

주택 매매시장과 전세시장의 시간가변적인 관계에 관한 연구*

An Empirical Study on the Time-Varying Relationship Between the Housing Sales Market and the Jeonse Market in the Korea

박진백 Park, Jinbaek**

Abstrac

This study analyzed the time-varying relationship between the housing trading market and housing jeonse market. As a result of the time-varying Granger causality test, the causality of the jeonse price on the sales price was clear in the mid-1990s, and it was analyzed that there was causality after 2010. The causality of the sales price to the jeonse price was observed at some point in the 1990s, but what was commonly observed in all models was analyzed after the 2000s. After 2010, the analysis showed that there was bidirectional causality between the sales price and the jeonse price. As a result of the analysis of the time-varying impulse response function between the sales price and jeonse price, there was confirmation that the shock of the increase in the sales price was generally induced by a reaction to an increase in the jeonse price during the previous period, and that this impact differed depending on the time period. On the other hand, jeonse price leading to increased shocks on sale price was not found before 2000, and while this influence intensified after 2010, there was confirmation that the impact was greatest around 2020.

Keywords: Housing Sales Price, Jeonse Price, Time-Varying Granger Causality, Time-Varying Impulse Response Function

I. 서론

주택시장은 주택의 소유권을 사고파는 매매시장과 주택의 사용권을 거래하는 임대시장으로 구성된다. 임대시장은 해외의 경우는 대부분 월세시장으로 구성되지만, 우리나라의 경우는 월세시장 이외에 주택가격의 50~70% 수준의 보증금을 내면 추가적인 월세 납부 없이 주택의 사용권을 취득할 수 있는 전세시장이 있다. 전세는 주택가격의 50~70%의 보증금이 수수

되기 때문에 임대인 입장에서 전세보증금은 자신의 금융조건과 무관하게 조달 가능한 사적 금융에 해당한다. 정부가 주택을 더 보유하지 못하도록 다주택자에 대한 대출규제를 하더라도, 전세계약을 통한다면 주택가격의 50~70%를 은행에서 대출을 통해 빌렸을 경우 발생했을 이자의 지불 없이 2~4년간 조달할 수 있다. 따라서 전세보증금이 주택매입에 더 많이 활용되는 시기에는 매매시장과 전세시장의 관계가 더욱 강화될 수 있다.

* 이 논문은 '박진백, 김지혜, 권진우. 2022. 전세 레버리지 리스크 추정과 정책대응 방안 연구. 세종: 국토연구원' 수시과제의 내용에 기초하여 수정·보완한 것임.

** 국토연구원 부동산시장연구센터 부연구위원 | Associate Research Fellow, Real Estate Market Research Center, Korea Research Institute for Human Settlements | makinoid@krihs.re.kr

본 연구는 이와 같은 매매시장과 전세시장의 관계가 시기에 따라 차별적일 수 있다고 판단한다. 매매시장과 전세시장의 관계에 대한 기존 연구들에서는 동일한 분석 방법을 사용하고 있음에도 두 시장의 관계가 일관되게 분석되지 않고 있다. 조주현, 임정호(2004)는 전국을 대상으로 1986년 1월~2004년 6월 매매가격과 전세가격의 인과관계를 분석하였다. 분석 결과, 매매가격은 전세가격에 인과하지만, 전세가격은 매매가격에 인과하지 않는 것으로 분석되었다. 반면, 김광수, 문규현(2011)은 전국과 서울을 대상으로 1986년 1월~2010년 12월 자료를 분석하였다. 분석 결과, 전세가격이 매매가격에 인과하는 것으로 분석되었으나, 그 반대는 성립하지 않았다. 전해정, 박현수(2012)는 서울을 대상으로 2005년 1월~2011년 11월 자료를 분석하였다. 분석 결과, 매매가격과 전세가격은 인과관계가 양방향으로 분석되었다. 반면, 한제선, 이창무(2017)는 서울을 대상으로 2011년 1월~2017년 9월 자료를 분석한 결과 전세가격은 매매가격에 인과하는 반면, 매매가격은 전세가격에 인과하지 않는 것으로 분석되었다.

본 연구는 기존 연구들이 공통적으로 주택 매매가격과 전세가격의 변동률을 이용하여 그랜저 인과성 검정 방법을 이용하였지만, 연구별로 분석 기간이 다르다는 점에 주목하고자 한다. 이는 그랜저 인과성 검정을 위해서 사용하는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model: VAR)이 분석 샘플의 평균과 분산이 일정하다는 점을 가정하고 있기 때문으로 판단한다. 동일한 자료일지라도 샘플 기간이 달라지면 평균과 분산이 달라지게 되는데, 이 경우 가설검정을 위한 통계량이 달라질 수 있다. 만약 기존 연구들의 분석 결과가 다르게 나타난 원인이 분석 기간의 차이에 있다면, 기존 연구들의 분석 결과는 일반적으로 해석할 수 없고, 특정 시기에만 작동하는 부분 균형의 결과일 수 있다.

이에 본 연구는 기존 연구들과 다르게 매 시점별로 평균과 분산이 달라질 수 있다고 판단하여, 시간가변 모형에 기초하여 매매시장과 주택시장의 관계가 시간에 따라 달라질 수 있는지를 분석하고자 한다. 본 연구는 매매시장과 전세시장의 통계적 인과성 검정을 위해 시간가변 그랜저 인과성 검정(Time-varying Granger Causality Test)을 실시하고자 하며, 매매가격과 전세가격 간 매 시점별 주고받는 충격반응함수를 구하기 위하여 시간가변모수 VAR모형(Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model)에 기초한 시간가변 충격반응함수(Time-varying Impulse Response Function)를 추정하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 매매와 전세의 관계에 대한 이론과 가설을 검토하고, 주요 실증연구의 결과를 비교한 이후 본 연구의 차별점을 도출하도록 한다. 3장은 본 연구에서 활용하는 분석 모형을 검토하고, 본 연구에서 활용한 데이터에 대해 설명하도록 한다. 4장은 매매가격과 전세가격에 대해 시간가변 인과성 검정과 매매가격과 전세가격 간 시간가변모수 VAR에 의한 충격반응함수 분석 결과를 제시하도록 한다. 5장은 연구내용을 요약하고, 본 연구의 정책적 시사점과 한계점, 향후 과제를 제시하도록 한다.

II. 매매와 전세의 관계

본 장에서는 매매와 전세의 관계에 대해 서술한다. 먼저 이론모형을 통해서 매매시장과 전세시장의 관계를 살펴보도록 한다. 다음으로 운용소득가설과 레버리지 가설을 통해서 매매와 전세 간 선후행성 관계를 검토하도록 한다. 마지막으로 매매와 전세의 관계에 대해 기존 실증연구들의 연구 결과를 살펴보고 이 연구의 차별점을 도출하도록 한다.

1. 이론모형¹⁾

이 절에서는 매매시장과 전세시장의 관계에 대한 이론모형을 살펴보고자 한다. 이충언(2014)에서 제시된 이론모형에서는 현재의 주택가격은 현재의 임대료와 미래주택가격의 현재가치의 합으로 정의하고 있다.

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

식 (1)에서 P_t 는 주택가격, R_t 는 임대료, i_t 는 금리, $E_t(P_{t+1})$ 는 주택가격 기댓값을 의미한다.

전세는 월 임대료가 존재하지 않는데 이 경우 월 임대료는 전세보증금에서 발생하는 이자수익으로 가정할 수 있다. 전세보증금(J_t)을 예금하고 이자를 받는다고 가정할 경우 식 (1)은 식 (2)와 같이 작성할 수 있다. 이때 시장참여자의 신용위험은 없다고 가정하도록 한다.

$$P_t = \frac{i_t}{1+i_t} J_t + \frac{1}{1+i_t} E_t(P_{t+1}) \quad (2)$$

매매가격이 Δp_{t+1}^e % 상승하는 것으로 가정하면, $E_t(P_{t+1}) = (1 + \Delta p_{t+1}^e) P_t$ 이므로 식 (2)는 식 (3)과 같이 작성할 수 있다.

$$P_t = \frac{i_t}{i_t - \Delta p_{t+1}^e} J_t \quad (3)$$

양변을 P_t 로 나누면 균형식은 식 (4)와 같이 표현할 수 있다. 이 식에서 왼쪽 항은 매매가격 대비 전세가격 비율인 전세가율을 의미한다.

$$\frac{J_t}{P_t} = 1 - \frac{\Delta p_{t+1}^e}{i_t} \quad (4)$$

식 (4)를 보면, 주택의 매매가격 상승기댓값이 커질수록 전세가율은 줄어들고, 매매가격 상승기댓값이 줄어들수록 전세가율은 커지는 구조인 것을 알 수 있다. 이를 통해 금리 상승 시에는 전세가율이 증가하는 반면, 금리가 하락하면 전세가율이 감소하는 패턴을 파악할 수 있다.

전세제도는 매매가격이 지속적으로 상승할 것으로 기대되었기 때문에 유지될 수 있었던 것으로 판단된다. 식 (4)에서 매매가격의 기댓값이 0이 되면, $P_t = J_t$ 가 된다. 즉, 매매가격 상승이 기대되지 않으면 매매가격과 전세가격은 같아지게 되는데, 이는 전세에 대한 수요와 공급이 발생하지 않을 수 있음을 시사하는 것이다. 매매가격 상승이 기대되면(즉, $\Delta p_{t+1}^e > 0$), 매매가격은 전세가격보다 높게 형성된다($P_t > J_t$). 이 경우 임대인은 양도차익을 기대하면서 주택매입 및 유지에 발생하는 비용을 지불하며 전세를 공급하게 되는 것이다. 반대로 매매가격 하락이 기대된다면(즉, $\Delta p_{t+1}^e < 0$), 매매가격은 전세가격보다 낮게 형성될 수 있으며($P_t < J_t$), 이 경우 존속 중인 계약이 만료되면 역전세, 깡통전세 등 채무불이행 위험(Default Risk)이 발생할 수 있다.

이를 통해 우리나라는 매매가격의 지속적인 상승 경험이 매매가격 상승에 대한 기대를 형성하였기 때문에 전세제도가 계속 유지될 수 있었다고 평가할 수 있다.

2. 운용소득기설과 레버리지기설

매매가격과 전세가격의 선후행성에 대해서는 전세제

1) 이충언(2014, 31-35)이 제시한 매매시장과 전세시장의 관계에 기초하여 작성하였다.

도 관련 가설인 운용소득가설과 레버리지가설을 통해 그 실마리를 유추할 수 있다.

운용소득가설은 임대인의 수익지표를 대표적인 수신킨금리로 보고 설명하고 있다(백영규, 임하나, 최창규 2013). 이와 같은 관점에서 금리 인하는 이자수익의 감소로 이어지기 때문에 전세 공급의 감소 또는 전세의 월세화의 근거로 활용되었다. 임차인의 관점에서 금리 인하는 대출을 통한 보증금 조달 비용을 줄여 전세를 선호하는 동기를 증가시키지만, 반대로 금리가 상승하면 그 비용이 상대적으로 높아져서 전세를 선호하지 않게 만드는 동기를 제공한다. 임대인의 관점에서 금리 인하는 보증금의 예금으로부터 얻는 이자수익을 줄여 전세 공급을 줄이는 동기를 제공하는 반면, 반대로 금리 인상은 이자수익을 증가시키기 때문에 전세 공급을 늘리는 유인이 있다. 임대인의 수익률(r)은 보증금 순운용수익률(r^d)과 월세 수익률(r^m)로 구성되며, 이 수익률에 의존하여 임대주택 공급 여부를 결정할 수 있다.

$$r = r^d + r^m \quad (5)$$

여기서 보증금 순운용수익률은 이자수익(r^j)에서 대출 상환(r^c)을 뺀 수익률 혹은 보증금으로 대출을 상환하고 남은 돈을 예금($j - c$)하여 받은 이자로 볼 수 있다(즉, $r^d \equiv r^j - r^c$ 혹은 $r^d \equiv r^{j-c}$).

이와 같은 운용소득가설 관점에서 금리가 $i > i'$ 로 인하되면 보증금 순운용수익률은 $r^d > r^{d'}$ 로 줄어들기 때문에 임대인은 수익률을 높이기 위해서 월세 공급을 선호하게 된다.

운용소득가설 관점에서 전세가격이 상승하면 은행 예금에 따른 운용소득이 증가하게 되고, 투자 수익이 증가하게 되어 시장 전체의 주택가격을 상승시킬 수 있다(임재만 2013).

레버리지가설 관점에 따르면 임대인은 임차인의 전월세보증금을 레버리지로 활용하여 주택을 매입하며, 임차인의 전월세보증금이 커질수록 자기자금 투입이 줄어들기 때문에 투자수익률이 최대화되는 특징이 있다(백영규, 임하나, 최창규 2013). 레버리지가설에 따르면 전세보증금은 주택 구매과정에서 매입비용을 줄여주기 때문에 향후 양도 시 자기자금 투입 대비 수익 기준으로 수익률을 증대시키므로 전세보증금은 레버리지 역할을 하게 된다.

운용소득가설 관점에서는 전월세 전환율이 수신킨금리보다 높으면 전세보다 월세의 수익률이 더 높기 때문에 전세는 월세로 전환될 유인이 있다. 금리 인하시 임차인은 조달 비용이 감소하기 때문에 전세에 대한 선호가 커지지만, 임대인은 전월세 전환율이 금리보다 더 높기 때문에 수익 관점에서는 월세로 전환할 유인이 있는 것이다.

레버리지가설에서 임대인의 수익률은 보증금 순운용수익률(r^d), 월세 수익률(r^m), 양도차익 수익률(r^t)로 구성된다.

$$r = r^d + r^m + r^t \quad (6)$$

식 (6)에서는 r^d 나 r^m 이 낮더라도 양도차익 수익률인 r^t 가 높을 것으로 기대된다면 향후 기대 수익률이 높을 것으로 기대할 수 있기 때문에 전세 공급을 선택할 유인이 있다. 즉, 운용소득가설로 설명되지 않았던 저금리 상황에서의 전세 공급 증가는 주택가격 상승에 따른 양도차익 수익률 증가에 대한 기대의 영향으로 이해할 수 있다.

타인의 전세보증금을 활용해 주택을 매입하는 상황에서는 보증금 운용수익과 월세 수익이 발생하지 않으며, 자신의 자금 사용에 따른 비용(예금에 대한 기회비용이나 대출이자비용)과 양도차익 수익률만

존재하게 된다.

$$r = -r^c + r^t \quad (7)$$

수익률 관점에서 타인자본 의존도가 높아져서 자기자금 비율이 줄어들수록 수익률이 상승하게 된다. 양도차액을 k , 자기자금을 m , 수익률을 $r = k/m$ 로 정의하면, $k = \bar{k}$, $m > m'$ 의 경우, 수익률은 식 (8)과 같다.²⁾

$$r < r' \quad (8)$$

레버리지시설 관점에서 주택가격이 상승하면 레버리지효과를 극대화하기 위해 전세가격을 올릴 유인이 있어 매매가격이 전세가격을 선도할 수 있다(임재만 2013). 다만, 이와 같은 관계가 성립되기 위해서는 임차인의 지불여력 개선이 동반될 필요가 있다.³⁾

3. 기존 주요 실증분석

앞서 살펴본 운용소득시설과 레버리지시설에 따라 매매시장과 전세시장 간 주고받는 관계가 차별적일 수 있음을 확인하였다. 이와 같은 관계에 대해 기존 실증 연구들에서 다양한 결과를 보고하고 있다.

조주현, 임정호(2004)는 전국을 대상으로 1986년 1월~2004년 6월 매매가격과 전세가격의 인과관계를 분석하였다. 분석 결과, 매매가격은 전세가격에 인과하지만, 전세가격은 매매가격에 인과하지 않는 것으로 분석되었다.

김광수, 문규현(2011)은 전국과 서울을 대상으로 1986년 1월~2010년 12월 자료를 분석하였다. 분석

결과, 전세가격이 매매가격에 인과하는 것으로 분석되었으나, 그 반대는 성립하지 않았다.

전해정, 박현수(2012)는 서울을 대상으로 2005년 1월~2011년 11월 자료를 분석하였다. 분석 결과, 매매가격과 전세가격은 양방향 인과관계로 분석되었다.

한제선, 이창무(2017)는 서울을 대상으로 2011년 1월~2017년 9월 자료를 분석한 결과 전세가격은 매매가격에 인과하는 반면, 매매가격은 전세가격에 인과하지 않는 것으로 분석되었다.

김진우, 김승희(2021)는 2000년 1월~2019년 12월 전국과 서울 아파트와 비아파트를 대상으로 매매가격과 전세가격의 인과관계를 분석하였다. 분석 결과, 전국의 경우 아파트 전세가격은 아파트 매매가격에 5개월의 시차를 두고 인과하는 것으로 분석된 반면, 그 역은 성립하지 않았고, 비아파트의 경우는 양방향으로 인과하지 않는 것으로 분석되었다. 서울의 경우 아파트 전세가격은 아파트 매매가격에 인과하지 않으나, 아파트 매매가격은 아파트 전세가격에 1개월 시차를 두고 인과하는 것으로 분석되었고, 비아파트의 경우는 전국과 마찬가지로 양방향으로 인과하지 않는 것으로 분석되었다.

김상배, 이승아(2021)는 1991년 3월~2021년 7월 전국 아파트를 대상으로 매매가격과 전세가격의 인과관계를 분석하였다. 분석 결과, 선형 인과관계와 비선형 인과관계 모두 양방향 인과성이 있는 것으로 분석되었다.

본 연구의 주제와 관계된 기존의 주요 연구들의 결과를 살펴보면, 동일하거나 유사한 방법을 사용하고 있음에도 두 시장의 관계가 일관되게 분석되지 않고 있다. 본 연구는 이처럼 분석 결과가 다르게 나타난

2) 레버리지는 총자금(자기자금과 타인자금의 합)에서 타인자금의 비율로 정의할 수 있다(정운찬, 김홍범 2000, 27)

3) 익명의 심사자의 의견에 따라 레버리지시설의 논리가 보강되었음을 밝힌다.

것은 각 연구들이 채택하고 있는 시계열의 차이가 원 인일 수 있다고 판단한다. 기존 연구들은 사용하는 샘플 기간 내 평균과 분산이 일정하다는 가정하에 분석 하였는데, 이와 같은 모형에서는 분석 샘플이 달라질 경우 분석 결과가 달라질 가능성이 있다.⁴⁾

분석 샘플에 따라 분석 결과가 달라질 수 있다는 점은 과거 주택시장이 시기에 따라 차별적이었음을 고려하면 직관적으로도 이해할 수 있다. 가령, 2000년대 이전에는 주택금융이 충분히 발달하지 않았기 때문에 대출을 통한 주택매입이 쉽지 않았다. 또한 금리가 높았기 때문에 임대인은 전세보증금을 은행에 예금하여 이자수익을 얻는 경우가 많았다. 2000년대 들어서 주택금융이 매매시장을 중심으로 발달하기 시작하였고, 금리가 낮아져서 유동성 공급과 유동성 수요가 크게 증가하였다.⁵⁾ 전세시장에 대한 유동성은 2014년 「주택임대차보호법」 개정에 따라 금융기관이 전세자금대출을 할 경우, 우선변제권을 승계받을 수 있게 됨에 따라⁶⁾ 전세에 대한 유동성 공급이 크게 증가하였다. 이와 같이 시기별로 주택시장에 미치는 요인이 차별적인 상황에서, 동일한 분석 방법을 사용하더라도 샘플이 달라지면 분석 결과가 달라질 수 있는 것이다.⁷⁾

이에 본 연구는 매매시장과 전세시장 간의 관계는 시간가변적일 수 있다고 판단한다. 즉, 본 연구는 기

존 연구들과 다르게 매 시점별로 평균과 분산이 달라질 수 있다고 가설을 세우고자 한다. 이에 본 연구는 매매시장과 전세시장의 통계적 인과성 검정을 위해 시간가변 그랜저 인과성 검정(Time-varying Granger Causality Test)⁸⁾을 실시하고자 하며, 매매가격과 전세가격간 매 시점별 주고받는 충격반응함수를 추정하기 위하여 시간가변모수 VAR모형(Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model)에 기초한 시간가변 충격반응함수(Time-varying Impulse Response Function)⁹⁾를 분석하고자 한다.

III. 분석 모형과 데이터

1. 분석 모형

1) 시간가변 그랜저 인과성 검정 모형

본 연구는 주택 매매가격과 전세가격의 시간가변적인 인과성 검정을 하기 위해 시간가변 그랜저 인과성 검정 모형을 검토하도록 한다(Shi, Phillips, Hurn 2018). 다음의 식 (9)에서는 매매가격 변동률(p_t)은 매매가격 변동률의 과거값 p_{t-k} 와 전세가격 변동률의 과거값 j_{t-k} 로 구성되고, 식 (10)에서는 전세가격 변동률(j_t)은 전세가격 변동률의 과거값 j_{t-k} 와 매매가격 과거값의

4) 동일한 경제충격이 발생하더라도 충격을 받는 지역과 시점에 따라 그 영향의 차이가 있을 수 있다. 충격을 받는 지역에 따라 그 영향의 차이가 발생하는 경우는, 금리충격이 발생했을 경우 지역에 따라 주택가격의 반응이 차이가 있을 수 있다는 기존 연구에서 그 증거를 찾을 수 있다(정기호, 김재현 2013). 이 연구는 충격을 받는 시점에 따라 그 영향이 차이가 있는지를 실증하여 기존 연구와 차별적이다.

5) IMF 외환위기 이후 은행들은 위험부담이 큰 기업대출을 줄이고, 가계대출에 주력하면서 은행권 주택담보대출은 2000~2006년 사이 3.7배 늘었음(국정브리핑 특별기획팀 2007, 180)

6) 주택임대차보호법. 2013. 법률 제12043호(8월 13일 일부개정).

7) 권현진, 유정석(2014)은 2008년 글로벌 금융위기 전후 수도권 주택시장의 구조가 전환되었다고 분석한 바 있다.

8) 변수 간 인과관계가 시기에 따라 달라질 수 있는지를 분석한 연구로는 금리와 주식시장의 인과성을 분석한 연구(Jammazi, Rania, Ferrer et al. 2017), 거시변수들 간의 인과성을 분석한 연구(Baum, Hurn, Otero 2021) 등이 대표적이다.

9) 이와 같이 시점에 따라 충격반응함수가 달라질 수 있는지를 분석한 연구로는 금리와 주택가격(박진백 2022a; Lee and Park 2022), 주택가격과 출산율(박진백 2022b) 등이 대표적이다.

p_{t-k} 로 구성된다고 가정한다.

$$p_t = \phi_0^p + \sum_{k=1}^m \phi_{1k}^p p_{t-k} + \sum_{k=1}^m \phi_{2k}^p j_{t-k} + e_t^p \quad (9)$$

$$j_t = \phi_0^j + \sum_{k=1}^m \phi_{1k}^j p_{j-k} + \sum_{k=1}^m \phi_{2k}^j j_{t-k} + e_t^j \quad (10)$$

식 (9)를 기준으로 t시점의 매매가격 변동률은 t-k 시점의 전세가격이 예측력이 있을 때 그랜저 인과성이 있다고 정의한다. $k > 1$ 에 대해서 인과관계 검정은 계수값인 ϕ_{2k}^p 의 Wald 통계의 평균값으로 유의성을 검정한다. 가설검정의 귀무가설은 식 (9)를 기준으로 "전세가격 변동률은 매매가격 변동률을 그랜저 인과하지 않는다"이다. 식 (9)와 식 (10)을 벡터 형태로 전환하면 식 (11)과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = \Pi X_t + \epsilon_t \quad (11)$$

식 (11)에서 $Y_t = [p_t, j_t]'$ 이고, $X_t = [1, Y'_{t-1}, Y'_{t-2}, \dots, Y'_{t-k}]'$, Π 는 $2 \times (2m+1)$ 차원의 계수 행렬 $\Pi = [\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_m]$ 로 정의하며, $k=0$ 에 대해서는 $\phi_0 = [\phi_0^p, \phi_0^j]'$, $k=1, \dots, m$ 에 대해서는 $\phi_k = \begin{bmatrix} \phi_{1k}^p & \phi_{2k}^p \\ \phi_{1k}^j & \phi_{2k}^j \end{bmatrix}$ 로 정의한다. 그랜저 인과성 검정의 귀무가설은 $R_{j \rightarrow p} \pi = 0$ 으로 나타내며, $R_{j \rightarrow p}$ 과 π 는 계수제약행렬, Π 의 행벡터 $\pi = \text{vec}(\Pi)$ 를 나타낸다. 이 관계를 일반화하면 식 (12)와 같으며, 식의 구성요소들은 $\hat{v} = I_n \otimes \hat{Q}$, $\hat{Q} = T^{-1} \Sigma_t X_t X_t'$, $\hat{\Sigma} = T^{-1} \Sigma_t \hat{\xi}_t \hat{\xi}_t'$, $\hat{\xi}_t = \hat{\epsilon}_t \otimes X_t$, $\hat{\epsilon}_t = Y_t - \hat{\Pi} X_t$ 로 정의한다.

$$W_{j \rightarrow p} = T(R_{j \rightarrow p} \hat{\pi})' [R_{j \rightarrow p} (\hat{V}^{-1} \hat{\Sigma} \hat{V}^{-1}) R_{j \rightarrow p}']^{-1} (R_{j \rightarrow p} \hat{\pi}) \quad (12)$$

시간가변 인과성 검정을 위해 표본을 설정하는 방

식은 이동표본 방식, 표본확장 방식, 재귀적 확장 방식을 고려할 수 있다. 이동표본 방식은 분석 기간을 τ_0 로 유지하면서 시작 시점 τ_t 에서부터 τ_2 까지 이동시키며, 분석표본의 시작 시점은 처음 시작 시점부터 $T - \tau_0 + 1$ 까지 순차적으로 증가하며, 마지막 시점은 $\tau_2 = \tau_1 + \tau_0 - 1$ 이다. 여기서 $\tau_2 = \{\tau, 0, \dots, T\}$, $\tau_1 = \tau_2 - \tau_0 + 1$ 로 표현할 수 있다. 표본확장 방식은 시작 시점은 고정되어 있고, 분석표본을 τ_0 에서부터 T 로 확장시키는 방식이다. 재귀적 확장 방식은 이동표본 방식과 같이 표본의 시작 시점은 $\tau_2 = \tau_1 + \tau_0 - 1$, 표본의 마지막 시점은 $\tau_2 = \{\tau_0, \dots, T\}$ 으로 정의되지만, 분석 표본의 크기는 표본확장 방식과 같이 1개부터 $\tau_2 - \tau_0 + 1$ 까지로 구성된다. 본 연구는 이동표본 방식과 표본확장 방식을 혼합한 재귀적 확장 방식을 이용하여 표본을 구성하고자 한다.

시간가변 인과성 검정을 위해 각 관측점 f 별로 Wald 통계 $\{W_{f_1, f_2}^{f_1}\}_{f_2=f}$ 를 추정한다. 이때 Wald 통계는 $\{W_{f_1}^{f_2}\}$ 의 상계값으로 정의한다.

$$SW_f(f_0) = \sup_{f_2=f, f_1 \in \{0, f_2-f_0\}} \{W_{f_1}^{f_2}\} \quad (13)$$

2) 시간가변모수 벡터자기회귀모형

본 연구는 시점에 따라 매매시장과 전세시장의 관계가 차별적일 수 있다고 보고 있다. 따라서 앞서 살펴본 인과성뿐만 아니라 매매시장과 전세시장 간 주고받는 영향력인 충격반응함수도 시점에 따라 차별적일 수 있다. 본 절에서는 Primiceri(2005)가 제안한 시점별 충격반응함수를 추정할 수 있는 시간가변모수 벡터자기회귀모형(TVP-VAR)의 방법론을 살펴보도록 한다.¹⁰⁾ 먼저 다음과 같이 n변수 VAR모형을 도입

10) 박진백(2022a, 12-13)의 방법론에 기초하여 작성하였다.

하도록 한다.

$$Y_t = c_t + \sum_{k=1}^K B_{k,t} Y_{t-k} + u_t \quad (14)$$

식 (14)에서 Y_t 는 $(n \times 1)$ 내생변수의 행렬, k 는 시차, B_t 는 $(n \times n)$ 시간가변 계수 행렬, u_t 는 이질적인 미관측 충격을 나타낸다. u_t 는 분산공분산 행렬이 Ω_t 이며, 다음과 같이 분해된다고 가정한다.

$$Var(u_t) = \Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})' \quad (15)$$

식 (15)에서 A_t 는 식 (16)의 하방 삼각행렬로 구성된다고 가정한다.

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \cdots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Σ_t 는 식 (17)과 같이 분산의 대각행렬로 구성된다고 가정한다.

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} \quad (17)$$

$\epsilon_t = I_n$ 로 정의하면 잔차는 $u_t = A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t$ 로 정의할 수 있고, 식 (14)는 식 (18)과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = c_t + \sum_{k=1}^K B_{k,t} Y_{t-k} + A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t \quad (18)$$

이 모형은 계수값이 임의보행과정에 의한 확률과정(stochastic process)을 통해 시간에 따라 변화하는 것으로 가정한다.

$$B_t = B_{t-1} + x \nu_t \quad (19)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + x \zeta_t \quad (20)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + x \eta_t \quad (21)$$

식 (18)에서 잔차항에 포함되어 있는 ϵ_t 는 단위행렬이고, 계수행렬 B_t 의 오차항 $x \nu_t$, 분산공분산 구성요소 α_t , σ_t 의 오차항 $x \zeta_t$, $x \eta_t$ 는 모두 확률과정으로 임의보행과정으로 설정한다. 이 모형을 $x = 0$ 로 설정하면, 모든 시기 분산이 동일한 일반적인 VAR모형이 되며, $x = 1$ 로 설정하면 오차가 확률적인 TVP-VAR 모형이 된다. TVP-VAR모형의 분산공분산 행렬은 1개의 단위행렬과 3개의 확률오차 벡터로 구성되며, 공동정규분포(jointly normally distribution)하는 것으로 가정한다.

$$V = Var \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \quad (22)$$

TVP-VAR모형은 시간가변적인 충격반응함수를 추정하기 위한 모형이지만, 시간가변 영향은 잔차에서 분해하기 어렵다. 그리고 실제 관측되지 않으므로 수학적으로 사후 밀도함수를 정의하기 어렵고, 표준적인 분포 도출도 어려워 사후분포 추론도 어렵다.

베이지안 추론에서는 미관측 파라미터를 확률변수로 간주한다. 특히, 분석 대상이 고차원 파라미터 공간일 경우, 사후 분포를 수치적으로 최대화하는 데 있어서 마르코프 연쇄 몬테카를로(Markov Chain Monte Carlo: MCMC) 방법이 최적의 방법으로 알려져 있다. 그 중에서도 깃스샘플링(Gibbs Sampling)은 대표적인 시물레이션 방법이다.

선형회귀식에서 회귀계수벡터는 β , 잔차항의 분산이 σ^2 일 경우 σ^2 가 알려져 있는 경우는 $\beta \mid Y, \sigma^2$ 로부터 β 를 추출할 수 있고, 사후분포가 다변량 정규 분포인지 증명할 수 있다. 유사하게 β 가 알려져 있는 경우라면 $\sigma^2 \mid Y, \beta$ 로부터 σ^2 를 추출할 수 있으며, 이 경우 사후분포는 역감마분포이다(강규호 2016).

다음은 분석 알고리즘을 나타낸다. 이 연구는 MCMC 방법 중 깃스샘플링을 적용하며 추론을 위해 Q, S, W 의 하이퍼파라미터(hyperparameter)¹¹⁾의 분포를 역위샤트(Inverse Wishart)¹²⁾로 가정한다. 깃스샘플링은 관측된 데이터와 나머지 파라미터에 따라 시간변동계수(B^T), 동시관계(A^T), 변동성(Σ^T), 하이퍼파라미터(V)를 차례대로 추정하고, $p()$ 는 밀도함수를 나타내며, 초기값은 사전 샘플을 이용하여 VAR에 의해 추정된 OLS 계수값으로 설정한다.

$$A^T, \Sigma^T, s^T, V \text{ 초기값 설정} \quad (23)$$

최초 초기값에 기초하여 다음의 샘플링을 수행한다.

$$p(B^T \mid y^T, A^T, \Sigma^T, V) \rightarrow B^T \quad (24)$$

$$p(A^T \mid y^T, B^T, \Sigma^T, V) \rightarrow A^T \quad (25)$$

$$p(\Sigma^T \mid y^T, A^T, B^T, s^T, V) \rightarrow \Sigma^T \quad (26)$$

$$p(s^T \mid y^T, A^T, \Sigma^T, V) \rightarrow s^T \quad (27)$$

식 (28)에서는 식 (24)~식 (32)까지 추출한 값을 이용하여 Q, W, S 를 우선 추출하여 V 를 추출한 다음, 식 (24)로 돌아가서 표본을 다시 추출한다. 본 연구는 이 과정을 1만 번 반복하도록 한다.

$$p(Q, W, S \mid y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) = p(Q \mid y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \cdot p(W \mid y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \cdot p(S_1 \mid y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \cdot \dots \cdot p(S_{n-1} \mid y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \rightarrow V \quad (28)$$

2. 데이터

이 연구는 매매가격, 전세가격, 실물경기로 구성된 3변량 VAR 모형에 기초하여 분석하도록 한다. 매매가격과 전세가격은 KB부동산 주택가격동향조사의 종합주택 기준 자료를 사용하고, 실물경기는 통계청의 경기종합지수 중 동행종합지수를 사용하도록 한다. 분석 대상 지역은 전국으로 설정하고, 분석 시계열은 1986년 1월부터 2022년 12월까지로 설정하도록 한다.

표 1_단위근 검정 결과

구분	수준변수	차분변수
매매가격지수	1.872 [0.986]	-4.257*** [0.000]
전세가격지수	2.263 [0.995]	-3.865*** [0.000]
경기종합지수	3.357 [0.999]	-3.489*** [0.001]

주: 1) []안은 p-value를 나타냄.

2) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

<표 1>은 본 연구에서 사용하는 자료에 대한 단위근 검정 결과를 나타낸다. 분석 결과 수준변수는 귀무가설을 채택하여 각 시계열자료가 안정계열이 아닌 것으로 분석되었다. 반면 차분변수는 모든 변수가 귀무가설을 기각하여 안정계열 자료인 것으로 분석되었다. 따라서 본 연구에서는 차분변수를 이용하여 분석하도록 한다.

11) 하이퍼파라미터(hyperparameter)는 사전분포(prior)에 대한 파라미터로, 베이저안 통계에서 분석 대상 모델에서 정의되는 "파라미터"와 구분하기 위해 하이퍼파라미터로 표기한다.

12) 역위샤트분포(Inverse Wishart: IW)는 다변량 정규확률분포의 켈레사전확률분포(Conjugate Prior Probability Distribution)로 베이저안의 사전분포에 자주 활용한다. 여기서 위샤트분포(Wishart: W)는 다차원 카이제곱확률 분포를 의미하며, 켈레는 수학에서 두 개의 점 산수 등이 서로 특수한 관계에 있어 바꾸어 놓아도 그 성질의 변화가 없는 경우를 나타낸다.

IV. 실증분석 결과

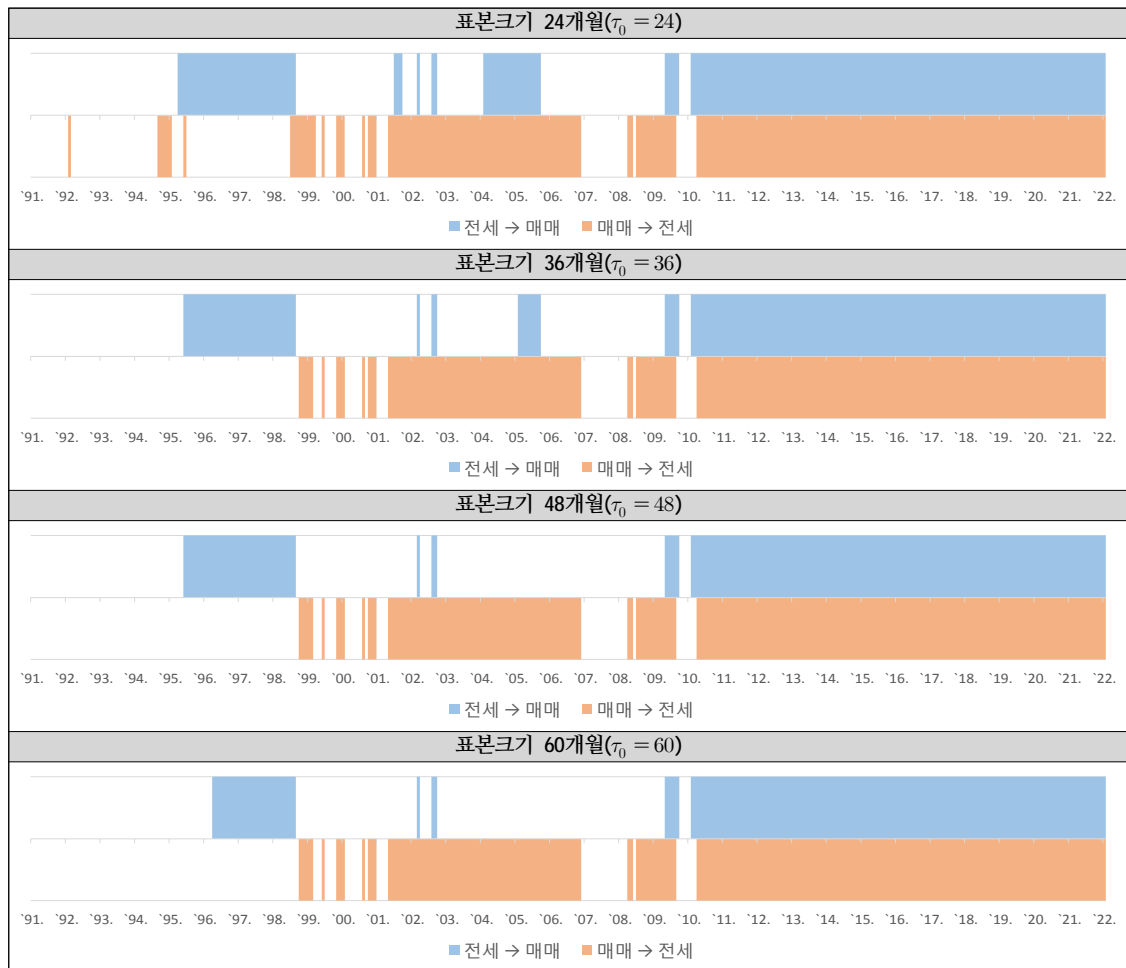
1. 시간가변 그랜저 인과성 검정 결과

<그림 1>은 매매가격과 전세가격에 대한 시간가변 그랜저 검정을 실시한 결과를 나타낸다. 시간가변 그랜저 검정의 경우 표본 크기에 대한 근거가 없기 때문에 본 연구는 「주택임대차보호법」에서 정하고 있는 임대차 계약의 최단 존속기간인 24개월과 계약갱신

요구에 따른 존속기간인 48개월을 고려하였고, 그 외 해당 기간에서 12개월씩 더하여 36개월, 60개월도 추가하여 분석하였다.

분석 결과를 살펴보면, 표본 크기에 따라 분석 결과가 일부 시기에서 차이가 나는 것으로 확인되나 전체적으로 큰 틀에서 유사한 결과를 보고하였다. 먼저 전세가격이 매매가격에 대한 인과성은 1990년대 중반에 뚜렷한 것으로 분석되었으며, 2010년 이후 인과성이 유지되는 것으로 분석되었다. 매매가격이 전세가

그림 1_매매가격과 전세가격의 시간가변 인과성 검정 결과



주: 1) 그래프에서 음영은 SW통계값이 임계값을 초과하여 귀무가설을 기각한 것을 의미함.
 2) 임계값은 부트스트랩을 통해 추정하였고, 유의수준은 99%를 적용하였음.

격에 대한 인과성은 1990년대에 일부 시점에 관측이 되나 모든 모형에서 공통적으로 관측되는 것은 대체로 2000년대 이후로 확인된다. 주목할 점은 모든 모형에서 2010년 이후부터는 매매가격과 전세가격이 서로 양방향 인과성이 있는 것으로 분석되었다는 것이다.

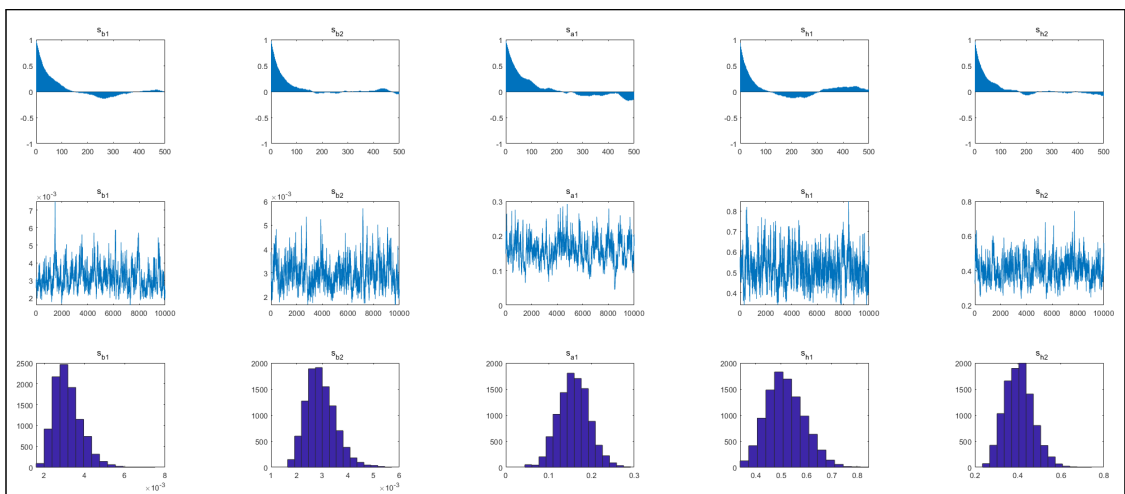
본 연구에서는 전세 관련 가설로 운용소득가설과 레버리지가설을 제시하였다. 매매시장과 전세시장의 인과성과 관련해서는 운용소득가설은 전세가격 상승이 매매가격 상승을 유도할 수 있고, 레버리지가설은 매매가격 상승(혹은 매매가격 상승 기대)이 전세가격 상승으로 이어질 수 있다. 이 관점에 기초하여 분석 결과를 살펴보면, 우리나라는 과거 1990년대 말 경에는 운용소득가설에 의해 주택시장이 작동한 것으로 평가할 수 있고, 동 시기에는 레버리지가설에 의한 영향력은 발생하지 않았던 것으로 평가할 수 있다. 1999년 이후부터는 다수의 시점에서 매매가격이 전세가격에 인과하는 것으로 분석되어 레버리지가설에 의해 주택시장이 작동한 것으로 평가할 수 있다. 즉, 우리나라의 주택시장은 레버리지가설에 의해 주택 매매가격의 지속적인 상승 경향이 매매가격 상승에 대한 기대를

형성하였고, 이는 전세가격의 상승에 기여한 것으로 해석을 할 수 있다. 그리고 2010년 이후부터는 두 가설이 동시에 작동하는 시장인 것을 알 수 있다. 글로벌 금융위기 이후 시기에는 매매가격 상승이 전세가격 상승을 유도하고, 이후 매매가격 상승을 유도하는 구조가 강화된 것으로 이해할 수 있다. 이는 과거에 비해 매매시장과 전세시장의 동반 변동성이 강화된 것으로 해석할 수 있다.

2. 시간가변 충격반응함수 분석 결과

<그림 2>는 시간가변모수 VAR 모형에서 활용된 김스샘플링의 유효성 검정 결과를 나타낸다. 유효성 검정에서는 그림에서 제시된 순서대로 자기상관성, 샘플경로, 사후분포 밀도를 나타내며, 이 그래프를 통해서 김스샘플링으로 추정한 값이 유효한지를 확인할 수 있다. 자기상관성의 경우는 자기상관성이 높을수록 분석 결과에서 면적이 크게 나타나고, 자기상관성이 낮을수록 그래프의 면적이 0에 수렴하게 된다. 샘플경로는 자기상관성이 높을수록 일정한 패턴으로 그

그림 2_김스샘플링 사후분포



주: 첫 번째 줄은 자기상관성, 두 번째 줄은 샘플경로, 세 번째 줄은 사후분포 밀도를 나타냄.

래프가 그려지는 반면, 자기상관성이 낮을수록 일정한 패턴 없이 그래프가 그려진다. 사후분포 밀도는 자기상관성이 낮고, 샘플경로가 무작위적일수록 정규분포에 가까운 모습을 보이게 된다. 분석 결과를 살펴보면, 자기상관성의 경우는 초기에 자기상관성이 높았으나 점차 감소하여 자기상관성이 높지 않은 것을 확인할 수 있다. 샘플경로의 경우는 대체로 일정한 값을 중심으로 반복되는 경향이 뚜렷하게 보이고, 앞선 샘플과 일정한 방향성을 보이지 않는 것을 확인할 수 있다. 그리고 사후분포의 밀도함수 역시 큰 틀에서 정규분포 형태를 보이고 있다. 이를 통해 본 연구에서 수행한 깃스샘플링이 대체로 유효한 것으로 이해할 수 있다.

<표 2>는 본 연구에서 깃스샘플링으로 추출한 사후표본의 분포가 사후분포로 수렴했는지를 확인하는 수렴성 검정 결과를 나타낸다. 본 연구는 깃스샘플링에 의해서 사후분포를 추론하기 때문에 본 연구에서 추출한 샘플이 사후분포에 수렴했는지 여부에 따라 분석 결과가 유효한지를 판정하게 된다.

표 2_사후수렴 검정 결과

파라미터	Mean	SD	95%U	95%L	Geweke	Inefficiency
S_{b1}	0.0032	0.0007	0.0021	0.0047	0.052	71.37
S_{b2}	0.0029	0.0006	0.0020	0.0042	0.807	68.20
S_{a1}	0.1590	0.0359	0.0916	0.2319	0.083	91.39
S_{n1}	0.5177	0.0744	0.3859	0.6738	0.544	44.95
S_{n2}	0.4055	0.0661	0.2893	0.5461	0.872	64.96

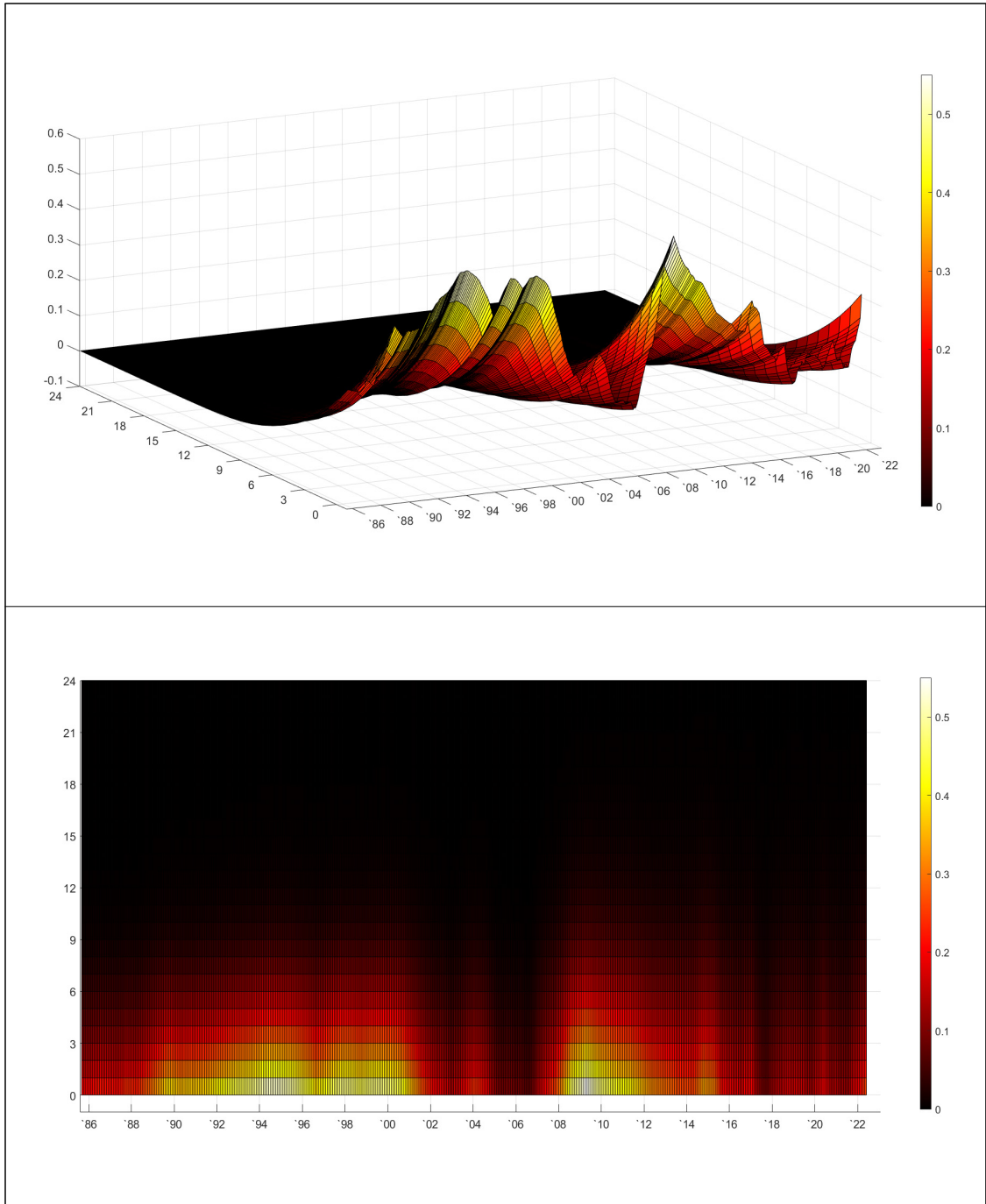
사후분포 수렴성 검정으로 활용하는 Geweke 검정의 기본 개념은 다음과 같다. 추출한 샘플의 분포가 사후분포로 수렴했다면 추출한 샘플은 모두 동일한

분포에서 추출되었다고 볼 수 있으며, 추출된 샘플 간 표본평균이 같아야 한다. 만약 추출된 표본의 평균이 다르다면 샘플링이 비효율적이거나 마코프 체인이 목표분포로 수렴하지 않을 것으로 해석할 수 있다. 분석에서 추출한 샘플이 사후수렴을 했는지 여부는 Geweke 통계량(Geweke p-value)을 통해 검정하게 된다. 귀무가설은 "샘플의 분포가 사후 분포로 수렴했다"이며 0.05 또는 0.1 등 일정한 유의수준보다 높다면 효율적인 샘플링이 이루어졌다고 해석하며, 유의수준보다 낮다면 비효율적인 샘플링이 이루어졌다고 해석하게 된다(강규호 2016).

<표 2>의 사후수렴 검정 결과를 살펴보면, 모든 파라미터의 Geweke 통계량이 0.05보다 큰 것으로 보고되고 있다. 따라서 깃스샘플링으로 추출한 샘플의 분포가 사후 분포로 수렴했다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 채택하여 본 연구에서 추출한 샘플이 사후분포로 수렴한 것을 알 수 있다.

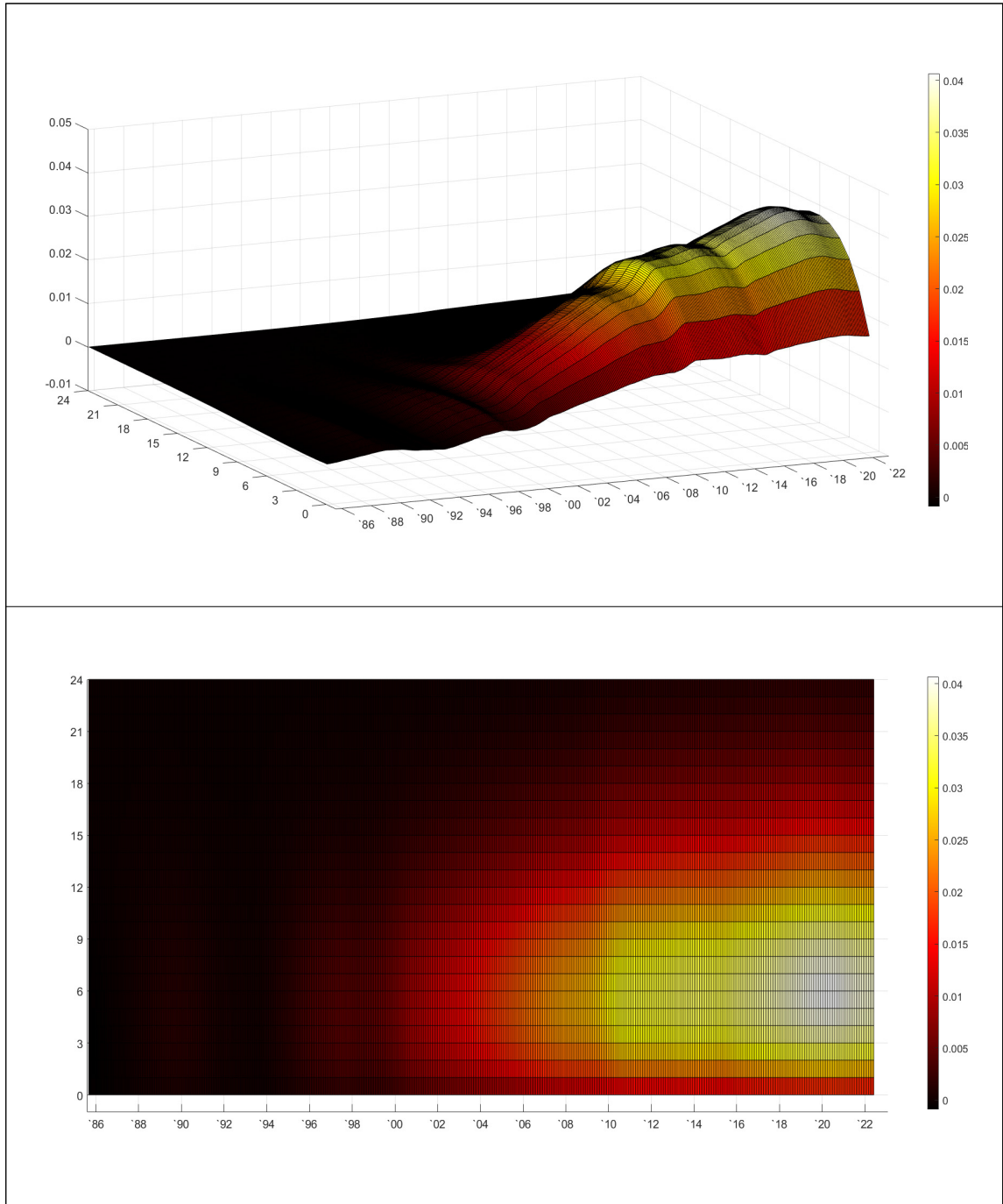
<그림 3>은 매매가격의 전세가격에 대한 시간가변적인 충격반응함수를 추정한 결과를 나타낸다. 전체 분석 기간에서 매매가격 상승 충격이 발생하면 전세가격이 상승 반응을 하는 것으로 분석되었다. 즉, 대부분의 시기에 매매가격과 전세가격은 동조하여 변동하는 경향이 있었던 것으로 이해할 수 있다. 다만, 매매가격 충격이 전세가격에 미치는 영향의 반응시차는 단기에 집중되는 것을 알 수 있다. 특히, 충격 반응의 크기가 컸던 시기는 1990년대와 2008~2012년 경이며, 다른 시기에 비해 충격반응 영향의 크기가 상대적으로 컸던 것으로 확인된다. 2020년 이후 저금리 시기 주택가격 상승 시기에는 과거 1990년대와 2008~2012년 수준보다 충격반응 영향은 줄어들었지만, 일정 수준 전세가격 상승에 영향이 유지된 것으로 분석되었다. 이 시기 전세가격 상승에 매매가격의 영향이 제한적이었던 것은 이 시기 전세가격은 저금리에 의한

그림 3_매매가격이 전세가격에 미치는 시간가변적인 영향



- 주: 1) 위 그래프에서 x축은 충격반응 시점(년), y축은 충격반응 시차(개월), z축은 충격반응 크기(%)를 나타냄.
 2) 아래 그래프에서 x축은 충격반응 시점, y축은 충격반응 시차를 나타냄.
 3) 그래프에서 노란색 계열의 색상이 짙어질수록 충격반응 크기가 크고, 검은색 계열 색상이 짙어질수록 충격반응 크기가 약해지는 것을 의미함.

그림 4_전세가가격이 매매가격에 미치는 시간가변적인 영향



- 주: 1) 위 그래프에서 x축은 충격반응 시점(년), y축은 충격반응 시차(개월), z축은 충격반응 크기(%)를 나타냄.
 2) 아래 그래프에서 x축은 충격반응 시점, y축은 충격반응 시차를 나타냄.
 3) 그래프에서 노란색 계열의 색상이 짙어질수록 충격반응 크기가 크고, 검은색 계열 색상이 짙어질수록 충격반응 크기가 약해지는 것을 의미함.

전세수요 증가와 임대차 2법에 의한 신규임대료가 상승한 영향이 혼재되었기 때문으로 이해할 수 있다. 이수옥, 박천규, 오동욱, 박진백 외(2022)는 임대차 2법 도입 이후 2021년 말까지 임대차 2법 도입에 따른 신규 전세가격 상승 기여도가 확대되었으며, 당시 전세가격 상승에 기여한 수준은 전국 기준으로 매매가격이 27.9%, 금리는 25.7%, 임대차 2법 19.3%, 수급 불균형 20.1%로 분석하였다. 즉, 당시 전세가격 상승 요인이 다양하게 발생하였기 때문에 상대적으로 매매가격의 영향이 약한 것으로 이해할 수 있으나, 매매가격에 의한 전세가격 상승 영향력도 적지는 않았던 것으로 이해할 수 있다.

<그림 4>는 전세가격의 매매가격에 대한 시간가변적인 충격반응함수를 추정한 결과를 나타낸다. 2000년 이전에는 전세가격 충격이 매매가격에 미치는 영향이 뚜렷하게 발견되지 않았다. 그러나 2000년 이후부터는 전세가격 충격이 매매가격에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 특히 2008년 이후부터는 전세가격 충격이 발생하면 2~3개월 시차를 두고 매매가격이 반응을 하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 충격 반응이 2010년을 기점으로 더욱 강화되었으며, 2014~2015년 이후 그 영향력이 강화된 것을 알 수 있다. 이는 당시 정부가 전세대출에 대한 정책을 실시하고, 전세자금대출을 한 금융기관에 대한 우선변제권을 보장하는 등의 정책시행 시기와 일치한다. 그리고 이와 같은 전세가격 충격이 매매가격에 미치는 영향이 가장 극대화된 시기는 2020년 이후 시기로 분석된다. 이 시기에는 저금리에 따라 주택가격이 크게 상승했던 시기이다. 이 시기 우리나라에서는 높은 가격상승 기대 속에서 임차인이 거주하거나 거주할 주택을 매입하고 양도차익을 극대화하는 전세 레버리지 투자(갭투자)가 급증했던 시기이다(박진백, 김지혜, 권건우 2022).

이와 같은 매매가격과 전세가격 간 시간가변적인

충격반응함수 분석을 통해 매매가격 상승 충격은 대체로 전 기간에 전세가격 상승 반응을 유도하였으며, 시기에 따라 그 영향력은 차별적인 것을 확인하였다. 반면, 전세가격 상승 충격이 매매가격에 미치는 영향은 2000년 이전에는 발견되지 않았으며, 2010년 이후 그 영향력이 강화되었으며 2020년 전후 그 영향력이 가장 컸던 것으로 확인하였다.

V. 결론

본 연구는 매매시장과 전세시장의 시간가변적인 관계를 분석하였다. 매매시장과 전세시장의 관계에 대한 기존 연구들에서는 동일한 분석 방법을 사용하고 있음에도 두 시장의 관계가 일관성 있게 분석되지 않았다. 본 연구는 기존 연구들이 채택하고 있는 샘플의 분석 기간이 차별적이라는 점에 주목하였다. 본 연구는 분석 기간에 따라 매매시장과 전세시장 간의 관계가 달라질 수 있는지를 확인하기 위해서 시간가변 그랜저 인과성 검정과 시간가변모수 VAR모형에 의한 매시점별 충격반응함수를 추정하였다.

시간가변 그랜저 인과성 검정 결과, 전세가격이 매매가격에 대한 인과성은 1990년대 중반에 뚜렷한 것으로 분석되었으며, 2010년 이후 인과성이 유지되는 것으로 분석되었다. 매매가격의 전세가격에 대한 인과성은 1990년대에 일부 시점에 관측이 되나 모든 모형에서 공통적으로 관측되는 것은 대체로 2000년대 이후로 확인되었다. 그리고 2010년 이후부터는 매매가격과 전세가격이 서로 양방향 인과성이 있는 것으로 분석되었다.

매매가격과 전세가격 간 시간가변적인 충격반응함수 분석 결과, 매매가격 상승 충격은 대체로 전 기간에 전세가격 상승 반응을 유도하였으며, 시기에 따라 그 영향력이 차별적인 것을 확인하였다. 반면, 전세가

격 상승 충격이 매매가격에 미치는 영향은 2000년 이전에는 발견되지 않았으며, 2010년 이후 그 영향력이 강화되었으며 2020년 전후 그 영향력이 가장 컸던 것으로 확인하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음의 정책적 함의를 시사한다. 우리나라 주택시장은 매매가 전세시장에 미치는 영향을 볼 때 등락은 있지만 그 영향력은 일정 수준 이상 유지되고 있는 반면, 전세가 매매시장에 미치는 영향은 과거에 비해 확대되었다는 것을 확인하였다. 이와 같은 전세가 매매시장에 미치는 영향이 강화되는 시기는 전세자금대출제도의 도입과 금융기관에 대한 전세자금대출에 따른 우선변제권 승계 등의 정책 시기와 일치한다. 즉, 이는 전세에 대한 유동성 공급이 진행됨에 따라 전세가 매매시장에 대한 영향이 강화되는 것으로 해석할 수 있다. 특히 이와 같은 영향력은 2020년 이후 갭투자가 늘어나는 시기에 강화되었고, 전세가 우리나라 임차인의 주거안정을 위한 제도로 활용되는 동시에 투자자들의 레버리지 자금으로 활용되는 경향이 강화되었다는 것을 의미한다. 이와 같은 현상은 전세가 우리나라 주택시장에서 금융의 역할이 강화된 것으로 이해할 수 있다. 문제는 이와 같은 현상이 심화되는 것은 근본적으로 매매가격이 상승하리라는 기대감에서 이루어지는 매입행위라는 점이다. 만약 매매가격 상승이 더 이상 이루어지지 않고, 해당 주택을 더 비싼 가격으로 매입할 수요자가 없다면, 전세보증금을 레버리지로 활용하여 주택을 매입한 사람은 보증금을 반환하기 어려워질 수 있다. 전세보증금은 임대차계약 이후 2~4년 후 반드시 보증금을 반환해야 한다. 그런데 레버리지 매입 이후 가격 하락기에 접어든 상황이라면 차기 임차인과 임대차 계약을 통해 현 임차인의 보증금을 반환하지 못하는 역전세, 주택을 매도해도 보증금을 반환하지 못하는 깡통전세가 발생할 수 있다. 이와 같은 문제를 고

려한다면, 최근 전세가 매매시장에 미치는 영향이 일정 수준 통제될 수 있도록 제도적 보완 장치가 필요하다. 가령, 전세보증금에 대한 보증기관의 보증율을 낮추거나, 전세가율이 90% 이상인 경우 보증금의 일정 수준을 예치하는 등의 조치를 통해 극단적인 레버리지 행위가 시장에서 이루어지지 않도록 할 필요가 있다고 판단한다.

이 연구는 다음과 같은 한계점이 있다. 매매시장과 전세시장에 대해 시간가변적인 관계를 실증적으로 분석하였고, 관계의 구조변화와 정책을 변화에 대해서는 핵심적인 사항에 대한 정책을 제시하였으나 정책의 전반적인 사항에 대해서는 다루지 못하였다. 향후에는 매매시장과 전세시장의 관계구조가 변화하는 것과 관련 정책의 변화를 함께 검토하는 연구가 진행될 필요가 있다고 판단한다.

참고문헌 •••••

1. 국정브리핑 특별기획팀. 대한민국 부동산 40년. 서울: 한스미디어. Government Briefing Special Planning Team. *40 years of real estate in Korea*. Seoul: Hans Media.
2. 권현진, 유정석. 2014. 국제금융위기 전·후 가계부채와 수도권 주택매매시장의 구조적 변화. 국토연구 81권: 105-119. Kwon Hyunjin, Yu Jungsuk. 2014. Structural Changes in Metropolitan Housing Markets and Household Debt before and after Global Financial Crisis. *National Territory Research* 81: 105-119.
3. 김광수, 문규현. 2011. 전국과 서울주택시장간의 매매와 전세가격의 정보이전 메커니즘을 통한 전략적 접근에 관한 연구. 대한경영학회지 24권, 6호: 3137-3155. Kim Kwang-Soo and Moon Gyu-Hyen. 2011. The Strategic Approach by the Information Transmission of Korean Apartment Market Between Seoul and Jeonguk. *Korea Journal of Business Administration* 24, no.6: 3137-3155.
4. 김상배, 이승아. 2021. 아파트매매가격지수와 아파트전세가

- 격지수 사이의 선형 및 비선형 인과관계 분석. 부동산분석 7, no.3: 1-20.
- Kim Sangbae and Lee Seung-A. 2021. Linear and Nonlinear Causal Relationship between Apartment Price Index and Apartment Jeonse Price Index. *Journal of Real Estate Analysis* 7. no.3: 1-20.
5. 김진우, 김승희. 2021. 주택매매가격과 전세가격의 상호 영향력에 관한 연구 : 서울과 전국 차이를 중심으로. 대한부동산학회지 39권, 2호: 29-55.

Kim Jin Woo and Kim Seung Hee. 2021. Study on the Mutual Influence of Housing Sales Price and Chonse Price-focusing on the differences between seoul and the whole country. *Journal of the Korean Real Estate Society* 39, no.2: 29-55.

 6. 박진백. 2022a. 주택가격에 대한 금리의 시간가변적인 영향 연구. 국토연구원 워킹페이퍼 WP 22-09. 세종: 국토연구원.

Park Jinbaek. 2022a. *A study on the time-varying effect of interest rates on housing prices*. Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.

 7. _____. 2022b. 주택가격 상승이 출산율 하락에 미치는 동태적 영향 연구. 국토연구원 워킹페이퍼 WP 22-29. 세종: 국토연구원.

_____. 2022b. *A Study on the dynamic impact of rising housing prices on declining birth rates*. Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.

 8. _____. 김지혜, 권건우. 2022. 전세 레버리지 리스크 추정과 정책대응 방안 연구. 국토연구원 수시연구과제 22-09. 세종: 국토연구원

_____. Kim Jeehye and Kwon Geonwoo. 2022. *Estimation on the Jeonse Leverage Risk and Policy Measures*. Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.

 9. 백영규, 임하나, 최창규. 2013. 전세 계약의 레버리지 가설과 운용소득 가설의 검증- 일반 및 재건축 아파트먼트와 오피스텔 하부시장에 대한 실증분석. 부동산학연구 19권, 3호: 27-43.

Baek Young Kyu, Im Ha Na and Choi Chang Gyu. 2013. Examination of the Leverage-effect Hypothesis and the Interest-seeking Hypothesis on Jeonse -An Empirical Analysis of Jeonse Sub-markets in Officetel and Apartment. *Journal of KREAA* 19, no.3: 27-43.

 10. 이수욱, 박천규, 오동욱, 박진백, 황관석, 김지혜, 전성제, 조운미, 박종선, 유정현. 2022. 부동산시장 안정을 위한 정책과제와 대응. 국토연구원 수시연구과제 22-02. 세종: 국토연구원.

Lee Soowook, Park Chungyu, Oh Dongwook, Park Jinbaek, Hwang Gwanseok, Kim Jeehye, Jeon Sungje, Jo Yunmi, Park Jongseon, and Yoo Jeonghyeon. 2022. *What shall we do for Real Estate Market Stability?.* Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.

 11. 이충언. 2014. 매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석. 경제학연구 62권 1호: 29-53.

Lee Chung Eun. 2014. A Panel Analysis on the Chonse Price Model. *The Korean Journal of Economic Studies* 62, no.1: 29-53.

 12. 임재만. 2013. 주거이력구조를 고려한 매매가격과 전세가격의 관계. 서울도시연구 14권 2호: 35-50.

Lim Jae Man. 2013. The Relationship between Sales Prices and Cheonse Prices with Housing Career Structure. *Seoul Studies* 14, no.2: 35-50.

 13. 전해정, 박현수. 2012. 거시경제 요인을 고려한 주택 매매·전세시장의 동학적 상관관계 분석. 서울도시연구 13권 3호: 99-114.

Chun Hae Jung and Park Heon Soo. 2012. The Relationship between Sales Prices and Cheonse Prices with Housing Career Structure. *Seoul Studies* 13, no.3: 99-114.

 14. 정기호, 김재현. 2013. 금리변화의 지역별 경제 영향 분석: 다지역 CGE모형 접근. 국토연구 77권: 35-48.

Jeong Kiho, Kim Jae Hyun. 2013. The Regional Effects of Interest Rate Change: Multiregional CGE Model Approach. *National Territory Research* 77: 35-48.

 15. 정운찬, 김홍범. 2000. 화폐와 금융시장. 서울: 율곡출판사.

Jeong Un-Chan and Kim Hong-Bum. 2000. *Money and Financial Markets*. Seoul: Yulgokbook Publishing.

 16. 조주현, 임정호, 2004. 전세가격과 매매가격 및 월세가격간의 관계에 관한 연구. 부동산학연구 10권 2호: 17-30.

Cho Joo Hyun and Lim Kevin. 2004. An Empirical Study of the Relationship among Housing Price, Chonse Price, and Rental price. *Journal of KREAA* 10, no.2: 17-30.

 17. 주택임대차보호법 일부개정(법률 제12043호), 2013.8.13. Partial revision of the Housing Lease Protection Act (Law No. 12043), 2013.8.13.
 18. 한제선, 이창무. 2017. 주택시장 월세가격, 전세가격, 매매가격 사이의 구조적 관계에 대한 분석-오차수정모형을 이용하여. 부동산분석학회 학술발표논문집 2017권 1호: 275-292.

Han Je-Sun and Lee Chang-Moo. 2017. Analysis of the Structural Relationship between Housing Rent Market Price,

- Chonsei Market Price and Sales Market Price-Using the Vector Error Correction Model. *Proceedings of Korea Real Estate Analysis Association* 2017, no.1: 275-292.
19. Christopher F. Baum, Stan Hurn, Jesús Otero. 2021. The dynamics of U.S. industrial production: A time-varying Granger causality perspective. *Econometrics and Statistics*. Available online 27 October 2021.
20. Jammazi, Rania, Román Ferrer, Francisco Jareño, Shawkat M. Hammoudeh. 2017. Main driving factors of the interest rate-stock market Granger causality. *International Review of Financial Analysis*. 52: 260-280.
21. Primiceri, Giorgio E., 2005. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*. 72, no.3: 821-852.
22. Lee Cheonjae and Park Jinbaek. 2022. The Time-Varying Effect of Interest Rates on Housing Prices. *Land*. 11, no.12: 2296.
23. Shuping Shi, Peter C. B. Phillips Stan Hurn. 2018. Change detection and the causal impact of the yield curve. *Journal of Time Series Analysis* 39, no.6: 966-987.
-
- 논문 접수일: 2023. 7. 21.
 - 심사 시작일: 2023. 8. 9.
 - 심사 완료일: 2023. 9. 5.

요약

주제어: 매매가격, 전세가격, 시간가변 인과성, 시간가변 영향력

이 연구는 매매시장과 전세시장의 시간가변적인 관계를 분석하였다. 매매시장과 전세시장의 관계에 대한 기존 연구들에서는 동일한 분석 방법을 사용하고 있음에도 두 시장의 관계가 일관성 있게 분석되지 않았다. 이 연구는 기존 연구들이 채택하고 있는 샘플의 분석 기간이 차별적이라는 점에 주목하였다. 이에 시점에 따라 인과성이나 영향력이 차이가 있을 것으로 가정하여 분석을 시도하였다. 시간가변 그랜저 인과성 검정 결과, 전세가격의 매매가격에 대한 인과성은 1990년대 중반에 뚜렷하였고, 2010년 이후 인과성이 있는 것으로 분석되었다. 매매가격의 전세가격에 대한 인과성은 1990년대에 일부 시점에 관측이

되나 모든 모형에서 공통적으로 관측되는 것은 대체로 2000년대 이후로 분석되었다. 그리고 2010년 이후부터는 매매가격과 전세가격이 서로 양방향 인과성이 있는 것으로 분석되었다. 매매가격과 전세가격 간 시간가변적인 충격반응함수 분석 결과, 매매가격 상승 충격은 대체로 전 기간에 전세가격 상승 반응을 유도하였으며, 시기에 따라 그 영향력이 차별적임을 확인하였다. 반면, 전세가격 상승 충격이 매매가격에 미치는 영향은 2000년 이전에는 발견되지 않았으며, 2010년 이후 그 영향력이 강화되었고, 2020년 전후 그 영향력이 가장 컸던 것으로 확인하였다.