역 내 주택매매가격과 임대료 수준이 가구의 주택 소비 및 투자수요 결정에 중요한 변수임을 밝혔다. 노영훈(2018)도 소비수요와 투자수요 함수를 별도로 추정하였으며, 「가계금융복지조사」 마이크로데이터에 순차적 프로빗 모형을 적용해 순자산, 경상소득, 베이비붐 세대 여부, 결혼 여부, 교육수준, 수도권 소재 여부가 주택소유·점유형태 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 박종훈·이성우(2018)는 「주거실태조사」 자료에 헤도닉 가격 함수 추정방법(hedonic price model)을 적용해 주택 유형별(아파트 및 비아파트)로 수요의 행태가 다를 수 있음을 보였다. 구체적으로는 아파트·오피스텔은 소비 수요와 투자수요가 혼재되어 있으며, 단독·연립·다세대 주택은 투자수요가 크지 않음을 밝혔다.

마지막으로, 주택의 투자수요에만 초점을 맞추어 분석한 국내 연구도 있다. 이성원(2022)은 갭투자자를 유주택 임차자와 다주택 소유자로 정의한 후, 「주거실태조사」 자료에 다수준 로짓 모형을 적용해 고령층이면서 소득이 낮을수록 투자수요가 증가함을 밝혔다.

2) 시계열 데이터 활용 사례

시계열 측면에서 주택가격의 변동요인을 수요와 공급으로 나누어 분석한 국내외 연구사례들은

대부분 부호제약 VAR 모형을 활용했는데, 대표적인 해외 연구인 Wu et al.(2017)은 홍콩 주택시장의 단기적인 변동요인을 분석하기 위해 8변수³⁾ VAR 모형에 부호제약을 부여해 주택가격을 주택공급 충격, 주택수요 충격, 주택담보대출금리 충격, 시장 분위기 충격, 은행대출 충격으로 분해하였다. 분석 결과 홍콩 주택가격은 은행대출 충격과 주택공급 충격에 의해 주도되어 온 것으로 나타났다. 이때 주택수요는 주택가격, 주택담보대출 금리, 가계소득과 같은 방향으로 움직이는 한편 주택담보대출 신규취급액⁴⁾과 공실률과는 다른 방향으로 움직이는 충격으로 정의하였다.

국내에서는 민선옥 · 이영수(2019)가 6변수⁵⁾ VAR 모형에 부호제약을 부여해 주택시장의 수요 · 공급과 총수요 · 총공급, 이자율, 가계대출 충격을 식별하였으며, 금융부문 충격(이자율, 가계대출)이 주택가격 변동의 50% 이상을 설명하는 것으로 분석하였다. 이때 주택수요 충격은 주택가격, 주택거래량, 이자율, 가계대출을 증가시키는 것으로 정의하였다.

더 나아가 투자수요와 유사한 성격을 갖는 충격들을 추가로 식별한 연구들도 있었는데, Towbin & Weber(2015)는 주택가격기대 충격을 식별하기 위해 7변수⁶⁾ VAR 모형에 부호제약을 부여해 주택가격을 주택공급 충격, 주택수요 충격, 주택담보대출금리 충격, 주택가격기대 충격으로 분해하였으며, 미국 주택시장 호황기의 주택가격 상승을 주택가격기대 충격이 주도한 것으로 분석하였다. 이때 주택수요 충격은 주택가격, 주택투자, 주택담보대출 금리를 상승시키는 한편 공실률은 감소시키는 충격으로, 주택가격기대 충격은 주택가격, 주택투자, 주택담보대출 금리, 공실률을 증가⁷⁾시키고 LTV(loan to value)를 증가시키지는 않는⁸⁾ 충격으로 정의하였다. Ben-David et al.(2024)도 이와 유사하게 7변수 BVAR 모형에 부호제약을 부여해 주택가격을 주택공급충격, 주택수요 충격, 주택담보대출금리 충격, 주택가격기대 충격으로 분해하여 미국 주택시장을 분석하였는데, 주(state) 단위 분석까지 확장되었다는 차이점이 있다. 서론에서 언급된 Deb et al.(2022)도 4변수 VAR 모형에 부호제약을 부여해 아시아 태평양 지역 국가들의 주택가격을 주택공급, 주택수요, 주택담보대출금리, 주택가격기대 충격으로 분해하였으며, 주택수요는 실질주택가격, 실질주택투자, 주택담보대

3) 월별 주택가격, 주택착공, 공실률, 주택담보대출금리, 주택담보대출 신규취급액, 가계소득, 매매가격 대비 임대가격 비율, 주가지수 자료를 활용하였다.

4) 주택담보대출 신규취급액을 은행대출태도의 대응변수로 활용하였으며, 은행대출태도 완화에 따른 영향과 구분하기 위해 이와 같은 제약을 부여하였다.

5) 주택담보대출금리, 가계대출액, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주택가격, 주택거래량 자료를 활용하였다.

6) 분기별 실질주택가격 증가율, 실질 GDP(gross domestic product) 대비 실질 민간 주거용 건물 투자 비중, 공실률, 실질 주택담보대출금리, LTV, 매매가격 대비 임대가격 비율, 실질 GDP 증가율 자료를 활용하였다.

7) 가격상승기대 확대 시 주택공급업자들이 신규공급을 늘리면서 공실률이 증가할 것이라고 보았다.

8) 은행의 대출태도 완화 영향을 배제하기 위해 이와 같은 제약을 부여하였다.

출 금리를 상승시키는 한편 공실률은 감소시키는 충격으로 정의하였다. 분석 결과 팬데믹 기간 중 우리나라의 주택가격 상승은 공급 충격보다 수요 충격에 의해 주도되었던 것으로 나타났다.

부호제약이 아닌 방식으로 주택 수요를 실수요나 투기적 수요로 세분화해 분석한 사례로는 손종억(2021), 이우진·박철범(2022), Lee et al.(2022)이 있으며, Lee et al.(2022)은 Mankiw & Weil(1989)을 참고해 인구구조 변화를 반영한 주택 실수요 시계열을 KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study) 자료로 직접 추계한 후, 3변수⁹⁾ VAR 모형에 축차적 제약(recursive restriction)¹⁰⁾을 부여해 주택가격을 주택 공급 충격, 주택 실수요(basic housing demand) 충격, 주택시장 수요(housing market-specific demand) 충격으로 분해하였다. 분석 결과 우리나라 주택 가격은 주택시장 수요 충격이 대부분을 설명하는 것으로 나타났으며, 별도의 회귀분석을 통해 주택시장 수요 충격은 금리 변수보다는 신용 여건, 주택가격전망, 부동산시장 심리와 상관성이 높음을 보였다.

이우진·박철범(2022)도 이와 유사하게 3변수¹¹⁾ VAR 모형에 합리적 거품(rational bubble) 이론 등에 기반한 축차적 제약을 부여해 지역별 주택가격변동의 기여도를 분석하였는데, 실수요를 주거서비스에 대한 수요로, 투기적 수요를 주택 매매가격 상승 기대에 기반한 수요로 정의하였다. 분석 결과 주택가격변동을 설명하는 데 있어 전국 기준으로는 실수요, 서울과 수도권을 기준으로는 투기적 수요의 상대적 중요성이 높았던 것으로 나타났다.

한편 손종억(2021)은 금리 수준과 전세 레버리지 투자 간의 관계를 분석하기 위해 주택매매가격과 주택전세가격 간의 이론적 관계식을 도출한 후, 2변수 VEC(vector error-correction) 모형을 통해 매매·전세가격 간 음(-)의 선형 관계를 보였으며, 전세 레버리지 투자의 규모를 추정해 저금리 기간에 규모가 커진 것으로 분석하였다. 다만 실제 전세 레버리지 투자 데이터와의 비교는 자료입수 등의 제약으로 「주택소유통계」를 활용한 대용통계와의 비교에 그쳤다.

3. 본 연구의 차별성

이 논문에서는 실거래 자료로 2011년 이후의 임대 목적 거래량 시계열을 구축한 후 시계열 분석에 활용한다. 주택 수요·공급 충격을 직관적으로 분해할 수 있는 부호제약구조 VAR 방법론을 사용하였으며, 다양한 충격을 식별한 기존 문헌들과는 달리 주택가격에 대한 투자수요의 영향을 측정하고자 하는 본 연구의 목적에 맞게 실수요·투자수요·공급 충격만을 대상으로 분석하였다. 이 논문은

9) 월별 주택건축 인허가, 주택 실수요, 실질주택가격 자료를 활용하였다.

10) Kilian(2009)과 Kilian & Park(2009)이 글로벌 원유 시장을 분석할 때 활용한 방식을 원용하였으며, 단기 공급곡선이 수직임(완전 비탄력적임)을 가정한 것으로 해석할 수 있다.

11) 월별 건축인허가, 전세가격 변화율, 매매가격 변화율 자료를 활용하였다.

3가지 측면에서 기존 연구와 차별성을 가진다.

첫째, 실거래 자료를 활용해 주택 투자수요의 개념과 유사¹²⁾하고 비교적 긴 기간의 신뢰할만한 임대 목적 거래량 자료를 구축함으로써 시계열 분석을 위한 토대를 마련하였다. 2절에서 고찰하였다시피 그간 미시 데이터를 활용해 주택 수요를 실수요와 투자수요로 나누어 분석하려는 시도는 여럿 있었으나, 관련 통계가 대부분 연간 단위로 집계되고 있어 속보성이 다소 떨어지고 시계열 분석을 위해서는 표본이 부족한 측면이 있었다. 임대 목적 거래량 흐름을 시점별로 비교적 정확하게 산출할 수 있는 국토교통부 자금조달계획서 자료 또한 모든 거래를 포괄하지는 못하고, 동일한 포괄 범위로 신고된 자료의 기간도 2020년 10월 26일 이후로 짧은 편이어서 시계열 분석 용도로는 한계가 존재한다.

둘째, 투자수요의 정의에 직접적으로 부합하는 자료를 토대로 분석을 진행해 실수요·투자수요 충격을 보다 직관적으로 분해하였다. 기존 문헌에서도 시계열 분석 방법론을 통해 두 충격을 분해한 사례가 있으나, 다른 통계를 이용해 추계한 자료를 활용하거나 전세·매매가격 등을 변수로 활용해 본 논문보다는 더 간접적인 방식을 사용하였다.

셋째, 민선옥·이영수(2019)에서와 같이 수요·공급 충격 식별 시 신규 공급 통계가 아닌 거래량 자료를 활용해 다른 기존 연구들보다 더 포괄적인 범위의 주택시장 분석이 이뤄졌다. 실거래 자료는 신규 주택뿐만 아니라 기존 주택의 거래까지 모두 포함하며, 시장에서 체결된 거래에 기반하기 때문에 경제학적 의미의 수량 변수에 더 부합한다. 대부분의 기존 문헌들에서는 물량 변수로 주택 건설투자, 착공 등 공급 측면의 변수를 활용하였는데, 기존 주택 재고의 매매 공급을 포괄하지 못했다는 한계가 있다.

III. 데이터 및 모형

1. 데이터

1) 임대 목적 거래량 식별을 위한 데이터

국토교통부에서는 「부동산 거래 신고 등에 관한 법률」에 따라 신고된 주택거래들에 대한 상세정보

12) 이우진·박철범(2022)은 실수요를 주택이 제공하는 주거 서비스에 대한 수요, 투기적 수요를 미래의 주택 매매가격 상승에 대한 기대로 발생한 수요로 정의하였으며, 실수요자와 투기적 수요자가 항상 따로 존재하는 것이 아니라 동일한 사람에게도 두가지 수요가 동시에 존재할 수 있다고 보았다. 김지현(2017)도 주택구입 결정에 소비수요와 투자수요가 혼재되어 있을 수 있다고 보았다. 따라서 개념상 한 건의 임대 목적 거래에 주거서비스 수요와 투자수요가 혼재되어 있을 수 있지만, 본 연구에서는 임대차 계약의 기간이 통상 1년 이상임을 고려해 임대 목적 거래가 적어도 단기적으로는 투자수요에 가까운 것으로 보았다.

를 Open API 등의 형태로 제공하고 있다. 매매거래는 2006년 1월부터 부동산거래신고 및 주택거래 신고를 한 주택을 대상으로 하고 있으며, 전월세거래의 경우 2021년 6월부터 임대차계약 신고를 한 주택(아파트, 연립/다세대, 단독/다가구, 오피스텔)과 2011년 1월부터 주민센터 및 일부 공개 가능한 대법원 등기소의 주택 확정일자 자료를 대상으로 하고 있다. 2011년 1월부터 관련 법률에 따라 임차인 본인의 전입신고 여부와 관계없이 동주민센터에서 주택임대차계약서에 확정일자를 부여해주었으므로 대부분의 전월세거래가 포함되었을 것으로 보인다. 한편 실거래 자료에는 분양·입주권 거래가 포함되기 때문에 기존 주택의 거래뿐만 아니라 신규 주택의 공급까지도 포괄한다.

이 논문에서는 임대 목적 거래 식별을 위해 2011년 1월부터 2024년 4월 중순까지의 전국 아파트¹³⁾ 매매 및 전월세 거래 자료를 활용하였으며, 각 아파트 물건의 매매거래별로 90일 이내에 특성정보가 동일한 전월세거래가 한 번이라도 있었던 경우 임대 목적 거래로 분류하였다. <표 1>은 각 자료에서 활용한 항목과 용도를 요약한 것이다.

<표 1> 실거래 자료 중 활용 항목 및 용도

활용 항목	예시	용도
계약년도	2020	매매 및 전월세 계약 시점 확인
계약월	8	
계약일	25	
건축년도	1961	동일 물건 식별용 특성 정보
지역코드	11530	
시군구	서울특별시 구로구	
법정동	구로동	
아파트명	(718-18)삼성빌라트	
층	5	
지번	718-18	
전용면적	54.16	

13) 연립다세대나 단독다가구주택을 대상으로도 유사한 분석을 진행할 수 있으나, 이 논문에서는 아파트의 투자수요가 상대적으로 높음(박중훈·이성우, 2018)을 감안해 아파트만을 대상으로 분석하였다. 매매거래 비중 측면에서도 2023년 전체 주택 매매거래량 중 아파트 매매거래량은 74.2%를 차지한다.

2) 실증분석 모형 추정을 위한 데이터

이 연구에서 실증분석에 활용되는 3개 변수는 실질 아파트 가격($y_{1,t}$)과 앞서 서술한 방식으로 식별한 거주 목적 아파트 거래량¹⁴⁾($y_{2,t}$), 임대 목적 아파트 거래량($y_{3,t}$)이며, 계절성 제거를 위해 모든 변수는 X-12 ARIMA로 계절조정 후 사용하였다. 전국 기준 자료를 활용했으며, 실질 아파트 가격은 한국부동산원의 아파트 매매 가격지수¹⁵⁾를 소비자물가지수로 나누어 실질화하고 자연로그 변환한 후 100을 곱해 사용¹⁶⁾하였다. 데이터의 빈도는 월간(monthly)이며 2011년 1월부터 2023년 12월까지의 자료를 활용하였다.

〈표 2〉는 변수들에 대한 단위근(unit root) 검정 결과이다. ADF(augmented Dicky-Fuller) 검정을 활용하였으며, 검정식에서 시차항의 개수는 SIC(Schwarz information criterion)에 따라 변수별로 각각 1, 3, 3으로 설정하였다. 아파트 매매가격지수의 추세를 형성할 수 있는 인플레이션의 영향이 실질화 과정에서 제거되었고, 거래량 데이터는 유량(flow) 통계임을 고려하여 표류항(drift)과 추세(trend)는 감안하지 않았다. ADF 단위근 검정 결과 세 변수 모두에 대해 “단위근이 존재한다”는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

2. 실증분석 모형

이 논문에서는 3변수(y_t) 구조(structural) VAR(2)¹⁷⁾ 모형을 베이지안 방식으로 추정한다. 세

〈표 2〉 변수별 ADF(augmented Dicky-Fuller) 단위근 검정 결과

	실질 아파트 매매 가격지수	거주 목적 아파트 거래량	임대 목적 아파트 거래량
검정 통계량	-0.252419	-0.915133	-1.084306
p -value	0.5938	0.3184	0.2511

- 14) 식별된 임대 목적 아파트 거래량을 실거래 기준 전체 아파트 매매 거래량에서 차감해 산출하였다.
 15) 우리나라의 주택가격 통계는 한국부동산원의 「전국주택가격 동향조사」, 「공동주택 실거래가격지수」, KB부동산의 「주택가격동향조사」 등이 있으나, 일반통계가 아닌 통계청 지정통계는 「전국주택가격 동향조사」뿐이다. 지정통계는 통계법에 따라 통계작성을 위해 자료제출명령권과 실지조사권을 행사할 수 있으므로 더 대표성 있는 통계로 보았다. 실거래가지수를 활용해 동일한 실증분석을 진행해도 유사한 결과를 얻을 수 있었다.
 16) 이렇게 변환한 변수로 VAR 분석을 진행할 경우, 충격반응함수를 기준 시점 대비 %p 변동으로 해석할 수 있는 이점이 있다.
 17) 시차변수의 개수는 SIC에 따라 2로 설정하였다.

변수 모두 단위근이 있는 점을 고려하여 사전분포(prior distribution) 설정 시 각 변수별 식의 AR(1) 계수에 대한 초모수(hyperparameter)를 1로 설정하였다.¹⁸⁾ Normal-Wishart 분포를 사전분포로 사용해 Gibbs-Sampling을 수행하였으며, 사후분포로의 수렴에 소요되는 시간을 감안하기 위해 15,000회의 샘플링 중 초기 5,000회는 분석에 활용하지 않았다.

추정을 위한 축약형(reduced form) VAR 모형은 아래와 같이 표현할 수 있으며, 잔차항 ϵ_t 의 분산-공분산 행렬은 Ω 이다.

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \epsilon_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

이 논문에서 추정하고자 하는 구조 VAR 모형은 다시 아래와 같이 표현할 수 있으며, 표준화된 구조 충격에 해당하는 u_t 의 분산-공분산 행렬은 단위행렬인 I 이다.

$$Ay_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + u_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

$$y_t = A^{-1}\Gamma_0 + A^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + A^{-1}\Gamma_2 y_{t-2} + A^{-1}u_t \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

$\langle \text{식 1} \rangle$ 과 $\langle \text{식 3} \rangle$, 분산-공분산 행렬을 이용하면 아래와 같은 관계식을 설정할 수 있다.

$$\epsilon_t = A^{-1}u_t \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

$$\Omega = A^{-1}A^{-1'} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

$\langle \text{식 1} \rangle$ 은 $\langle \text{식 4} \rangle$ 를 활용하면 아래와 같이 이동평균 표현식(moving average representation)으로 나타낼 수 있는데, 이 논문에서 추정하고자 하는 충격반응함수(impulse response function)는 각 구조 충격 벡터(u_t)의 계수행렬들(Θ_h)에 해당한다. 이때 $\Phi_0 = I$ 이다.

18) 빈도주의(frequentist) 방식과 달리 베이지언(Bayesian) 방식으로 추정 시에는 단위근이 있는 변수를 활용해도 사후분포(posterior distribution) 추론에 문제가 없다. 이와 관련된 논의는 Sims(1988), Uhlig(1994) 등을 참고하기 바란다.

$$y_t = \alpha + \sum_{h=0}^{\infty} \Phi_h \epsilon_{t-h} = \alpha + \sum_{h=0}^{\infty} \Phi_h A^{-1} u_{t-h} = \alpha + \sum_{h=0}^{\infty} \Theta_h u_{t-h} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

Θ_h 를 추정하기 위해서는 A^{-1} 를 알아야 하는데, <식 1>을 추정해 Ω 를 알아낸 후에 A^{-1} 를 추론할 수 있으나 그 방법이 고유(unique)하지는 않다. 이 논문에서는 콜레스키(Cholesky) 분해를 통해 하방삼각행렬(lower triangular matrix) 형태의 표현식($\Omega = HH'$)을 얻은 후, 아래와 같이 식 중간에 정규직교(orthonormal) 행렬(Q)을 삽입해 무작위 추출¹⁹⁾한다.

$$\Omega = HH' = HQQ'H' = A^{-1}A^{-1'} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

이후 3절에서 설명할 구조 충격별 각 변수 반응의 이론적 부호와 일치하는 A^{-1} 만을 모아 구조 충격($u_t = A\epsilon_t$)을 식별하고 충격반응함수($\Theta_h = \Phi_h A^{-1}$)를 추론한다.

한편 부호제약을 통해 구조 충격들을 식별한 후에는 역사적 분해(historical decomposition)를 통해 시점별로 각 구조 충격들이 각 변수에 미친 누적 기여도를 측정할 수 있다. 이를 효율적으로 계산하기 위해 우선 <식 1>을 companion-form의 VAR(1) 형태로 아래와 같이 표현한다.

$$Y_t = \mu + FY_{t-1} + E_t = \mu + FY_{t-1} + BU_t \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

<식 8>을 축차 대입 방식으로 전개하면 아래와 같은 식을 얻을 수 있는데, 첫 번째 항(상수항)과 두 번째 항(초기값)은 결정적 추세(deterministic trend)에 해당하며 마지막 항은 구조적 충격들의 선형조합에 해당한다.

$$Y_t = \sum_{h=0}^{t-1} F^h \mu + F^t Y_0 + \sum_{h=1}^t F^{t-h} BU_h \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

19) 이 논문에서는 Rubio-Ramírez et al.(2010)이 제안한 Householder 변환 방식을 사용하였다.

이때 $i, j = 1, 2, 3$ 에 대해 $F^{t-h}B$ 의 (i, j) 번째 원소는 h 기에 i 번째 구조 충격이 1표준편차 변동할 때 t 기 j 변수에 미치는 영향을 의미하며, U_h 의 1~3번째 원소를 곱해 구조 충격별 기여도를 산출할 수 있다. 이런 방식으로 매 시점 t 에 대해 t 기까지의 구조 충격별 기여도를 합산해 개별 변수 시계열에 대한 각 구조 충격의 누적 기여도를 산출할 수 있다.

3. 충격 식별방법

주택 실수요 · 공급 충격 식별은 민선옥 · 이영수(2019), Ben-David et al.(2024), Deb et al.(2022), Towbin & Weber(2015)의 방식을 따랐다. 구체적으로 양(+)의 주택 실수요 충격은 주택 수요 곡선을 우측으로 이동시키고 아파트 가격과 거래량을 늘리는 것으로, 양(+)의 주택 공급 충격은 주택 공급 곡선을 우측으로 이동시켜 아파트 가격을 하락시키고 거래량은 늘리는 것으로 설정하였다. Towbin & Wu(2015)는 이러한 식별 방식의 기저에는 우하향하는 주택 실수요(주거 서비스 수요) 곡선, 우상향하는 주택 공급 곡선, 주택 공급 시 조정비용(adjustment costs)이 발생함²⁰⁾ 등의 가정이 있음을 명확히 하였다. 이러한 가정 하에서는 인구 증가, 소득 증가 등으로 주택 실수요가 확대될 경우, 주택 공급에는 시간이 소요되므로 단기적으로 주택 가격이 상승하게 된다. 한편 주택 공급은 건설 비용 상승, 개발 관련 규제 도입 등으로 인해 축소될 수 있다고 보았는데, 주택 실수요 곡선이 우하향하므로 주택 가격은 하락하게 된다.

이 논문에서는 위와 같은 가정에 더해 1절에서 서술한 방식으로 구축한 거주 목적 · 임대 목적 거래량 자료를 활용해 수요 충격을 더 세분화하여 실수요 · 투자수요로 구분하고, <표 3>의 부호를 만족하도록 식별하였다. 부호제약의 기간은 민선옥 · 이영수(2019)를 참고해 3개월로 설정하였다.

<표 3> 식별을 위한 부호제약 조건

활용 변수	주택 실수요 충격	주택 투자수요 충격	주택 공급충격
실질 아파트 가격	+	+	-
거주 목적 아파트 거래량	+		+
임대 목적 아파트 거래량		+	

20) 같은 기간 중 다량의 주택을 공급할 때 소요되는 비용이 소량의 주택을 공급할 때보다 더 큰 비용이 든다는 가정이며, 이에 따라 주택 공급 기업들은 여러 기간에 걸쳐 주택을 나누어 공급하게 된다.

주택 투자 수요를 추가로 식별하기 위해서는 투자 수요 곡선에 대한 가정이 필요한데, 본 논문에서는 실수요와 투자수요를 합친 주택 수요 곡선이 우하향한다고 가정하였다. 이우진·박철범(2022)이 제시하였다시피 합리적 거품(rational bubble) 모형을 가정하면 투기적 수요 곡선이 우상향할 가능성도 일부 있으나, 우리나라의 거주 목적 아파트 거래량이 임대 목적 아파트 거래량보다 항상 더 많았음을 감안해 두 수요를 합친 주택 수요 곡선은 우하향한다고 보았다. 따라서 향후 주택 가격 상승에 대한 기대 등으로 주택 투자 수요가 확대되면 전반적인 수요 곡선도 우측으로 이동하며 주택 가격을 상승시키게 된다.

주택 실수요 충격과 공급 충격 발생 시 임대 목적 아파트 거래량도 일부 늘어날 수 있으나, 충격 발생 시점에 주택가격 하락 기대가 형성되어 있을 경우 등 시장 여건에 따라 실수요가 확대되거나 공급 물량이 축소되더라도 임대 목적 거래에 미치는 영향은 제한적일 수 있어 추가적인 제약을 부과하지 않았다. 주택 투자수요 충격의 경우 거주 목적 아파트 거래에도 일부 투자수요가 혼재되어 있을 가능성²¹⁾이 있으므로 거주 목적 아파트 거래량을 늘릴 수도 있으나, 그 정도를 선형적으로는 알기 어려워 명확히 투자수요에 해당되는 임대 목적 아파트 거래량만 증가시키는 것으로 제약을 부여하였다.

IV. 분석 결과

1. 임대 목적 거래량 식별 결과

Ⅲ장에서 소개한 방법을 통해 식별된 임대 목적 거래량은 국토교통부 자금조달계획서로 시산한 임대보증금으로 자금을 조달한 임대 목적 거래량과 다섯 가지 측면에서 차이가 있을 수 있다. 첫째로 실거래 자료에 호수 정보까지는 공개되지 않기 때문에 층·전용면적을 가진 다른 물건이 동일 물건으로 처리될 가능성이 일부 있고(+),²²⁾ 둘째로는 연립다세대나 단독·다가구주택이 포함되어 있지 않다는 점(-), 셋째로는 매매계약 90일 이후에 전월세계약을 체결한 경우가 있을 수 있다는 점(-), 넷째로는 하나의 전월세계약이 동일한 특성 정보를 가지는 90일 이내의 여러 매매계약을 임대 목적으로 분류되게 할 수 있다는 점(+),²³⁾ 마지막으로 자금조달계획서에 포함되지 않는 비규제지역

21) 실거주를 위해 아파트를 구매했다 하더라도, 주거서비스에 대한 수요뿐만 아니라 가격상승에 대한 기대에서 비롯되는 투자 수요도 일부 작용했을 수 있다.

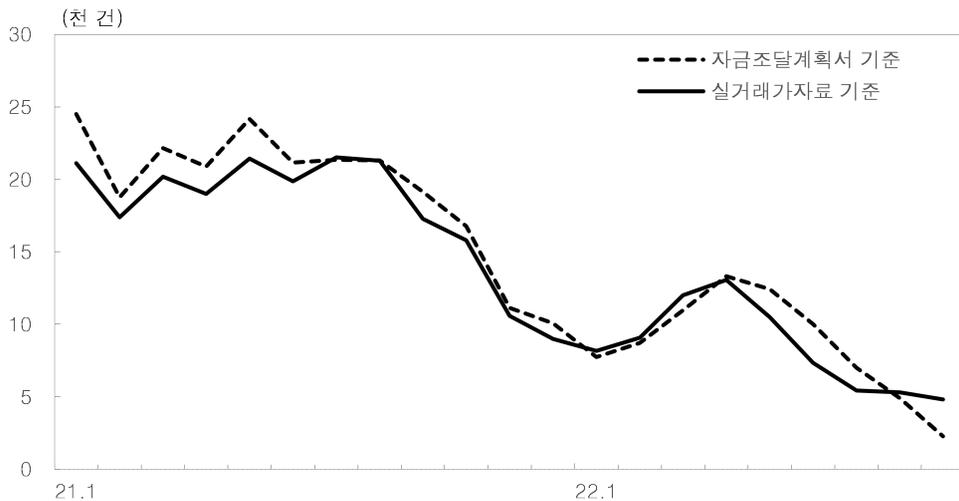
22) 이 논문에서 식별한 임대 목적 거래량이 자금조달계획서로 시산한 임대 목적 거래량 대비 더 커질 수/작아질 수 있는 요인을 (+/-)로 표기하였다.

23) 한 층에 같은 평형이 여럿인 복도식 아파트 등에서 90일 시계 내에 여러 매물이 동시다발적으로 거래될 경우 이와 같은 현상이 발생할 수 있으나, 현실적으로 그 건수가 많지 않을 것으로 예상

6억 미만 거래가 포함된다.는 점(+)에서 차이가 있을 수 있다. 첫째, 셋째, 그리고 넷째 요인의 경우 그 크기가 크지 않고 서로 상쇄될 수 있으며, 둘째 요인의 경우도 주택거래량 중 아파트 거래가 차지하는 비중이 크다는 점을 고려하면 큰 차이를 야기하지는 않을 것으로 판단했다. 다만, 마지막 요인의 경우 소액 거래가 다수 있는 시기에 상당폭의 차이를 유발할 수 있다.

실제로 도경탁 외(2023)에서 국토교통부 자금조달계획서 자료로 시산한 임대 목적 거래량과 이 논문에서 실거래가 자료를 활용해 식별한 임대 목적 거래량 자료를 비교(〈그림 1〉)해보면 유사한 수준과 추이를 보였는데, 일부 기간(2022년 상반기)에서 실거래가 기반 임대 목적 거래량이 자금조달 계획서 기반의 임대 목적 거래량을 초과하는 구간이 발생했다. 이는 당시 지방권 아파트의 매매가격대비 전세가격 비율이 높은 수준을 유지²⁴⁾하며 비규제지역의 6억 원 하회 소액 임대 목적 투자가 확대된 영향으로 추정된다.

식별된 임대 목적 아파트 거래량의 전체 시계열(2011년 1월~2023년 12월) 추이를 보면, 임대 목적 거래량보다는 거주 목적 거래량이 항상 더 많았으나 그 비중은 시기별로 변동하는 모습을 보였다.

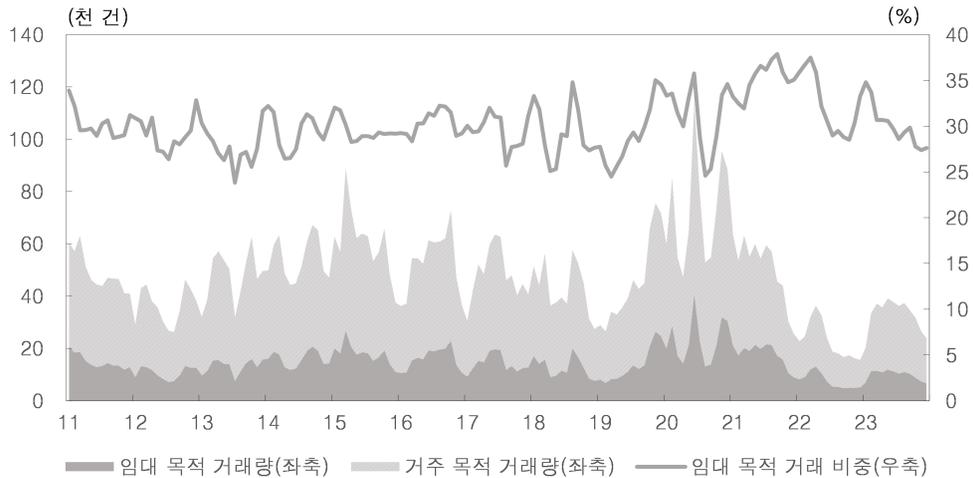


자료: 국토교통부, 도경탁 외(2023), 저자 시산.

〈그림 1〉 임대 목적 거래량 비교(자금조달계획서 기준, 실거래가자료 기준)

할 수 있다. 각 매매거래별로 단 하나의 전월세거래와 매칭되도록 알고리즘을 설계할 수도 있으나, 각 매매거래별로 연산을 반복해야 해 계산상의 부담이 정확도 향상에 따른 실익보다 컸다.

24) 한국부동산원의 평균 매매가격대비 전세가격 비율 통계를 기준으로 수도권 아파트는 가장 최근 고점인 2017년 12월 75.5%에서 2020년 12월 66.6%로 꾸준히 하락한 반면, 지방권 아파트의 경우 같은 기간 75.2%에서 75.0%로 비슷한 수준을 유지했다.



자료: 국토교통부, 저자 시산.

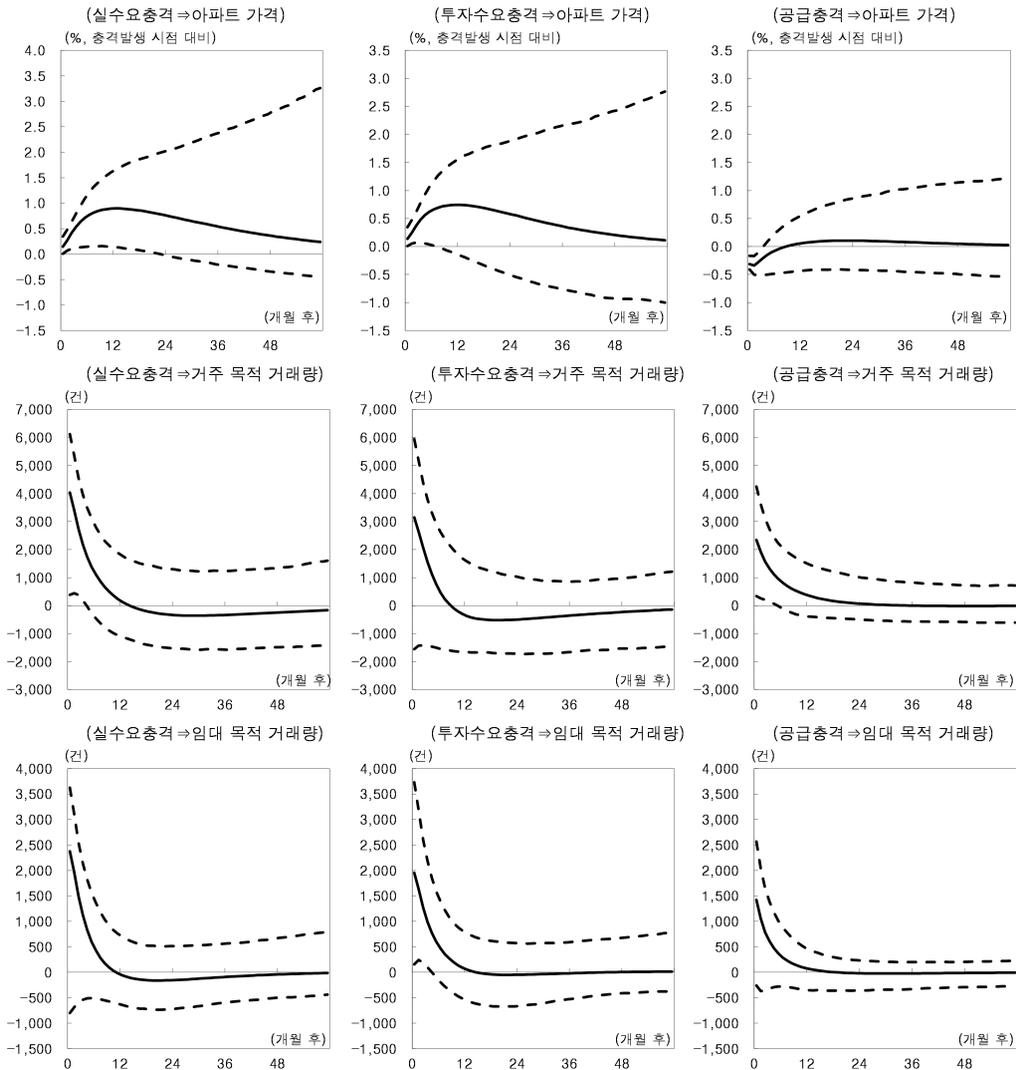
〈그림 2〉 실거래 자료 기준 임대 목적 아파트 거래량 추이

특히 팬데믹 이후 2021년 말까지 임대 목적 거래량의 비중이 상당폭 높아졌었는데, 이는 이 시기에 투자 수요가 상당폭 확대되었을 가능성을 시사한다(〈그림 2〉).

2. 실증분석 모형 추정 결과

1) 충격반응함수

〈그림 3〉은 1표준편차 구조 충격에 따른 변수별 충격반응함수의 중앙값(median)과 2.5%~97.5%의 분위값을 보여준다. 충격반응함수의 결과에서 나타나는 특징들을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 주택 실수요 충격과 투자수요 충격은 모두 실질 아파트 가격을 상승시키는 것으로 나타났으나, 영향을 미치는 기간은 상이했다. 주택 실수요 충격은 충격 발생 이후 약 2년(22개월)간 실질 아파트 가격에 유의미한 영향을 미쳤으나, 주택 투자수요 충격은 상대적으로 짧은 6개월간만 유의미한 영향을 미쳤다. 주택 실수요는 인구구조 등 중·장기 구조적 요인에 의해 변동하는 반면, 주택 투자수요는 비교적 단기적인 시세 차익을 목적으로 함을 고려하면 자연스러운 결과로 볼 수 있다. 둘째, 주택 실수요 충격은 거주 목적 거래량에만, 주택 투자수요 충격은 임대 목적 거래량에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 IV장에서 제시한 거주·임대 목적 거래량이 실수요와 투자수요를 잘 대변하는 지표임을 시사한다. 마지막으로, 주택 공급 충격은 충격 발생 시점 대비 실질 아파트



주: 실선은 중앙값(median), 점선은 2.5%~97.5%의 분위값 범위를 나타낸다.

〈그림 3〉 1표준편차 구조적 충격에 대한 변수별 충격반응함수

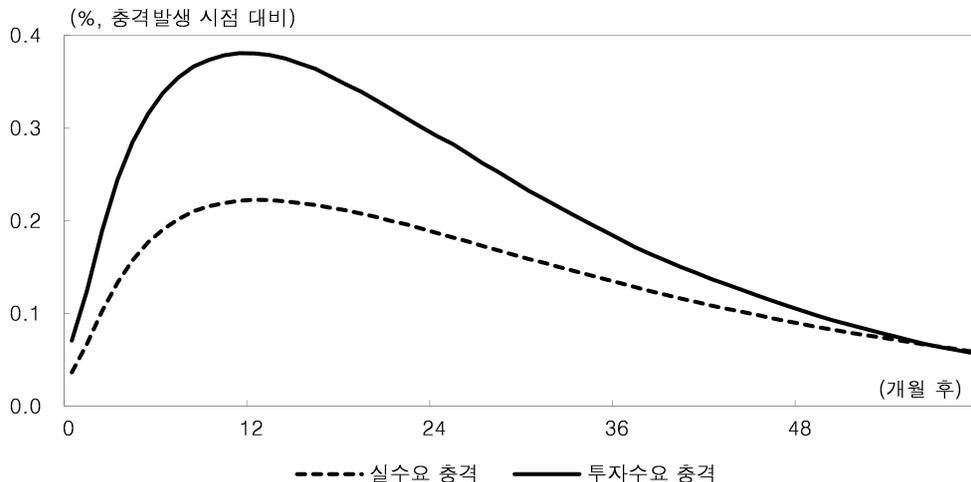
가격을 3개월간 최대 0.35%p 하락시키고, 4개월간 거주 목적 거래량을 최대 2,343건 증가시키는 것으로 추정되었다. 또한 임대 목적 거래량에는 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났는데, 이는 주택 투자수요가 주택 실수요에 비해 비탄력적임을 시사한다.

한편 주택 실수요 충격과 투자수요 충격 중 어떤 충격이 아파트 가격에 더 큰 영향을 미치는지 또한 중요한 실증 연구 과제로 볼 수 있는데, 〈그림 3〉의 충격반응함수들은 각 충격의 1표준편차 단위로 계산된 것이기 때문에 직접적인 비교가 불가능하다. 이에 이 논문에서는 주택 실수요 · 투자수

요 충격이 각각 거주 목적·임대 목적 거래를 유발한다는 점과, 어떤 목적이든 주택 거래 자체는 물리적으로 동일한 한 단위로 볼 수 있다는 점에 착안하여 각 충격의 단위를 거래량 1,000건으로 변환해 비교하였다(〈그림 4〉). 비교 결과, 각 수요로부터 유발되는 거래량 1,000건당 아파트 가격의 반응은 투자수요 충격의 영향이 더 큰 것으로 분석되었다. 이는 유의미한 영향의 기간은 짧더라도 단기적으로 투자수요가 아파트 가격 변동을 주도할 수 있음을 시사한다. 또한 주택 투자수요가 실수요 보다 비탄력적임을 뒷받침하는 결과로도 볼 수 있다.

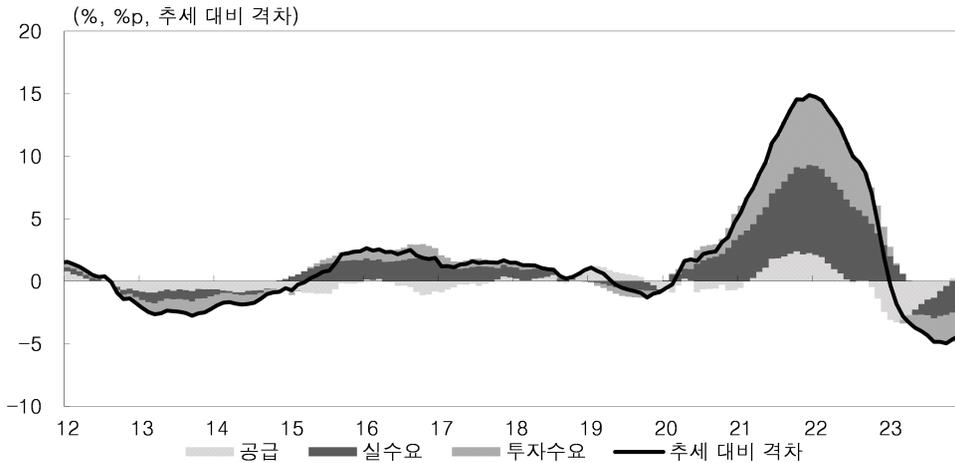
2) 역사적 분해

〈그림 5〉는 III장 2절에서 설명한 방식으로 산출한 아파트 가격에 대한 구조 충격들의 누적 기여도를 나타낸다. 역사적 분해 결과의 주요 특징은 다음과 같다. 첫째, Deb et al.(2022)에서의 분석과 유사하게 코로나19 팬데믹 이후 주택 수요 충격이 아파트 가격 변동을 주도한 것으로 나타났으며, 실수요뿐만 아니라 투자수요도 상당 부분 기여한 것으로 분석되었다. 실질 아파트 가격의 정점 시점(2021년 12월)을 기준으로 투자수요·실수요·공급 충격의 기여율이 각각 37.4%, 47.5%, 15.1%로 추정되었다. 다만 그 정도와 시점에는 차이가 존재했는데, 팬데믹 초기에 실수요가 아파트 가격에 영향을 상대적으로



주: 동일한 기준으로 충격반응함수의 정도를 비교하기 위해 수요 충격별 아파트 가격의 충격반응함수를 실수요·투자수요 충격이 당기에 유발하는 거주 목적·임대 목적 거래량(1,000건)으로 나누었다. 예를 들어, 실수요 충격에 대한 아파트 가격의 충격반응함수($\partial y_{1,t+h}/\partial u_{2,t}$)는 $(\partial y_{1,t+h}/\partial u_{2,t})/(\partial y_{2,t}/\partial u_{2,t}) \times 1000 = \partial y_{1,t+h}/\partial y_{2,t} \times 1000$ 과 같이 단위를 변환하였다.

〈그림 4〉 수요 충격별 거래량 1,000건당 아파트 가격의 반응



주: 베인지안 추정 시 역사적 분해 결과 또한 분포의 형태로 산출되는데, 이 논문에서는 통상적인 방식인 중앙값을 기준으로 기여도를 산출하였다.

〈그림 5〉 실질 아파트 가격 역사적 분해

로 크게 미쳤으며 뒤이어 투자 수요의 영향이 커지는 모습을 보였다. 이는 실수요 상승에 따른 주택가격 상승 추이가 지속될 것이라는 기대가 형성²⁵⁾되며 투자 수요가 뒤따랐을 가능성을 시사한다.

둘째, 전국 아파트 매매가격이 하락기에 접어들었던 2018년~2019년에 주택 공급²⁶⁾이 확대되며 아파트 매매가격 하락폭을 제한했던 것으로 분석되었다. 당시 전국 아파트 매매가격은 주로 지방을 중심으로 이뤄졌으며, 수도권의 매매가격은 낙폭이 제한되었다.²⁷⁾ 이는 우리나라의 경우 전세 시장이 있기 때문에, 주택 매매가격이 하락하더라도 매매 공급이 전세 공급으로 전환되며 매매 공급을 축소시키고 매매가격 하락폭을 제한할 수 있다는 Oh & Yoon(2019)의 분석을 지지하는 간접 증거가 될 수 있다.

마지막으로, 산출 가능한 가장 최근 시점(2023년 12월)까지의 기여도를 보면 수요 축소는 꾸준히 아파트 가격 하락 요인으로 작용하고 있으나 주택 공급이 축소²⁸⁾되며 이를 일부 상쇄하고 있는 것으로 나타났다.

25) 소비자동향조사의 주택가격전망 CSI(consumer sentiment index) 지수(100 상회 시 상승 전망 우세)를 보면, 2020년 5월까지 96 수준으로 하락 기대가 형성되어 있다가, 2020년 6월부터 상승 기대로 전환(112)되었으며 같은 해 12월 132까지 상승하였다.

26) III장 1절에서 언급했다시피 이 논문에서의 “주택 공급”은 신규 주택의 공급뿐만 아니라 매매 시장에서의 기존 주택 공급, 즉 매도 물량까지도 포함하는 개념이다.

27) 한국부동산원의 전국 아파트 매매가격지수는 2018년 4월~2019년 8월 중 -2.61% 하락하였다. 같은 기간 중 지방은 -5.01% 하락하였으나, 수도권은 0.12% 상승하였다.

28) 국토교통부 「주택건설실적통계」의 전국 기준 월별 아파트 착공실적(호수 기준)의 12개월 이동평균치 추이를 보면 2021년 12월 43,862호에서 2023년 12월 16,928호까지 추세적으로 하락하였다.

V. 결론

이 논문에서는 2011년 1월~2023년 12월까지의 데이터를 활용해 3변수 부호제약 구조 VAR 모형을 베이지안 방식으로 추정하고, 실수요·투자수요·공급 충격이 각각 아파트 매매 가격에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 관련 변수로는 아파트 매매가격지수, 거주 목적 거래량, 임대 목적 거래량이 활용되었는데, 자금조달계획서로 시산한 임대 목적 거래량과 유사한 추이를 보이는 임대 목적 거래량을 국토교통부의 실거래가 자료를 활용해 직접 식별한 후 사용하였다.

주요 분석결과는 5가지로 요약할 수 있다. 첫째, 실거래가 자료를 활용해 식별한 임대 목적 아파트 거래의 전체 거래량 대비 비중이 코로나19 팬데믹 기간 중에 상대적으로 높았으며, 이는 같은 기간 중 투자 수요가 상당폭 확대되었을 가능성을 시사한다. 역사적 분해를 통한 실증분석 결과가 이를 뒷받침하는 것으로 나타났다. 둘째, 양(+)의 주택 실수요·투자수요 충격은 거래량 변수들 중 각각 거주·임대 목적 거래량에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 이 논문에서 식별한 거주·임대 목적 거래량이 실수요와 투자수요를 잘 대변하는 지표임을 의미한다. 셋째, 주택 실수요·투자수요 충격은 모두 실질 아파트 가격을 상승시키는 것으로 분석되었으나, 유의미한 영향을 미치는 기간은 상이한 것으로 나타났다. 실수요 충격이 투자수요 충격보다 더 오랜 기간 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 이는 실수요는 인구구조 등 중·장기 구조적 요인에 의해 결정되며 투자수요는 단기적인 시세 차익을 목적으로 발생한다는 선형적 기대에 부합한다. 넷째, 같은 수량의 거래라도 투자수요에 의해 체결된 거래는 단기적으로 실수요에 의해 체결된 거래보다 실질 아파트 가격을 더 큰 폭으로 상승시키는 것으로 나타났다. 이는 투자수요가 실수요에 비해 비탄력적임을 의미하며, 정책 당국의 목적이 주택 가격의 변동폭 축소라면, 투자수요보다는 주로 실수요에 의해 주택 가격이 주도될 수 있도록 해야 함을 시사한다. 마지막으로, 역사적 분해 결과 아파트 매매·전세 가격 하락기였던 2018년~2019년 중 공급 축소가 매매가격 하락폭을 제한했던 것으로 분석되었는데, Oh & Yoon(2019)의 분석과 같이 매매 공급의 전세 공급으로의 전환이 원인이었을 가능성을 시사한다.

이 논문에서는 임대 목적 거래량 식별이 상대적으로 용이한 아파트만을 대상으로 분석하였으나, 박종훈·이성우(2018)에서와 같이 주택유형별(아파트와 다세대주택, 단독주택 등)로 투자·실거래 수요를 구분하거나, Ben-David et al.(2024)과 같이 지역별 특성을 감안해 분석을 진행하는 것도 우리나라 주택시장을 더 심도 있게 이해하는 데 도움이 될 것으로 기대된다. 이외에도 통화정책과 부동산 정책 등이 주택 실수요와 투자수요 중 어떤 수요에 상대적으로 더 큰 영향을 미쳤는지에 대한 실증분석도 향후 연구과제로 남겨두고자 한다.

참고문헌

- 김준형, 신재섭. (2016). 주택가격 하락 시기의 자가소유: 소비수요와 투자수요의 구분을 중심으로. *국토계획*, 51(1), 153-167.
- 김지현. (2017). 주택구입에 영향을 미치는 요인분석. *부동산학보*, 68, 107-118.
- 김혜림, 안시완, 최종호. (2023). I. 국내외 경제 동향 및 전망-2. 국내경제-부동산. 한국은행 *경제전망보고서*, 2023(5), 28-29.
- 노영훈. (2018). 우리나라 다주택소유가구의 투자수요함수 추정. *한국재정학회 학술대회 논문집*, 1-25.
- 도경탁, 이승훈, 양정태, 고승환. (2023). 참고 III-2. 부동산 부문 관련 리스크 평가. 한국은행 *통화신용정책보고서*, 2023(3), 80-86.
- 민선옥, 이영수. (2019). 부호제약을 이용한 한국 주택시장의 변동요인 분석. *부동산분석*, 5(1), 1-13.
- 박종훈, 이성우. (2018). 주택유형에 따른 투자수요 변동에 관한 연구: 글로벌 금융위기 시기를 중심으로. *부동산분석*, 4(2), 61-83.
- 박진백, 김지혜, 권건우. (2022). 전세 레버리지 리스크 추정과 정책대응 방안 연구. 세종: 국토연구원.
- 손종억. (2021). 저금리 하에서 전세의 레버리지 효과에 대한 분석과 검증. *경제학연구*, 69(4), 5-43.
- 윤성훈. (2021). 코로나19 확산과 주요국 주택가격. *KIRI 리포트*, 518, 8-15.
- 이성원. (2022). 주택가격 상승기의 주택투자 결정 요인: 일명 '갭투자'를 중심으로. *도시부동산연구*, 13(2), 21-50.
- 이우진, 박철변. (2022). 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 한국 주택가격 변동 분석: 투기적 수요의 공현도 계측. *경제분석*, 28(1), 1-30.
- 이호진, 고성수. (2017). 주택에 대한 소비수요와 투자수요. *주택연구*, 25(1), 119-149.
- Arrondel, L., & Lefebvre, B. (2001). Consumption and investment motives in housing wealth accumulation: A French study. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 112-137.
- Ben-David, I., Towbin, P., & Weber, S. (2024). Inferring expectations from observables: Evidence from the housing market. *The Review of Economics and Statistics*. doi: 10.1162/rest_a_01435
- Deb, P., Finger, H., Kashiwase, K., Kido, Y., Kothari, S., & Papageorgiou, E. (2022). *Housing market stability and affordability in Asia-Pacific*. Washington, DC: International Monetary Fund.

- Goodman, A. C. (1988). An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand. *Journal of Urban Economics*, 23(3), 327-353.
- Ioannides, Y. M., & Rosenthal, S. S. (1994). Estimating the consumption and investment demands for housing and their effect on housing tenure status. *The Review of Economics and Statistics*, 76(1), 127-141.
- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.
- Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287.
- Lee, J., Ann, J., & Park, C. (2022). What causes house prices to fluctuate? Evidence from South Korea. *Asian Economic Journal*, 36(4), 365-384.
- Loewenstein, L., & Meyer, J. (2024). *Comparing two house-price booms*. Cleveland, OH: Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Mankiw, N. G., & Weil, D. N. (1989). The baby boom, the baby bust, and the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 19(2), 235-258.
- Oh, F. D., & Yoon, H. (2019). The role of Chonsei as a price protector in the Korean housing market. *International Economic Journal*, 33(1), 27-41.
- Rubio-Ramírez, J. F., Waggoner, D. F., & Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696.
- Sims, C. A. (1988). Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 463-474.
- Towbin, P., & Weber, S. (2015). *Price expectations and the U.S. housing boom* (Report No. WP/15/182). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Uhlig, H. (1994). What macroeconomists should know about unit roots: A Bayesian perspective. *Econometric Theory*, 10(3-4), 645-671.
- Wu, T., Cheng, M., & Wong, K. (2017). Bayesian analysis of Hong Kong's housing price dynamics. *Pacific Economic Review*, 22(3), 312-331.

(논문 접수일: 2024.04.25. 수정논문 접수일: 2024.05.29. 논문 채택일: 2024.06.17.)

Identification of Investment Demand in Korea's Apartment Market with Transaction-Level Data and Its Impact on Apartment Prices*

Seung Hun Lee**

Abstract

The purpose of this study is to determine which demand factor, between investment and residential services, has mainly driven apartment prices in Korea. For this purpose, rental-purpose transaction-volume data were constructed based on transaction-level data. Using these data, investment demand, residential demand, and supply shocks were identified using a sign-restricted structural vector autoregression (VAR) model. The constructed rental-purpose transaction volume data showed similar levels and trends to comparable but shorter data calculated from the administrative data. The main results suggest that apartment prices in Korea fluctuate significantly because of changes in investment demand. This implies that Korea's apartments have been used not only as consumption goods but also as investment assets. For example, during the peak time of real apartment prices in the COVID-19 pandemic period, investment, residential demand, and supply shocks explained 37.4%, 47.5%, and 15.1% of the price levels, respectively. This study differs from the extant literature in two ways. First, it constructs reliable rental-purpose transaction volume data over a relatively long period. Second, based on these data, the demand for apartments has been divided into investment and residential demand.

Keywords : Investment Demand of Apartment, Drivers of Apartment Prices, Sign-restricted Vector Autoregression (VAR), Historical Decomposition

* The views expressed herein are those of the author, and do not necessarily reflect the official views of the Bank of Korea. When reporting or citing this paper, the authors' names should always be explicitly stated.

** Seung Hun Lee, Corresponding author, Economist, Monetary Policy Analysis Team, Monetary Policy Department, Bank of Korea, lshoon@bok.or.kr

© Copyright 2024 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.